



UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARÁ
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA

GEASI MORAIS

**PODER DE BARGANHA E PARTICIPAÇÃO DOS CÔNJUGES NO MERCADO DE
TRABALHO BRASILEIRO:** uma análise baseada em modelos de escolha coletiva

BELÉM-PA
2024

GEASI MORAIS

**PODER DE BARGANHA E PARTICIPAÇÃO DOS CÔNJUGES NO MERCADO DE
TRABALHO BRASILEIRO: uma análise baseada em modelos de escolha coletiva**

Tese de Doutorado apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Ciências Sociais Aplicada da Universidade Federal do Pará, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Bruno Nascimento dos Santos

Coorientador: Prof. Dr. Jader Fernandes Cirino

BELÉM-PA
2024

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP) de acordo com ISBD
Sistema de Bibliotecas da Universidade Federal do Pará
Gerada automaticamente pelo módulo Ficat, mediante os dados fornecidos pelo(a)
autor(a)

M827p Moraes, Geási.
Poder de barganha e participação dos cônjuges no mercado de
trabalho brasileiro : uma análise baseada em modelos de escolha
coletiva / Geási Moraes. — 2024.
113 f. : il. color.

Orientador(a): Prof. Dr. Ricardo Bruno Nascimento dos Santos
Coorientador(a): Prof. Dr. Jader Fernandes Cirino Tese
(Doutorado) - Universidade Federal do Pará,
Instituto de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós- Graduação
em Economia, Belém, 2024.

1. Oferta de Trabalho. 2. Modelos de Escolha Coletiva.
3. Barganha Intrafamiliar. I. Título.

CDD 330

GEASI MORAIS

**PODER DE BARGANHA E PARTICIPAÇÃO DOS CÔNJUGES NO MERCADO DE
TRABALHO BRASILEIRO: uma análise baseada em modelos de escolha coletiva**

Tese de Doutorado apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Ciências Sociais Aplicada da Universidade Federal do Pará, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Bruno Nascimento dos Santos

Coorientador: Prof. Dr. Jader Fernandes Cirino

Aprovada em 16/12/2024

Banca Examinadora:

Dr. Ricardo Bruno Nascimento dos Santos
Orientador - UFPA

Dr. Jader Fernandes Cirino
Coorientador - UFV

Dra. Marinilde Verçosa Ferreira
Membro Externo - UFAM

Dra. Ana Cecília de Almeida
Membro Externo - UFV

Dr. Harley Silva
Membro Interno - UFPA

Dr. Hilder André Bezerra Farias
Membro Interno - UFPA

RESUMO

Esta pesquisa analisa os determinantes da participação dos cônjuges no mercado de trabalho brasileiro, utilizando uma abordagem baseada em modelos de escolha coletiva. A partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) e do uso de modelos Probit e Heckit, foi possível identificar como fatores individuais e socioeconômicos influenciam as decisões de ingresso na População Economicamente Ativa (PEA) e a alocação do tempo no trabalho remunerado. Os resultados apontam que salários maiores reduzem a probabilidade de participação no mercado de trabalho, refletindo o efeito renda. No entanto, para aqueles já empregados, esses salários elevam as horas trabalhadas, indicando a presença do efeito substituição. Foram testados dois fatores distributivos, que são variáveis que afetam a distribuição do poder de barganha entre os membros de um domicílio, sem influenciar diretamente suas preferências individuais ou a restrição orçamentária familiar. A diferença de idades ajustada e a participação na renda do não trabalho revelaram impacto significativo na distribuição do poder de barganha dentro das famílias. A diferença de idades ajustada apresentou um impacto negativo na participação das esposas no mercado de trabalho, especialmente em casais sem filhos. Mulheres cujos maridos são significativamente mais velhos apresentam menor probabilidade de ingressar no mercado de trabalho, enquanto os maridos, nesse contexto, têm maior probabilidade de participar e trabalham mais horas. O controle sobre a renda não proveniente do trabalho mostrou-se relevante para o poder de barganha, especialmente para as esposas, que apresentaram maior flexibilidade em reduzir sua oferta de trabalho. O estudo reforça a relevância dos modelos coletivos para entender as dinâmicas intrafamiliares, mostrando que decisões de trabalho são moldadas por barganhas entre os cônjuges, ao contrário do que é previsto por modelos unitários tradicionais. No âmbito das políticas públicas, recomenda-se a implementação de incentivos à qualificação profissional direcionado a casais sem filhos e a oferta de auxílios voltados ao cuidado infantil para casais com filhos. Essas medidas visam ampliar as opções de escolha das famílias e promover seu bem-estar de maneira mais abrangente.

Palavras-chave: Oferta de Trabalho; Modelos de Escolha Coletiva; Barganha Intrafamiliar.

ABSTRACT

This research analyzes the determinants of spousal participation in the Brazilian labor market using an approach based on collective choice models. Utilizing microdata from the Continuous National Household Sample Survey (PNADC) and employing Probit and Heckit models, the study identifies how individual and socioeconomic factors influence decisions to join the Economically Active Population (EAP) and allocate time to paid work. The findings reveal that higher wages reduce the likelihood of labor market participation, reflecting the income effect. However, for those already employed, higher wages increase working hours, indicating the presence of the substitution effect. Two distribution factors were tested, which are variables that affect the distribution of bargaining power among household members without directly influencing individual preferences or the family budget constraint. Adjusted age differences and non-labor income participation significantly impact bargaining power distribution within families. Adjusted age differences negatively affect wives' labor market participation, particularly among childless couples. Women with significantly older husbands are less likely to join the labor market, while husbands in such contexts are more likely to participate and work more hours. Control over non-labor income proved relevant to bargaining power, especially for wives, who exhibited greater flexibility in reducing their labor supply. The study underscores the importance of collective models in understanding intrafamily dynamics, showing that labor decisions are shaped by spousal bargaining rather than the predictions of traditional unitary models. In terms of public policy, the research recommends implementing incentives for professional qualifications targeting childless couples and providing childcare support for couples with children. These measures aim to expand families' options and promote their well-being more comprehensively.

Keywords: Labor Supply; Collective Choice Models; Intrafamily Bargaining.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Taxas de Participação na Força de Trabalho por Gênero no Brasil (2012-2023).....	68
Gráfico 2 – Taxa de Participação por Gênero e Relação Familiar (2012-2023).....	69
Gráfico 3 – Proporção por Gênero e Relação Familiar (2012-2023).....	70
Gráfico 4 – Taxas de Participação Masculina por Faixa Etária.	71
Gráfico 5 – Taxas de Participação Feminina por Faixa Etária.	72
Gráfico 6 – Diferença Entre Taxas de Participação Masculina e Feminina por Faixa Etária.....	72
Gráfico 7 – Horas semanais de trabalho, Brasil 2012-2023.	74
Gráfico 8 – Composição setorial da ocupação (%), Brasil 2012-2023.	76
Gráfico 9 – Jornada semanal de trabalho por setor de atividade econômica dos ocupados, Brasil 2012-2023.....	77
Gráfico 10 – Taxas de Participação no trabalho em casa por Gênero no Brasil (2012-2023).....	78
Gráfico 11 – Taxa de Participação no trabalho em casa por Gênero e Relação Familiar (2012-2023).....	78
Gráfico 12 – Horas Semanais de Trabalho em Casa, Brasil 2012-2023.....	79

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Média das variáveis das equações de oferta de trabalho – Brasil, 2023.	81
Tabela 2 – Estatística descritiva.....	84
Tabela 3 – Efeitos das variáveis de renda na participação e horas de trabalho no mercado	87
Tabela 4 – Impacto dos fatores de distribuição na decisão de participação e horas trabalhadas.....	94
Tabela 5 – Resultados das estimativas para as preferências individuais na oferta de trabalho	99
Tabela 6 – Efeitos das preferências domiciliares na participação no mercado de trabalho e horas trabalhadas.....	104

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	17
2.1 Precursores.	17
2.2 O Modelo de Becker	19
2.3 Modelos de Alocação Intradomiciliar.....	25
2.4 Modelos Coletivos.....	27
2.5 Evidências Empíricas.....	39
3 DADOS E MÉTODOS	46
3.1 Dados	47
3.2 O Modelo de Escolha Binária	50
3.3 O Modelo de Seleção Amostral Bivariada de Heckman	53
3.4 Estratégias de Estimação dos Modelos.....	55
3.5 Os fatores de distribuição utilizados	60
4 RESULTADOS.....	63
4.1 Tendências da Participação na Força de Trabalho no Brasil.....	64
4.2 Análise Descritiva das Variáveis Relacionadas à Oferta de Trabalho	80
4.3 Determinantes da Oferta de Trabalho	85
5 CONCLUSÃO	107
REFERÊNCIAS.....	110

1 INTRODUÇÃO

A ascensão da presença feminina no mercado de trabalho, que ganhou ímpeto na segunda metade do século XX, representou a transformação demográfica mais marcante na força de trabalho desse período. Como resultado desse fenômeno, houve uma mudança significativa na distribuição de gênero na população economicamente ativa, com o contingente feminino aumentando enquanto o masculino declinava.

Esse fenômeno gerou uma série de estudos buscando explicá-lo, abordagens que geralmente visam esclarecer sua evolução e estado atual. Diversas áreas do conhecimento, como biologia, psicologia, sociologia, demografia e economia, têm contribuído para a compreensão desse processo.

Os pesquisadores procuram quantificar o fenômeno, identificando padrões e buscando explicações. A variável principal a ser considerada é a participação feminina no mercado de trabalho, frequentemente medida pela taxa de participação, taxa de ocupação na força de trabalho ou número de horas dedicadas ao trabalho remunerado. A decisão de ingressar no mercado de trabalho é tomada no âmbito familiar, portanto, a análise não deve desconsiderar as interações domésticas.

Ao investigar o ambiente familiar, encontra-se uma instituída divisão sexual do trabalho. Uma divisão secular entre o público e o privado, os homens como provedores e as mulheres como cuidadora do lar. O que limitou a participação da mulher no mercado de trabalho. Ademais, o relaxamento da fronteira entre o público e privado, devido a transformações socioeconômicas, revoluções culturais e a força do movimento feminista do século XX, possibilitou o aumento da participação da mulher no mercado de trabalho (Sousa; Guedes, 2016).

Desse modo, a decisão da mulher ingressar no mercado de trabalho é uma decisão de alocação de tempo entre atividades nas esferas pública e privada. Essa decisão torna-se complexa para as mulheres casadas, pois o aumento das horas dedicadas às atividades na esfera pública não teve uma contrapartida no número de horas que os homens dedicam às atividades da esfera privada, isto é, em grande medida as mulheres continuam responsáveis pelos cuidados do lar ao mesmo tempo em que ingressam intensamente no mercado de trabalho.

As pesquisas sobre a oferta de trabalho feminino avançaram consideravelmente desde a contribuição de Becker (1965) com seu trabalho

intitulado "A Theory of the Allocation of Time". O artigo seminal de Becker desempenhou um papel fundamental não apenas para estudos sobre oferta de trabalho, mas para compreensão e modelagem do comportamento familiar.

O modelo de Becker concebe a família como um único indivíduo que busca maximizar uma função de utilidade doméstica, onde cada membro familiar contribui para o bem-estar coletivo. Esse pressuposto tem sido amplamente criticado devido à sua premissa simplista, que não reflete a complexidade das dinâmicas familiares e das decisões tomadas dentro do ambiente doméstico. Devido a isso o modelo de Becker ficou conhecido como modelo "unitário".

Normalmente, quando há um processo de tomada de decisão que envolve múltiplos agentes, pode resultar em funções de demanda doméstica que não são mais idênticas às obtidas ao maximizar uma única função de utilidade domiciliar. Assim surgem novos modelos de domicílio, nos quais o comportamento não unitário é investigado para identificar e estimar empiricamente como os recursos são alocados, além de investigar outros comportamentos dentro do domicílio.

Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981) propuseram modelos de negociação cooperativa para casamento como uma alternativa ao modelo (altruísta) de Becker. Um modelo de negociação cooperativa de casamento presume que os parceiros têm preferências individuais baseadas em seu próprio bem-estar. Caso não cheguem a um acordo, cada um receberá utilidades associadas a um resultado padrão, conhecido como "ponto de ameaça".

Nos modelos de negociação cooperativa no casamento, introduzidos por Manser e Brown (1980), a teoria dos jogos é o principal conceito de solução. As utilidades recebidas por marido e esposa dependem do ponto de ameaça; quanto maior a utilidade do cônjuge no ponto de ameaça, maior a utilidade que o cônjuge receberá na solução de barganha. Nos modelos de negociação que incorporam a "ameaça de divórcio", como proposto por McElroy e Horney (1981), a barganha de Nash é o conceito de solução utilizado, sendo que o ponto de ameaça representa o máximo de utilidade que pode ser alcançado fora do casamento.

No modelo de negociação "esferas separadas" proposto por Lundberg e Pollak (1993), o ponto de ameaça representa um equilíbrio não cooperativo ineficiente dentro do casamento, em vez de ser associado ao divórcio, devido a restrições legais ou outras circunstâncias, em alguns casos o divórcio pode não ser uma opção viável, e em muitas outras situações, não representa uma ameaça

realista.

Nos novos modelos, também chamados de modelos de escolha coletiva, há uma distinção crucial entre os cooperativos e não cooperativos. Nos modelos não cooperativos, é comum encontrar soluções que são ineficientes. Nos Modelos cooperativos, a teoria dos jogos desempenhou um papel principal nas soluções, nos quais em geral, pressupõem ou implicam em soluções eficientes.

O conceito de "modelo coletivo" desenvolvido por Chiappori (1988, 1992) ao partir da premissa de que os resultados observados são eficientes no sentido de Pareto, em vez do pressuposto que os resultados são soluções para um jogo específico, evita a necessidade de definir explicitamente um jogo de barganha, ou mesmo determinar se a barganha é de natureza cooperativa ou não cooperativa. Desse modo, seu modelo coletivo contém todos os modelos cooperativos e também algumas soluções dos não cooperativos.

Supondo que os agentes são egoístas e o consumo é privado, ele mostra que é possível encontrar restrições testáveis e recuperar as preferências individuais e a regra de compartilhamento - que determina a distribuição de utilidades dentro da família - a partir da observação da oferta de trabalho individual e do consumo agregado. O que proporcionou um avanço nos estudos de impacto de políticas públicas no bem-estar dos membros do domicílio.

Apesar da grande importância teórica, as aplicações empíricas do modelo de oferta de trabalho coletivo de Chiappori (1988, 1992) tem algumas restrições. Abordam um cenário de uma estrutura familiar composta por apenas dois membros que trabalham e não têm filhos (marido e esposa). A presença de crianças no domicílio é abordada a partir de Blundell, Chiappori e Meghir (2005). Quanto à não participação no mercado de trabalho de algum membro do domicílio, Donni (2003) é pioneiro na abordagem. Em relação aos dois aspectos simultaneamente em apenas uma modelagem no quadro teórico coletivo - a presença de crianças e a não participação - o estudo realizado por Espinel e van Gameren (2018) parece ter sido a primeira tentativa.

Assim, ao reconhecer a importância das preferências individuais e do processo de barganha dentro da família, que resulta em alocações que são eficientes no sentido de Pareto e dependem da distribuição de poder entre os membros, a abordagem coletiva fornece uma representação mais realista das decisões familiares em comparação com o modelo unitário, que trata a família como

um único agente com uma função de utilidade comum, desconsiderando as preferências individuais e o poder de barganha.

Com a intenção de testar empiricamente se o modelo coletivo realmente é mais realista que o modelo unitário, Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) utilizam a ideia dos fatores distributivos (Browning e Chiappori 1998), esses fatores são descritos como variáveis que influenciam o poder de barganha dos membros da família, sem impactar diretamente suas preferências ou o orçamento doméstico.

Caso os fatores distributivos sejam relevantes significa que a força relativa de barganha de cada cônjuge pode mudar, assim como os resultados da alocação de recursos. Sempre que um fator de distribuição em questão favorecer um membro específico da família, seu poder de barganha aumenta. Em termos de efeitos de renda, tudo o mais constante, isso deve resultar em uma diminuição na sua oferta de trabalho e um aumento na oferta de trabalho do cônjuge.

Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) testaram seu modelo coletivo utilizando dois fatores distributivos: proporção de sexos e as leis de divórcio os quais podem afetar os resultados de alocação de recursos apenas através do impacto na distribuição do poder intrafamiliar. Seus resultados demonstraram que os fatores de distribuição desempenham um papel importante nas decisões dentro da família, contrariando a previsão do modelo unitário que sugere que esses fatores não teriam relevância.

Especificamente, quando a proporção de homens em relação a mulheres era favorável às mulheres (menor proporção de mulheres), isso aumentava a posição de barganha das esposas dentro das famílias. As leis de divórcio que favoreciam as mulheres, como aquelas que facilitam o divórcio unilateral, a divisão equitativa de propriedade fortaleceram a posição de negociação das mulheres dentro do casamento. Como resultado, as mulheres tendiam a reduzir sua oferta de trabalho, enquanto os homens aumentavam a sua oferta de trabalho.

Outros estudos seguiram ampliando as fronteiras da análise do modelo coletivo ao introduzirem novos fatores distributivos. Chiappori e Meghir (2015) e Gobbi et al. (2018), por exemplo, analisaram a renda não proveniente do trabalho como um fator importante. Este tipo de renda, controlado por um dos cônjuges, aumenta seu poder de barganha, alterando a alocação de recursos dentro da família. O estudo de Molina et al. (2023) também aponta que o controle de renda não laboral pelas esposas reduz sua oferta de trabalho, ao passo que a dos maridos aumenta, confirmando que esses fatores redistribuem o equilíbrio de poder no

casamento.

A diferença de idade entre os cônjuges é outro fator distributivo amplamente estudado. Autores como Gobbi et al. (2018) e Yamamura e Tsutsui (2021) mostram que a diferença idade dos cônjuges afeta a dinâmica familiar, particularmente na divisão do trabalho doméstico e nas responsabilidades parentais. Em famílias onde o marido é mais velho, é comum que a esposa assuma uma maior carga de trabalho doméstico, o que influencia também sua oferta de trabalho remunerado. Por outro lado, casais mais jovens tendem a dividir de forma mais equitativa as responsabilidades do lar.

Além disso, Lyssiotou (2017) investigou o impacto de benefícios infantis e outras transferências incondicionais direcionadas para as esposas, mostrando que tais fatores distributivos afetam não apenas a oferta de trabalho dos cônjuges, mas também o consumo de bens públicos como educação e saúde infantil. Um aumento na proporção de benefícios recebidos pela esposa reduz sua oferta de trabalho, aumentando a do marido, ao mesmo tempo em que direciona mais recursos para o bem-estar das crianças.

Fatores como a proporção de renda feminina dentro da família e a proporção de herança também foram estudados como elementos que influenciam a barganha intrafamiliar. Blau e Goodstein (2016) mostraram que a herança recebida por um dos cônjuges pode alterar significativamente a distribuição de poder, influenciando as decisões de consumo e de trabalho. Já a diferença nos níveis educacionais entre os cônjuges foi apontada por Crespo (2009) como um importante fator distributivo, onde um cônjuge mais educado tende a assumir uma posição de maior poder dentro da família, afetando a alocação de tempo entre trabalho e lazer.

Estudos como o de Belloc e Velilla (2024), ampliaram o debate para um contexto europeu, analisando como variáveis como a razão de sexo, renda não laboral, diferença de idade e diferenças educacionais afetam a oferta de trabalho em 17 países da Europa. Eles demonstraram que esses fatores variam significativamente entre os países, com impactos distintos na alocação de recursos intrafamiliares e na oferta de trabalho de ambos os cônjuges.

Na América Latina, Campaña, Giménez-Nadal e Molina (2018) utilizaram a razão de sexos como fator distributivo para testar o modelo coletivo em países como México e Colômbia, confirmando que esse fator influencia significativamente a distribuição de renda dentro do casal, embora tenha impacto menos expressivo na

oferta de trabalho. Em uma análise mais ampla, Campaña, Giménez-Nadal e Molina (2021) estudaram cinco países da região, demonstrando que a proporção de homens e mulheres em uma região afeta diretamente as decisões de trabalho remunerado e não remunerado.

No Brasil, os estudos de Fernandes e Scorzafave (2008) e Maciel (2008) foram os primeiros a testar o modelo coletivo de Chiappori et al. (2002) utilizando fatores distributivos. Fernandes e Scorzafave (2008) utilizaram a diferença de idade e a razão de sexo como fatores distributivos. Eles descobriram que um aumento na razão de sexo aumenta as horas de trabalho dos maridos, enquanto uma maior diferença de idade reduz a oferta de trabalho das esposas e aumenta a dos maridos.

Maciel (2008) utilizou as diferenças de idade e de nível educacional dos cônjuges como fatores distributivos. O impacto da diferença de nível educacional foi negativo na oferta de trabalho das mulheres. A diferença de idade reduziu a oferta de trabalho das esposas e aumentou a dos maridos.

Estudos mais recentes, como os de Gruppi (2018) e Tedesco (2022), também testaram o modelo coletivo para casais de mesmo sexo e casais heterossexuais, usando diferentes fatores distributivos. Gruppi (2018) usou os diferenciais de idade e de renda não proveniente do trabalho. Tedesco (2022) utilizou os diferenciais de idade e escolaridade como fatores distributivos. Em ambos os casos os fatores distributivos foram significativos, mostrando que o poder de barganha dos cônjuges tem impacto na oferta de trabalho.

Nesse contexto, este estudo busca analisar a oferta de trabalho dos cônjuges, destacando os processos de barganha intrafamiliar característicos dos modelos de escolha coletiva. Dessa forma, a tese define os seguintes objetivos:

Objetivo Geral

Analisar os fatores que determinam a participação e o número de horas trabalhadas pelos cônjuges no mercado de trabalho brasileiro, com ênfase em modelos de escolha coletiva que incorporam a barganha intrafamiliar e a eficiência de Pareto nas decisões familiares.

Objetivos Específicos

Os objetivos específicos incluem: a) examinar as mudanças e tendências recentes na participação da força de trabalho por gênero no Brasil ao longo da última década; b) realizar uma análise comparativa das decisões de oferta de trabalho entre esposas e maridos; c) comparar os resultados entre domicílios formados por

casais com filhos e aqueles sem filhos; d) investigar os impactos de fatores socioeconômicos nas decisões de participação e nas horas trabalhadas pelos cônjuges.

A hipótese central é que a participação dos cônjuges no mercado de trabalho e a distribuição de seu tempo em atividades remuneradas são significativamente influenciadas por fatores que determinam o poder de barganha dentro do domicílio. Esses fatores distributivos são esperados que influenciem as decisões intrafamiliares, resultando em diferentes padrões de participação no mercado de trabalho e alocação de tempo.

A pesquisa é relevante por diversos motivos. Compreender os determinantes da entrada dos cônjuges no mercado de trabalho e a subsequente alocação de seu tempo na esfera profissional permite fornecer percepções valiosas para a formulação de políticas públicas voltadas à promoção da equidade de gênero e ao fortalecimento do bem-estar social. Além disso, ao explorar a divisão sexual do trabalho e suas implicações nas decisões individuais de oferta de trabalho, este estudo contribui para uma análise mais aprofundada das dinâmicas familiares e socioeconômicas contemporâneas, ampliando o entendimento sobre os desafios e as oportunidades no contexto atual.

A tese busca contribuir para a literatura ao explorar a aplicação dos modelos de oferta de trabalho doméstico coletivo, com ênfase em como alterações no poder de barganha intrafamiliar, resultantes de mudanças nos fatores distributivos, influenciam as decisões laborais dos cônjuges. A tese inova por sua abordagem coletiva ao introduzir um novo fator de distribuição, a diferença de idades ajustada. Além disso, analisará a parcela da renda proveniente de atividades não laborais controladas pelos cônjuges, avaliando-a como um fator distributivo potencialmente relevante. No contexto brasileiro, a tese se diferencia ao incluir em sua análise famílias que possuem indivíduos fora do mercado de trabalho, uma abordagem viabilizada pela aplicação do modelo teórico de Donni (2003) na conjuntura de Chiappori et al. (2002) o que permite ampliar a amostra e proporcionar resultados mais realistas para o caso brasileiro.

Ademais, para verificar o impacto de bens públicos, conforme modelado por Blundell, Chiappori e Meghir (2005), a amostra foi dividida entre casais sem e com filhos. Essa divisão permite identificar diferenças nas dinâmicas intrafamiliares, como o impacto da presença de filhos na alocação de tempo, participação no mercado de

trabalho e padrões de consumo. Casais com filhos enfrentam restrições econômicas adicionais, enquanto casais sem filhos estão menos sujeitos a essas pressões. Além disso, a separação facilita a análise dos fatores de distribuição, assim como reduz a heterogeneidade dentro de cada grupo e aumenta a precisão das estimativas, enriquecendo a compreensão das decisões econômicas familiares.

Para atingir os objetivos da pesquisa, a análise será realizada em duas etapas. Na primeira, será examinada a relação entre o ingresso dos cônjuges na força de trabalho e as características individuais e familiares que influenciam essa decisão. Na segunda etapa, será analisada como essas características impactam a alocação de tempo dos cônjuges em atividades de trabalho no mercado.

Busca-se analisar a mudança na probabilidade dos cônjuges ofertar trabalho dado uma mudança em alguma variável individual ou socioeconômica, em seguida averigua-se como essa mudança tem afetado o tempo de trabalho no mercado. Para tanto serão utilizados modelos econométricos. Pretende-se, com os modelos econométricos, primeiro analisar os principais determinantes da participação dos cônjuges no mercado de trabalho, em seguida analisar de que forma esses determinantes estão influenciando no tempo de trabalho.

Para verificar os principais determinantes da participação no mercado de trabalho será utilizado o modelo Probit. Assim, é possível mensurar de que forma as características pessoais e do domicílio afetam a probabilidade dos cônjuges ofertar trabalho. De modo análogo, porém utilizado o modelo Heckit, verifica-se as variações no tempo de trabalho no mercado devido aos impactos das mudanças nos fatores individuais e socioeconômicos. A análise tem por base os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) para o ano de 2023.

A tese está organizada em cinco seções. A Seção 2 apresenta uma revisão da literatura sobre modelos de oferta de trabalho, abordando os principais predecessores teóricos, o modelo de Becker, os modelos de alocação intradomiciliar, os modelos coletivos e as evidências empíricas disponíveis. A Seção 3 descreve os dados e métodos utilizados na pesquisa, incluindo a apresentação das bases de dados, o uso do modelo Probit, do modelo Heckit, as estratégias de estimação adotadas e os fatores distributivos analisados. Na Seção 4, são discutidos os resultados da pesquisa, com destaque para as tendências da participação na força de trabalho no Brasil, a análise das estatísticas descritivas das variáveis

utilizadas nas equações de oferta e os resultados estimados pelos modelos Probit e Heckit. Por fim, a Seção 5 traz as conclusões da tese.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico deste estudo está centrado nas abordagens econômicas que explicam a oferta de trabalho pela ótica da família. Este campo de estudo tem evoluído significativamente desde os primeiros trabalhos, como o modelo unitário de Becker (1965), que considera a família como um único agente que maximiza uma função de utilidade comum, até os mais recentes modelos de escolha coletiva.

Esses modelos reconhecem a importância das dinâmicas intrafamiliares, onde cada membro da família tem preferências individuais e participa de um processo de barganha para alocar o tempo no trabalho remunerado. Esse referencial teórico é particularmente relevante para o problema de pesquisa, que busca entender os fatores que influenciam a decisão dos cônjuges de participar do mercado de trabalho no Brasil. A decisão dos cônjuges de ingressar ou permanecer no mercado de trabalho é afetada tanto por fatores individuais quanto pela distribuição de poder dentro da família, conforme modelado por Chiappori et al. (2002).

A estrutura do referencial teórico abrange desde os precursores da teoria econômica da família, passando pelos modelos de alocação intradomiciliar e os modelos de escolha coletiva, até chegar às evidências empíricas.

2.1 Precursores.

Segundo Browning, Chiappori e Weiss (2014), o interesse dos economistas pela estrutura familiar pode ser rastreado até as obras de Cantillon (1730), Smith (1776) e Malthus (1798). O interesse residia na instituição do casamento como um método para controlar a fertilidade. Os autores exploraram as relações entre as condições econômicas e a dinâmica populacional, abordando especificamente questões como o salário de subsistência e o tamanho das famílias capazes de manter uma força de trabalho estável ao longo de gerações.

A família continuou a ser tema de estudo posteriormente, com Mill (1848) e Le Play (1855) ao examinarem o impacto da estrutura familiar no bem-estar de seus integrantes, através de mecanismos como autoprodução, seguros e redistribuição dos recursos familiares. Um aspecto central dessa análise foi a maneira como a

distribuição de heranças entre os irmãos influenciava os padrões de casamento, os incentivos tanto dos filhos quanto dos pais para trabalhar e economizar, e a distribuição geral de riqueza na sociedade.

Segundo Becker (1991), até a década de 1950, a atenção dos economistas em relação à família era notavelmente escassa, a teoria populacional malthusiana era onde se tinha maior atenção. Somente a partir desse período é que os estudiosos começaram a reconhecer a importância dos cônjuges, filhos e outros membros da família como elementos fundamentais para a compreensão dos fenômenos econômicos.

Até então, não se dedicava muito ao estudo da dinâmica familiar. Os modelos econômicos de comportamento familiar tendiam a negligenciar a distribuição interna dos papéis e recursos. O modelo de consenso proposto por Samuelson (1956) foi o primeiro a formalizar essa negligência, argumentando que a análise da demanda do consumidor poderia ser conduzida sem levar isso em consideração. Sob essa perspectiva, cada membro da família age como se estivesse buscando maximizar uma função de utilidade comum, permitindo assim que a família seja tratada como uma unidade (Lundberg; Pollak, 1993).

Samuelson se concentra no comércio internacional, em particular nas condições que tornam as funções de demanda de um país racionalizáveis. Ele mostrou que as funções de demanda de um país são racionalizáveis se seus cidadãos tiverem preferências idênticas e homotéticas. A analogia formal é estabelecida entre a agregação das demandas dos cidadãos para obter as funções de demanda de um país e a agregação das demandas de marido e mulher para obter as funções de demanda de uma família. Assim as funções de demanda de um domicílio multipessoal são racionalizáveis apenas sob suposições altamente restritivas (Pollak, 2003).

Terence Gorman, em 1956, explorou a concepção de uma função de produção doméstica, na qual os bens adquiridos são transformados em mercadorias que geram utilidade. Suas ideias foram amplamente divulgadas como um documento de trabalho e exerceram uma influência significativa na discussão acadêmica sobre a função de produção doméstica durante várias décadas, até serem finalmente publicadas em forma de artigo em 1980 (Chiappori; Lewbel, 2015).

Em seu estudo, Mincer (1962) desenvolveu um modelo capaz de explicar a variação na taxa de participação da força de trabalho das mulheres casadas,

considerando fatores como renda familiar, salário feminino, educação e desemprego. O objetivo principal era analisar os impactos das rendas permanentes e transitórias na oferta de trabalho, chegando à conclusão de que a elasticidade da renda transitória é maior do que a da renda permanente, especialmente entre grupos com diferentes níveis educacionais e idades.

No entanto, o pioneirismo na abordagem da produção doméstica é creditado à obra "The Economics of Household Production", de Reid, publicada em 1934 (Pollak, 2003). Neste trabalho, a autora propõe um conceito de produção doméstica que se baseia nas dinâmicas do mercado. Ela também se dedica a investigar os métodos mais eficazes para atribuir um valor monetário ao trabalho não remunerado realizado nos lares.

Portanto, Becker (1965) não é o primeiro estudo a examinar o uso do tempo em casa, nem o primeiro a sugerir uma função de produção doméstica, na qual os bens adquiridos são transformados em mercadorias que proporcionam utilidade. O que Becker faz de forma singular é integrar o consumo de bens com a utilização do tempo na geração de utilidade doméstica (Chiappori; Lewbel, 2015).

Becker destacou que existem diversas formas de utilização do tempo, assim como há muitos tipos de bens de consumo, e que diferentes combinações de uso do tempo e bens de consumo resultam em mercadorias (oriundas da produção doméstica) de maneiras variadas.

Ao fazer isso, Becker introduziu a família como um elemento fundamental na pesquisa econômica, tornando-a um componente essencial na agenda de estudos dos economistas. Ele criou o campo da economia da família, na forma como conhecemos hoje, construindo e analisando modelos acessíveis e elucidativos do comportamento familiar. Sua contribuição revelou que a dinâmica familiar pode ser estudada de forma sistemática e rigorosa, oferecendo novas perspectivas sobre as interações econômicas dentro do âmbito doméstico.

2.2 O Modelo de Becker

Ao longo do tempo, tem sido observado um declínio constante na jornada de trabalho, sendo que o tempo dedicado a outras atividades tem superado o tempo gasto efetivamente no trabalho. Surpreendentemente, os economistas têm dedicado

pouca atenção ao estudo do tempo de não-trabalho, mesmo diante dessa mudança significativa no equilíbrio entre as esferas laborais e não laborais.

Considerando que a forma como as pessoas utilizam e alocam seu tempo livre pode ter um impacto crucial em seu bem-estar econômico e qualidade de vida, torna-se essencial compreender a alocação do tempo de não-trabalho.

Foi nesse contexto que Becker, propôs uma teoria abrangente da alocação do tempo, visando desenvolver uma estrutura teórica geral que englobasse todas as áreas ou domínios não relacionados ao trabalho. Seu objetivo era explorar e compreender como as pessoas distribuem e utilizam seu tempo em diferentes aspectos da vida, como lazer, cuidados pessoais, educação, entre outros.

O trabalho de Becker (1965) intitulado "A Theory of the Allocation of Time" trouxe uma revolução na compreensão e modelagem do comportamento doméstico. Nesse artigo, Becker introduziu uma perspectiva original ao combinar as funções de demanda marshallianas para bens com as escolhas ligadas à oferta de trabalho e à gestão do tempo dentro do ambiente doméstico. Ao integrar as teorias econômicas da demanda por bens com as atividades domésticas, Becker estabeleceu uma base conceitual sólida para examinar a maneira como os indivíduos tomam decisões em relação à alocação de recursos escassos, dentro do contexto familiar.

Antes do artigo de Becker, a economia doméstica tradicionalmente considerava a oferta de trabalho e a alocação do tempo como áreas separadas de estudo. No entanto, seu estudo demonstrou a importância de entender esses dois aspectos de forma integrada, pois eles são intrinsecamente interligados no processo de tomada de decisão dos indivíduos dentro do domicílio.

Através de sua teoria da alocação do tempo, Becker destacou que a oferta de trabalho não é apenas influenciada por fatores externos, como salários e oportunidades de emprego, mas também pela maneira como as atividades domésticas são compartilhadas e organizadas. Assim, seu estudo abriu caminho para uma nova linha de pesquisa que integra na economia a análise do comportamento doméstico.

Seu modelo parte da teoria tradicional neoclássica de que as famílias maximizam funções de utilidades:

$$U = U(y_1, y_2, \dots, y_n) \quad (1)$$

sujeitas à restrição de recursos:

$$\sum p'_i y_i = I = W + V \quad (2)$$

onde y_i são bens comprados no mercado; p'_i são seus preços; I é renda monetária; W são os ganhos (salários, proventos); V são as outras rendas.

A partir daí, Becker introduz sistematicamente o tempo de não-trabalho no modelo clássico. As famílias combinam bens de mercado e tempo para produzir mercadorias mais básicas, que entram em suas funções de utilidade:

$$Z_i = f_i(x_i, T_i) \quad (3)$$

onde x_i é um vetor de bens de mercado e T_i é um vetor de tempo, os quais são os insumos usados na produção da i -ésima mercadoria, Z_i . Assim, as famílias não são apenas maximizadoras de utilidade, elas também são unidades produtoras, combinando bens de mercado e tempo através das "funções de produção" f_i produzem as mercadorias Z_i .

A escolha da melhor combinação de Z_i é feita de maneira convencional, maximizando a função de utilidade:

$$U = U(Z_1, \dots, Z_m) \equiv U(f_1, \dots, f_m) \equiv U(x_1, \dots, x_m; T_1, \dots, T_m) \quad (4)$$

sujeita à restrição orçamentária:

$$g(Z_1, \dots, Z_m) = Z \quad (5)$$

onde g é uma função de custo de Z_i , e Z é o limite de recursos. Assim, o objetivo básico é encontrar medidas de g e Z .

Supondo que a função de utilidade (4) seja maximizada sujeita a duas restrições separadas: às restrições das funções de produção (3) e à restrição de bens de mercado e tempo. A restrição de bens pode ser escrita como:

$$\sum_1^m p_i x_i = I = V + T_w \bar{w} \quad (6)$$

onde p_i é um vetor dos preços unitários de x_i ; T_w é um vetor das horas gastas no trabalho; $\bar{w}$ é um vetor dos ganhos por unidade de T_w . As restrições de tempo podem ser escritas como:

$$\sum_1^m T_i = T_c = T - T_w \quad (7)$$

onde T_c é um vetor do tempo total gasto no consumo; T é um vetor do tempo total disponível. As funções de produção (3) podem ser escritas na forma equivalente:

$$\begin{aligned} T_i &\equiv t_i Z_i \\ x_i &\equiv b_i Z_i \end{aligned} \quad (8)$$

onde t_i é um vetor que fornece o *input* de tempo por unidade de Z_i ; b_i é um vetor que fornece o *input* bens de mercado por unidade de Z_i .

Nota-se que as restrições de bens (6) e de tempo (7) não são independentes, pois o tempo pode ser convertido em bens, por meio do aumento da quantidade de tempo dedicada ao trabalho. Assim, substituindo T_w da equação (7) em (6) tem-se a restrição:

$$\sum p_i x_i + \sum T_i \bar{w} = V + T \bar{w} \quad (9)$$

E substituindo a equação (8) na equação (9), tem-se:

$$\sum (b_i p_i + t_i \bar{w}) Z_i = V + T \bar{w} \quad (10)$$

De modo mais compacto:

$$\sum \pi_i Z_i = S' \quad (11)$$

onde: $\pi_i \equiv b_i p_i + t_i \bar{w}$; e $S' \equiv V + T \bar{w}$. Assim, o preço de uma unidade de Z_i é π_i . Sendo que π_i é a soma dos preços dos bens ($b_i p_i$) e do tempo ($t_i \bar{w}$) por unidade de Z_i . O lado direito de (10) mostra a renda monetária obtida se todo tempo disponível fosse dedicado ao trabalho S' . Em outras palavras, a equação (10) mostra que a renda atingível (S') é "gasta" nas commodities Z_i diretamente através de despesas com bens, $\sum p_i b_i Z_i = \sum p_i (x_i)$, ou indiretamente através da ganhos cedidos, $\sum t_i \bar{w} Z_i = \sum \bar{w} (T_i)$, isto é, usando o tempo no consumo e não no trabalho.

Desse modo, as restrições das funções de produção e a restrição de bens de mercado e tempo estão sintetizadas na equação (10). Então, maximizando (4) sujeito à (10), tem-se:

$$U_i = \frac{\partial U}{\partial Z_i} = \lambda \pi_i \quad i = 1, \dots, m \quad (12)$$

onde λ é a utilidade marginal da renda monetária.

Considere agora, a identidade que relaciona os ganhos renunciados (ou cedidos) pelo interesse em utilidade (L), a renda total alcançável (S) e renda monetária (I):

$$L(Z_1, \dots, Z_m) \equiv S - I(Z_1, \dots, Z_m) \quad (13)$$

Substituindo as equações (6) e (8), na equação (13) tem-se:

$$\sum p_i b_i Z_i + L(Z_1, \dots, Z_m) \equiv S \quad (14)$$

Essa restrição de recursos mostra que a renda total é gasta diretamente em bens de mercado ou indiretamente através de ganhos cedidos. Uma expressão simplificada para os ganhos cedidos é:

$$L = \bar{w}T_c = \bar{w} \sum t_i Z_i \quad (15)$$

Assim a equação (14) se reduz à equação de restrição (10).

De modo análogo a maximização anterior, a condição de equilíbrio resultante da maximização da função de utilidade (4) sujeita à (14) é:

$$U_i = \mu(p_i b_i + L_i), \quad i = 1, \dots, m \quad (16)$$

onde $p_i b_i$ e L_i são os componentes direto e indireto do preço marginal total $p_i b_i + L_i$, respectivamente. A divisão do custo em componentes diretos e indiretos revela a alocação do tempo e de bens em atividades orientadas ao trabalho e consumo.

Considere a derivada parcial dos ganhos cedidos em relação à mercadoria Z_i :

$$\partial L / \partial Z_i = \frac{\partial L}{\partial T_i} \frac{\partial T_i}{\partial Z_i} + \frac{\partial L}{\partial x_i} \frac{\partial x_i}{\partial Z_i} \quad (17)$$

Para simplificar, denotemos:

$$L_i = l_i t_i + c_i b_i \quad (18)$$

onde $l_i = \frac{\partial L}{\partial T_i}$ e $c_i = \frac{\partial L}{\partial x_i}$ são os ganhos cedidos (marginais) de usar mais tempo e bens, respectivamente, em Z_i . Substituindo a equação (18) na equação (16) tem-se:

$$U_i = \mu[b_i(p_i + c_i) + t_i l_i] \quad (19)$$

Desse modo, conclui-se que o custo marginal total da produção de Z_i é a soma do custo marginal do uso de bens na produção de Z_i (o componente $b_i(p_i + c_i)$) com o custo marginal do uso do tempo na produção de Z_i (o componente $(t_i l_i)$). Note que de quando $c_i = 0$ (quando não há custos indiretos de uso de bens) a divisão seria equivalente àquela entre custos diretos e indiretos expresso por π_i , sendo que $l_i \equiv \bar{w}$, isto é, o ganho cedido pelo uso do tempo (marginal) em atividades de não-trabalho é igual a taxa salarial.

O objetivo central do artigo de Becker é fornecer uma análise teórica fundamental que considerasse o custo do tempo em igual importância ao custo dos bens de mercado. Ele observou que os economistas frequentemente levam em conta os custos de oportunidades ao investir tempo no aprimoramento do capital humano em vez de dedicá-lo ao trabalho remunerado. No entanto, Becker destacou

que os economistas não haviam sido igualmente sofisticados ao analisar outros usos do tempo que não estivessem diretamente relacionados ao trabalho.

Becker trouxe à tona a necessidade de compreender de forma abrangente como as pessoas tomam decisões em relação à alocação do tempo, considerando todas as atividades e compromissos que estão envolvidos na vida cotidiana. Ele enfatizou que o tempo não é apenas um recurso limitado, mas também um recurso que tem custo.

Ao escolher dedicar tempo a uma atividade específica, as pessoas abrem mão de alternativas e, portanto, incorrem em custos de oportunidade. Ele argumentou que a análise econômica deve levar em conta não apenas as escolhas de consumo e trabalho, mas também as atividades não remuneradas, como cuidar da casa, cuidar dos filhos, lazer e outras formas de investimento no bem-estar e no capital humano.

Enquanto modelos anteriores de oferta de trabalho consideravam o consumo e o lazer como bens distintos que geram utilidade de forma separada, Becker destaca a interconexão entre diferentes tipos de uso do tempo e bens de consumo. Os diversos tipos de uso do tempo e bens de consumo se combinam de maneiras distintas, resultando na produção de diferentes mercadorias. Por exemplo, a combinação de tempo gasto na preparação de refeições e o consumo de ingredientes resultam na produção de refeições caseiras, as quais proporcionam utilidade.

Becker destaca que os vários tipos de tempo e consumo se unem em uma única função objetivo do domicílio, a qual busca maximizar a utilidade obtida, considerando uma restrição orçamentária geral. Essa abordagem, que considera a interação entre tempo e consumo, estabelece uma estrutura de modelagem essencial para as análises modernas de consumo e uso do tempo no contexto doméstico. De fato, essa linha de estudo é frequentemente denominada "Nova Economia Doméstica" devido à sua influência duradoura.

O modelo proposto por Becker é, de certa ótica, mais abrangente do que os modelos comumente utilizados atualmente. No sentido de que diferentes tipos de tempo, como os fins de semana, por exemplo, em comparação com os dias úteis, devem ter diferentes preços-sombra dentro do contexto doméstico. Essa abordagem contrasta com a maioria dos modelos contemporâneos, os quais associam uma única taxa salarial observável ao tempo de cada indivíduo.

Em relação à especialização, implícita no modelo, Becker (1985, 1991), observa que, mesmo no caso em que o marido e mulher sejam essencialmente idênticos, eles se beneficiam da divisão de tarefas entre o mercado de trabalho e as atividades domésticas. Portanto, mesmo sutis diferenças entre homens e mulheres podem resultar em uma divisão do trabalho baseada no gênero.

Apesar de defender a importância das diferenças biológicas para explicar a predominância das mulheres na responsabilidade pela criação dos filhos, a principal lição proveniente da análise de uma divisão eficiente do trabalho não é que a biologia ou a discriminação sejam as causas diretas da divisão tradicional das atividades entre homens e mulheres.

O ponto principal é que mesmo pequenas formas de discriminação no mercado de trabalho contra as mulheres, combinadas com diferenças biológicas sutis, podem resultar em grandes disparidades nas responsabilidades assumidas por maridos e esposas. Portanto, é provável que surja uma grande discrepância quando as mulheres escolhem focar em atividades domésticas, investem pouco em desenvolvimento de habilidades profissionais e dedicam a maior parte de seus esforços ao ambiente familiar.

2.3 Modelos de Alocação Intradomiciliar

A principal crítica ao modelo de Becker está relacionada ao pressuposto da existência de uma única função de utilidade domiciliar. Ou seja, ele trata da tomada de decisões econômicas dentro da família como se fosse um único agente racional, o que simplifica excessivamente a dinâmica familiar e ignora as possíveis divergências de interesses e preferências individuais dos membros da família.

As diferenças individuais podem influenciar significativamente as decisões familiares. Na prática, um membro pode ter mais poder e influência sobre as decisões do que os outros, o que pode levar a resultados que não são ótimos para todos os envolvidos. Além das influências externas, como normas sociais, cultura e políticas públicas, que podem afetar as decisões familiares. Essas críticas levaram ao desenvolvimento de modelos alternativos, que tentam incorporar essas complexidades e oferecer uma visão mais realista das dinâmicas familiares.

Manser e Brown (1980) foram pioneiros na tentativa de resolver esses problemas. Os autores identificaram a falta de uma análise abrangente que incluísse simultaneamente decisões sobre casamento, fertilidade, oferta de trabalho e padrões

de consumo, bem como suas interações. Eles posicionam o problema da decisão doméstica em um contexto de negociação e aplicam a teoria dos jogos cooperativos de duas pessoas para abordar essas questões.

Os autores examinam os possíveis benefícios do casamento em um mundo onde existem duas pessoas, cada uma com funções de utilidade distintas que dependem de um vetor de bens privados, bens compartilhados e lazer. Se o ponto que representa a utilidade máxima possível para cada indivíduo estiver dentro da fronteira de possibilidades de utilidade, eles devem casar-se e decidir sobre uma alocação de recursos e distribuição de ganhos.

Algumas soluções de barganha cooperativa são analisadas pelos autores. O casamento ditatorial é uma solução eficiente de Pareto, na qual um agente captura todos os ganhos e decide a alocação dos recursos. A solução de barganha de Nash e a solução de Kalai-Smorodinsky, além de serem eficientes de Pareto, satisfazem a propriedade de simetria, ou seja, a solução independe do rótulo dos agentes. Em todos os casos, existe uma solução única para o problema de otimização doméstica, e as funções de demanda resultantes são diferenciáveis. Para o caso de utilidades interdependentes, a necessidade de uma regra de barganha para a resolução de conflitos permanece.

Os autores expandem a análise para um cenário com muitos homens e mulheres. Nesse caso, os agentes possuem informações imperfeitas sobre os possíveis cônjuges, e as possibilidades de casamento se ampliam, além de existir a opção de permanecer solteiro. O ponto de ameaça no processo de barganha é especificado para refletir as expectativas sobre o casamento. Nesse contexto, a decisão de entrar e sair do casamento pode ocorrer em um número finito de vezes, dependendo das mudanças nas variáveis exógenas.

McElroy e Horney (1981) questionam a base teórica de muitas análises empíricas que usam a maximização de utilidade individual para modelar comportamentos que, na realidade, resultam de decisões de grupo. Assumindo um lar com duas pessoas (um casal) que toma decisões conjuntas sobre alocação de tempo e renda, utilizaram a solução de Nash para um jogo cooperativo de duas pessoas, aplicando-o à formação de um sistema de demanda.

O casal tenta maximizar a função do produto de ganho de utilidade, um caso especial da função do produto de Nash, sujeita a restrição orçamentária. Nessa função há uma comparação do ganho do casamento em relação à melhor alternativa

disponível, a qual pode ser interpretada como o ponto de ameaça, que representa a utilidade máxima que cada pessoa pode alcançar fora do casamento, os pontos de ameaça podem mudar porque as oportunidades fora do casamento mudam.

No modelo desenvolvido, as curvas de indiferença neoclássicas são substituídas por curva iso-produto de ganho (IGPC), que refletem a barganha entre os cônjuges. A inclinação das IGPC é a taxa marginal de substituição familiar (FRS) que depende dos argumentos dos pontos de ameaça (preços, rendas não salariais e parâmetros de busca). A análise das IGPCs e da FRS fornece *insights* sobre como mudanças nos preços e nas rendas dos cônjuges afetam as decisões de consumo dentro do lar.

O modelo mantém as propriedades neoclássicas, mas introduz novas generalizações para acomodar a barganha, obtiveram derivações das generalizações de Nash para a equação de Slutsky, a simetria de substituição, e a agregação de Engel. Desenvolvimento de um sistema de demanda onde as rendas não salariais de ambos os cônjuges são argumentos distintos de cada equação de demanda.

Assim, os modelos de barganha de Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981) são conhecidos como modelos de barganha de ameaça de divórcio. Os cônjuges com preferências conflitantes são assumidos como resolvendo suas diferenças através de alguma solução de barganha. O equilíbrio é determinado pelo conjunto de consumo viável e pelo ponto de ameaça que é interpretado como a utilidade de permanecer solteiro ou se divorciar.

2.4 Modelos Coletivos

Uma linha alternativa para interpretar as decisões da família como oriunda de um processo de interação entre indivíduos com preferências distintas originou-se com os trabalhos de Chiappori (1988, 1992) e de Apps e Rees (1988). Chiappori (1988) propõe a generalização dos trabalhos de Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981) e encontrar condições testáveis empiricamente sobre o comportamento doméstico a partir de uma hipótese de "racionalidade coletiva". Ao invés de utilizar algum modelo de barganha para modelar o processo de decisão no domicílio, ele simplesmente supõe que os resultados dos acordos domésticos são

eficientes de Pareto. A partir daí investiga se a eficiência de Pareto implica em restrições sobre o comportamento observável da casa.

Chiappori procura generalizar o fato de que o consumo individual de cada membro do domicílio não é diretamente observável. O que reforça a relevância da abordagem coletiva, especialmente considerando a disponibilidade de dados sobre a oferta de trabalho individual e o consumo agregado do domicílio. Assim, deriva uma modelagem com três bens: a oferta de trabalho de cada membro e o consumo agregado. E tenta derivar restrições testáveis empiricamente sobre as ofertas de trabalho a partir da hipótese de eficiência de Pareto.

As condições de racionalidade coletiva (CR) e de racionalidade coletiva para agentes egoístas (CREA) são derivadas. Essas condições incluem a existência de funções de utilidade e regras de compartilhamento de renda que satisfaçam as restrições orçamentárias e de eficiência de Pareto.

Se os agentes são egoístas, podem-se derivar condições paramétricas (equações diferenciais parciais) e não paramétricas para a oferta de trabalho. Essas condições são independentes das condições neoclássicas, permitindo testes empíricos para comparar os dois modelos. No caso de agentes altruístas, a classe de funções de oferta de trabalho racionalmente coletivas é ampla, incluindo as neoclássicas. É possível derivar condições necessárias e suficientes em um contexto não paramétrico.

Chiappori (1992) desenvolve um modelo, semelhante ao que será apresentado posteriormente, que foi aprimorado por Chiappori, Fortin e Lacroix (2002), mas sem incluir fatores de distribuição. A introdução de fatores de distribuição altera significativamente a forma como o modelo é identificado.

A identificação exigia derivadas de segunda ordem. Na nova versão, a regra de compartilhamento pode ser recuperada, dado a existência das derivadas parciais da regra de compartilhamento como funções derivadas de primeira ordem das funções de oferta de trabalho.

Donni (2003) verifica que o problema de não participação no mercado de trabalho é negligenciado, uma vez que famílias com pessoas que não trabalham são deixados de fora da amostra. O que pode deixar as estimativas dos parâmetros sujeitos a vieses de seleção. Assim, ele introduz na abordagem coletiva de Chiappori (1988, 1992) a possibilidade de não participação no mercado de trabalho.

Seu modelo de oferta de trabalho, no contexto de uma família coletiva, considera um casal (marido e esposa) em um cenário de um único período temporal. As premissas principais são o individualismo e a eficiência de Pareto, onde cada membro da família é egoísta e o consumo é exclusivamente privado.

As funções de utilidade de cada membro dependem do seu próprio consumo e lazer $u^i(1 - L^i, C^i)$, onde L^i é a oferta de trabalho, C^i é consumo, para $i = m, f$, onde os índices m e f representam o marido e a esposa, respectivamente. O tempo total é normalizado para um, e pode ser gasto em lazer ou trabalho.

As decisões familiares têm resultados eficientes de Pareto e não dependem de um processo específico de decisão. A eficiência é garantida pela existência de um parâmetro μ que pondera as utilidades dos membros da família, maximizando uma função objetivo combinada pelas utilidades individuais ponderadas, sujeita às restrições orçamentárias da família.

$$\max_{\{L^f, L^m, C^f, C^m\}} (1 - \mu) \cdot u^f(1 - L^f, C^f) + \mu \cdot u^m(1 - L^m, C^m) \quad (20)$$

sujeito a

$$(L^f, L^m, C^f, C^m) \in S$$

onde S é o conjunto orçamentário da família, assumido como convexo e compacto. S é dado por: $w_m L^m + w_f L^f + y = C^f + C^m$, onde y é a renda não-laboral do domicílio, a forma explícita de S satisfaz as condições: $0 \leq L^i \leq 1$ e $C^i \geq 0$. A forma de S e as condições garantem soluções interiores para (20).

O processo de decisão no domicílio ocorre em duas etapas: na primeira, os membros definem a alocação da renda não-laboral com base em uma regra de compartilhamento; na segunda, cada membro decide de forma independente sobre o consumo e a oferta de trabalho, considerando as restrições de seu orçamento individual. A regra de compartilhamento $\rho^i(w_m, w_f, y)$, é a parte da renda não-laboral atribuída a cada cônjuge, a qual pode ser positiva ou negativa.

Essa regra de compartilhamento distribui a renda não laboral de forma que cada membro maximiza sua utilidade pessoal, levando em consideração seu próprio consumo e lazer:

$$\max_{\{L^i, C^i\}} u^i(1 - L^i, C^i) \quad (21)$$

sujeito a

$$C^i - L^i w_i = \rho^i$$

com $L^i \geq 0$ e $\rho^f + \rho^m = y$.

A oferta de trabalho, para solução interior, tem a estrutura funcional:

$$\begin{aligned}\bar{L}^m &= \lambda^m(w_m, \rho(w_m, w_f, y)) \\ \bar{L}^f &= \lambda^f(w_f, y - \rho(w_m, w_f, y))\end{aligned}\tag{22}$$

onde $\rho = \rho^m$ e $\rho^f = y - \rho$.

Donni (2003) estabelece que, sob certas condições, é possível identificar a regra de compartilhamento entre os membros do agregado familiar, bem como as preferências individuais, a partir das ofertas de trabalho observadas. A regra de compartilhamento ρ pode ser identificada até uma constante aditiva e , ou seja, podemos conhecê-la com precisão até um deslocamento constante. As preferências dos indivíduos dentro do agregado familiar podem ser identificadas de forma única

Além disso, essas ofertas de trabalho devem satisfazer certas restrições que podem ser testadas empiricamente. As condições são expressas em equações diferenciais parciais, que são derivadas das condições de primeira ordem do problema de maximização da utilidade.

Os salários são assumidos sempre como observados mesmo quando não há oferta de trabalho para algum cônjuge, nesse caso a oferta é estimada. A decisão de participar do mercado de trabalho é modelada em termos de um salário de reserva (no qual o agente é indiferente entre trabalhar e não trabalhar).

O salário de reserva para cada membro i do domicílio é definido como taxa marginal de substituição entre lazer e consumo calculada ao longo do eixo $L_i = 0$ para uma dado $\rho^i(w_m, w_f, y)$, o que garante a existência de uma fronteira de participação bem comportada.

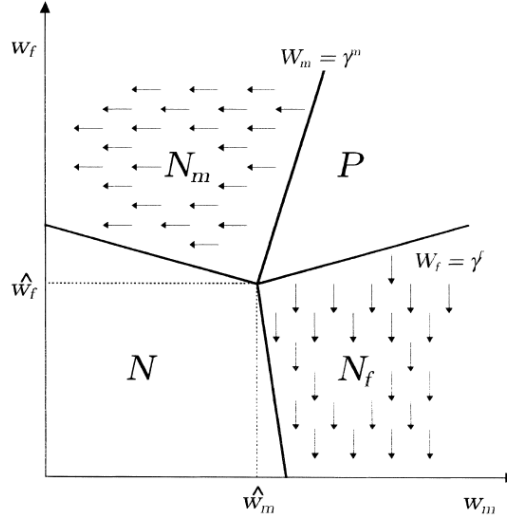
A unicidade do salário de reserva é garantida pela suposição de que a diferença nos salários de reserva, dado y , para qualquer membro i é sempre menor do que a diferença entre os salários de mercado para esses membros (para cada membro, a diferença entre seus salários de reserva é um contração da diferença dos seus salários de mercado), ou seja, mudanças nos salários de mercado dos cônjuges não levam a múltiplos salários de reserva.

A existência e unidade dos salários de mercado implica que o espaço dos salários é dividido em quatro conjuntos conectados, onde cada conjunto representa diferentes combinações de participação ou não participação no mercado de trabalho

por parte dos membros da família. As fronteiras desse conjunto são determinadas pelos salários de reserva.

O salário de reserva do membro i é expresso na Figura 1 pela função $\gamma^i(w_j, y)$, onde w_j é salário do outro membro da família.

Figura 1 – Conjuntos de participação e não participação no mercado de trabalho



Fonte: Donni (2003, p 1185)

Na região P tem-se a participação completa, onde tanto o marido quanto a esposa escolhem trabalhar. Nesse caso, verifica-se que $w_m > \gamma^m(w_f, y)$ e $w_f > \gamma^f(w_m, y)$. Na região N_f apenas o marido participa do mercado de trabalho, o salário do marido está acima do seu salário de reserva, mas o salário da esposa está abaixo do seu salário de reserva, $w_m > \gamma^m(w_f, y)$ e $w_f < \gamma^f(w_m, y)$. Na região N_m apenas a esposa participa e não região N ambos os cônjuges têm salários de mercado abaixo de seus respectivos salários de reserva, portanto, nenhum dos cônjuges decide participar no mercado de trabalho.

O par de salários $\hat{w}_m(y)$ e $\hat{w}_f(y)$ representa o ponto onde ambos os cônjuges são indiferentes entre trabalhar e não trabalhar. Note que as curvas de participação são convexas em relação ao salário do parceiro o que implica que, ao aumentar o salário do parceiro, a probabilidade de participar no mercado de trabalho diminui de forma crescente, a partir do ponto $(\hat{w}_m, \hat{w}_f)$.

O autor considera um exemplo paramétrico para as seguintes formas de oferta de trabalho:

$$\begin{aligned} L_m &= a_0 + a_1 w_f + a_2 w_m + a_3 w_f w_m + a_4 y + a_5 y^2 = \mathbf{a}'\mathbf{w} \\ L_f &= b_0 + b_1 w_f + b_2 w_m + b_3 w_f w_m + b_4 y + b_5 y^2 = \mathbf{b}'\mathbf{w} \end{aligned} \tag{23}$$

Caso a esposa não ofereça trabalho, os parâmetros da oferta de trabalho do marido mudam:

$$L_m = A_0 + A_1 w_f + A_2 w_m + A_3 w_f w_m + A_4 y + A_5 y^2 = \mathbf{A}' \mathbf{w} \quad (24)$$

Nesse caso a condição auxiliar $\mathbf{A}' \mathbf{w} = a' w + s \cdot (b' w)$ deve ser satisfeita para garantir a continuidade da oferta de trabalho ao longo da fronteira, onde s é uma constante arbitrária.

Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) desenvolvem uma versão geral para o modelo coletivo de oferta de trabalho que leva em consideração os fatores de distribuição. Inicia-se o modelo assumindo que no domicílio há apenas dois indivíduos, cada um com funções de utilidade distintas e interdependentes, e os resultados dos processos de decisão são eficientes no sentido de Pareto.

As funções de utilidades são representadas por $U^i(1 - h^1, C^1, 1 - h^2, C^2, \mathbf{z})$, para $i = 1, 2$; onde h é a oferta de trabalho, C é o consumo de um bem composto privado *hickisiano*, $\mathbf{z}$ são os fatores de preferência, como a idade e a educação dos dois indivíduos.

É adicionado ao modelo um fator de ponderação $\mu(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, \mathbf{s})$ pertencente a $[0, 1]$. O fator ponderação é função das taxas salariais de cada indivíduo (w_1, w_2); da renda não relacionada ao trabalho da família (y); dos fatores de preferências, e dos fatores de distribuição ($\mathbf{s}$).

Desse modo, dado um conjunto $(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, \mathbf{s})$, existe um fator de ponderação μ tal que (h^1, h^2, C^1, C^2) é a solução do problema de otimização:

$$\max_{\{h^1, h^2, C^1, C^2\}} \mu U^1 + (1 - \mu) U^2 \quad (25)$$

sujeito a

$$\begin{aligned} w_1 h^1 + w_2 h^2 + y &\geq C^1 + C^2, \\ 0 &\leq h^i \leq 1, \quad i = 1, 2 \end{aligned}$$

Os fatores de distribuição ($\mathbf{s}$) não afetam as utilidades nem a restrição orçamentária, apenas tem impacto no fator de ponderação (μ). No caso particular de μ ser constante, significa que o fator de distribuição não tem impacto sobre o comportamento, ou seja, o modelo coletivo corresponde ao modelo unitário.

Assim, supondo soluções interiores, surge uma restrição testável na oferta de trabalho: seja $h^i(w_1, w_2, y, \mathbf{z}, \mathbf{s})$ para $i = 1, 2$, as soluções do problema (25). Então

$$\frac{\partial h^1 / \partial \mathbf{s}_k}{\partial h^1 / \partial \mathbf{s}_1} = \frac{\partial h^2 / \partial \mathbf{s}_k}{\partial h^2 / \partial \mathbf{s}_1} \quad \forall k = 2, \dots, L. \quad (26)$$

Ou seja, as razões dos impactos dos fatores de distribuição nas ofertas de trabalho devem ser iguais.

A versão geral do modelo coletivo, conforme especificado, não pode ser identificada de forma única. Ao observar a oferta de trabalho, identificam-se diferentes modelos estruturais que são equivalentes. Assim é necessário fazer suposições adicionais de identificação. Supõe-se que as preferências são egoístas: nesse caso, as utilidades individuais têm a forma $U^i(1 - h^i, C^i, z)$, onde U^i é estritamente quase-côncava, crescente e continuamente diferenciável para $i = 1, 2$.

Sob a suposição de preferências egoístas o problema (25) é equivalente à existência de alguma função $\phi(w_1, w_2, y, z, s)$ tal que cada membro i ($i = 1, 2$) resolve o seguinte programa:

$$\max_{\{h^1, h^2, C^1, C^2\}} U^i(1 - h^i, 1 - C^i, z) \quad (27)$$

sujeito a

$$\begin{aligned} w_i h^i + \phi^i &\geq C^i, \\ 0 &\leq h^i \leq 1, \end{aligned}$$

onde $\phi^1 = \phi$ e $\phi^2 = y - \phi$.

A regra de compartilhamento, ϕ , é função dos salários, da renda não relacionada ao trabalho, dos fatores de preferências e dos fatores de distribuição. A regra de compartilhamento descreve a maneira como a renda não relacionada ao trabalho é dividida. O processo de decisão é dividido em duas etapas, na primeira a renda não relacionada ao trabalho é alocada aos membros do domicílio e posteriormente cada um decide sua oferta de trabalho e consumo privado, sujeito a sua restrição orçamentária.

Supõe-se, ainda, que as funções de oferta de trabalho, $h^i(w_1, w_2, y, z, s)$, soluções interior de 27, sejam continuamente diferenciáveis e que tenha a seguinte forma:

$$\begin{aligned} h^1 &= H^1(w_1, \phi(w_1, w_2, y, z, s), z) \\ h^2 &= H^2(w_2, y - \phi(w_1, w_2, y, z, s), z) \end{aligned} \quad (28)$$

onde $H^i(\cdot)$ é a função de oferta de trabalho marshalliana.

As ofertas de trabalho, conforme especificado, estabelece restrições testáveis no comportamento de oferta e possibilidade de recuperar os parciais da regra de

compartilhamento. Além disso, ao supor preferências egoístas é suficiente apenas um fator de distribuição para conclusões se manterem.

Note que o salário do outro cônjuge, a renda não relacionada ao trabalho e o fator de distribuição tem impacto na oferta de trabalho do outro cônjuge somente por meio da regra de compartilhamento. Esse impacto nos permite estimar taxa marginal de substituição entre w_2 e y para o membro 1, e w_1 e y para o membro 2, bem como entre s e y na regra de compartilhamento, para ambos. Teremos quatro equações que permitem identificar diretamente as quatro derivadas parciais da regra de compartilhamento.

Por fim é apresentada, através de uma proposição, as restrições testáveis impostas ao modelo por meio das restrições cruzadas nas derivadas da regra de compartilhamento. A proposição fornece condições que devem ser satisfeitas pelas funções de oferta de trabalho para serem consistentes com o modelo coletivo. E também mostra que as derivadas parciais da regra de compartilhamento podem ser recuperadas como funções das derivadas de primeira ordem das ofertas de trabalho.

Para estimar e testar o modelo coletivo de oferta de trabalho Chiappori et al. (2002) especificou a seguinte forma funcional para as funções de ofertas individuais:

$$\begin{aligned} h^1 &= f_0 + f_1 \log w_1 + f_2 \log w_2 + f_3 y + f_4 \log w_1 \log w_2 + f_5 s_1 + f_6 s_2 + \mathbf{f}'_7 \mathbf{z} \\ h^2 &= m_0 + m_1 \log w_1 + m_2 \log w_2 + m_3 y + m_4 \log w_1 \log w_2 + m_5 s_1 + m_6 s_2 + \mathbf{m}'_7 \mathbf{z} \end{aligned} \quad (29)$$

onde os f'_i 's e os m'_i 's para $i = 1, 2, \dots, 6$, são escalares, e $\mathbf{f}'_7$ e $\mathbf{m}'_7$ são k-vetores de parâmetros. A forma das equações foi escolhida de modo a satisfazer diversas propriedades desejáveis, sendo possível testar as restrições impostas ao modelo coletivo.

Blundell, Chiappori e Meghir (2005) observando que estudos, como os de Thomas (1990), Schultz (1990), Browning et al. (1994), e outros, indicaram que rendas não laborais de homens e mulheres têm impactos diferentes na saúde e na demografia das crianças, estendem o modelo coletivo de comportamento doméstico para incluir o consumo público (como despesas com crianças) dentro das famílias, para permitir a análise das consequências de bem-estar das políticas que alteram a distribuição de poder dentro do lar.

Os autores consideram um modelo estático de oferta de trabalho coletiva para um domicílio com dois membros ($i = 1, 2$). No modelo, há três bens: lazer individual (L^1 e L^2) e um bem composto de Hicks (C). Os salários são denotados por w_1 e w_2 , e

a renda não proveniente do trabalho é Y . O preço do bem composto é normalizado para um.

Assume-se que o bem composto inclui tanto despesas privadas ($c^1 + c^2$) quanto consumo público (K), que pode ser interpretado como o valor gasto com crianças. Os fatores de distribuição que são variáveis que podem afetar o comportamento do domicílio apenas através de seu impacto no processo de decisão, são ferramentas importantes para identificação do modelo.

O fator de distribuição influencia equilíbrio de poder dentro da família e, conseqüentemente, afetar as decisões coletivas observadas. São exemplos de fator de distribuição: proporção de gênero na população¹; renda não laboral²; riqueza no casamento³ e benefícios sociais⁴.

Os autores assumem que L^1 , L^2 , C , e K são observáveis como funções dos salários, renda não laboral e fator de distribuição. As preferências individuais são representadas por funções de utilidade diferenciáveis e estritamente convexas.

Assumi-se que as decisões tomadas pela família são eficientes em Pareto, ou de forma equivalente, as alocações familiares são determinadas como soluções para o problema maximização da utilidade domiciliar H :

$$\max_{\{L^1, L^2, C^1, C^2, K\}} H(L^1, L^2, C, K; \lambda) = \lambda U^1(L^1, C^1, K) + (1 - \lambda) U^2(L^2, C^2, K) \quad (30)$$

sujeito a

$$w_1 L^1 + w_2 L^2 + C^1 + C^2 + K = w_1 + w_2 + Y$$

As alocações familiares são determinadas maximizando uma função de utilidade que pondera as utilidades individuais dos membros da família com um peso de Pareto (λ). Esse peso reflete o poder relativo de barganha dos membros e pode ser uma função dos salários (w_1 e w_2), renda não laboral (Y) e fatores de distribuição (z).

As condições de primeira ordem do problema de maximização implicam que:

¹ Utilizado por Chiappori et al. (2002) como um fator de distribuição para a identificação de um modelo coletivo de oferta de trabalho.

² Mencionado por Thomas (1990) como um fator que afeta as posições de negociação dos membros da família.

³ Usado por Thomas et al. (1997), onde a distribuição de riqueza por gênero no casamento tem impacto significativo na saúde das crianças.

⁴ Estudado por Rubalcava e Thomas (2000), analisando o impacto dos benefícios na oferta de trabalho feminina nos Estados Unidos

$$\frac{\partial H / \partial L^i}{\partial H / \partial C} = \frac{\partial U^i / \partial L^i}{\partial U^i / \partial C} \quad (31)$$

Ou seja, o ponto de equilíbrio a taxa marginal de substituição (da família) entre lazer individual e consumo privado é igual ao correspondente do indivíduo i entre sua oferta de trabalho e consumo.

A solução do problema de maximização pode ser vista como um processo em duas etapas: primeiramente, os membros da família acordam o nível de despesas públicas (K) e a distribuição da renda residual não laboral entre eles. Em seguida, cada membro escolhe seu nível de consumo privado e oferta de trabalho, dado o nível de gastos públicos e à restrição orçamentária resultante primeira etapa.

Espinel e van Gameren (2018), verificando que aplicações empíricas anteriores do modelo coletivo consideram, geralmente, lares sem filhos e com dois membros trabalhando, não reflete a estrutura mais comum em países em desenvolvimento, ampliam o quadro teórico coletivo para levar em consideração simultaneamente consumo público (despesas com crianças) e a decisão de não participar no mercado de trabalho.

O modelo é particularmente relevante para o México, onde a participação feminina na força de trabalho ainda é muito baixa. Mesmo que as mulheres não trabalhem, suas preferências podem influenciar as alocações de recursos familiares, dependendo de seus salários potenciais.

A identificação do modelo generaliza o de Chiappori (1992), aplicando o método de Donni (2003) e introduzindo-o no cenário de Blundell, Chiappori e Meghir (2005). O modelo parte de uma função de utilidade individual fortemente quase-côncava, infinitamente diferenciável e estritamente crescente em todos os seus argumentos:

$$U^i = U^i(1 - h^i, C^i, K), \quad i = m, f \quad (32)$$

Onde h^i é a oferta de trabalho, C^i é o consumo privado, K é o consumo público e o índice m e f designam o gênero masculino e feminino, respectivamente. O modelo assume individualismo e eficiência de Pareto comuns à abordagem coletiva, onde ambos os membros adultos se preocupam com seu próprio consumo (preferências egoístas) e com seus filhos.

Desse modo, existe uma função λ tal que a alocação do agregado familiar $(h^{m*}, h^{f*}, C^{m*}, C^{f*}, K^*)$ é a solução para o problema:

$$\begin{aligned} \max_{h^m, h^f, C^m, C^f, K} \quad & \lambda U^m(1 - h^m, C^m, K) + (1 - \lambda) U^f(1 - h^f, C^f, K) \\ \text{sujeito a} \quad & \begin{cases} C^m + C^f + K = w^m h^m + w^f h^f + Y \\ 0 \leq h^i \leq 1, \quad i = m, f \end{cases} \end{aligned} \quad (33)$$

Onde w^i é o salário de mercado igual. O peso de Pareto $\lambda \in [0, 1]$ reflete o poder relativo masculino e $(1 - \lambda)$ o feminino. $\lambda = \lambda(w^m, w^f, Y, z)$ é uma função, continuamente diferenciável, de salários, renda não proveniente de trabalho Y e de pelo menos um fator de distribuição z . Além disso, h^m , w^m , C e K são observáveis, enquanto os consumos individuais C^m e C^f não, onde C é um bem composto Hicksiano, o qual é consumido pelo agregado familiar, sendo utilizado para o consumo privado (C^m, C^f) e para o consumo público (K) , com os preços definidos como um. Por fim, assume-se que os salários de ambos os parceiros são observados, mesmo quando um parceiro não participa do mercado de trabalho.

A solução do problema de maximização é um processo e duas etapas, na primeira o casal concorda sobre o nível dos gastos públicos (K) e como distribuir a renda não proveniente de trabalho resultante entre eles (Y) . Com base nessa decisão cada membro decide, independentemente um do outro, seu consumo individual (C^i) e oferta de trabalho (h^i) .

A função de oferta de trabalho estrutural e a regra de compartilhamento são especificadas, conforme Chiappori, Fortin e Lacroix (2002), como:

$$\begin{aligned} h^m &= \psi_0 + \psi_1 \phi^m + \psi_2 \ln w^m + \psi_3 K \\ h^f &= \gamma_0 + \gamma_1 \phi^f + \gamma_2 \ln w^f + \gamma_3 K \end{aligned} \quad (34)$$

e

$$\begin{aligned} \phi &= \phi^m = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \alpha_2 \ln w^m + \alpha_3 \ln w^f + \alpha_4 \ln w^m \ln w^f + \alpha_5 z \\ &= \alpha' W \end{aligned} \quad (35)$$

A partir da definição da regra de compartilhamento, a despesa com as crianças deve satisfazer a identidade $K = Y - (\phi^m + \phi^f)$, de modo que a forma reduzida seja especificada como:

$$K = c_0 + c_1 Y + c_2 \ln w^m + c_3 \ln w^f + c_4 \ln w^m \ln w^f + c_5 z = c' W \quad (36)$$

Inserindo a regra de compartilhamento (35) nas funções estruturais de oferta de trabalho (34), as funções de forma reduzida são:

$$\begin{aligned}
h^m &= a_0 + a_1 Y + a_2 \ln w^m + a_3 \ln w^f + a_4 \ln w^m \ln w^f + a_5 z \\
&= a' W \\
h^f &= b_0 + b_1 Y + b_2 \ln w^m + b_3 \ln w^f + b_4 \ln w^m \ln w^f + b_5 z \\
&= b' W
\end{aligned} \tag{37}$$

Se a parceira feminina não trabalha, ocorre uma mudança no regime na oferta de trabalho do parceiro masculino e na regra de compartilhamento, e os parâmetros mudam:

$$\begin{aligned}
h^m &= \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 Y + \tilde{a}_2 \ln w^m + \tilde{a}_3 \ln w^f + \tilde{a}_4 \ln w^m \ln w^f + \tilde{a}_5 z = \tilde{a}' W \\
\phi &= \hat{a}_0 + \hat{a}_1 Y + \hat{a}_2 \ln w^m + \hat{a}_3 \ln w^f + \hat{a}_4 \ln w^m \ln w^f + \hat{a}_5 z = \hat{a}' W
\end{aligned} \tag{38}$$

Os autores testaram o modelo para o México, a hipótese de racionalidade coletiva não foi rejeitada. As preferências individuais e a regra de compartilhamento foram recuperadas a partir da observação das ofertas individuais e do gasto total com o bem público.

Os modelos discutidos nessa seção foram fundamentais para embasar teoricamente a estrutura analítica utilizada na pesquisa. A abordagem coletiva, iniciada por Chiappori (1988, 1992), oferece um arcabouço para compreender as decisões familiares com base na hipótese de eficiência de Pareto. Essa estrutura permitiu modelar as decisões intrafamiliares de forma que as escolhas de trabalho fossem vistas como o resultado de interações racionais entre indivíduos com preferências distintas.

A contribuição de Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) foi essencial para incorporar fatores de distribuição na análise. Esses fatores, como variáveis que afetam o poder de barganha dentro do agregado familiar, viabilizaram a identificação empírica das dinâmicas intrafamiliares e influenciaram diretamente o desenho metodológico desta pesquisa.

A extensão proposta por Donni (2003) trouxe uma dimensão adicional, ao lidar com a não participação no mercado de trabalho. A inclusão de salários de reserva e a hipótese de que os salários são sempre observados mesmo para aqueles que não trabalham foi crucial para esta pesquisa, permitindo incorporar a possibilidade de decisões de não participação na análise. Esse componente ampliou a aplicabilidade dos modelos coletivos ao incluir lares onde um ou ambos os cônjuges não participam do mercado de trabalho, oferecendo uma abordagem mais representativa da realidade.

Por sua vez, Blundell, Chiappori e Meghir (2005) forneceram uma perspectiva ampliada ao considerar bens públicos, como despesas com filhos, dentro da modelagem coletiva. Essa abordagem foi utilizada para analisar como decisões intrafamiliares são influenciadas por fatores externos, como a presença de crianças, e como a alocação de recursos para consumo público afeta as decisões individuais de trabalho. Essa inclusão foi particularmente relevante para contextualizar a pesquisa em domicílios com diferentes composições familiares.

Dessa forma, os modelos apresentados estruturaram a análise desenvolvida nesta pesquisa ao oferecer ferramentas para explorar decisões de trabalho no âmbito familiar. A integração de fatores de distribuição, salários de reserva e consumo público tornou possível capturar as complexas dinâmicas intrafamiliares, permitindo que a pesquisa fosse desenvolvida com base em um arcabouço teórico robusto e empiricamente testável.

2.5 Evidências Empíricas

Na abordagem coletiva os fatores de distribuição (ou fatores distributivos) referem-se a variáveis que influenciam o poder de barganha dentro do domicílio, sem afetar diretamente as funções de utilidade dos indivíduos ou a restrição orçamentária da família.

Os primeiros trabalhos a formalizar a ideia de fatores de distribuição foram de Chiappori (1988, 1992), que apresentou um modelo de oferta de trabalho para famílias, onde a alocação de trabalho e consumo é negociada entre os membros da família. Posteriormente Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) formalizaram um modelo empiricamente testável para verificar se o modelo coletivo se ajustava a realidade.

Seus resultados mostraram que os fatores distributivos tem impacto nas decisões domiciliares de oferta de trabalho e alocação de recursos. Esses resultados indicam que a hipótese de que a família pode ser tratada como um único agente é rejeita explicitamente.

Ao rejeitar a hipótese de que a família não pode ser tratada como um único agente rejeita-se o modelo unitário. Ou seja, rejeita-se a ideia existência de uma função de utilidade agregada e a hipótese da soma de renda. Portanto, os membros da família podem ter preferências diferentes e as decisões são o resultado de um

processo de barganha. A hipótese da soma de renda é rejeitada, pois a detenção da renda pode influenciar no poder de barganha.

Vale ressaltar que a rejeição do modelo unitário não significa que o mesmo seja descartável. Em alguns casos práticos, o modelo unitário pode fornecer previsões razoáveis, especialmente quando há uma forte concordância dentro da família ou quando as diferenças no poder de barganha entre os membros são pequenas. Entretanto, quando as preferências individuais e os fatores de distribuição são importantes, o modelo coletivo oferece uma descrição mais precisa do comportamento familiar.

Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) testaram seu modelo utilizando a razão de sexo (proporção de homens e mulheres) e as leis de divórcio como fatores de distribuição. Esses fatores podem influenciar o processo decisório dentro do domicílio ao afetar o equilíbrio de poder entre os cônjuges, o que, por sua vez, impacta a alocação final de recursos dentro do lar, mesmo que o casamento não se dissolva.

Se a razão de sexo, por exemplo, favorecem as mulheres (há uma escassez de mulheres no mercado de casamento), isso aumenta a posição de barganha da esposa, resultando em um impacto nas decisões intrafamiliares, como redução da oferta de trabalho das esposas e aumento da oferta de trabalho do marido. Da mesma forma, as leis de divórcio que favorecem as mulheres tendem a influenciar o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges, com as mulheres reduzindo sua oferta de trabalho e os homens aumentando a deles. Os autores descobriram que a razão de sexo e as leis de divórcio têm impactos significativos no poder de barganha dentro dos casamentos, afetando a alocação final de recursos, rejeitando assim o modelo unitário.

Posteriormente, diversos estudos testaram o modelo coletivo de Chiappori utilizando tanto os mesmos fatores de distribuição como introduzindo novos elementos. Entre os principais fatores de distribuição citados na literatura estão o controle de renda domiciliar, os fatores demográficos, as influências jurídicas e culturais, além do nível educacional dos cônjuges.

A participação da renda masculina e feminina no total de recursos é um dos fatores que afetam o poder de barganha de cada membro da família (Chiappori e Meghir, 2015; Gobbi et al., 2018). A renda não proveniente do trabalho também desempenha um papel importante na distribuição de poder, uma vez que, por não

estar diretamente ligada à participação no mercado de trabalho, altera a forma como os recursos são alocados dentro do domicílio. Um aumento nessa renda, especialmente quando concentrado em um dos cônjuges, pode influenciar diretamente o poder de barganha dentro do domicílio (Chiappori e Meghir, 2015; Browning et al., 2014; Cherchye et al., 2012; Molina et al., 2023).

Além disso, fatores demográficos como a diferença de idade entre os cônjuges afetam a distribuição de poder. Quando um dos cônjuges é relativamente mais jovem, ele tende a ser considerado mais atraente no mercado matrimonial, o que lhe confere uma posição de maior vantagem nas negociações intrafamiliares. Essa vantagem pode resultar em uma maior capacidade de barganhar por uma parcela maior dos recursos da família (Browning et al., 2014; Cherchye et al., 2012; Gobbi et al., 2018). Outro fator demográfico relevante é a razão de sexos, que se refere à proporção de homens para mulheres em uma determinada região ou faixa etária. Quando há escassez de mulheres, elas tendem a ter maior poder de barganha nas relações conjugais, o que pode resultar em uma menor oferta de trabalho por parte delas (Chiappori et al., 2002; Campaña et al., 2018; Giménez-Nadal et al., 2021; Molina et al., 2023).

Fatores jurídicos, como as leis de divórcio, também desempenham um papel na alocação de recursos dentro da família. Leis que favorecem um dos cônjuges em caso de divórcio afetam a distribuição de poder e, conseqüentemente, a divisão de recursos (Chiappori e Meghir, 2015). A herança é outro fator de distribuição importante, uma vez que pode aumentar a autonomia financeira de um dos cônjuges e, assim, influenciar sua posição de barganha dentro do domicílio (Blau e Goodstein, 2016). Benefícios para crianças, como políticas públicas que concedem recursos diretamente aos filhos, também afetam a forma como os recursos são compartilhados dentro do lar (Lyssiotou, 2017).

Por fim, a diferença nos níveis de educação entre os cônjuges é considerado um fator relevante na distribuição de poder. Diferenças no nível de educação entre os cônjuges alteram a dinâmica de poder intrafamiliar, com o cônjuge mais educado tendendo a assumir uma posição de maior barganha e, frequentemente, uma menor oferta de trabalho devido ao aumento da demanda por lazer (Crespo, 2009).

Nas últimas décadas, o modelo coletivo de oferta de trabalho familiar tem sido amplamente utilizado para analisar como os fatores de distribuição moldam as decisões intrafamiliares. Diversos estudos recentes têm explorado esses fatores,

investigando como variáveis como a razão de sexos, renda não proveniente do trabalho, diferença de idade, nível educacional e taxas de fertilidade influenciam a oferta de trabalho dos cônjuges em diferentes contextos. Esses trabalhos são fundamentais para compreender a alocação de recursos e o poder de barganha dentro dos lares, e oferecem importantes aprendizados sobre as implicações dessas variáveis nas políticas públicas. A seguir, é apresentada uma revisão dos estudos mais recentes que aplicam o modelo coletivo em diferentes países e regiões.

Belloc e Velilla (2024) examinam como os fatores de distribuição influenciam a oferta de trabalho dos cônjuges em 17 países da Europa, utilizando o modelo coletivo de oferta de trabalho familiar. Os fatores incluem a razão de sexo, renda não laboral, diferenças de idade e educação entre os cônjuges, além das taxas de fertilidade. A análise, com base no EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions) para o período de 2004 a 2019, revela que a relevância desses fatores varia entre os países europeus. Por exemplo, a razão de sexo desempenha um papel importante na oferta de trabalho das esposas em países como República Tcheca, Dinamarca, e Suíça, enquanto a renda não laboral da esposa é um fator crucial em países como Bélgica e Reino Unido. Fatores como a diferença de idade e o nível de educação entre os cônjuges também afetam a oferta de trabalho de maneiras distintas, conforme observado em países como França e Dinamarca. Essas variações sugerem que políticas públicas devem ser sensíveis a essas diferenças intrafamiliares para promover uma distribuição mais equitativa de recursos.

No mesmo contexto, Molina et al. (2023) focam no poder de barganha intradomiciliar em famílias espanholas, utilizando também o modelo coletivo de oferta de trabalho de Chiappori et al. (2002). Sua análise confirma que a renda não laboral da esposa e a razão de sexos são fatores de distribuição significativos, influenciando as decisões de trabalho dos cônjuges. Em consonância com o modelo coletivo, os resultados rejeitam a hipótese do modelo unitário, sugerindo que as famílias espanholas operam de maneira eficiente nas decisões de trabalho e compartilhamento de recursos.

Lyssiotou (2017) aprofunda a investigação sobre como as transferências incondicionais, como benefícios infantis, afetam a oferta de trabalho dos cônjuges no Reino Unido. Seu estudo mostra que a proporção de benefícios recebidos pela esposa reduz suas horas de trabalho, enquanto aumenta as do marido. Esse efeito

demonstra que as transferências influenciam o poder de barganha dentro do lar, o que reforça a adequação do modelo coletivo para capturar essas dinâmicas.

Gobbi et al. (2018), ao introduzirem o compartilhamento de cuidados infantis no modelo coletivo, destacam que a renda relativa e a diferença de idade entre os cônjuges influenciam significativamente a alocação da licença parental. Os autores mostram que parceiros com maior renda ou mais velhos tendem a assumir menos responsabilidade no cuidado infantil, delegando essa tarefa ao cônjuge com menor renda ou mais jovem.

Estudos como o de Yamamura e Tsutsui (2021) exploram como as diferenças de idade entre os cônjuges afetam a divisão das tarefas domésticas no Japão, mostrando que mulheres mais velhas tendem a assumir maior carga de trabalho doméstico. O estudo revela ainda a influência intergeracional de papéis de gênero, particularmente sobre as mulheres, na perpetuação dessas desigualdades.

Por fim, Armand et al. (2020) oferecem evidências experimentais sobre o impacto de transferências direcionadas em famílias da Macedônia do Norte. Seus resultados indicam que o controle feminino sobre recursos financeiros leva a decisões de gastos mais focadas no bem-estar familiar, como melhorias na alimentação, sugerindo que a distribuição de poder financeiro dentro do lar pode ter implicações significativas no consumo familiar.

Nos últimos anos, vários estudos têm investigado a aplicação do modelo coletivo de oferta de trabalho familiar em diferentes países da América Latina. Esses trabalhos têm se concentrado principalmente em entender como os fatores de distribuição, como o controle de recursos e a razão de sexo, afetam as decisões de oferta de trabalho e a alocação de recursos entre os cônjuges.

Attanasio e Lechene (2014) analisam o impacto das transferências condicionais do programa PROGRESA no México, propondo um teste para o modelo coletivo de alocação intradomiciliar. Eles examinam como o controle feminino dos recursos e a força das redes familiares influenciam a alocação de recursos e a demanda por alimentos nas famílias rurais mexicanas. Utilizando uma amostra de 14.464 famílias, os autores encontram que as transferências aumentaram significativamente o poder de barganha das mulheres, resultando em uma redistribuição mais equitativa dos gastos familiares e rejeitando o modelo unitário de alocação.

Martínez (2013) estuda o impacto da reforma legal no Chile em 1999, que aumentou os direitos de pensão alimentícia para crianças de relacionamentos de coabitação, e seus efeitos sobre o poder de barganha entre homens e mulheres, bem como nos resultados educacionais das crianças. Através de dados da Pesquisa Nacional de Caracterização Socioeconômica (CASEN), o autor aplica uma abordagem de diferença em diferenças e conclui que a reforma legal aumentou o poder de negociação das mulheres, elevando a frequência escolar das crianças e reduzindo a participação dos homens coabitantes no mercado de trabalho.

Campaña, Giménez-Nadal e Molina (2018) analisam a racionalidade coletiva das decisões de oferta de trabalho no México e na Colômbia. Usando dados de pesquisas de uso do tempo, eles confirmam que as decisões sobre a oferta de trabalho seguem a racionalidade coletiva, indicando que essas são Pareto-eficientes em ambos os países. Embora a razão de sexo não tenha impacto direto na oferta de trabalho dos cônjuges, ela influencia significativamente a distribuição de renda, com uma maior transferência de recursos dos homens para as mulheres.

Em outro estudo, Campaña, Giménez-Nadal e Molina (2021) investigam o impacto da razão de sexo na oferta de trabalho em cinco países da América Latina: México, Peru, Equador, Colômbia e Chile. Utilizando dados de pesquisas de uso do tempo e estimando o modelo através de um Sistema de Regressões Aparentemente Não Correlacionadas (SUR), os autores encontram que uma maior proporção de homens em relação às mulheres aumenta o trabalho remunerado dos homens e reduz o das mulheres, especialmente no México e no Chile. No Equador, a razão de sexo tem um impacto negativo na oferta de trabalho das mulheres, mas sem efeitos significativos para os homens, enquanto no Peru e na Colômbia não há resultados significativos.

Espinel e van Gameren (2018) ampliam o modelo coletivo para incluir o consumo de bens públicos, como os gastos com crianças, ao analisar a oferta de trabalho de famílias mexicanas. Através de um modelo Tobit bivariado, eles concluem que as decisões de oferta de trabalho e alocação de recursos dentro das famílias mexicanas são eficientes, com a razão de sexo influenciando a distribuição de renda entre os cônjuges. Embora a razão de sexo não tenha um impacto direto na oferta de trabalho, o aumento dessa variável está associado a uma maior transferência de recursos dos homens para as mulheres.

No contexto brasileiro, alguns estudos aplicaram a abordagem dos modelos coletivos para analisar a oferta de trabalho dos cônjuges. Entre os principais, Fernandes e Scorzafave (2008) e Maciel (2008) testaram o modelo coletivo proposto por Chiappori et al. (2002), utilizando fatores distributivos que se mostraram significativos, o que indica que o modelo coletivo é mais apropriado do que o modelo unitário para estudos sobre a oferta de trabalho no Brasil.

Fernandes e Scorzafave (2008) utilizaram a diferença de idade entre os cônjuges e a razão de sexo como fatores distributivos. A amostra utilizada foi composta por famílias brasileiras da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) entre 2002 e 2007, formada por pessoas de referência e seus cônjuges, ambos empregados e com idades entre 20 e 60 anos. Variáveis como o número de filhos em idade pré-escolar e escolar também foram incluídas no modelo, sendo utilizadas como variáveis explicativas. O método de estimação escolhido foi o de mínimos quadrados em três estágios (3LSL). Os resultados mostraram que um aumento na razão de sexo aumenta as horas de trabalho dos maridos. Quanto à diferença de idade entre os cônjuges, verificou-se que um aumento nessa variável reduz a oferta de trabalho das esposas e aumenta a dos maridos, embora a magnitude desse efeito tenha sido muito pequena.

Maciel (2008) explorou as diferenças de idade e de nível educacional entre os cônjuges como fatores distributivos, utilizando dados da PNAD de 2004. A amostra foi composta por casais em que ambos exerciam atividade remunerada. Maciel também incluiu uma subamostra restrita a casais sem filhos, prevendo a possível invalidade do modelo para casais com filhos. O método de estimação utilizado foi o dos Momentos Generalizados (GMM). Os resultados indicaram que a diferença no nível educacional dos cônjuges teve um efeito negativo na oferta de trabalho das mulheres, especialmente na subamostra de casais sem filhos, onde o impacto foi maior. Em relação à diferença de idade, um aumento nessa variável reduziu a oferta de trabalho das esposas e aumentou a dos maridos, embora na subamostra de casais sem filhos o efeito tenha sido não significativo para as mulheres.

Além desses estudos, Gruppi (2018) e Tedesco (2022) também testaram o modelo coletivo de Chiappori et al. (2002), aplicando-o tanto a casais de mesmo sexo quanto a casais de sexo oposto. Ambos utilizaram fatores distributivos que se mostraram significativos, demonstrando que o modelo coletivo é igualmente adequado para casais do mesmo sexo.

Gruppi (2018) utilizou como fatores distributivos o diferencial de idade e o diferencial de renda não proveniente do trabalho. O autor aplicou os métodos de estimação Tobit, Heckit e Double-Hurdle para analisar a oferta de trabalho, com dados do Censo Demográfico de 2010. A amostra incluiu casais com e sem filhos, onde ambos trabalhavam ou apenas um estava empregado no mercado formal. Os resultados mais alinhados com a teoria do modelo coletivo foram observados entre casais sem filhos, em que ambos atuavam no mercado de trabalho.

Tedesco (2022) empregou o diferencial de idade e o diferencial de escolaridade como fatores distributivos, utilizando dados da PNADC (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua) de 2012 a 2020. A amostra foi composta por casais em que ambos os membros tinham idades entre 18 e 65 anos, com pelo menos um dos cônjuges apresentando horas de trabalho positivas. O método de estimação utilizado foi o de mínimos quadrados ordinários em três estágios (3LSL). Os resultados indicaram que a abordagem coletiva foi mais adequada para casais heteroafetivos, enquanto o sexo do indivíduo não foi um fator relevante para a oferta de trabalho em casais do mesmo sexo.

Portanto, os estudos recentes sobre a aplicação do modelo coletivo de oferta de trabalho em diferentes contextos regionais — América Latina, Europa e Brasil — fornecem uma base robusta para entender as dinâmicas intrafamiliares e o impacto dos fatores de distribuição na alocação de recursos e decisões de trabalho. Em cada contexto, os pesquisadores utilizaram diferentes fatores distributivos todos significativos em influenciar as decisões domiciliares. Esses estudos mostram que o modelo coletivo de Chiappori e suas extensões oferecem uma estrutura mais adequada e flexível para analisar as decisões familiares, permitindo uma compreensão mais precisa das interações intrafamiliares em comparação ao modelo unitário.

3 DADOS E MÉTODOS

Este estudo tem como objetivo analisar os determinantes da participação no mercado de trabalho e das horas de trabalho ofertadas por cônjuges. Para isso, são utilizados microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) de 2023, ajustados para refletir o delineamento amostral complexo da

pesquisa. Este capítulo apresenta as ferramentas metodológicas empregadas, organizadas em quatro partes principais que estruturam a análise.

A seção 3.1 apresenta os dados utilizados, descrevendo a composição da amostra e as características dos indivíduos e domicílios analisados, além de detalhar as correções aplicadas para garantir a validade das inferências estatísticas. Na seção 3.2, são expostas as especificidades do modelo Probit, utilizado para estimar a decisão de participação no mercado de trabalho. Em seguida, a seção 3.3 discute o modelo de seleção amostral bivariada de Heckman (Heckit), empregado para corrigir o viés de seleção e analisar as horas de trabalho ofertadas.

A seção 3.4 descreve as estratégias de estimação adotadas, com destaque para as formas funcionais baseadas na literatura de modelos coletivos, abordando ainda o tratamento dado aos salários potenciais dos indivíduos desempregados. Por fim, na seção 3.5, são discutidos os fatores de distribuição utilizados no modelo, que desempenham papel crucial na determinação do poder de barganha intrafamiliar. Esses fatores englobam a diferença de idades ajustada entre os cônjuges e a proporção da renda domiciliar não proveniente do trabalho sob o controle de cada.

3.1 Dados

A análise tem por base os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNADC) para o ano de 2023. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) indica que a PNDC realiza suas investigações com base no domicílio como unidade de análise, e visa monitorar as variações trimestrais de dados cruciais para analisar o desenvolvimento econômico do país, especialmente em relação à força de trabalho, gerando informações sobre sua evolução em diferentes horizontes temporais.

A amostra é composta por domicílios formados por casais, independentemente de sua condição de emprego, em que tanto o marido quanto a esposa possuem idades entre 26 e 61 anos. Essa faixa etária foi selecionada por ser considerada a mais apropriada, uma vez que os modelos coletivos presumem que os resultados das decisões familiares são eficientes no sentido de Pareto, o que pode ser alcançado após alguns anos de experiência conjugal. O limite superior de idade foi escolhido para garantir que ambos os cônjuges ainda tenham potencial para contribuir com o mercado de trabalho, ou seja, a participação ou não no mercado seja uma opção viável para ambos. Chiappori et al. (2002) selecionaram a faixa

etária entre 30 e 60 anos para a amostra por dois motivos principais: eliminar indivíduos fora do mercado de trabalho e focar em lares estáveis.

Estudos mais recentes consideram as faixas etárias mais jovens. Belloc e Velilla (2024) abrange indivíduos entre 21 e 65 anos com o objetivo de excluir estudantes em período integral e indivíduos aposentados. De modo análogo, Molina et al. (2023) inclui indivíduos com idades entre 22 e 65 anos, restritos a casais em que ambos os cônjuges estão empregados. A exclusão de indivíduos com menos de 22 anos busca evitar a inclusão de estudantes ou jovens que ainda não ingressaram completamente no mercado de trabalho. Da mesma forma, a exclusão de pessoas com mais de 65 anos minimiza a presença de aposentados.

No caso brasileiro, o estudo de Tedesco (2022), a faixa etária considerada na amostra inclui indivíduos entre 18 e 65 anos, com a restrição de que pelo menos um dos membros do casal tenha uma oferta positiva de horas de trabalho. Gruppi (2018) considera casais em que ambos os cônjuges estão na faixa etária de 20 a 60 anos. A faixa etária da amostra utilizada no estudo de Maciel (2008) assim como as utilizadas por Fernandes e Scorzafave (2009) compreende indivíduos entre 20 e 60 anos, onde ambos os cônjuges na amostra participam do mercado de trabalho.

Neste estudo, optou-se pela faixa etária de 26 a 61 anos devido a características específicas do contexto brasileiro. Embora muitas pessoas iniciem suas vidas profissionais mais cedo, é a partir dos 26 anos que se observa uma maior consolidação no emprego e maior estabilidade nos rendimentos. Além disso, nessa faixa etária, a maioria dos indivíduos já concluiu sua educação formal ou está em estágios avançados de transição para o mercado de trabalho, reduzindo a inclusão de pessoas ainda em formação educacional ou com inserção instável no mercado, algo mais comum entre os mais jovens. Indivíduos a partir dessa idade tendem a estar em fases mais maduras de suas vidas econômicas e pessoais, em que decisões como casamento, planejamento familiar e participação no mercado de trabalho já estão mais consolidadas. Essa delimitação torna a análise mais representativa das decisões intrafamiliares eficiente de Pareto.

Este estudo amplia a amostra para incluir famílias em que ambos os cônjuges podem estar desempregados, estendendo a análise além do escopo tradicional dos estudos anteriores. Estes, em sua maioria, focavam em casais onde ambos os cônjuges estavam empregados, e com menor frequência, consideravam situações em que pelo menos um dos cônjuges estava empregado.

Para lidar com a não participação no mercado de trabalho, adota-se a hipótese proposta por Donni (2003) e Espinel e van Gameren (2018), na qual os salários são considerados sempre observáveis, mesmo nos casos em que não há oferta de trabalho por parte de algum dos cônjuges. Essa abordagem permite incorporar de forma mais abrangente as decisões intrafamiliares relacionadas à oferta de trabalho.

A amostra foi dividida em duas subamostras: casais sem filhos e casais com filhos. Dessa forma, serão estimados os resultados para três grupos: casais, independentemente de terem filhos, denominados de amostra completa; casais sem filhos, denominados de amostra 1; e casais com filhos, denominados de amostra 2.

A divisão da amostra em duas subamostras — casais sem filhos e casais com filhos — oferece diversas vantagens analíticas, especialmente no que diz respeito à identificação de diferenças nas dinâmicas intrafamiliares. A presença de filhos influencia diretamente as decisões de alocação de tempo dos cônjuges, afetando tanto a participação no mercado de trabalho quanto as horas trabalhadas (além dos padrões de consumo do domicílio).

Separar as amostras permite isolar esses efeitos e analisá-los de forma mais detalhada. Além disso, casais com filhos enfrentam restrições econômicas adicionais, como despesas com educação e cuidados infantis, que podem alterar significativamente suas escolhas de trabalho e consumo, enquanto casais sem filhos estão menos sujeitos a essas pressões. A separação também facilita a análise de como os fatores de distribuição, como o poder de barganha intrafamiliar, variam entre os dois grupos.

Por fim, a divisão reduz a heterogeneidade dentro de cada subamostra, o que aumenta a precisão das estimativas econométricas e permite análises mais robustas. Dessa forma, essa estratégia enriquece a compreensão dos determinantes econômicos das decisões intrafamiliares, garantindo uma análise mais detalhada e informativa.

Para verificar a forma e intensidade que os fatores individuais e domiciliares afetam a decisão dos casais de oferecer trabalho serão estimadas regressões com o modelo Probit, uma regressão para os determinantes da oferta de trabalho no mercado para a esposa e outra para o marido. E para analisar a quantidade de horas de horas de trabalho ofertada serão estimadas regressões usando o modelo Heckit.

A amostra utilizada na PNADC é considerada complexa, uma vez que os dados foram obtidos por meio de um processo de amostragem que envolve estratificação, conglomerados e probabilidades desiguais de seleção. Isso significa que diferentes grupos da população foram amostrados separadamente (estratificação), os dados foram coletados em unidades maiores, como domicílios ou regiões, que contêm unidades menores (conglomerados), e nem todas as unidades da população tiveram a mesma probabilidade de serem selecionadas. Esses fatores podem introduzir vieses e distorções nas estimativas estatísticas, caso não sejam devidamente ajustados.

Dada essa complexidade, todas as estimativas resultantes da análise serão ajustadas para refletir corretamente o desenho amostral. O software Stata foi utilizado para aplicar correções adequadas nas variâncias e nos intervalos de confiança, garantindo que as inferências sejam válidas e precisas. O comando `svy` do Stata é usado para incorporar essas correções, levando em conta o desenho da pesquisa e as características da amostra. Isso assegura que os resultados não sejam viesados por conta das peculiaridades do plano de amostragem. A seguir serão expostos os procedimentos dos modelos Probit e Heckit, baseados fundamentalmente em Cameron e Trivedi (2005).

3.2 O Modelo de Escolha Binária

Os modelos de resposta qualitativa são empregados nos casos onde a variável depende são categorias mutuamente exclusivas. No caso mais simples há apenas duas categorias. Por exemplo, o indivíduo encontra-se empregado ou não. Nesse caso a variável dependente y assume dois valores. Seja

$$y = \begin{cases} 1 & \text{com probabilidade } p \\ 0 & \text{com probabilidade } 1 - p \end{cases}$$

Se a probabilidade de um resultado é igual a p , a probabilidade do outro resultado deve ser o seu complementar, ou seja, $(1 - p)$.

Os modelos de regressão para variável dependente dicotômica procuram encontrar a probabilidade de que $y = 1$, por isso, tais modelos são chamados de modelos de probabilidade. Assim a probabilidade de que o fenômeno estudado ocorra é definida como a probabilidade condicional:

$$p_i \equiv Pr[y_i = 1|x_i] = F(x_i'\beta) \quad (39)$$

onde x é um vetor de regressores, β é um vetor de parâmetro ($K \times 1$) e $F(\cdot)$ é uma função que garante que $0 \leq p \leq 1$. Assim, $F(\cdot)$ pode ser uma função de distribuição acumulada (fda). Quando $F(\cdot)$ é fda normal padrão tem-se o *modelo normit*, também chamado de *modelo Probit*. O modelo Probit especifica a probabilidade condicional:

$$p = \Phi(x'\beta) = \int_{-\infty}^{x'\beta} \phi(z) dz \quad (40)$$

onde $\Phi(\cdot)$ é a fda normal padrão, a qual tem função densidade de probabilidade $\phi(z) = (1/\sqrt{2\pi}) \exp(-z^2/2)$.

Note que o modelo de resposta binária:

$$y = \begin{cases} 1 & \text{com probabilidade } p \\ 0 & \text{com probabilidade } (1 - p) \end{cases}$$

Pode ser expresso pela seguinte função de probabilidade condicional:

$$f(y_i|x_i) = p_i^{y_i}(1 - p_i)^{1-y_i}, \quad y_i \in \{0, 1\} \quad (41)$$

Pois para $f(1) = p^1(1 - p)^0 = p$, e $f(0) = p^0(1 - p)^1 = 1 - p$. Aplicando logaritmo natural em (41) tem-se $\ln f(y_i) = y_i \ln p_i + (1 - y_i) \ln(1 - p_i)$. Supondo i seja independente, a função log-verossimilhança é:

$$\mathcal{L}_N(\beta) = \sum_{i=1}^N \{y_i \ln p_i + (1 - y_i) \ln(1 - p_i)\} \quad (42)$$

Considerando que para o modelo Probit $p_i \equiv \Pr[y_i = 1|x_i] = F(x'_i\beta) = \Phi(x'_i\beta)$ podemos reescrever a equação (42) como:

$$\mathcal{L}_N(\beta) = \sum_{i=1}^N \{y_i \ln \Phi(x'_i\beta) + (1 - y_i) \ln(1 - \Phi(x'_i\beta))\} \quad (43)$$

Diferenciando em relação à β , temos que o $\hat{\beta}$ de Máxima Verossimilhança é tal que resolve a equação:

$$\sum_{i=1}^N \left\{ \frac{y_i}{\Phi_i} \Phi'_i x_i - \frac{1 - y_i}{1 - \Phi_i} \Phi'_i x_i \right\} = 0 \quad (44)$$

Simplificando a equação (44), tem-se a condição de primeira ordem de Máxima Verossimilhança:

$$\sum_{i=1}^N \frac{y_i - \Phi(x'_i\beta)}{\Phi(x'_i\beta)(1 - \Phi(x'_i\beta))} \phi(x'_i\beta) x_i = 0 \quad (45)$$

Assim, as condições de primeira ordem do Probit, estimado por máxima verossimilhança, são:

$$\sum_{i=1}^N w_i (y_i - \Phi(x_i' \beta)) = 0 \quad (46)$$

onde o peso $w_i = \phi(x_i' \beta) / [\Phi(x_i' \beta)(1 - \Phi(x_i' \beta))]$ varia entre as observações. Contudo não existe solução explícita para $\hat{\beta}$, ademais, como no Probit a log-verossimilhança é globalmente côncava, alguns procedimento iterativos, que já são inclusos em *softwares* econométrico, convergem rápido para uma solução (por exemplo: o de Newton–Raphson, Berndt-Hall-Hall-Hausman).

No modelo Probit a interpretação dos β s não tem significado, o interesse é determinar o efeito marginal da mudança em um regressor na probabilidade condicional de que $y = 1$. Para o modelo Probit expresso na equação (40) a mudança no j -ésimo regressor (contínuo), é:

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_{ij}} = \frac{\partial \Pr [y_i = 1 | x_i]}{\partial x_{ij}} = \Phi'(x_i' \beta) \beta_j = \phi(x_i' \beta) \beta_j \quad (47)$$

Assim, o efeito marginal do j -ésimo regressor depende de todos os β s e diferem com o ponto de avaliação x_i . O efeito marginal para variável explanatória binária é dado por:

$$\frac{\partial \Pr [y_i = 1 | x_i]}{\partial x_{ij}} = p(y_i = 1 | x_{ij} = 1) - (y_i = 1 | x_{ij} = 0) \quad (48)$$

O modelo Probit é amplamente utilizado, pois é o modelo natural se o ponto de partida for um modelo de regressão latente. Por essa razão, muitos economistas usam o modelo Probit. Uma variável latente é uma variável que não é completamente observada. A variável latente é um índice de uma propensão não observada para o evento de interesse a ocorrer.

Se o evento de interesse ocorre observamos que a variável binária y assume o valor 1, e se não ocorre assume valor 0. A formulação da função índice interessa na explicação de uma variável aleatória contínua não observada y^* , que nos ajude a explicar o valor de y , pois, dada a continuidade de y^* , quando y^* cruza um limiar, pode-se atribuir valor 1 para y , e se não cruzar o limiar atribui-se valor zero para y .

Considere, por exemplo, que y^* seja o desejo de trabalhar, esta é uma variável não observável. O modelo de regressão para y^* pode ser expresso por:

$$y^* = x' \beta + u \quad (49)$$

Contudo, não podemos estimar essa regressão, pois não há dados para y^* . Em vez disso, observamos:

$$y = \begin{cases} 1 & \text{se } y^* > 0 \\ 0 & \text{se } y^* \leq 0 \end{cases} \quad (50)$$

O limiar zero é apenas uma normalização.

De (49) e (50) tem-se que a probabilidade condicional de y ocorrer é:

$$\begin{aligned} Pr[y = 1|x] &= Pr[y^* > 0] \\ &= Pr[x'\beta + u > 0] \\ &= Pr[-u < x'\beta] \\ &= F(x'\beta) \end{aligned} \quad (51)$$

onde F é a fda de $-u$, que é igual ao fda de u no caso usual de densidade simétrica em torno de 0. Assim, o modelo de função de uma variável latente fornece um motivo para a forma funcional de $F(\cdot)$. O modelo Probit é adequado pois seu erro u tem distribuição normal padrão; isto é: $Pr[-u < x'\beta] = F(x'\beta) = \int_{-\infty}^{x'\beta} f(z) dz$, onde $F(\cdot)$ é a fda normal padrão ($F(\cdot) = \Phi(\cdot)$ e $F'(\cdot) = f(z) = \phi(z)$).

3.3 O Modelo de Seleção Amostral Bivariada de Heckman

A análise foi realizada por meio do uso do modelo de seleção amostral bivariada (que corresponde ao modelo do tipo Tobit 2 na terminologia de Amemiya), especificamente o modelo estudado por Heckman (1979), conhecido como Heckit.

Nesse estudo as variáveis de interesse são horas de trabalho no mercado. O problema é que a variável horas de trabalho no mercado só é observada quando o indivíduo se encontra na condição econômica de ocupado. Assim, ao estimar as regressões de oferta de trabalho, considerando apenas a parte da amostra (amostra selecionada) para as quais os valores da variável dependente são observados, as estimativas dos parâmetros poderão ser inconsistentes.

O modelo de seleção amostral bivariada, que corrige o problema do viés de seleção causado pela amostra censurada, compreende duas equações, uma equação de participação:

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{se } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{se } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (52)$$

onde y_1^* é uma variável latente para a decisão de ofertar trabalho, y_1 é a variável dicotômica observável que nesse estudo representa a decisão de participar do mercado de trabalho, que assume valor 1 quando o indivíduo oferta trabalho e 0 caso contrário. A segunda equação é a de resultados:

$$y_2 = \begin{cases} y_2^* & \text{se } y_1^* > 0 \\ - & \text{se } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (53)$$

onde y_2^* é variável de interesse, as horas de trabalho no mercado. Este modelo especifica que y_2 é observado quando $y_1^* > 0$ (ou seja $y_1 = 1$), enquanto que y_2 não precisa assumir nenhum valor significativo quando $y_1^* \leq 0$ (ou seja $y_1 = 0$).

Pode-se explicitar um formato padrão de um modelo linear para as variáveis latentes:

$$\begin{cases} y_1^* = x_1' \beta_1 + \varepsilon_1, \\ y_2^* = x_2' \beta_2 + \varepsilon_2, \end{cases} \quad (54)$$

onde x_1 e x_2 são os vetores de variáveis explicativas que afetam as decisões no primeiro estágio (de ofertar trabalho) e no segundo estágio (a quantidade de horas a ser ofertada), ε_1 e ε_2 são os termos de erro. Há problema na estimativa de β_2 se ε_1 e ε_2 estão correlacionados. Considere a média truncada do modelo de seleção amostral com apenas os valores positivos de y_2 :

$$\begin{aligned} E[y_2|x, y_1^* > 0] &= E[x_2' \beta_2 + \varepsilon_2 | x_1' \beta_1 + \varepsilon_1 > 0] \\ &= E[x_2' \beta_2 | x_1' \beta_1 + \varepsilon_1 > 0] + E[\varepsilon_2 | x_1' \beta_1 + \varepsilon_1 > 0] \\ &= E[x_2' \beta_2 | y_1^* > 0] + E[\varepsilon_2 | x_1' \beta_1 + \varepsilon_1 > 0] \\ &= x_2' \beta_2 + E[\varepsilon_2 | \varepsilon_1 > -x_1' \beta_1] \end{aligned} \quad (55)$$

onde x denota a união dos vetores de variáveis independentes x_1 e x_2 . Se os erros ε_1 e ε_2 forem independentes então $E[\varepsilon_2] = 0$, e a regressão MQO de y_2 em x_2 fornecerá uma estimativa consistente de β_2 . Porém na presença de correlação entre os erros a média truncada é $x_2' \beta_2$ mais um termo adicional ($E[\varepsilon_2 | \varepsilon_1 > -x_1' \beta_1]$), nesse caso é preciso considerar o problema de seleção amostral.

Heckman (1979) mostrou um procedimento para resolver o problema de correlação entre os termos de erro. Supondo que os erros ($\varepsilon_1, \varepsilon_2$) seguem uma distribuição bivariada normal com:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left[\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \right] \quad (56)$$

onde $\sigma_1^2 = 1$ e σ_2^2 são as variâncias dos termos de erro das equações de participação e de resultados, respectivamente. E σ_{12} é a covariância dos erros das equações. Se os erros forem correlacionados, podemos expressar ε_2 em função de ε_1 :

$$\varepsilon_2 = \sigma_{12} \varepsilon_1 + \xi \quad (57)$$

onde variável aleatória ξ é independente de ε_1 . Então a média truncada torna-se:

$$\begin{aligned} E[y_2|x, y_1^* > 0] &= x_2'\beta_2 + E[\sigma_{12}\varepsilon_1 + \xi|\varepsilon_1 > -x_1'\beta_1] \\ &= x_2'\beta_2 + \sigma_{12}E[\varepsilon_1|\varepsilon_1 > -x_1'\beta_1] \end{aligned} \quad (58)$$

Que pode ser expresso por:

$$E[y_2|x, y_1^* > 0] = x_2'\beta_2 + \sigma_{12}\lambda(x_1'\beta_1) \quad (59)$$

onde $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ é denominado de a razão inversa de Mills.

Assim, o procedimento proposto por Heckman, chamado de estimador Heckit, adiciona um termo a regressão de MQO para uma estimativa do regressor omitido $\lambda(x_1'\beta_1)$. A equação (59) mostra que a regressão MQO de y_2 em x_2 com apenas os valores positivos de y_2 pode levar a estimativa inconsistente de β quando os erros estão correlacionados ($\sigma_{12} \neq 0$). Caso contrário ($\sigma_{12} = 0$), quando não há correlação entre os termos de erros, os procedimentos usuais de MQO produzem estimativas consistentes.

O Heckit consiste em duas etapas. Na primeira etapa estima-se uma regressão Probit para y_1 em x_1 desde $Pr[y_1^* > 0] = \Phi(x_1'\beta_1)$, obtendo assim $\hat{\beta}_1$, onde $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição acumulada normal padrão. Na segunda etapa aumenta-se a regressão de MQO de y_2 em x_2 por uma estimativa do regressor omitido $\lambda(x_1'\beta_1)$:

$$y_{2i} = x_{2i}'\beta_2 + \sigma_{12}\lambda(x_{1i}'\hat{\beta}_1) + v_i \quad (60)$$

onde v é um termo de erro e $\lambda(x_1'\hat{\beta}_1) = \phi(x_1'\hat{\beta}_1)/\Phi(x_1'\hat{\beta}_1)$ é a razão inversa de Mills estimada. A correlação entre os erros ($\varepsilon_1, \varepsilon_2$) pode ser estimada por $\hat{\rho} = \hat{\sigma}_{12}/\hat{\sigma}_2$. Assim, testar se $\sigma_{12} = 0$, é o mesmo que $\rho = 0$. Este teste vai mostrar se os erros estão ou não correlacionados, caso positivo a correção do viés de seleção amostral será necessária. Um desses testes é o teste da significância do coeficiente estimado de λ , isto é, testar se o coeficiente σ_{12} é estatisticamente igual zero, o que pode ser feito pelo teste de Wald baseado em $\hat{\sigma}_{12}$.

3.4 Estratégias de Estimação dos Modelos

Para estimar e testar o modelo coletivo de oferta de trabalho especificou a seguinte forma funcional para as funções de ofertas individuais, conforme sugerido por Chiappori, Fortin e Lacroix (2002):

$$h^i = f_0 + f_1 \log w_1 + f_2 \log w_2 + f_3 y + f_4 \log w_1 \log w_2 + \mathbf{f}_5' \mathbf{s} + \mathbf{f}_6' \mathbf{z} \quad (61)$$

Como o modelo de alocação de horas no mercado de trabalho é estimado utilizando o Heckit, as equações são modificadas com a introdução da razão inversa de Mills, $\lambda(\cdot)$:

$$h^i = f_0 + f_1 \log w_1 + f_2 \log w_2 + f_3 y + f_4 \log w_1 \log w_2 + \mathbf{f}'_5 \mathbf{s} + \mathbf{f}'_6 \mathbf{z} + \sigma_{12} \lambda(\cdot) \quad (62)$$

onde h^i é a variável dependente que indica o número de horas semanais dedicadas ao trabalho no mercado para o indivíduo i . A variável $\log w_1$ é o logaritmo natural do salário. A variável $\log w_2$ é o logaritmo natural do salário do cônjuge. A variável y representa a renda não proveniente do trabalho do domicílio, expressa em unidades de R\$100,00. Essa transformação foi adotada para facilitar a interpretação das estimativas dos modelos e tornar os resultados mais intuitivos. A variável $\log w_1 \log w_2$ é utilizada para captar o efeito da interação dos logaritmos dos salários dos cônjuges.

O vetor $\mathbf{s}$ são os fatores distributivos. Neste trabalho utilizaram-se dois fatores distributivos: diferença das idades ajustada (s_1) e a participação na renda domiciliar do não trabalho (s_2).

O vetor $\mathbf{z}$ representa os fatores de preferências, que são classificados em duas categorias: preferências individuais e domiciliares. As preferências individuais incluem: escolaridade (z_1), idade (z_2), idade ao quadrado (z_3), e *dummies* para chefe do domicílio (z_4). Já as preferências domiciliares englobam: número de filhos em idade pré-escolar (z_5), em idade escolar (z_6) e em idade pós-escolar (z_7), além das *dummies* para indicar a localização do domicílio: zona urbana (z_8), capital (z_9), região metropolitana (z_{10}) e grandes regiões, Norte (z_{11}), Nordeste (z_{12}), Sudeste (z_{13}), Sul (z_{14}) e Centro-Oeste (z_{15}).

Os f'_i s e para $i = 0, 1, 2, 3, 4$, são escalares, e $\mathbf{f}'_5, \mathbf{f}'_6$ são vetores de parâmetros. Além disso, σ_{12} é a covariância entre os erros da regressão de participação no mercado (primeiro estágio) e regressão da quantidade de horas ofertadas (segundo estágio).

A regressão do modelo Probit segue a forma funcional proposta por Chiappori, Fortin e Lacroix (2002):

$$y_i^* = g_0 + g_1 \log w_1 + g_2 \log w_2 + g_3 y + g_4 \log w_1 \log w_2 + \mathbf{g}'_5 \mathbf{s} + \mathbf{g}'_6 \mathbf{z} \quad (63)$$

onde y_i^* é uma variável latente que mostra a probabilidade do indivíduo i ofertar trabalho, sendo que a variável observável y_i mostra a decisão do indivíduo i de participar ou não da PEA, y_i é uma variável dicotômica, que assume valor 1 se o

indivíduo i oferta trabalho e assume valor 0 caso não oferte. A variável y é a renda do não trabalho do domicílio. O vetor s são os fatores distributivos e o vetor z representa os fatores de preferências, os mesmo considerados nas estimativas do Heckit. Os g'_i s para $i = 0, 4$, são escalares, g'_5, m'_6 são vetores de parâmetros.

Algumas variáveis são diretamente observadas nos dados da PNADC; entretanto, há outras que, embora utilizadas no modelo, não são observadas diretamente e, portanto, precisam ser construídas.

No modelo Heckit a variável dependente é horas de trabalho, que são observadas, assim o salário do indivíduo também é observado, contudo o salário do cônjuge pode não ser observado, caso este se encontre desempregado. No modelo Probit, como a amostra inclui tanto empregados quanto desempregados, não há observação de salário para os indivíduos desempregados.

Com base na hipótese de Espinel e van Gameren (2018), mesmo para indivíduos desempregados, o salário potencial influencia o poder de barganha e, conseqüentemente, as decisões familiares sobre a oferta de trabalho. No caso de uma esposa desempregada, um aumento em seu salário potencial fortaleceria sua posição de barganha, impactando as horas de trabalho do marido, e o mesmo se aplicaria de forma inversa.

Nesse sentido, o salário potencial para indivíduos desempregados será estimado para uso nas regressões de oferta de trabalho, que será usado como proxy para o salário na regressões de oferta de trabalho. A estimativa para os salários será feita conforme proposto por Mincer (1974):

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 \text{educ} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 + \varsigma_{12} \lambda(\cdot) \quad (64)$$

onde $\ln w$ é logaritmo natural do salário do indivíduo, educ é o grau de instrução medido em anos de estudos, exp é experiência no mercado de trabalho, que será medida pela idade do indivíduo. Além disso, para mitigar o problema de seleção amostral, será utilizado o modelo Heckit, o que faz necessário o acréscimo da razão inversa de Mills, $\lambda(\cdot)$. Esse procedimento permitirá imputar os salários dos indivíduos desempregados com base nas estimativas geradas pela regressão.

As variáveis em nível domiciliar, como a renda não proveniente do trabalho, são determinadas utilizando as variáveis: Unidade da Federação (UF), Unidade Primária de Amostragem (UPA) e o Número de Seleção do Domicílio (V1008). A

combinação dos códigos da UF, UPA e V1008 cria um identificador único, diferenciando cada domicílio na pesquisa.

O Quadro 1 apresenta um resumo das variáveis utilizadas no modelo, indicando a variável correspondente na PNADC ou explicando como foram construídas.

Quadro 1 - Descrição e Construção das Variáveis com Base na PNAD Contínua

Variável do modelo	Variável da PNADC (Código e Descrição)	Construção da variável do modelo a partir da variável PNADC
y_i : PEA	VD4001: Condição em relação à força de trabalho na semana de referência para pessoas de 14 anos ou mais de idade.	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para pessoas na força de trabalho e 0 caso contrário.
h^i : Horas	VD4035: Horas efetivamente trabalhadas na semana de referência em todos os trabalhos para pessoas de 14 anos ou mais de idade	Sem alterações
$\log w_1$: Logaritmo natural do salário do indivíduo	VD4020: Rendimento mensal efetivo de todos os trabalhos para pessoas de 14 anos ou mais de idade.	Logaritmo natural do rendimento efetivo de todos os trabalhos do indivíduo.
$\log w_2$: Logaritmo natural do salário do cônjuge do indivíduo	VD4020: Rendimento mensal efetivo de todos os trabalhos para pessoas de 14 anos ou mais de idade.	Logaritmo natural do rendimento efetivo de todos os trabalhos do cônjuge. Nesse caso utilizou-se do identificador único do domicílio
y : renda do não trabalho do domicílio	VD4048: Rendimento efetivo recebido de outras fontes.	Soma do rendimento efetivo recebido de outras fontes de todos os membros do domicílio.
$\log w_1 \log w_2$: Produto dos logaritmos naturais dos salários do indivíduo e de seu cônjuge	VD4020: Rendimento mensal efetivo de todos os trabalhos para pessoas de 14 anos ou mais de idade.	Produto de $\log w_1$ e $\log w_2$
s_1 : Diferença das idades ajustada	V2009: Idade do morador na data de referência; V2007: Sexo; VD2002: Condição no domicílio.	Fórmula expressa na Equação (65). Nesse caso utilizou-se do identificador único do domicílio
s_2 : logaritmo da	VD4048: Rendimento efetivo	Logaritmo natural da razão entre o

proporção da renda do não trabalho que é recebedor	recebido de outras fontes.	rendimento individual de outras fontes e do rendimento do domicílio de outras fontes. Nesse caso utilizou-se do identificador único do domicílio
z_1 : Escolaridade	VD3005: Anos de estudo (pessoas de 5 anos ou mais de idade) padronizado para o Ensino fundamental com duração de 9 anos.	Sem alterações
z_2 : Idade	V2009: Idade do morador na data de referência.	Sem alterações
z_3 : Idade ao quadrado	V2009: Idade do morador na data de referência.	Idade elevada ao quadrado
z_4 : Chefe	VD2002: Condição no domicílio.	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo é a pessoa responsável pelo domicílio e 0 caso contrário.
z_5 : Cor ou raça	V2010: Cor ou raça.	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 caso o indivíduo tenha declarado ser da cor preta e 0 caso contrário.
z_6 : número de filhos de 0 a 5 anos.	VD2002: Condição no domicílio; V2009: Idade do morador na data de referência.	Quantidade de membros do domicílio que estão na condição de filho ou enteado com idade entre 0 e 5 anos. Nesse caso utilizou-se do identificador único do domicílio
z_7 : número de filhos de 6 a 17 anos.	VD2002: Condição no domicílio; V2009: Idade do morador na data de referência.	Quantidade de membros do domicílio que estão na condição de filho ou enteado com idade entre 6 e 17 anos. Nesse caso utilizou-se do identificador único do domicílio
z_8 : número de filhos com mais de 17 anos.	VD2002: Condição no domicílio; V2009: Idade do morador na data de referência.	Quantidade de membros do domicílio que estão na condição de filho ou enteado com mais de 17 anos. Nesse caso utilizou-se do identificador único do domicílio
z_9 : Zona urbana	V1022: Situação do domicílio.	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se a residência está localizada na zona urbana e 0 caso contrário.
z_{10} : Capital	Capital: Município da Capital.	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se a residência está localizada em município da capital e 0 caso contrário.
z_{11} : Região	RM_RIDE: Região Metropolitana e	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1

Metropolitana	Região Administrativa Integrada.	se a residência está localizada em Região Metropolitana e Região Administrativa Integrada e 0 caso contrário.
Grandes Regiões: z ₁₂ :Nordeste, z ₁₃ : Sudeste, z ₁₄ : Sul e z ₁₅ : Centro-Oeste	UF: Unidade da Federação.	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se a residência está localizada na Unidade da Federação pertencente à região em questão e 0 caso contrário.

Fonte: Elaboração própria.

Importante destacar que a variável utilizada como salário não corresponde ao salário propriamente dito, mas sim ao rendimento efetivo, conforme indicado no Quadro 1. Enquanto o salário é entendido como a soma das remunerações realizadas exclusivamente no âmbito de uma relação contratual de trabalho, o rendimento do trabalho abrange todas as formas de ganhos derivados de atividades laborais, incluindo vínculos empregatícios, trabalhos autônomos e outras ocupações. Dessa forma, para alinhar a terminologia empregada na revisão da literatura, opta-se por continuar utilizando o termo salário ao se referir à variável de rendimento analisada neste estudo.

3.5 Os fatores de distribuição utilizados

No contexto do modelo coletivo de oferta de trabalho, os fatores de distribuição desempenham um papel crucial na determinação das decisões intrafamiliares. Esses fatores são variáveis que afetam o equilíbrio de poder de barganha dentro da família, influenciando diretamente a alocação de recursos, mas sem impactar diretamente as preferências individuais dos cônjuges. A seguir, discutem-se os três fatores de distribuição considerados na pesquisa.

A diferença de idade entre os cônjuges fator de distribuição importante, pois pode refletir uma assimetria em termos de experiência, recursos acumulados e, conseqüentemente, poder de barganha. Cônjuges mais velhos podem ter maior acúmulo de capital humano ou financeiro, o que aumenta seu poder nas negociações intrafamiliares.

Os cônjuges mais jovens podem, em alguns contextos, ter maior poder de barganha, especialmente em cenários onde a atratividade no "mercado matrimonial" está em jogo, assim possuem maior força nas decisões domiciliares e

consequentemente podem ofertar menos horas de trabalho no mercado (Browning et al., 2014; Cherchye et al., 2012; Gobbi et al., 2018).

Uma modificação no fator de distribuição é proposta neste estudo. Em vez de utilizar a diferença de idade como fator de distribuição, será considerada a diferença de idade ajustada. Conforme observado por Calvi (2020), o poder de barganha das mulheres tende a diminuir com o avanço da idade, especialmente após o período reprodutivo. Isso resulta em uma menor capacidade de acesso aos recursos domésticos e um aumento nas taxas de pobreza feminina em comparação aos homens. Nesse sentido, sugere-se a seguinte adaptação:

$$B_M = \left(\frac{id_H - id_M}{61 - 26} \right) - \alpha \left(2 \cdot \frac{(id_M - 26)}{61 - 26} - 1 \right) \quad (65)$$

Onde B_M é o indicador de poder de barganha da esposa, relacionado às idades dos cônjuges. id_m é a idade do marido; id_e é a idade da esposa. A primeira parte da equação, $\left(\frac{id_H - id_M}{61 - 26} \right)$, captura o efeito da diferença das idades entre o homem e a mulher para garantir que o resultado esteja dentro do intervalo $[-1,1]$.

A segunda parte do lado direito da igualdade, $\left(2 \cdot \frac{(id_M - 26)}{61 - 26} - 1 \right)$, é o reescalamento da idade da mulher para o intervalo $[-1,1]$. Essa média reflete o estágio de envelhecimento. Essa expressão captura a perda gradual de poder de barganha da mulher ao longo de sua vida, decrescendo linearmente da idade mínima de 26 anos até a máxima de 61 anos.

O parâmetro α ajusta o ritmo dessa perda. Valores maiores de α aumentam a perda de poder de barganha ao longo da vida. $\alpha \in [0,1]$. Para $\alpha = 0$: nenhum efeito do fator que α controla. O termo multiplicado por α é ignorado no modelo. Para $\alpha = 1$ O impacto total do fator é aplicado, sem redução.

Considere, por exemplo, um caso extremo em que a esposa tem 25 anos e o marido, 61 anos. Nessa situação, o termo $\left(\frac{id_H - id_M}{61 - 26} \right)$ assume o valor 1, e o termo $-(2 \cdot \frac{(id_M - 26)}{61 - 26} - 1)$ também resulta em 1 (considerando $\alpha = 1$). Portanto $B_M = 2$.

No outro extremo, quando a esposa tem 61 anos e o marido, 25 anos, o termo $\left(\frac{id_H - id_M}{61 - 26} \right)$ assume o valor -1, e o termo $-(2 \cdot \frac{(id_M - 26)}{61 - 26} - 1)$ também resulta em -1. Assim, $B_M = -2$. Dessa forma, $B_M \in [-2,2]$, onde 2 representa o poder máximo de

barganha para a esposa e mínimo para o marido, enquanto -2 indica o poder máximo para o marido e mínimo para a esposa.

Nesse contexto, uma diferença de cinco anos de idade, por exemplo, pode ter significados diferentes dependendo da fase da vida do casal. Para casais jovens, essa diferença pode ter um impacto maior no poder de barganha. Entretanto, à medida que os cônjuges envelhecem, o efeito se torna menos acentuado, especialmente para as mulheres, que tendem a perder mais poder de barganha ao longo do tempo. Assim, é natural supor que o indicador de poder de barganha da esposa capte essa perda de poder de maneira mais precisa do que a simples diferença de idades.

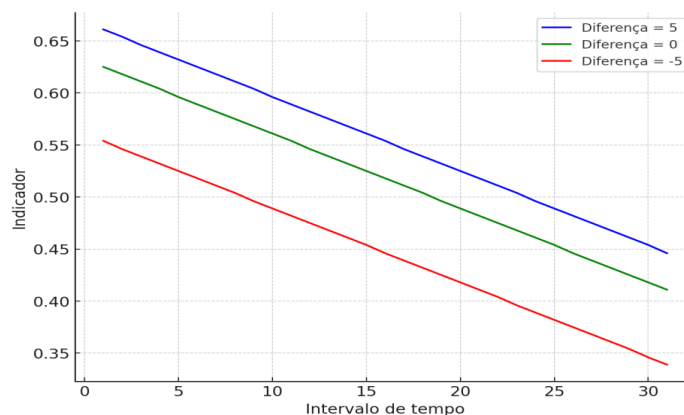
Por fim, para tornar a interpretação mais intuitiva, o indicador de poder de barganha da esposa (B_M) foi reescalonado para variar no intervalo de zero a um:

$$I_d = \frac{(B_M + 2)}{4} \quad (66)$$

Assim, o índice da diferença das idades ajustada (I_d) varia de zero a um, representando o equilíbrio de poder de barganha entre os cônjuges. Um valor igual a um indica que a mulher possui o máximo poder de barganha, enquanto o marido não tem nenhum. Por outro lado, um valor igual a zero significa que a mulher não detém poder de barganha, enquanto o homem possui total controle nesse aspecto.

A Figura 2 apresenta os valores do índice reescalonado para o intervalo de zero a um, ao longo três décadas, para $\alpha = 0,5$, considerando que: o marido tem cinco anos a mais que a esposa, tem mesma idade da esposa, e que a esposa é tem cinco anos a mais que o marido.

Figura 2 – Valores para o índice da diferença das idades ajustada relacionado à idade dos cônjuges ao longo do tempo



Fonte: Elaboração própria com base em dados simulados

No momento zero as idades do marido e esposas são 31 e 26, 31 e 31, e 26 e 31, respectivamente. Embora a diferença de idade entre os cônjuges se mantenha constante, a razão entre as idades diminui com o passar do tempo. Essa variação reflete uma possível perda de poder de barganha das mulheres, indicando uma mudança no equilíbrio de poder à medida que o casal envelhece.

Portanto, enquanto uma maior diferença de idade pode inicialmente implica em um maior poder de barganha para as mulheres, devido às maiores oportunidades no mercado matrimonial, um maior valor do indicador sugere a mesma implicação, mas leva em conta o declínio gradual desse poder ao longo do ciclo de vida. Assim, permite capturar como o poder de barganha das mulheres diminui com o tempo, refletindo as mudanças nas dinâmicas intrafamiliares conforme o casal envelhece.

Em relação ao segundo fator distributivo utilizado, a parcela da renda não proveniente do trabalho sobre controle dos cônjuges, este já é consolidado na literatura com relevante, pois influencia o poder de barganha de cada cônjuge. No modelo coletivo, maior controle sobre essa renda proporciona ao cônjuge maior flexibilidade e capacidade de tomar decisões sobre a alocação de tempo e recursos.

Considere, por exemplo, que a renda domiciliar proveniente de fontes que não o trabalho seja de R\$ 1.000,00, sendo R\$ 600,00 recebidos pelo marido e R\$ 400,00 pela esposa. Nesse caso, o fator distributivo será de 0,6 para o marido e 0,4 para a esposa. Por outro lado, se apenas um dos cônjuges receber a totalidade dessa renda, o fator distributivo para este cônjuge será 1,0 enquanto para o outro será 0,0.

Dessa forma, o cônjuge que controla a maior parcela da renda não proveniente do trabalho tende a possuir maior poder de barganha dentro do domicílio. Com isso, é esperado que esse cônjuge tenha menor necessidade ou propensão de ofertar trabalho no mercado, uma vez que sua posição econômica relativa lhe confere maior autonomia financeira.

4 RESULTADOS

Este capítulo apresenta os resultados da pesquisa. Está organizada em três partes, cada uma com foco em aspectos específicos da análise. Primeiramente, são apresentadas as tendências da participação na força de trabalho no Brasil, com destaque para as mudanças históricas na participação de homens e mulheres, as

diferenças de gênero, a evolução das taxas de participação e os padrões de trabalho ao longo do tempo.

Em seguida, a análise descritiva das variáveis é detalhada, com médias calculadas para diferentes grupos, como casais com e sem filhos, permitindo identificar disparidades de gênero e os impactos da composição familiar nas decisões laborais.

Na terceira parte, são discutidos os resultados dos modelos econométricos Probit e Heckit, que avaliam como fatores econômicos, demográficos e distributivos influenciam a participação no mercado de trabalho e a quantidade de horas trabalhadas por maridos e esposas. Os resultados obtidos são comparados com a literatura existente, destacando convergências e divergências com estudos.

4.1 Tendências da Participação na Força de Trabalho no Brasil

A participação na força de trabalho no Brasil passou por transformações significativas nas últimas décadas, refletindo mudanças sociais, econômicas e culturais. Essa seção examina as tendências e padrões de participação no mercado de trabalho, com ênfase na comparação entre homens e mulheres. O período de 2012 a 2023 é explorado na análise, citando estudos que tem abrangência maior e, destacando o crescimento da participação feminina e as mudanças na jornada de trabalho, tanto no mercado quanto no ambiente doméstico.

Além disso, são exploradas as dinâmicas setoriais e a evolução da composição familiar, revelando como esses fatores influenciam a estrutura e a participação na força de trabalho no Brasil. A compreensão dessas tendências é essencial para interpretar as mudanças no mercado de trabalho e suas implicações para a economia e a sociedade brasileira.

A literatura econômica frequentemente divide a decisão de ofertar trabalho em duas grandes categorias. A primeira é a decisão de ofertar trabalho propriamente dita. A segunda, diz respeito ao número de horas de trabalho que será oferecida, ou seja, quanto tempo deve ser dedicado ao trabalho remunerado no mercado.

Quando o indivíduo resolve procurar emprego ou já se encontra empregado, por definição ele faz parte da População Economicamente Ativa (PEA)⁵. Assim uma

⁵ Segundo IBGE, a força de trabalho (População Economicamente Ativa, $PEA = PO + PD$) é constituída pela população ocupada (PO) e pela população desocupada (PD). Sendo PO as pessoas que exerceram trabalho, remunerado ou sem remuneração, ou que tinham trabalho remunerado do qual estavam temporariamente afastadas; e PD as pessoas sem trabalho, mas que estavam

estatística que mostra a disposição do indivíduo de ofertar trabalho é a razão entre a PEA e a população total apta a trabalhar, isto é a População em Idade Ativa (PIA)⁶. Essa razão, em percentual, é chamada Taxa de Participação (TP)⁷. Tem-se:

$$TP = \frac{PEA}{PIA} \times 100$$

Assim, a taxa de participação é um indicador da disposição dos indivíduos de ofertar trabalho no mercado, uma vez que mostra a proporção de pessoas “querendo” trabalhar em relação ao total de pessoas “capazes” de trabalhar.

Uma mudança notável no mercado de trabalho foi o aumento na taxa de participação feminina, isto é, o aumento no número de mulheres que estão ofertando mão de obra.

Segundo Soares e Izaki, (2002) em 1977, apenas 39% das mulheres participam da PEA (considerando as mulheres dos 16 aos 60 anos), esse percentual cresceu a cada década, e em 2001 tem-se uma taxa de participação feminina de 58%. No mesmo período, a taxa de participação masculina manteve-se praticamente estável, saindo de 88% em 1977 para 87% em 2001. Como resultado houve uma diminuição no hiato de 49% para 29% na participação masculina em relação à feminina.

De acordo com Alves, (2014) ao longo de seis décadas, a taxa de participação feminina aumentou sucessivamente, saindo de 13,6% em 1950 para 48,9% em 2010 (considerando a faixa etária de 10 anos ou mais.). Enquanto que a taxa de participação masculina, apesar de ter permanecido estável nas décadas de 1970, 1980 e 1990, sofreu uma queda no período de 1950 a 2010, saindo de 80,8% para 67,1%. Assim, o hiato na taxa de participação (taxa de participação masculina menos taxa de participação feminina) que era de 67,2% em 1950 passou para 18,2% em 2010. Esses dados mostram uma revolução no mercado de trabalho, resultante do surpreendente aumento da oferta de trabalho das mulheres.

Segundo Goldin (1995), a participação feminina no mercado de trabalho apresenta um comportamento em formato de "U" ao longo do processo de desenvolvimento econômico. Esse padrão reflete as transformações estruturais na

disponíveis para assumir um trabalho e que tomaram alguma providência efetiva para conseguir trabalho.

⁶ A População em Idade Ativa (PIA) é uma classificação etária que compreende as pessoas de 15 anos ou mais, consideradas teoricamente aptas a exercer uma atividade econômica.

⁷ Também chamada de Taxa de Atividade (TA).

economia, marcadas pela transição de uma sociedade agrária para uma economia industrial e, posteriormente, para uma economia voltada ao setor de serviços.

No caso do Brasil, a trajetória da participação feminina no mercado de trabalho ao longo do século XX reflete, em muitos aspectos, o padrão em formato de "U". A partir da década de 1950, o Brasil vivenciou um processo acelerado de industrialização, que inicialmente resultou em uma redução relativa na participação das mulheres no mercado de trabalho. Esse fenômeno está associado à migração de atividades econômicas do ambiente doméstico e rural para o setor industrial, caracterizado por jornadas rígidas e ambientes predominantemente masculinos.

A partir da década de 1970 observa-se uma inflexão nesse comportamento, e especialmente com a reestruturação produtiva das décadas de 1980 e 1990 consolida-se o crescimento da participação feminina no mercado de trabalho. Esse avanço foi impulsionado, em grande parte, pela expansão do setor de serviços, que se destacou como um ambiente propício para a inserção das mulheres. A maior flexibilidade nas jornadas de trabalho, característica desse setor, tornou-se um diferencial essencial, facilitando a conciliação entre as responsabilidades profissionais e familiares e contribuindo para o aumento contínuo da presença feminina na força de trabalho.

Aliada à expansão do setor de serviços, Goldin e Katz (2002) destacam a importância da descoberta e disseminação da pílula anticoncepcional, que desempenhou um papel significativo no aumento da participação feminina no mercado de trabalho.

No Brasil, o uso de métodos contraceptivos se popularizou significativamente a partir da década de 1970, marcado pelo início da fase avançada da transição demográfica. Esse período foi caracterizado por uma rápida urbanização, elevação do nível educacional e uma expressiva queda na taxa de fecundidade. Durante as décadas de 1980 e 1990 esse processo se intensificou, impulsionado pela maior disponibilidade da pílula anticoncepcional. Esse avanço proporcionou às mulheres maior autonomia sobre sua fertilidade, permitindo o planejamento da maternidade de forma mais consciente e estratégica.

Esse controle transformou as escolhas femininas, resultando no adiamento do casamento e da constituição de famílias. Isso abriu caminho para que um número crescente de mulheres investisse em educação e no desenvolvimento de suas carreiras.

Um terceiro fator apontado, por Goldin (1990) é a expansão da educação que trouxe a qualificação necessária para que as mulheres pudessem competir pelas vagas. A expansão da educação no Brasil, especialmente a partir das décadas de 1980 e 1990, desempenhou um papel crucial na maior inserção das mulheres no mercado de trabalho, refletindo o padrão identificado por Goldin (1990) em economias desenvolvidas.

O aumento do acesso ao ensino fundamental e médio, aliado às políticas de ampliação do ensino superior, permitiu que um número crescente de mulheres obtivesse a qualificação necessária para competir por vagas em setores antes predominantemente masculinos. Essa evolução educacional contribuiu para a redução das desigualdades de gênero no mercado formal e ampliou as oportunidades em áreas de maior prestígio e remuneração.

O crescimento da presença feminina nas universidades foi notável a partir dos anos 2000, momento em que as mulheres passaram a representar a maioria dos ingressantes em diversas áreas do conhecimento. Esse avanço educacional não apenas facilitou a ascensão profissional das mulheres, mas também incentivou a busca por carreiras mais longas e consolidadas, com maior investimento em capacitação contínua. A educação, assim, tornou-se um fator decisivo para a redução das barreiras estruturais que historicamente limitavam a participação das mulheres em posições de liderança e em setores de alta qualificação.

A combinação desses três fatores – a transição econômica para o setor de serviços, a disseminação da pílula anticoncepcional e a expansão do acesso à educação – foi decisiva para reconfigurar a trajetória das mulheres no mercado de trabalho brasileiro, assim como foi para os Estados Unidos, conforme apontado por Goldin (1990, 1995) e Goldin e Katz (2002). Juntas, essas transformações não apenas ampliaram as oportunidades profissionais, mas também fortaleceram a autonomia e o protagonismo feminino em diversas áreas. Esse processo, ao longo das últimas décadas, não só contribuiu para o aumento da participação feminina na força de trabalho, mas também foi essencial para reduzir disparidades de gênero, impulsionando uma mudança cultural no papel da mulher na economia.

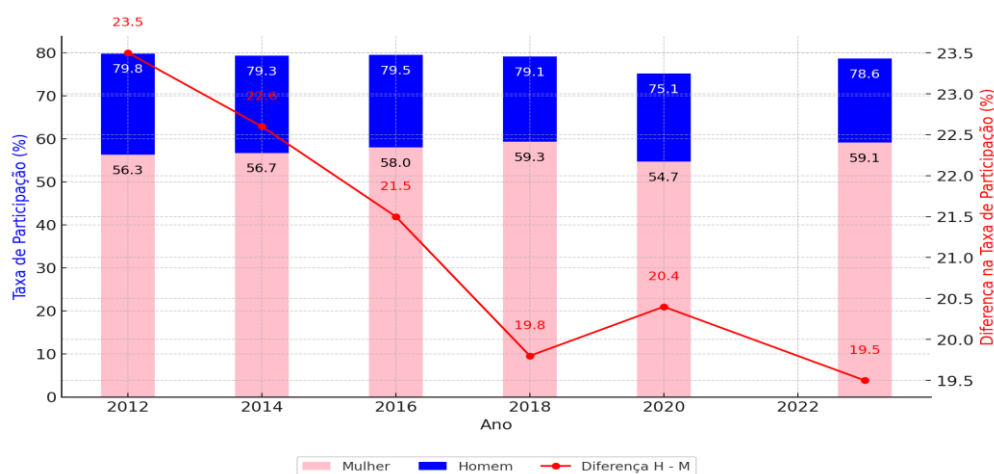
Por outro lado, Nogueira (2004) observa que a crescente inserção das mulheres no mercado de trabalho brasileiro, especialmente durante a reestruturação produtiva das décadas de 1980 e 1990, ocorreu de forma significativa, mas se deu majoritariamente em ocupações marcadas por maior exploração e condições

adversas, refletindo a desigualdade estrutural presente no mercado de trabalho. E que embora o ingresso das mulheres represente um avanço em direção à emancipação, esse progresso é limitado pela precarização das relações laborais e pela intensificação das formas de exploração do trabalho feminino.

Assim, a autora aponta que o crescimento da presença feminina no mercado de trabalho, longe de representar uma conquista plena, revela uma contradição entre a emancipação e a precarização, evidenciando a necessidade de repensar as condições de trabalho para que a igualdade de gênero avance de forma efetiva e duradoura.

Dados recentes indicam que a taxa de participação feminina continua a crescer, enquanto a masculina apresentou uma leve queda. Como resultado, o hiato entre as taxas de participação de homens e mulheres diminuiu, conforme mostrado no Gráfico 1.

Gráfico 1 – Taxas de Participação na Força de Trabalho por Gênero no Brasil (2012-2023).



Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

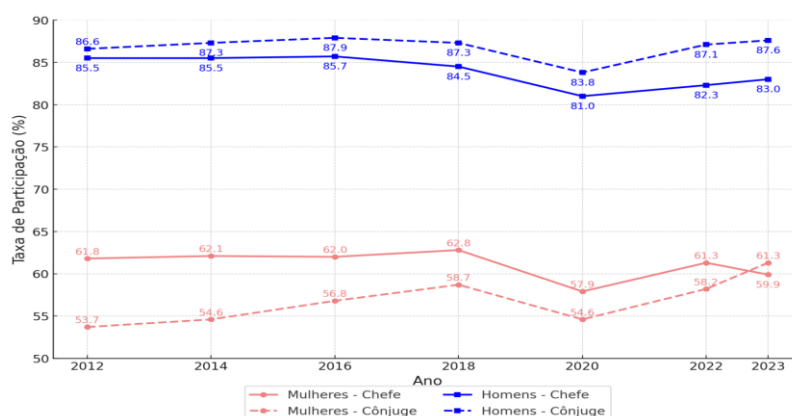
É claro que por trás da evolução na oferta de trabalho feminina há fatores sociais, tais como mudanças nas técnicas de criação dos filhos, na renda familiar, nas próprias práticas familiares, entre outros (Ehrenberg; Smith, 2000).

Ademais, Soares e Izaki (2002, p. 14) destacam que “a revolução da participação feminina foi a revolução das cônjuges”. Foram elas que aumentaram expressivamente sua taxa de participação, partindo de 26% em 1977 para 50% em 2001. A participação das mulheres chefes do domicílio também aumentou, partindo de 46% em 1977 para 54% em 2001.

Vale destacar que, em períodos de recessão (Rubery, 1988) e flutuações econômicas (Bergmann, 1986), observava-se uma crescente dependência da força de trabalho feminina. Nessas circunstâncias, as esposas ingressavam no mercado de trabalho para atenuar as perdas de renda familiar. Os desafios econômicos, especialmente durante a década de 1980, impulsionaram muitas esposas a buscar emprego como forma de contribuir para o sustento de suas famílias.

O Gráfico 2 mostra os padrões mais recentes de taxas de participação por gênero para o chefe do domicílio e para o cônjuge. As mulheres chefes de família têm uma taxa de participação mais baixa do que os homens, com uma variação entre cerca de 53% e 63% ao longo dos anos

Gráfico 2 – Taxa de Participação por Gênero e Relação Familiar (2012-2023).

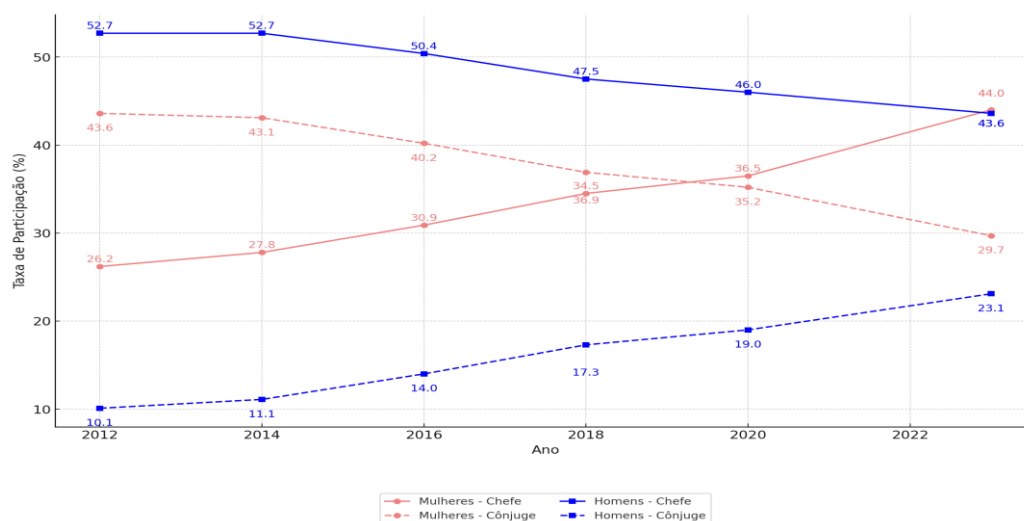


Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

As mulheres cônjuges também têm uma taxa de participação mais baixa, mas com uma tendência ligeiramente crescente ao longo do período. A taxa de participação dos homens, tanto chefes quanto cônjuges, é consistentemente mais alta do que a das mulheres durante todo o período. Em particular, os homens chefes de família têm uma taxa de participação próxima de 90% até 2020, com uma leve queda em 2020, seguida por uma recuperação até 2023.

O Gráfico 3 apresenta a proporção por gênero e relação familiar (Chefe de família ou Cônjuge). Observa-se um aumento gradual na proporção de mulheres chefes de família, passando de 26,2% em 2012 para 44,0% em 2023. Isso indica um crescimento significativo no papel das mulheres como principais provedoras da família. A proporção de homens chefes de família está em declínio constante, de 52,7% em 2012 para 43,6% em 2023. Isso sugere uma mudança nas dinâmicas familiares, com mais mulheres assumindo o papel de chefes.

Gráfico 3 – Proporção por Gênero e Relação Familiar (2012-2023).



Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

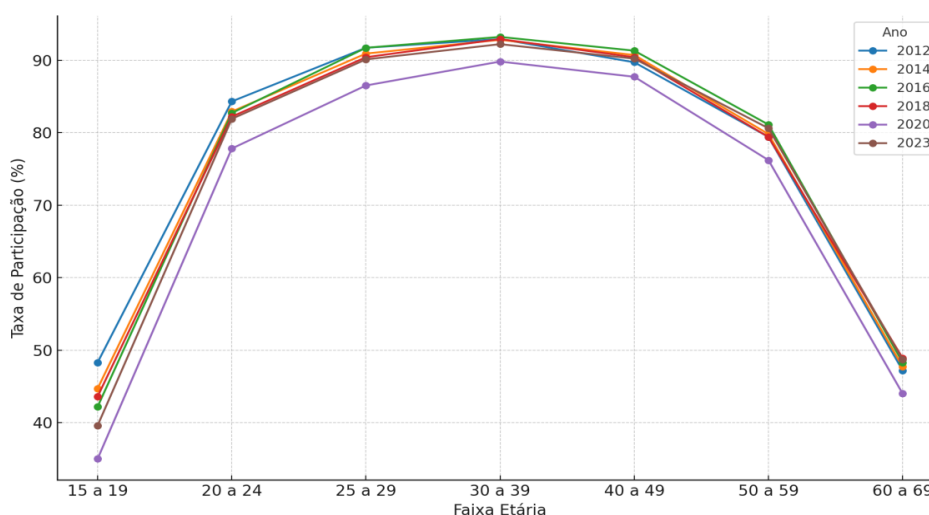
A proporção de mulheres cônjuges vem diminuindo ao longo do tempo, de 43,6% em 2012 para 29,7% em 2023, o que pode indicar um aumento na independência financeira das mulheres e uma menor dependência do status de cônjuge. A proporção de homens cônjuges, por outro lado, tem aumentado constantemente, de 10,1% em 2012 para 23,1% em 2023, sugerindo que mais homens estão se tornando cônjuges em vez de chefes de família.

Não existe mais aquela pressão social do casamento – muitas mulheres preferem a liberdade e autonomia. Menos dependentes financeiramente dos homens. Elas encontraram outras formas de sociabilidade. Investir mais tempo na formação de uma carreira. A ideia de família não está associada ao sucesso da maternidade.

Outra tendência significativa no mercado de trabalho entre 1950 e 2010 é o encurtamento da carreira masculina. Isso se reflete em dois movimentos: de um lado, os homens estão ingressando no mercado de trabalho cada vez mais tarde; de outro, estão se aposentando ou deixando o mercado de trabalho cada vez mais cedo. O fenômeno da queda na taxa de participação masculina vem ocorrendo para todas as faixas etárias; as curvas de taxa de participação masculina se movem para baixo a cada década. Sendo que o declínio é mais intenso entre os mais jovens e os mais velhos (Alves, 2014).

Para dados recentes, como mostrado no Gráfico 4, essa tendência é perceptível entre os mais jovens. Além disso, todas as faixas etárias apresentaram uma queda na taxa de participação em 2020, devido à pandemia da COVID-19.

Gráfico 4 – Taxas de Participação Masculina por Faixa Etária.

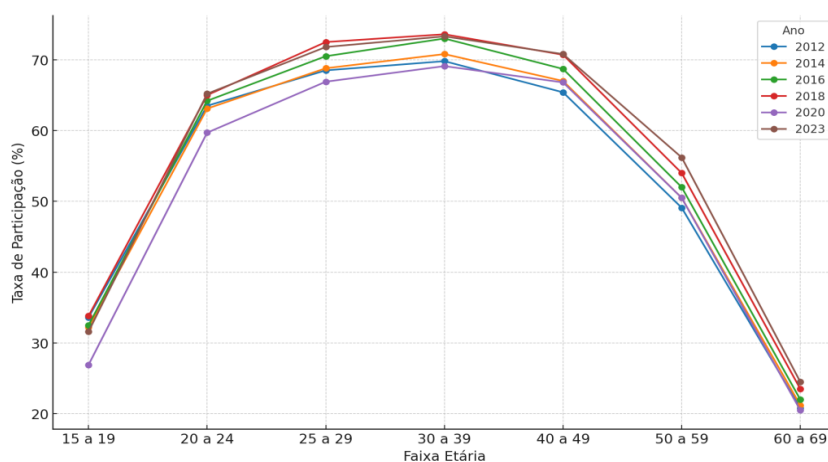


Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

Observa-se também, que a curva de taxa participação masculina no mercado de trabalho é, em geral, côncava, isto é, ela apresenta concavidade voltada para baixo. A taxa de participação aumenta até certo ponto e depois decresce. Sendo o ponto máximo a faixa etária de 30 a 39 anos de idade, ou seja, os homens na faixa etária de 30 a 39 anos são mais propensos a ofertar sua força de trabalho do que os homens das demais faixas etárias. Esse padrão é mesmo encontrado por Alves, (2014) para o período de 1960-2010.

Já para as mulheres, as curvas de taxa de participação por faixa etária deslocaram-se para cima, mostrando a crescente participação feminina no mercado de trabalho no período 1960-2010 (Alves, 2014). Essa tendência ainda persiste, especialmente nas faixas etárias intermediárias, como pode ser observado no Gráfico 5. Vale destacar que, durante o ano da pandemia, houve um retrocesso nas taxas de participação, afetando principalmente as mulheres mais jovens. Para as demais faixas etárias, o ano de 2012 apresenta as menores taxas de participação.

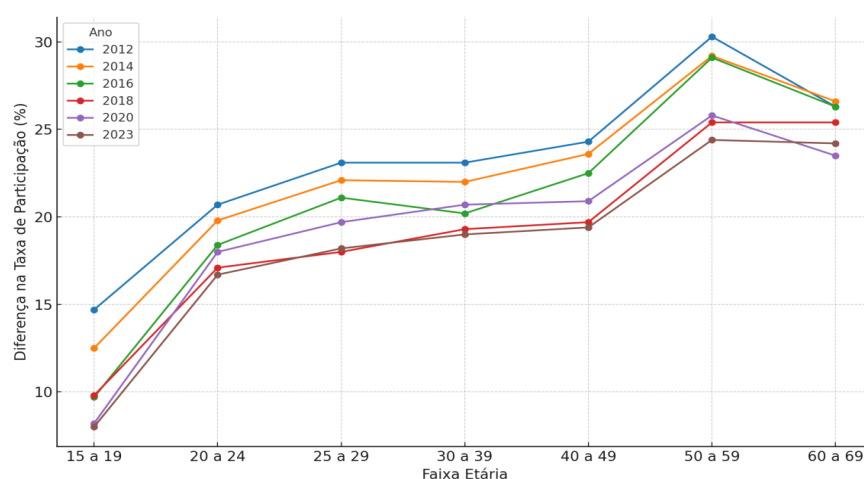
Gráfico 5 – Taxas de Participação Feminina por Faixa Etária.



Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

O gráfico 6 sugere uma tendência geral de redução na diferença de participação no mercado de trabalho entre homens e mulheres ao longo do tempo, especialmente nas faixas etárias mais jovens. Apesar da redução geral, a diferença permanece maior entre as faixas etárias mais velhas, sugerindo que ainda existem barreiras significativas para a igualdade de gênero no mercado de trabalho, especialmente à medida que a idade avança.

Gráfico 6 – Diferença Entre Taxas de Participação Masculina e Feminina por Faixa Etária.



Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

O ano de 2020 destaca-se como um período em que a diferença nas taxas de participação foi menos reduzida ou até aumentou, possivelmente devido aos impactos desproporcionais da pandemia sobre as mulheres.

Outra tendência no mercado de trabalho tem sido a diminuição das horas médias de trabalho semanal. Ao longo de três décadas, a jornada de trabalho semanal passou de aproximadamente 45,5 para 39,5 horas. Onde se verifica uma queda mais acentuada na redução da jornada de trabalho têm-se como principal responsável as alterações na Constituição⁸ de 1988 referentes ao mercado de trabalho (Gonzaga; Menezes Filho; Camargo, 2003).

Tal fato é corroborado por Barbosa Filho e Pessoa (2014), os quais decompuseram a redução da jornada de trabalho em efeito nível e efeito composição. O efeito nível foi o principal responsável pela redução da jornada de trabalho nessas três décadas. Sendo que a mudança constitucional se enquadra na mudança de nível da jornada de trabalho.

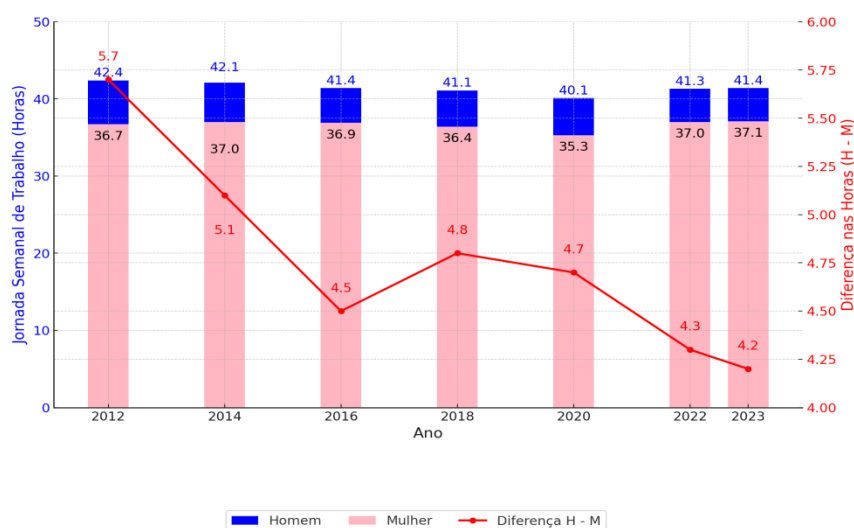
Já a maior participação da mulher no mercado de trabalho contribuiu para o efeito composição. Dado que elas trabalham no mercado, em média, menos horas semanais que os homens; assim, à medida que aumenta a proporção de mulheres no mercado de trabalho a jornada média tende a diminuir, no entanto, tal fato foi responsável por apenas 12% da redução da jornada de trabalho nesse período.

De fato, a jornada de trabalho da mulher no mercado é (considerando o emprego formal e o informal), em média, menor que a dos homens. Em 1988 a jornada média semanal de trabalho no Brasil era de 44,1 horas, sendo que a média masculina era de 47,4 horas e a feminina de 39,5 horas. Em 2007 a jornada de trabalho no Brasil reduziu para 39,4 horas. A jornada de trabalho feminina reduziu passou para 35,1 horas e a masculina reduziu para 42,6 horas. Assim, em 1988 homens tinham uma jornada média de trabalho no mercado de 7,9 horas a mais que as mulheres. Em 2007 essa diferença caiu para 7,5 horas (IPEA, 2009).

O Gráfico 7 evidencia que a tendência de redução na diferença da jornada média semanal de trabalho entre homens e mulheres se mantém ao longo dos últimos anos. A linha vermelha descendo ao longo do período indica que a diferença entre as horas trabalhadas por homens e mulheres está diminuindo. Isso pode sugerir uma maior igualdade em termos de carga horária de trabalho entre os gêneros. Tanto homens quanto mulheres apresentam uma leve variação nas suas jornadas semanais ao longo dos anos, mas a jornada dos homens permanece consistentemente maior do que a das mulheres.

⁸ A Constituição de 1988 definiu como 44 horas a quantidade máxima de horas de trabalho semanal (jornada de trabalho).

Gráfico 7 – Horas semanais de trabalho, Brasil 2012-2023.



Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

Além disso, a evolução da participação feminina no mercado de trabalho foi um processo concomitante com as dinâmicas da urbanização, da mudança relativa na produção e de mudanças ocupacionais dos setores econômicos do país. A população brasileira era predominantemente rural até a década de 1960. A partir dos anos de 1970 o processo de urbanização se intensificou.

Essa mudança acompanha a permuta na composição das atividades econômicas. Com o setor primário foi perdendo cada vez mais participação na composição dos bens e serviços produzidos no Brasil, o PIB. Em 1950 o setor primário respondia por 29,4% do PIB, caiu para 10,7% em 1980, e em 2008 representava apenas 5,9%. No setor terciário, houve expansão em sua participação no PIB. Apesar da participação desse setor no PIB ficar praticamente estável, próximo de 50%, de 1950 a 1980. De 1980 a 2008 aumentou substancialmente, passando de 50,7% para 66,2% por PIB (IPEA, 2011).

No setor secundário, ocorreu uma expansão no período de 1950 a 1980, passando de 20,5% do PIB para 38,6%. Nesse período houve planos e projetos para o desenvolvimento via industrialização do País, como o Plano de Metas do governo Juscelino Kubitschek e o I e II Plano Nacional de Desenvolvimento dos Governos Militares. Contudo, em 2008 a participação desse setor no PIB recuou para 27,9%.

A proporção de pessoas ocupadas em determinado setor é positivamente relacionada com a produção desse setor. Assim, espera-se uma redução da

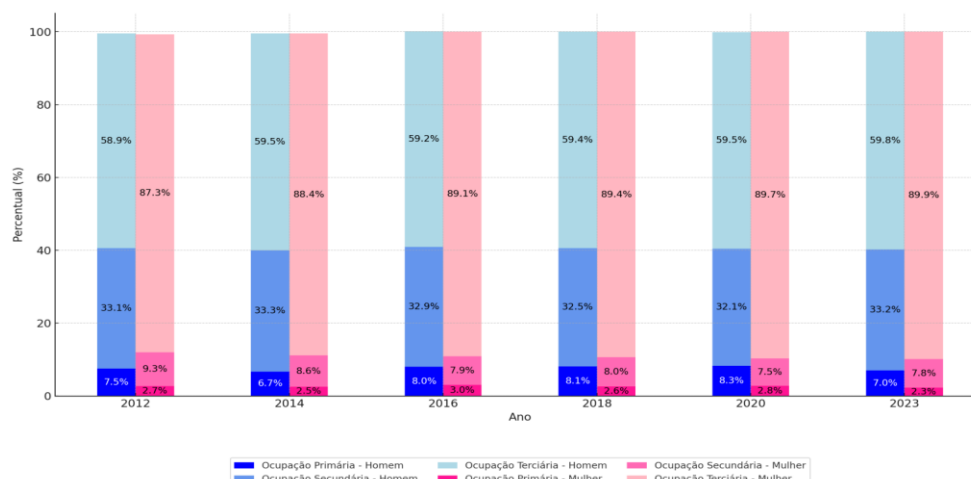
proporção de pessoas ocupadas no setor primário e aumento no setor terciário. Foi o que ocorreu, em 1950, o setor primário respondia por 60,6% das pessoas ocupadas, esse valor reduziu drasticamente para 18,4% em 2008. Já o setor terciário passou de 22,5% em 1950 para 57,6% das ocupações em 2008, tornando-se o setor que mais emprega.

No setor secundário, observou-se uma evolução semelhante à registrada na sua participação no PIB. Inicialmente, houve um aumento no percentual de ocupação, que passou de 16,9% em 1950 para 24,6% em 1980. Posteriormente, ocorreu uma leve redução na proporção de pessoas ocupadas nesse setor; entre 1980 e 2008, a queda foi de apenas 0,6 pontos percentuais (de 24,6% para 24,0%). Essa redução é modesta quando comparada à diminuição significativa na participação do setor secundário no PIB, que registrou uma queda de 10,7 pontos percentuais no mesmo período (de 38,6% em 1980 para 27,9% em 2008). Em outras palavras, a redução na produção relativa do setor secundário não foi acompanhada por uma queda proporcional na ocupação relativa nesse setor entre 1980 e 2008 (IPEA, 2011).

Assim, a expansão da ocupação no setor terciário caminhou na mesma direção da expansão da força de trabalho feminina. De fato, a expansão da força de trabalho feminina tem mais vínculo com o crescimento do setor terciário do que com os setores primário e secundário.

De fato, os dados mais recentes indicam que ainda há a tendência de aumento da participação das mulheres no setor terciário, conforme Gráfico 8. Ao longo dos anos, a ocupação no setor terciário aumenta ligeiramente para ambos os gêneros, enquanto a ocupação nos setores primário e secundário diminui ou se mantém estável.

Gráfico 8 – Composição setorial da ocupação (%), Brasil 2012-2023.



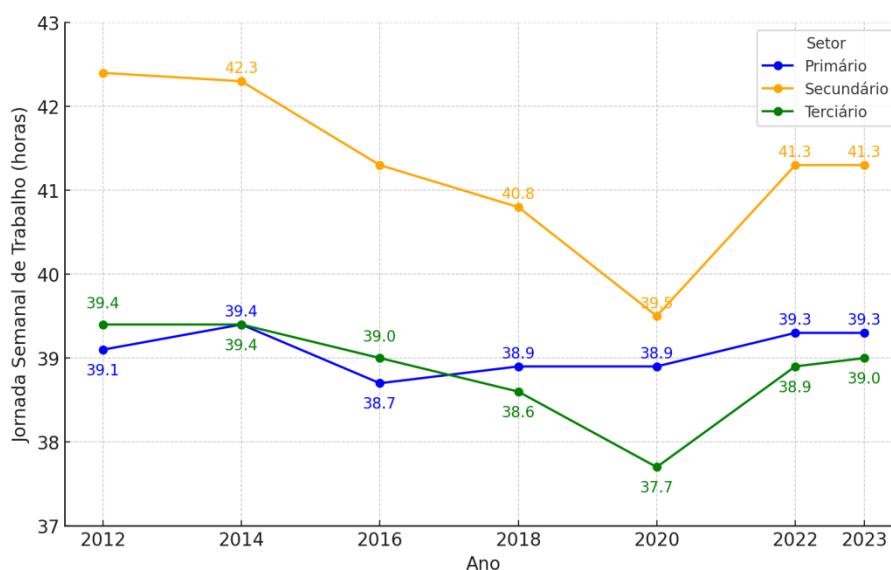
Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

A diferença de participação entre os gêneros é mais pronunciada no setor terciário, onde as mulheres dominam, e no setor secundário, onde a ocupação masculina é mais significativa. O gráfico sugere que a economia está se tornando cada vez mais orientada para o setor terciário, com uma leve queda na participação nos setores primário e secundário, especialmente entre as mulheres.

Assim, viu-se que a participação da mulher no mercado de trabalho tem aumentado de forma contínua no segundo quinquênio do século XX e também nas duas primeiras décadas deste século. As atividades que elas ocupam em maior proporção que os homens, são atividades do setor terciário. Enquanto que os homens ocupam-se em maior proporção nas atividades do primário e secundário.

O gráfico 9 mostra que o setor secundário, embora tenha experimentado uma redução significativa na carga horária ao longo dos anos, ainda exige mais horas semanais de trabalho em comparação com os outros dois setores. Os setores primário e terciário têm uma jornada de trabalho mais estável, com variações menos acentuadas. A partir de 2020, observa-se uma recuperação na jornada de trabalho em todos os setores, o que pode estar relacionado às mudanças nas condições decorrentes da recuperação econômica devida pandemia de Covid-19.

Gráfico 9 – Jornada semanal de trabalho por setor de atividade econômica dos ocupados, Brasil 2012-2023.



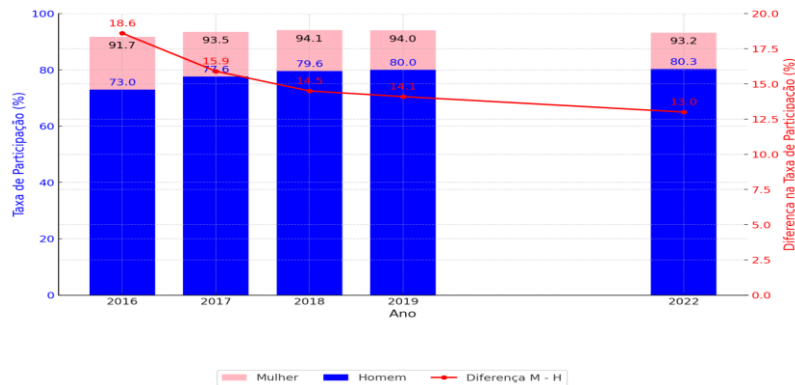
Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

O gráfico destaca a maior variação na jornada de trabalho do setor secundário e a relativa estabilidade nos setores primário e terciário, com uma leve recuperação da carga horária em todos os setores nos últimos anos analisados.

No entanto, o trabalho não se resume ao trabalho remunerado no mercado, além desse, tem-se o trabalho em casa sem remuneração. Desse modo, os dados a respeito do trabalho remunerado no mercado, os quais indicam que as mulheres têm uma jornada semanal de trabalho menor que a dos homens não mostra a completude do trabalho. Uma vez que nada foi mencionado a respeito do trabalho em casa.

Em relação à taxa de participação no trabalho em casa, Gráfico 10, as mulheres consistentemente têm uma taxa de participação mais alta em comparação com os homens ao longo dos anos. No entanto, essa diferença está diminuindo. A linha vermelha descendente indica uma tendência redução na diferença das taxas de participação entre homens e mulheres. Em outras palavras, a participação dos homens no trabalho em casa está aumentando (de 73% em 2016 para 80,3% em 2022) e a participação feminina aumentou em magnitude menor (91,7% para 93,2%).

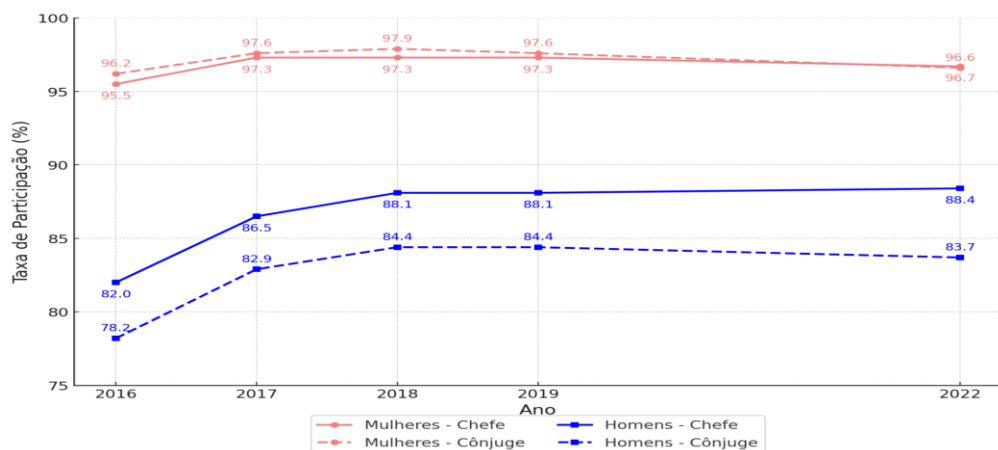
Gráfico 10 – Taxas de Participação no trabalho em casa por Gênero no Brasil (2012-2023).



Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

O Gráfico 11 mostra as taxas de participação no trabalho em casa para posição no domicílio, por gênero. As mulheres, tanto chefes quanto cônjuges, têm taxas de participação no trabalho em casa muito altas, consistentemente acima de 95% durante todo o período analisado. Tanto os homens chefes quanto os cônjuges mostram um crescimento na taxa de participação ao longo do tempo. Homens chefes têm um crescimento mais constante, enquanto a participação dos homens cônjuges apresenta uma variação maior, com um pico em 2018 e uma leve queda nos anos seguintes.

Gráfico 11 – Taxa de Participação no trabalho em casa por Gênero e Relação Familiar (2012-2023).



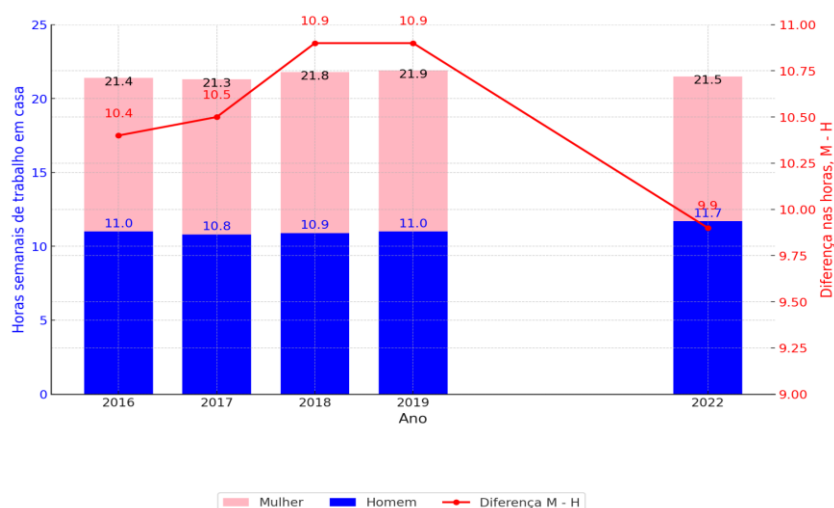
Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

As mulheres mantêm taxas de participação mais altas do que os homens, independentemente de serem chefes ou cônjuges. No entanto, a diferença entre

homens e mulheres parece estar diminuindo ao longo do tempo, especialmente para aqueles na posição de chefes família.

O Gráfico 12 mostra dados relativos às horas de trabalho em casa, por gênero. Como se pode verificar, as mulheres trabalham em casa mais horas que os homens. Em geral, o número de horas empregadas por elas nos afazeres domésticos quase se aproxima do dobro das horas que os homens dedicam ao trabalho em casa.

Gráfico 12 – Horas Semanais de Trabalho em Casa, Brasil 2012-2023.



Fonte: Elaboração própria, utilizando os dados da PNADC.

Durante esse período, as mulheres continuaram a assumir uma carga maior de trabalho em casa em comparação com os homens. A diferença nas horas trabalhadas em casa entre os gêneros não só persiste, como aumenta ligeiramente, atingindo seu ponto mais alto em 2018 e 2019. Esse padrão sugere uma persistência das tradicionais divisões de gênero no trabalho doméstico, onde as mulheres, apesar das possíveis mudanças no ambiente de trabalho externo, continuam a assumir a maior parte das responsabilidades domésticas.

Em 2022, observa-se uma leve redução entre as horas de trabalho em casa realizadas por homens e mulheres. Este movimento pode refletir várias mudanças possíveis. Pode haver uma maior divisão das responsabilidades domésticas, com homens assumindo alguma parte do trabalho em casa. O aumento das horas de trabalho em casa para os homens pode ser resultado de novas práticas de trabalho,

como o aumento do trabalho remoto, que se consolidou durante a pandemia de COVID-19 e continuou em 2022.

A análise das tendências de participação na força de trabalho no Brasil revela uma transformação profunda no mercado de trabalho, particularmente no que se refere à crescente participação feminina. Enquanto a participação masculina permanece estável ou em declínio, as mulheres têm assumido um papel cada vez mais central, tanto no mercado quanto em casa.

As mudanças na composição setorial da economia brasileira, com a ascensão do setor terciário, têm sido acompanhadas por um aumento na presença feminina, refletindo uma mudança nas dinâmicas de gênero. Além disso, a redução da diferença na jornada de trabalho entre homens e mulheres, embora ainda presente, sugere uma lenta, mas constante, evolução em direção à igualdade de gênero.

No entanto, a análise também destaca desafios persistentes, como as desigualdades no trabalho doméstico. Esses resultados sublinham a necessidade de políticas públicas que promovam a igualdade de gênero e apoiem a participação equilibrada no mercado de trabalho, essencial para melhorar a qualidade de vida das mulheres, bem como para o desenvolvimento econômico do país.

Quando se fala em igualdade de gênero, ainda há muitos desafios a serem superados. A dupla jornada de trabalho, o acúmulo de tarefas domésticas e o cuidado com os filhos são algumas das barreiras que persistem. Além disso, é fundamental romper com estereótipos que limitam a progressão das mulheres no mercado de trabalho, especialmente em cargos de liderança e em áreas tradicionalmente masculinas.

4.2 Análise Descritiva das Variáveis Relacionadas à Oferta de Trabalho

As médias das variáveis utilizadas nos modelos Probit e Heckit estão apresentadas na Tabela 1. Essas médias foram calculadas para três grupos distintos: (i) a amostra completa, que abrange casais com e sem filhos; (ii) a amostra restrita a casais sem filhos; e (iii) a amostra composta exclusivamente por casais com filhos. Para o cálculo, considerou-se o fato de a amostra ser complexa, de modo que os diferentes pesos das observações foram levados em consideração. Os dados estão segmentados por cônjuge, permitindo uma comparação detalhada entre esposas e maridos em cada subamostra. Os valores que estão em negrito indicam que as médias do marido e esposa são estatisticamente diferentes, considerando o

nível de até 5% de significância. Esta análise permite identificar diferenças significativas nas condições de trabalho e renda entre os gêneros e examinar o impacto da presença de filhos nessas disparidades.

Tabela 1 – Média das variáveis das equações de oferta de trabalho – Brasil, 2023

Variáveis	Amostra completa		Casais sem filhos		Casais com filhos	
	Esposa	Marido	Esposa	Marido	Esposa	Marido
Características da amostra						
População economicamente ativa	0,635	0,909	0,678	0,873	0,621	0,921
Horas de trabalho por semana	37,66	42,79	38,52	42,65	37,35	42,84
Logaritmo do salário	7,49	7,77	7,58	7,79	7,47	7,77
Fatores distributivos						
Diferença das idades ajustada	0,541	0,541	0,514	0,515	0,549	0,550
Participação na renda do não trabalho	0,681	0,248	0,603	0,388	0,701	0,210
Características individuais						
Escolaridade	10,90	10,03	10,72	9,97	10,95	10,04
Idade	40,40	43,01	42,99	44,44	39,54	42,49
Chefe	0,45	0,55	0,43	0,60	0,46	0,54
Cor preta	0,10	0,12	0,10	0,12	0,10	0,12
Características domiciliares						
Renda domiciliar do não trabalho	1508,13	1506,17	1927,14	1925,65	1385,98	1382,73
Número de filhos	1,326	1,321	-	-	1,753	1,748
Zona urbana	0,856	0,856	0,857	0,857	0,855	0,855
Capital	0,219	0,219	0,229	0,229	0,216	0,216
Região metropolitana	0,379	0,379	0,385	0,384	0,377	0,377
Norte	0,071	0,071	0,060	0,060	0,074	0,074
Nordeste	0,248	0,248	0,228	0,228	0,254	0,253
Sudeste	0,444	0,444	0,460	0,460	0,438	0,439
Sul	0,163	0,163	0,175	0,175	0,160	0,160
Centro-oeste	0,074	0,074	0,078	0,078	0,074	0,073

Fonte: Dados da pesquisa.

A presença de filhos intensifica a desigualdade, reduzindo a participação das mulheres na PEA, enquanto, para os homens, a presença de filhos tende a aumentar sua inserção no mercado de trabalho. Esse cenário evidencia um papel tradicional de provedor atribuído aos homens, enquanto as mulheres assumem maior responsabilidade pelas tarefas domésticas e pelo cuidado com os filhos, limitando suas oportunidades de crescimento profissional.

De acordo com o IBGE, em 2022, os homens ganharam, em média, 17% a mais do que as mulheres no Brasil. Essa disparidade salarial é ainda mais acentuada em cargos de maior remuneração, nos quais as mulheres recebem apenas 61,9% do salário pago aos homens. Essa diferença não apenas reflete, mas também reforça as desigualdades de gênero, o que, em casais com filhos, pode impulsionar a “especialização” do trabalho por meio da divisão de tarefas, com a esposa na esfera privada e o marido na esfera pública.

A persistência de diferença salarial entre homens e mulheres, mesmo em cargos equivalentes, reforça a necessidade de políticas mais efetivas para promover a equidade de gênero e maior participação feminina no mercado de trabalho. A sanção da Lei nº 14.611, pelo Presidente da República, em 3 de julho de 2023, que instituiu o Relatório de Transparência Salarial e o Plano Nacional de Igualdade Salarial, representa um passo importante para combater essas desigualdades.

No que diz respeito às variáveis horas de trabalho por semana e logaritmo do salário, os maridos, em geral, apresentam uma carga horária de trabalho semanal maior e uma remuneração superior. A presença de filhos aumenta a disparidade nas horas trabalhadas, e está associada a uma maior diferença salarial entre gêneros. Para os homens, não parece haver diferenças significativas nas horas trabalhadas. No entanto, as mulheres em domicílios sem filhos trabalham, em média, 1,2 horas a mais no mercado de trabalho do que aquelas em lares com filhos. O mesmo padrão é observado nos salários. As mulheres em lares com filhos recebem uma remuneração menor. No caso dos homens, a remuneração também é ligeiramente inferior, embora a diferença seja menos acentuada.

O índice para a diferença das idades ajustada assume o valor de 0,54, sugerindo que as esposas possuem um poder de barganha ligeiramente maior em relação aos maridos, considerando a diferença de idade do casal. Ademais, verifica-se que as esposas com filhos tendem a ter um poder de barganha superior ao das esposas sem filhos. Nota-se ainda que casais sem filhos apresentam uma distribuição de poder de barganha, relacionada à idade, mais equilibrada.

A análise da proporção da renda proveniente de atividades não laborais revela que as mulheres exercem maior controle sobre essa renda em todas as amostras, sendo a diferença mais acentuada nos casais com filhos. A presença de filhos parece aumentar a proporção da renda não laboral sob o controle das mulheres, enquanto a ausência de filhos está associada a uma redução nessa proporção. Ainda assim, mesmo entre casais sem filhos, a diferença permanece expressiva.

As esposas apresentam níveis de escolaridade mais elevados, com maior número de anos de estudo em comparação aos maridos em todas as amostras. Não há diferenças significativas nos anos de escolaridade entre as amostras separadas. Vale destacar que a escolaridade dos cônjuges possui alta correlação, sugerindo

que, em geral, os casais tendem a ser formados por indivíduos com níveis educacionais semelhantes.

Em relação às idades dos cônjuges. Os maridos são aproximadamente três anos mais velhos do que as esposas na amostra de casais com filhos. Casais sem filhos tendem a ter idades mais próximas.

Em todas as amostras, a proporção de maridos que ocupam a posição de chefe de domicílio é superior à das esposas. No entanto, essa proporção é mais elevada entre casais sem filhos e menor entre casais com filhos. Esse resultado sugere que a divisão tradicional dos papéis familiares, na qual os homens assumem predominantemente o papel de chefe de domicílio, tem perdido espaço nas famílias com filhos. No que diz respeito à cor ou raça, a proporção entre os cônjuges permanece consistente em todas as amostras, com 12% dos maridos e 10% das esposas se identificando como pretos.

Quanto à renda domiciliar do não trabalho, conforme esperado, os valores são estatisticamente iguais para homens e mulheres, uma vez que esse valor representa soma da renda não relacionada ao trabalho de todo domicílio. Ela varia de acordo com a composição familiar, casais sem filhos têm uma renda não proveniente do trabalho mais alta, enquanto casais com filhos têm uma renda mais baixa, sugerindo um impacto significativo da presença de filhos na capacidade de gerar essa forma de renda. Quanto ao número de filhos, os casais que optaram por terem filhos, têm em média 1,8 filhos.

Quanto à zona do domicílio, aproximadamente 86% estão na zona urbana, 22% na capital e 38% em regiões metropolitanas. Quanto às grandes regiões, o sudeste contém 44% da amostra, seguido por nordeste (25%), sul (16%), centro-oeste (7,4%) e norte (7,1%).

Na Tabela 2, apresentam-se as estatísticas descritivas das variáveis para a amostra completa.

Tabela 2 – Estatística descritiva

Variáveis	Esposas				Maridos			
	Média	DP	Mediana	Moda	Média	DP	Mediana	Moda
Características da amostra								
População economicamente ativa	0,635	0,200	1	1	0,909	0,199	1	1
Horas de trabalho por semana	37,66	12,760	40,00	40,00	42,79	9,860	44,00	40,00
Logaritmo do salário	7,49	1,028	7,50	7,60	7,77	0,969	7,74	7,60
Fatores distributivos								
Diferença das idades ajustada	0,541	0,072	0,546	0,589	0,541	0,072	0,546	0,589
Participação na renda do não trabalho	0,681	0,452	1	1,00	0,248	0,415	0	0,00
Características individuais								
Escolaridade	10,901	3,670	12,0	12,0	10,028	4,167	12,0	12,0
Idade	40,405	7,451	39,0	35,0	43,009	7,838	42,0	40,0
Chefe	0,448	0,435	0	0	0,554	0,435	1	1
Cor preta	0,101	0,243	0	0	0,121	0,284	0	0
Características domiciliares								
Renda domiciliar do não trabalho	1506,17	3336,48	750,00	600,00	1508,14	3346,14	750,00	600,00
Número de filhos	1,326	0,871	1	1	1,321	0,868	1	1
Zona urbana	0,856	0,244	1	1	0,856	0,244	1	1
Capital	0,219	0,356	0	0	0,219	0,356	0	0
Região metropolitana	0,379	0,451	0	0	0,379	0,452	0	0
Norte	0,071	0,196	0	0	0,071	0,197	0	0
Nordeste	0,248	0,350	0	0	0,248	0,350	0	0
Sudeste	0,444	0,472	0	0	0,444	0,472	0	0
Sul	0,163	0,302	0	0	0,163	0,302	0	0
Centro-oeste	0,074	0,180	0	0	0,074	0,179	0	0

Fonte: Dados da pesquisa.

Uma vez que as médias já foram apresentadas na Tabela 1, serão destacados apenas alguns pontos relevantes. O primeiro é que a moda das horas de trabalho é de 40 horas para ambos os cônjuges. Isso indica que a maioria dos indivíduos na amostra trabalha 40 horas semanais, independentemente do gênero. Por outro lado, a mediana que é o valor que divide o grupo em dois, quando as horas trabalhadas são organizadas em ordem crescente. Sugere que metade das esposas trabalha 40 horas ou menos, e a outra metade trabalha 40 horas ou mais. De modo análogo, para os maridos, metade trabalham 44 horas ou menos e outra metade 44 horas ou mais. A mediana não é afetada por valores extremos.

Para as esposas, observa-se que a média de horas trabalhadas é inferior à mediana ($37,6 < 40$). Isso indica a presença de algumas pessoas no grupo que trabalham significativamente menos horas do que a maioria. Esses indivíduos que trabalham menos contribuem para a redução da média, enquanto a maioria das pessoas mantém sua carga horária de trabalho próxima de 40 horas semanais. O mesmo se aplica aos maridos: a média ser menor que a mediana ($42,8 < 44$) indica

que há algumas pessoas no grupo que trabalham significativamente menos horas do que a maioria, o que resulta na redução da média.

Outro aspecto que se destaca é a escolaridade: tanto a mediana quanto a moda correspondem a 12 anos de estudos para ambos os cônjuges. Isso significa que metade dos indivíduos possui 12 anos de escolaridade ou menos, enquanto a outra metade possui 12 anos ou mais. Observa-se, ainda, que a média é inferior à mediana, indicando a presença de alguns indivíduos com anos de escolaridade significativamente abaixo da média, o que contribui para a redução do valor médio. No caso dos homens, onde a média é menor, há uma concentração maior de indivíduos com escolaridade abaixo da média.

Por fim, a renda domiciliar proveniente de atividades não laborais apresenta um valor médio de R\$ 1.500, porém com um elevado desvio padrão, indicando uma grande variabilidade nesse tipo de renda. Observa-se também que a moda é de R\$ 600, valor correspondente ao Bolsa Família, principal programa governamental de transferência de renda voltado para famílias em situação de pobreza ou extrema pobreza.

4.3 Determinantes da Oferta de Trabalho

Nesta seção, são apresentados os resultados das estimativas dos modelos Probit e Heckit, que foram estimados conforme a equação descrita na metodologia. Esses modelos foram aplicados para analisar a participação de maridos e esposas no mercado de trabalho e as horas de trabalho ofertadas, levando em consideração diferentes grupos de casais (com e sem filhos). O modelo Probit foi utilizado para estimar a probabilidade de participação no mercado de trabalho, com a variável dependente sendo uma *dummy* que indica se o indivíduo participa ou não da força de trabalho. Por outro lado, o modelo Heckit foi empregado para estimar o número de horas trabalhadas por semana.

A apresentação dos resultados foi organizada em blocos de variáveis explicativas, conforme estruturado na metodologia. As variáveis foram agrupadas em quatro categorias principais: variáveis relacionadas à renda, fatores de distribuição, preferências individuais e preferências domiciliares. O que permite uma análise mais clara e precisa dos impactos de cada conjunto de variáveis na decisão de participar do mercado de trabalho e na oferta de horas de trabalho.

As variáveis relacionadas à renda, como o salário e o salário do cônjuge, o rendimento não relacionado ao trabalho e o salário cruzado, são fundamentais para compreender o impacto direto de mudanças na restrição orçamentária sobre a oferta de trabalho no mercado.

Em seguida, os fatores de distribuição, diferença das idades ajustada e a proporção da renda, são explorados para avaliar como mudança no poder de barganha afetam as decisões laborais.

As preferências individuais, que incluem as variáveis: escolaridade, idade e ser chefe do domicílio e cor do indivíduo são analisadas para captar influências de características pessoais na oferta de trabalho. Por fim, as preferências domiciliares, como a presença de filhos e a localização geográfica, ajudam a entender como as condições do lar afetam a decisão de trabalhar e o número de horas trabalhadas.

Os resultados das variáveis independentes relacionadas à renda do casal: o logaritmo do salário, o logaritmo do salário do cônjuge, a renda domiciliar do não trabalho e o produto dos logaritmos dos salários dos cônjuges são apresentados na Tabela 3. Nela contém as estimativas do efeito marginal do modelo Probit e o coeficiente do Heckit para maridos e esposas, considerando três amostras: Amostra Completa, Amostra 1 (casais sem filhos) e Amostra 2 (casais com filhos).

O logaritmo do salário mostrou um efeito negativo sobre a participação de esposas e maridos no mercado de trabalho, de acordo com os efeitos marginais estimados pelo modelo Probit, sendo o impacto mais acentuado para as esposas. Por outro lado, apresentou um efeito positivo sobre as horas trabalhadas, conforme indicado pelos coeficientes estimados no modelo Heckit.

Um aumento de 1% no salário está associado a uma redução de 1,159 pontos percentuais na probabilidade de participação das esposas na PEA e de 0,393 pontos percentuais para os maridos. Por outro lado, entre os indivíduos que já participam do mercado de trabalho, um aumento de 1% no salário resulta em um acréscimo de 0,127 horas nas horas trabalhadas, tanto para as esposas quanto para os maridos.

Tabela 3 – Efeitos das variáveis de renda na participação e horas de trabalho no mercado

Variáveis	Esposas				Maridos			
	Probit		Heckit		Probit		Heckit	
	dy/dx	P> z	Coef.	P> t	dy/dx	P> z	Coef.	P> t
Amostra Completa								
Log do salário	-1,159	0,000	12,688	0,000	-0,393	0,000	12,675	0,000
Log do salário do cônjuge	-0,968	0,000	4,302	0,002	-0,368	0,000	7,261	0,000
Renda domiciliar do não trabalho	-0,002	0,000	0,040	0,001	-0,001	0,000	-0,020	0,073
Log salário cruzado	0,139	0,000	-0,872	0,000	0,052	0,000	-1,036	0,000
Amostra 1 (Casais sem filhos)								
Log do salário	-1,337	0,000	8,908	0,000	-0,643	0,000	8,463	0,000
Log do salário do cônjuge	-1,139	0,000	1,048	0,652	-0,633	0,000	4,007	0,102
Renda domiciliar do não trabalho	-0,002	0,006	0,017	0,229	-0,002	0,003	-0,011	0,448
Log salário cruzado	0,160	0,000	-0,379	0,234	0,088	0,000	-0,556	0,079
Amostra 2 (Casais com filhos)								
Log do salário	-1,076	0,000	15,733	0,000	-0,400	0,000	14,194	0,000
Log do salário do cônjuge	-0,907	0,000	6,283	0,000	-0,375	0,000	8,846	0,000
Renda domiciliar do não trabalho	-0,002	0,000	0,057	0,002	-0,001	0,000	-0,022	0,193
Log salário cruzado	0,132	0,000	-1,180	0,000	0,053	0,000	-1,244	0,000

Fonte: Dados da pesquisa.

Esses resultados sugerem que, enquanto salários (ou salários potenciais) mais altos possam reduzir a probabilidade de entrada no mercado de trabalho, os indivíduos que já estão empregados tendem a ofertar mais horas à medida que os salários aumentam. Esse comportamento é coerente com o efeito de substituição, em que o aumento da remuneração incentiva a oferta de mais horas de trabalho.

No entanto o impacto negativo do salário na probabilidade de ofertar trabalho pode está relacionado à forma como o salário foi atribuído para aqueles que estão desempregados, ou seja, o salário potencial. O salário potencial representa uma estimativa do salário que ele seria capaz de ganhar no mercado de trabalho, enquanto que o salário de reserva é o menor salário pelo qual um indivíduo está disposto a trabalhar.

Segundo Donni (2003) um indivíduo participará do mercado de trabalho se o salário for maior ou igual ao seu salário de reserva. Quando o salário é menor que o salário de reserva, o indivíduo opta por não participar do mercado. Assim, a relação entre o salário potencial e a probabilidade de ofertar trabalho reflete, de maneira indireta, a distância entre o salário e o salário de reserva.

Os resultados sugerem que indivíduos com salários potenciais mais elevados podem apresentar características associadas a salários de reserva igualmente altos, como maior escolaridade ou experiência. Além disso, o salário potencial estimado pode refletir apenas parcialmente as variações no salário de reserva. Dessa forma, um aumento no salário potencial implicaria em um aumento proporcionalmente maior no salário de reserva, reduzindo a probabilidade de que esses indivíduos aceitem salários próximos ao limite inferior do que seriam capazes de ganhar no mercado de trabalho.

Ao comparar as amostras, observa-se que o efeito negativo dos salários sobre a probabilidade de ofertar trabalho no mercado é mais pronunciado entre os casais sem filhos. Por outro lado, o efeito positivo sobre a quantidade de horas trabalhadas é mais significativo para os casais com filhos.

O efeito negativo mais acentuado do salário na probabilidade de participação para casais sem filhos sugere que esses indivíduos podem valorizar mais o tempo livre ou estar em condições de optar por não trabalhar (por exemplo, devido a maior flexibilidade financeira ou preferências pelo lazer). Isso também pode indicar que o salário de reserva para esse grupo é relativamente mais alto.

O maior efeito positivo dos salários nas horas trabalhadas para casais com filhos sugere que, uma vez participando, esses indivíduos estão mais dispostos ou pressionados a maximizar sua renda. Isso pode refletir necessidades financeiras associadas à criação de filhos, como educação, saúde ou outros custos.

O logaritmo do salário do cônjuge apresentou um efeito negativo sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho tanto para esposas quanto para maridos, segundo os efeitos marginais estimados pelo modelo Probit, com impacto mais pronunciado entre as esposas. Em contrapartida, o mesmo salário mostrou um efeito positivo sobre as horas trabalhadas, conforme os coeficientes estimados pelo modelo Heckit, sendo este efeito mais intenso entre os maridos.

Um aumento de 1% no salário do cônjuge está relacionado a uma redução de 0,968 pontos percentuais na probabilidade de participação das esposas na PEA e de 0,368 pontos percentuais para os maridos. No entanto, para os indivíduos que já estão inseridos no mercado de trabalho, esse mesmo aumento de 1% no salário resulta em um acréscimo de 0,043 horas trabalhadas pelas esposas e 0,073 horas pelos maridos.

O efeito negativo do logaritmo do salário do cônjuge no modelo Probit pode ser explicado pelo efeito renda, que reduz a necessidade de participar no mercado de trabalho, quando o salário do cônjuge aumenta. Por outro lado, o efeito positivo no modelo Heckit sugere que, para aqueles que já estão no mercado de trabalho, o aumento no salário do cônjuge também pode atuar via efeito de substituição, incentivando ambos os parceiros a aumentarem suas horas de trabalho. Como a renda familiar total aumenta devido ao maior salário do cônjuge, os indivíduos podem optar por trabalhar mais horas para aproveitar os ganhos adicionais.

Os resultados negativos para o salário do cônjuge na probabilidade de ingressar na PEA estão alinhados com as previsões teóricas do modelo de Donni (2003). Como ilustrado na Figura 1, as curvas de participação apresentam convexidade em relação ao salário do parceiro, indicando que, à medida que o salário do parceiro aumenta, a probabilidade de participação no mercado de trabalho diminui progressivamente.

Pela ótica de Chiappori et al. (2002) e Blundell et al. (2005), o aumento salarial do cônjuge pode aumentar o seu poder de barganha domiciliar. Quando o salário de um dos cônjuges aumenta, sua posição de negociação melhora, o que pode levar o outro cônjuge a ajustar sua oferta de trabalho em resposta, aumentando suas horas de trabalho para manter uma contribuição equilibrada na renda familiar ou como resposta ao aumento da renda familiar total.

A comparação entre as amostras revela que o impacto negativo dos salários do cônjuge na probabilidade de participar do mercado de trabalho é mais acentuado entre casais sem filhos. Em contraste, o efeito positivo sobre o número de horas trabalhadas se manifesta de forma significativa apenas para casais com filhos.

O impacto mais forte dos salários do cônjuge na probabilidade de participação sugere que casais sem filhos podem estar menos pressionados financeiramente, priorizando o lazer, a educação ou outros objetivos que não envolvem trabalho remunerado.

O efeito positivo dos salários do cônjuge nas horas trabalhadas somente para os casais com filhos destaca a maior necessidade financeira associada à criação de filhos. Reflete uma maior rigidez na oferta de trabalho, onde salários mais altos levam diretamente a mais horas trabalhadas, provavelmente por conta de compromissos familiares.

A renda domiciliar do não trabalho apresentou um efeito negativo sobre a probabilidade de participação de esposas e maridos no mercado de trabalho, de acordo com os efeitos marginais estimados pelo modelo Probit. Contudo, os valores desses efeitos marginais são extremamente baixos, próximos de zero. Por outro lado, essa renda mostrou um efeito positivo sobre as horas trabalhadas das esposas, enquanto para os maridos o efeito não foi estatisticamente significativo (nível de 5%), conforme indicado pelos coeficientes estimados pelo modelo Heckit. Ainda assim, os valores observados, em ambos os casos, permanecem muito próximos de zero.

O efeito marginal estimado pelo modelo Probit, de -0,002 para as esposas (-0,001 para os maridos) indicam que cada incremento de R\$ 100,00 na renda proveniente de fontes não laborais reduz a probabilidade de participação na PEA em 0,2 pontos percentuais para as esposas e 0,1 ponto percentual para os maridos. O coeficiente de 0,040 estimado pelo modelo Heckit indica que, para cada incremento de R\$ 100,00 na renda domiciliar proveniente de fontes não laborais, as horas trabalhadas no mercado pelas esposas aumentam em 0,040 horas.

A renda proveniente de fontes não laborais atua como um substituto da renda do trabalho, permitindo que alguns indivíduos optem por não participar do mercado de trabalho. Esse efeito é consistente com a teoria econômica, onde uma maior renda não laboral reduz a necessidade de trabalho para complementar a renda familiar. A maior redução observada na probabilidade de participação das esposas pode indicar que elas, em maior medida, se beneficiam de alternativas ao mercado de trabalho, como maior dedicação a atividades domésticas, de cuidado ou de lazer.

O aumento das horas trabalhadas entre as esposas indica que aquelas já inseridas no mercado de trabalho estão dispostas a ampliar sua carga horária em resposta ao crescimento da renda não laboral. Esse resultado pode refletir uma maior flexibilidade entre esposas para ajustar suas horas trabalhadas em resposta a mudanças nas condições financeiras do domicílio.

Nesse sentido percebe uma dinâmica específica de gênero: as esposas são mais sensíveis às mudanças na renda não laboral, tanto em termos de probabilidade de participação quanto em ajuste de horas trabalhadas. Isso pode estar relacionado a papéis tradicionais de gênero, onde elas têm maior flexibilidade para transitar entre o mercado de trabalho e atividades não remuneradas. Para os maridos a menor sensibilidade à renda não laboral indica maior rigidez em sua decisão de participar

do mercado de trabalho, possivelmente devido à percepção social de seu papel como principal provedor.

Ao comparar as amostras, observa-se que o efeito negativo da renda não laboral sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho é semelhante para as esposas em famílias com e sem filhos. Para os maridos, porém, esse impacto é mais acentuado na amostra de casais sem filhos. Em contrapartida, o efeito positivo sobre a quantidade de horas trabalhadas é significativo apenas para as esposas com filhos.

Entre os maridos, a maior sensibilidade à renda não laboral em famílias sem filhos pode estar associada a uma menor pressão financeira ou maior flexibilidade para optar por não trabalhar. Em casais com filhos, a presença de dependentes pode impor restrições financeiras mais rígidas, reduzindo a influência da renda não laboral sobre sua decisão de participação.

De forma semelhante, a presença de filhos parece intensificar a necessidade de maximizar a renda familiar, o que explica o efeito positivo observado nas horas trabalhadas das esposas com filhos. Em contraste, os maridos tendem a manter sua jornada de trabalho inalterada, mesmo diante do aumento da renda proveniente de fontes não laborais.

O logaritmo do salário cruzado, definido como o produto do logaritmo do salário próprio pelo logaritmo do salário do cônjuge, apresentou um efeito marginal positivo no modelo Probit para ambos os cônjuges, com um impacto mais pronunciado na probabilidade de participação das esposas na força de trabalho. Por outro lado, o logaritmo do salário cruzado demonstrou um efeito negativo sobre as horas trabalhadas, conforme indicado pelos coeficientes estimados no modelo Heckit. Nesse caso, a redução nas horas trabalhadas é mais acentuada para os maridos, indicando uma maior sensibilidade deles a essa interação salarial.

Um aumento simultâneo de 10% nos salários do marido e da esposa está relacionado a um aumento de 0,139 pontos percentuais na probabilidade de participação das esposas na PEA e de 0,052 pontos percentuais na dos maridos. Por outro lado, entre os indivíduos já inseridos no mercado de trabalho, um aumento simultâneo de 10% nos salários do marido e da esposa resulta em uma redução de 0,00872 horas nas horas trabalhadas pelas esposas e de 0,01036 horas pelos maridos.

Ao comparar as amostras, observa-se que o efeito positivo do logaritmo do salário cruzado sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho é mais expressivo para os cônjuges em famílias sem filhos. Por outro lado, o efeito negativo sobre a quantidade de horas trabalhadas é estatisticamente significativo apenas para as famílias com filhos, considerando um nível de significância de até 5%.

Esses resultados foram comparados com os achados de outros autores em relação às horas de trabalho no mercado. Os resultados deste estudo apresentam maior convergência com os achados de Fernandes e Scorzafave (2008). Ambos os estudos encontraram efeitos positivos do salário próprio para esposas e maridos, indicando que salários mais altos incentivam o aumento das horas trabalhadas para ambos os sexos. Além disso, observa-se efeito negativo do logaritmo cruzado para ambos os sexos sugerindo que os salários cruzados reduzem as horas ofertadas no mercado.

No entanto, houve convergência parcial no impacto do salário do cônjuge e da renda domiciliar do não trabalho. Neste estudo, o salário do cônjuge apresentou um impacto positivo para ambos os sexos, enquanto Fernandes e Scorzafave (2008) identificaram um efeito negativo para as mulheres e positivo para os homens. Além disso, a renda do não trabalho, que foi negativa para ambos os cônjuges em Fernandes e Scorzafave (2008), mostrou-se positiva no presente estudo, indicando uma diferença nas respostas à renda não proveniente do mercado de trabalho.

Os estudos de Chiappori et al. (2002), Lyssiotou (2017) e Campaña et al. (2018) apresentam resultados que são, em grande parte, consistentes com os encontrados neste estudo. Chiappori et al. (2002) e Lyssiotou (2017) corroboraram os efeitos positivos do salário próprio e negativos do salário cruzado para as esposas, além dos efeitos negativos da renda do não trabalho para o marido.

No entanto, ambos os estudos relataram efeitos negativos do salário próprio para os maridos, enquanto este estudo encontrou efeitos positivos. Além disso, os dois estudos apresentaram resultados divergentes para o logaritmo cruzado, que foi negativo para as mulheres, mas positivo para os homens, em contraste com os resultados negativos para ambos os sexos encontrados aqui. Campaña et al. (2018) alinhou-se nos efeitos positivos do salário próprio para ambos os sexos e nos efeitos negativos do logaritmo cruzado, mas diferiu no impacto do salário do cônjuge, que foi não significativo em seu estudo, e na renda domiciliar do não trabalho, que também foi não significativa.

Trabalhos como os de Belloc e Velilla (2024), Campaña et al. (2021) e Espinel e van Gameren (2018) apresentaram resultados parcialmente alinhados. Belloc e Velilla (2024) reportaram resultados variáveis (positivos, negativos ou não significativos) para as variáveis: próprio salário (esposas), salário do cônjuge (esposa e marido), e renda do não trabalho (maridos), o que permitiu uma convergência parcial. De maneira similar, Campaña et al. (2021) também apresentou convergência parcial, destacando efeitos variados para o logaritmo cruzado (tanto para esposas quanto para maridos) e para o salário do cônjuge no caso dos maridos.

Os estudos de Maciel (2008) e Espinel e van Gameren (2018) apresentaram convergência em resultados cada. Maciel (2008) mostrou alinhamento nos impactos positivos do salário do cônjuge para ambos os sexos e na renda do não trabalho para as esposas. Por sua vez, Espinel e van Gameren (2018) apresentou efeitos positivos do salário do cônjuge para ambos os sexos e efeitos negativos do logaritmo cruzado para as mulheres, com as demais variáveis sendo não significativas em seu estudo. Em contraste, os resultados de Molina et al. (2023) foram completamente divergentes em relação aos deste estudo.

Em suma, os resultados deste estudo apresentaram maior convergência com os de Fernandes e Scorzaface (2008), o que não é surpreendente, considerando que esse trabalho também é uma aplicação do modelo de Chiappori et al. (2002) para o contexto brasileiro. Estudos como os de Chiappori et al. (2002), Lyssiotou (2017) e Campaña et al. (2018) apresentaram convergências importantes, mas também divergências significativas em variáveis específicas. Já os trabalhos de Maciel (2008), Belloc e Velilla (2024), Molina et al. (2023) e Campaña et al. (2021) apresentaram divergências mais substanciais, refletindo diferenças nos contextos econômicos, metodologias aplicadas e características das amostras analisadas. Essas variações destacam a complexidade dos impactos salariais e a importância de considerar os contextos específicos ao interpretar os resultados.

A Tabela 4 apresenta os resultados das estimativas dos modelos Probit e Heckit medindo o impacto de duas variáveis independentes categorizadas como fatores distributivos: a diferença das idades ajustada e a participação na renda do não trabalho.

Tabela 4 – Impacto dos fatores de distribuição na decisão de participação e horas trabalhadas

Variáveis	Mulheres				Homens			
	Probit		Heckit		Probit		Heckit	
	dy/dx	P> z	Coef.	P> t	dy/dx	P> z	Coef.	P> t
Amostra Completa								
Diferença das idades ajustada	-0,577	0,000	6,862	0,190	0,081	0,052	3,626	0,043
Participação na renda do não trabalho	-0,184	0,000	-2,368	0,000	-0,181	0,000	-1,003	0,046
Amostra 1 (Casais sem filhos)								
Diferença das idades ajustada	-0,720	0,003	7,543	0,400	0,153	0,089	0,517	0,882
Participação na renda do não trabalho	-0,213	0,000	-2,714	0,014	-0,235	0,000	-2,113	0,031
Amostra 2 (Casais com filhos)								
Diferença das idades ajustada	-0,516	0,000	7,360	0,239	0,082	0,056	3,959	0,068
Participação na renda do não trabalho	-0,176	0,000	-2,246	0,001	-0,180	0,000	-0,612	0,306

Fonte: Dados da pesquisa.

A diferença de idades ajustada revelou um impacto negativo sobre a participação das esposas no mercado de trabalho e um efeito positivo para os maridos, conforme os efeitos marginais estimados pelo modelo Probit. Além disso, os resultados do modelo Heckit indicaram que essa variável influencia positivamente as horas trabalhadas apenas para os maridos.

Um incremento de 1 ponto percentual no índice está associado a uma redução de 0,577 pontos percentuais na probabilidade de participação das esposas na PEA e a um aumento de 0,081 pontos percentuais para os maridos. Em termos absolutos, um aumento completo no índice, de 0 a 1, resultaria em uma redução de 52,7 pontos percentuais na probabilidade de participação das esposas na PEA e em um aumento total de 8,1 pontos percentuais para os maridos.

Por outro lado, entre os indivíduos já inseridos no mercado de trabalho, um aumento de 1 ponto percentual no índice está associado a um acréscimo de 0,03626 horas nas horas trabalhadas pelos maridos. Assim, uma variação completa no índice, do valor mínimo (0) ao máximo (1), corresponde a um aumento total de 3,626 horas trabalhadas.

Assim, quanto maior a diferença de idade em favor da esposa (ou seja, quanto mais velho for o marido em relação à esposa) e menor for a idade da esposa, menor será a probabilidade da esposa e maior será a do marido de ingressar no mercado, sendo que comparativamente o impacto é maior para os casais sem filhos.

Em relação à variação nas horas trabalhadas, observa-se que o impacto é significativo apenas para os maridos. Além disso, entre as amostras analisadas, o aumento do índice de idades ajustado influencia o aumento das horas trabalhadas exclusivamente para casais com filhos.

O impacto negativo da diferença de idades ajustada na participação das esposas e positivo tanto na participação quanto nas horas trabalhadas dos maridos no mercado de trabalho pode ser atribuído ao maior poder de barganha que mulheres mais jovens exercem em relação a seus cônjuges mais velhos.

Os resultados obtidos estão em consonância com as previsões dos modelos coletivos, segundo os quais uma maior diferença de idade (homem mais velho que a mulher) está associada a um maior poder de barganha das mulheres, o que se traduz em uma menor oferta de trabalho no mercado por parte delas e em uma maior oferta por parte dos maridos.

Os estudos de Maciel (2008) e Fernandes e Scorzafave (2008) também identificaram uma relação inversa entre a diferença de idade e a oferta de trabalho para as mulheres, além de uma relação direta para os homens. Entretanto, vale destacar que, nesta pesquisa, a relação inversa para as esposas foi significativa apenas em relação à probabilidade de ofertar trabalho, enquanto os autores mencionados analisaram exclusivamente as horas trabalhadas como variável dependente.

Belloc e Velilla (2024) apresentaram resultados diversos (positivos, negativos ou não significativos) dependendo do país analisado. Para as mulheres, países como Itália, Lituânia e Portugal exibiram uma relação inversa, enquanto, para os homens, apenas a Espanha mostrou uma relação direta, sendo os resultados nos demais países divergentes dos encontrados neste estudo.

Gobbi et al. (2018) e Yamamura e Tsutsui (2021), embora não investiguem diretamente a relação entre a diferença de idade e a oferta de trabalho no mercado, apresentam resultados relevantes que podem contribuir para a compreensão dessa dinâmica.

No artigo de Gobbi et al. (2018), os resultados mostram que uma maior diferença de idade entre os cônjuges (homem mais velho que a mulher) está associada à transferência de responsabilidades de licença parental para o parceiro mais jovem (que geralmente é a esposa). Assim, para os maridos, essa diferença reduz o tempo de licença parental, enquanto para as esposas aumenta, reforçando

sua posição como principais cuidadora. Dessa forma, observa-se que, indiretamente, os resultados do estudo corroboram com os encontrados nesta pesquisa, pois podem implicar em um aumento nas horas de trabalho no mercado para os maridos e uma redução para as esposas.

De forma similar, o estudo de Yamamura e Tsutsui (2021) identificou que, para as esposas, um aumento na diferença de idade em favor do homem está associado a uma maior carga de trabalho doméstico, ou seja, mulheres com cônjuges mais velhos tendem a assumir uma parcela maior das tarefas domésticas. Por outro lado, a diferença de idade entre os cônjuges não apresentou impacto significativo na alocação de tarefas domésticas para os homens.

Assim, a análise oferece um panorama consistente com a teoria, sugerindo que, na amostra, as diferenças de idade desempenham um papel importante nas decisões de trabalho das mulheres, mas são menos relevantes para os homens. Isso confirma a relevância dos fatores distributivos no contexto dos modelos coletivos, especialmente em relação à barganha intrafamiliar.

A participação na renda proveniente de não trabalho demonstrou um efeito negativo sobre a participação de esposas e maridos no mercado de trabalho, conforme os efeitos marginais estimados pelo modelo Probit, sem diferenças significativas nas magnitudes. De maneira semelhante, essa variável apresentou um impacto negativo sobre as horas trabalhadas, segundo os coeficientes estimados no modelo Heckit, com um efeito significativamente mais acentuado para as esposas.

Um aumento de 10% na participação da renda proveniente do não trabalho está associado a uma redução de 1,84 pontos percentuais na probabilidade de participação das esposas na PEA e de 1,81 pontos percentuais para os maridos. Caso a participação na renda de não trabalho varie de 0 a 100% (do valor mínimo ao máximo), a probabilidade de participação na PEA diminui em 18 pontos percentuais para cada cônjuge.

Por outro lado, entre os indivíduos já inseridos no mercado de trabalho, um aumento de 10% na participação da renda proveniente de não trabalho está associado a uma redução de 0,2368 horas nas horas trabalhadas pelas esposas e de 0,10 horas pelos maridos. Assim, para as esposas, o controle total dessa renda pode implicar em uma redução de até 2,36 horas de trabalho, enquanto, para os maridos, a redução pode chegar a até 1 hora.

Os resultados desta variável destacam a importância do poder de barganha no contexto intradomiciliar, especialmente no que diz respeito ao controle da renda não proveniente do trabalho, corroborando a perspectiva dos modelos coletivos da oferta de trabalho familiar. Observa-se que a participação na renda não proveniente do trabalho exerce uma influência significativa sobre a probabilidade de participação feminina no mercado de trabalho, bem como sobre as horas de trabalho remunerado. Esse efeito é particularmente mais pronunciado nas amostras de casais sem filhos, nas quais o aumento da proporção de renda controlada pelos cônjuges está associado a uma redução significativa tanto na probabilidade de participação quanto nas horas trabalhadas pelas mulheres. Por outro lado, no caso dos maridos na amostra de casais com filhos, essa renda não apresenta impacto significativo sobre o número de horas trabalhadas.

Esse efeito sugere que, ao aumentar seu poder de barganha, as esposas têm maior flexibilidade para optar pelo lazer ou outras atividades fora do mercado de trabalho, o que está em linha com as proposições teóricas de Chiappori (1992) e Blundell et al. (2005), que argumentam que o controle sobre a renda não proveniente do trabalho afeta diretamente as decisões de trabalho dos indivíduos, elevando a demanda por lazer.

No entanto, o impacto sobre as horas trabalhadas dos homens não é estatisticamente significativa para amostra de casais sem filhos, o que sugere que a oferta de trabalho masculina é menos sensível às variações no poder de barganha em comparação às mulheres. Este ponto é consistente com as evidências empíricas discutidas por Chiappori, Fortin e Lacroix (2002), que apontam que, mesmo em domicílios onde a alocação de recursos é eficiente de Pareto, as decisões de trabalho tendem a ser influenciadas de forma diferenciada por gênero.

A redução mais acentuada na participação e nas horas trabalhadas das esposas, em comparação aos maridos, reafirma a existência de uma assimetria de gênero nas decisões intrafamiliares, conforme destacado por Molina et al. (2023), Lyssiotou (2017) e Campaña, Giménez-Nadal e Molina (2018).

Os resultados também evidenciam que o total dessa renda no domicílio, independentemente de quem detém seu controle, exerce um impacto significativamente menor nas decisões de participação no mercado de trabalho, conforme apresentado na Tabela 3. Essa constatação reforça ainda mais a hipótese de barganha intradomiciliar postulada pelos modelos coletivos.

Ademais, a análise dos dados revela que o efeito da renda não proveniente do trabalho é mais expressivo em casais sem filhos. Em lares com filhos, embora o impacto ainda seja relevante, observa-se uma menor redução na participação das esposas no mercado de trabalho. Esse resultado pode ser interpretado à luz dos estudos de Blundell et al. (2005) e Espinel e van Gameren (2018), que apontam que o poder de barganha das mulheres tende a ser utilizado para aumentar o bem-estar familiar, especialmente em lares com crianças. O maior controle das mulheres sobre a renda pode estar associado a um aumento nos investimentos em bens públicos, como educação e saúde dos filhos, o que limita sua retirada completa do mercado de trabalho.

Por fim, estudos recentes também exploraram variáveis semelhantes como fatores de distribuição. Belloc e Velilla (2024), Molina et al. (2023) e Lyssiotou (2017) utilizaram a proporção da renda não proveniente do trabalho da esposa em relação à renda não proveniente do trabalho da família. Os resultados de Belloc e Velilla (2024) e Lyssiotou (2017) foram consistentes com os encontrados nesta pesquisa. Por outro lado, os resultados de Molina et al. (2023) apresentaram divergências: não foram estatisticamente significativos para os maridos e se mostraram discrepantes em relação aos resultados obtidos para as esposas neste estudo. Lyssiotou (2017) também utilizou a proporção dos benefícios infantis pagos à mãe em relação à renda não proveniente do trabalho da família como fator de distribuição. Os resultados obtidos nesse estudo são consistentes com os encontrados nesta pesquisa.

Gobbi et al. (2018) utilizou a renda relativa, definida como a relação entre a renda do homem e da mulher dentro do lar, para analisar o impacto do maior controle dessa renda sobre o tempo de licença parental. Os resultados apresentados no estudo diferem dos aqui encontrados, possivelmente devido ao uso da proporção da renda total do domicílio como base para as análises. O estudo mostrou que aumentos na renda relativa de um dos parceiros estão associados a uma redução no tempo de licença parental desse indivíduo e a um aumento no tempo de licença do outro parceiro. Esses resultados refletem a lógica de que quem possui maior renda relativa dedica menos tempo ao cuidado doméstico e mais tempo ao mercado de trabalho. Nesse contexto, um maior poder de barganha está associado a um menor tempo de dedicação aos cuidados infantis.

As tabelas 5 e 6 apresentam os resultados das variáveis de controle. A Tabela 5 apresenta os resultados das estimativas dos modelos Probit e Heckit das variáveis

classificadas como fatores de preferências individuais sobre a probabilidade de oferta e as horas de trabalho: escolaridade, idade, idade ao quadrado, ser chefe do domicílio e ser da cor preta.

Tabela 5 – Resultados das estimativas para as preferências individuais na oferta de trabalho

Variáveis	Mulheres				Homens			
	Probit		Heckit		Probit		Heckit	
	dy/dx	P> z	Coef.	P> t	dy/dx	P> z	Coef.	P> t
Amostra Completa								
Escolaridade	0,033	0,000	0,357	0,000	0,010	0,000	-0,088	0,048
Idade	0,038	0,000	0,920	0,001	0,009	0,005	-0,030	0,843
Idade ao quadrado	-0,001	0,000	-0,011	0,001	0,000	0,000	0,000	0,993
Chefe	-0,033	0,006	-1,297	0,006	0,008	0,241	-0,497	0,114
Cor preta	0,028	0,119	-0,738	0,343	0,015	0,095	0,896	0,044
Amostra 1 (Casais sem filhos)								
Escolaridade	0,033	0,000	0,322	0,072	0,011	0,000	0,081	0,417
Idade	0,049	0,000	0,858	0,104	0,019	0,035	0,808	0,023
Idade ao quadrado	-0,001	0,000	-0,010	0,080	0,000	0,005	-0,011	0,005
Chefe	0,010	0,683	-1,058	0,263	-0,021	0,204	-0,896	0,207
Cor preta	0,031	0,368	-1,030	0,484	-0,003	0,912	-0,421	0,678
Amostra 2 (Casais com filhos)								
Escolaridade	0,030	0,000	0,301	0,005	0,010	0,000	-0,084	0,087
Idade	0,034	0,000	1,003	0,004	0,010	0,004	-0,173	0,324
Idade ao quadrado	-0,001	0,000	-0,012	0,003	0,000	0,000	0,002	0,366
Chefe	-0,041	0,003	-1,322	0,016	0,007	0,337	-0,432	0,201
Cor preta	0,033	0,115	-0,731	0,409	0,014	0,126	1,076	0,025

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados indicam que a escolaridade tem um impacto positivo significativo na participação na força de trabalho (PEA) para ambos os cônjuges, mas com uma diferença marcante na magnitude desse efeito entre homens e mulheres. Para ambos, mais anos de estudo estão associados a uma maior probabilidade de participação no mercado de trabalho, refletindo a melhoria nas oportunidades de emprego, a maior atratividade para empregadores e o aumento nos salários potenciais que incentivam a entrada no mercado.

Entretanto, o impacto da escolaridade na PEA é aproximadamente três vezes maior para as esposas do que para os maridos. Isso pode ser explicado por fatores como a maior sensibilidade das mulheres à educação para superar barreiras no mercado de trabalho, os retornos econômicos mais significativos da escolaridade

para mulheres, dada a desigualdade salarial de gênero, e os efeitos culturais que encorajam mulheres mais educadas a buscar oportunidades de emprego.

Além disso, para as esposas que já estão no mercado de trabalho, níveis mais altos de escolaridade estão associados a um aumento nas horas trabalhadas. Isso pode ser resultado de uma maior presença de mulheres educadas em cargos que exigem maior dedicação, como posições de tempo integral ou altamente qualificadas, bem como de um menor custo de oportunidade do trabalho para essas mulheres. A educação também pode estar relacionada a um maior acesso a infraestrutura de suporte, como creches, permitindo uma maior dedicação ao trabalho.

Em contraste, para os maridos, os resultados sobre as horas trabalhadas não apresentam um padrão consistente, o que pode ser atribuído a uma menor variabilidade no impacto da escolaridade sobre o emprego masculino. Isso ocorre porque a participação masculina na força de trabalho historicamente já é alta, independentemente da escolaridade, e outros fatores, como tipo de ocupação, experiência e contexto econômico, podem ter maior influência sobre o número de horas trabalhadas por homens. Assim, os resultados destacam que, embora a escolaridade aumente a probabilidade de participação na força de trabalho para ambos os cônjuges, o impacto é mais expressivo para as mulheres, tanto em termos de presença no mercado de trabalho quanto na dedicação horária.

Para ambos os cônjuges, a idade e a idade ao quadrado têm um impacto significativo na probabilidade de participação na força de trabalho (PEA) em todas as amostras analisadas. O coeficiente associado à idade é positivo e significativo, enquanto o coeficiente para idade ao quadrado é negativo e significativo, indicando uma relação côncava. Esse padrão sugere que a probabilidade de participar da PEA aumenta com a idade até atingir um ponto máximo, a partir do qual começa a diminuir. Essa dinâmica reflete fatores relacionados ao ciclo de vida dos indivíduos, como o acúmulo de experiência no início da carreira, estabilidade no meio da vida laboral e transições para aposentadoria em idades mais avançadas, além de características específicas do mercado de trabalho.

Os valores relativamente próximos de zero para o coeficiente de idade ao quadrado indicam que a curva formada é uma parábola "achatada" ou "aberta". Isso implica que as variações na probabilidade de participação ao longo do ciclo de vida, tanto no crescimento inicial quanto no declínio posterior, ocorrem de forma gradual e

pouco acentuada, caracterizando um padrão de mudança suave ao longo do tempo, o que já era de se esperar dado a faixa etária da amostra.

No que diz respeito às horas trabalhadas por semana (estimativa pelo modelo Heckit), os resultados destacam diferenças importantes entre maridos e esposas no impacto das variáveis idade e idade ao quadrado sobre as horas trabalhadas por semana, especialmente na amostra de casais sem filhos. Para as esposas, essas variáveis não apresentaram significância estatística, o que sugere que, nessa amostra, outros fatores, como características individuais (educação, preferências) ou conjunturais (políticas públicas, normas sociais), desempenham um papel mais relevante na determinação das horas trabalhadas do que a idade. Além disso, sem a presença de filhos, as esposas podem ter maior flexibilidade para ajustar suas horas de trabalho, reduzindo o impacto das mudanças relacionadas ao ciclo de vida.

Por outro lado, para os maridos, as variáveis idade e idade ao quadrado foram estatisticamente significativas, mas apenas na amostra de casais sem filhos. Esse resultado reflete um padrão mais definido de ciclo de vida para os homens nessa situação, em que a idade influencia as horas trabalhadas de maneira mais previsível. Por exemplo, homens mais jovens podem trabalhar menos horas enquanto adquirem experiência e consolidam suas carreiras, aumentando as horas trabalhadas conforme assumem maiores responsabilidades, até atingir um ponto máximo. Após esse pico, as horas trabalhadas tendem a diminuir com a proximidade da aposentadoria ou mudanças nas prioridades pessoais e profissionais.

A ausência de significância estatística para as variáveis idade e idade ao quadrado no modelo de horas trabalhadas para maridos com filhos pode ser explicada por fatores relacionados às responsabilidades familiares ou normas sociais. Para maridos com filhos, o papel de provedor ainda é predominante em muitas famílias, o que resulta em um padrão de trabalho menos influenciado pela idade.

O status de chefe da família reflete diferenças nos papéis de gênero e na dinâmica das responsabilidades familiares no mercado de trabalho. Para as esposas, o status de chefe da família está associado a uma redução significativa na participação e nas horas trabalhadas no mercado de trabalho, exceto na amostra de casais sem filhos, onde não se mostrou estatisticamente significativo.

Conforme já visto, as mulheres enfrentam uma dupla jornada de trabalho, em casa e no mercado. Quando a esposa está na função de chefe além da

responsabilidade pela provisão financeira, ela ainda tem que lidar com a gestão das responsabilidades domésticas e familiares, o que inclui cuidar da casa, administrar tarefas como limpeza, alimentação e organização, além de supervisionar a educação e o bem-estar dos filhos. Essa carga adicional de trabalho reflete as desigualdades na divisão de tarefas domésticas, onde, mesmo sendo a chefe da família, a mulher continua assumindo a maior parte das atividades relacionadas ao cuidado e à manutenção do lar.

Portanto, é razoável esperar que a esposa chefe do domicílio enfrente maior dificuldade em conciliar trabalho remunerado com responsabilidades domésticas, o que pode implicar para eles um menor tempo de trabalho em casa assim como um menor tempo de trabalho no mercado comparativamente aquelas que não são chefes do domicílio.

Esse cenário também pode indicar que essas mulheres priorizam trabalhos com maior flexibilidade, ainda que isso implique menor jornada ou salários mais baixos, como uma estratégia para equilibrar a dupla jornada. Assim, os coeficientes negativos captam os desafios que as mulheres chefes enfrentam ao gerir tanto o trabalho remunerado quanto as obrigações familiares.

Em famílias com filhos, as esposas chefes de família frequentemente assumem uma maior carga de responsabilidades domésticas e cuidados infantis, o que limita sua disponibilidade para participar ou dedicar mais horas ao mercado de trabalho. Além disso, o status de chefe pode refletir situações em que o parceiro contribui menos financeiramente ou está ausente, exigindo que as esposas priorizem responsabilidades familiares. Por outro lado, na ausência de filhos, as esposas chefes de família têm maior flexibilidade e menos responsabilidades familiares, o que explica a ausência de impacto nessa amostra.

Para os maridos, o status de chefe da família não foi estatisticamente significativo em nenhuma das amostras, indicando que essa condição não influencia a participação nem as horas trabalhadas no mercado. Isso reflete normas culturais em que os homens tradicionalmente desempenham o papel de principais provedores financeiros, independentemente de serem formalmente identificados como chefes de família. Assim, o status de chefe não altera suas decisões de trabalho, e sua carga de trabalho tende a ser mais estável e menos sensível a mudanças no status familiar.

Esses resultados destacam que o status de chefe da família afeta de maneira desproporcional as esposas, refletindo desigualdades de gênero na divisão de responsabilidades e na adaptação ao trabalho. Enquanto o papel de chefe para as mulheres está ligado a desafios adicionais que limitam sua atuação no mercado de trabalho, para os homens esse status não altera suas condições laborais.

A variável indicadora de cor preta é estatisticamente significativa apenas no modelo Heckit para os maridos, especificamente em famílias com filhos. Nessa configuração, observa-se que os homens trabalham, em média, uma hora a mais no mercado de trabalho. Homens pretos que optam por trabalhar em famílias com filhos podem ter características específicas (como maior comprometimento ou necessidade econômica) que explicam as horas adicionais.

Homens pretos frequentemente enfrentam discriminação e rendimentos médios mais baixos no mercado de trabalho, o que pode impactar tanto as horas trabalhadas quanto as condições de trabalho. Esse efeito tende a ser ainda mais acentuado em famílias com filhos, devido à maior pressão financeira, o que pode levá-los a trabalhar mais horas para compensar essa desigualdade e atender às necessidades do núcleo familiar.

A Tabela 6 apresenta os coeficientes estimados para modelos Probit e Heckit para as variáveis explanatórias que incluem características domiciliares e demográficas, denominadas nesse estudo de fatores de preferências domiciliares.

Em relação ao número de filhos em idades pré-escolar (pequenos), escolar e pós-escolar (adultos jovens), no modelo Heckit nenhuma amostra foi significativa, indicando que independentemente da quantidade de filhos, a necessidade de sustentar a família, para aqueles empregados, pode levar o marido e/ou esposa a manterem um número constante de horas trabalhadas. Além disso, muitos empregos oferecem políticas de trabalho flexíveis que permitem aos pais ajustar seus horários sem reduzir a quantidade total de horas trabalhadas, o que pode ter contribuído para esse resultado.

Em relação à decisão de ofertar trabalho, para as esposas, a presença de filhos pequenos tem um impacto negativo significativo, reduzindo a probabilidade de participação no mercado de trabalho em até 12 pontos percentuais. Crianças pequenas geralmente requerem mais cuidado e atenção, o que pode levar as mulheres a saírem do mercado de trabalho. Vale ressaltar que ainda prevalece a expectativa de que as mulheres assumam a maior parte das responsabilidades

domésticas e de cuidado dos filhos, o que pode limitar suas oportunidades de emprego. Além disso, podem enfrentar discriminação no mercado de trabalho, sendo vistas como menos comprometidas ou competentes devido às suas responsabilidades familiares com os filhos pequenos.

Tabela 6 – Efeitos das preferências domiciliares na participação no mercado de trabalho e horas trabalhadas

Variáveis	Mulheres				Homens			
	Probit		Heckit		Probit		Heckit	
	dy/dx	P> z	Coef.	P> t	dy/dx	P> z	Coef.	P> t
Amostra Completa								
nº. de filhos de 0-5 anos	-0,119	0,000	-0,483	0,310	-0,003	0,620	-0,007	0,980
nº. de filhos de 6-17 anos	-0,004	0,519	0,135	0,638	-0,001	0,731	0,113	0,493
nº. de filhos >17 anos	-0,024	0,012	0,150	0,702	-0,015	0,004	-0,105	0,692
Zona urbana	0,116	0,000	0,656	0,307	0,047	0,000	0,666	0,051
Capital	0,062	0,003	0,541	0,529	0,009	0,440	0,611	0,292
Região metropolitana	0,006	0,742	-1,161	0,110	0,017	0,077	-0,563	0,195
<i>Grandes Regiões</i>								
Nordeste	-0,073	0,000	1,087	0,184	-0,087	0,000	-0,308	0,511
Sudeste	0,058	0,005	-0,947	0,259	0,019	0,099	0,580	0,261
Sul	0,141	0,000	0,636	0,462	0,026	0,014	-0,024	0,965
Centro-oeste	0,055	0,029	-0,979	0,291	0,031	0,015	-0,244	0,686
Amostra 1 (Casais sem filhos)								
Zona urbana	0,058	0,016	0,195	0,867	-0,019	0,253	-0,176	0,817
Capital	0,100	0,009	0,333	0,825	0,021	0,452	-1,206	0,320
Região metropolitana	0,008	0,801	-1,562	0,240	0,029	0,223	-0,923	0,364
<i>Grandes Regiões</i>								
Nordeste	-0,115	0,004	3,167	0,041	-0,081	0,017	-1,484	0,201
Sudeste	0,064	0,148	0,551	0,738	0,046	0,156	-0,187	0,874
Sul	0,174	0,000	1,375	0,416	0,033	0,283	-1,390	0,270
Centro-oeste	0,017	0,752	0,639	0,712	0,026	0,456	-1,366	0,281
Amostra 2 (Casais com filhos)								
nº. de filhos de 0-5 anos	-0,120	0,000	-0,395	0,433	-0,004	0,566	-0,089	0,746
nº. de filhos de 6-17 anos	-0,005	0,531	0,215	0,506	-0,002	0,633	0,075	0,669
nº. de filhos >17 anos	-0,030	0,008	0,337	0,469	-0,016	0,004	-0,286	0,374
Zona urbana	0,130	0,000	0,620	0,385	0,049	0,000	0,820	0,025
Capital	0,047	0,046	0,688	0,463	0,008	0,496	0,976	0,138
Região metropolitana	0,008	0,695	-1,019	0,208	0,017	0,081	-0,423	0,386
<i>Grandes Regiões</i>								
Nordeste	-0,065	0,001	0,841	0,343	-0,089	0,000	-0,079	0,873
Sudeste	0,052	0,019	-1,063	0,246	0,018	0,130	0,698	0,208
Sul	0,131	0,000	0,358	0,705	0,025	0,022	0,193	0,748
Centro-oeste	0,063	0,024	-1,322	0,197	0,031	0,014	-0,161	0,807

Fonte: Dados da pesquisa.

A presença de filhos em idade pós-escolar reduz a probabilidade de oferta de trabalho tanto das esposas quanto dos maridos, embora com uma magnitude consideravelmente menor: cerca de 2,5 pontos percentuais para as esposas e 1,5 pontos percentuais para os maridos. Filhos nessa faixa etária frequentemente estão em transição para a vida adulta e ainda continuam vivendo com pais, o que pode exigir maior suporte emocional, logístico, uma sobrecarga nas responsabilidades domésticas por parte dos pais, especialmente das mães. Esse suporte pode envolver decisões importantes, como ingresso na universidade, busca por emprego ou o processo de conquista da independência, impactando a disponibilidade das mães para o mercado de trabalho.

Além disso, jovens adultos podem começar a contribuir financeiramente para a família ou buscar independência, o que pode gerar um "efeito de substituição". Nesse cenário, eles assumem parte da responsabilidade econômica, reduzindo a necessidade de trabalho dos pais. Esse fenômeno reflete a dinâmica familiar, em que a presença de filhos nessa fase da vida influencia as decisões de oferta de trabalho de maneira indireta e menos intensa do que ocorre com filhos mais jovens.

Em todas as amostras, as esposas que vivem em zonas urbanas têm uma probabilidade significativamente maior de ofertarem trabalho, com destaque para esposas com filhos. Zonas urbanas geralmente têm mais oportunidades de emprego, especialmente em setores que empregam mais mulheres, como serviços, comércio e administração pública. Além disso, as zonas urbanas oferecem melhores infraestruturas e serviços que facilitam a conciliação entre trabalho e responsabilidades familiares. Quanto às horas trabalhadas, esta não difere estatisticamente das zonas rurais.

Morar em uma zona urbana está associado, para os maridos, a um aumento na probabilidade de participar da PEA e nas horas trabalhadas, especificamente nas amostras de casais com filhos e na amostra completa. As zonas urbanas oferecem uma combinação de maior disponibilidade de empregos, melhor infraestrutura, e mais oportunidades educacionais, além de exercerem maior pressão econômica e social para que o homem atue como principal provedor. Esses fatores, em conjunto, incentivam tanto a participação na PEA quanto o aumento das horas dedicadas ao trabalho.

Residir na capital apresenta impactos semelhantes aos observados para mulheres que vivem em áreas urbanas, sendo significativo no modelo Probit, mas

não significativo no modelo Heckit. Isso indica que viver na capital está associado a um aumento na probabilidade de emprego para as mulheres em todas as amostras, com um impacto mais acentuado para as esposas sem filhos. No entanto, não há efeito significativo sobre a quantidade de horas trabalhadas pelas esposas que já estão empregadas, independentemente da amostra analisada.

Portanto, viver na capital pode oferecer benefícios que incentivam as mulheres a ingressar na PEA, especialmente aquelas sem filhos. Esses benefícios podem incluir maior disponibilidade de empregos com horários flexíveis, melhores redes de suporte, e um ambiente que possibilita um melhor equilíbrio entre trabalho e vida pessoal.

Para os maridos, não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas na probabilidade de emprego ou nas horas trabalhadas entre aqueles que vivem na capital e os que residem em outras regiões. Isso sugere que o impacto de residir na capital é mais relevante, em termos de emprego, para as mulheres.

A variável região metropolitana apresenta significância estatística apenas para a probabilidade de oferta de trabalho dos maridos nas amostras completa e de casais sem filhos, indicando uma maior chance de ingresso na PEA, considerando um nível de significância de até 10%.

As áreas metropolitanas geralmente concentram maior número de oportunidades de emprego, particularmente em setores que tradicionalmente empregam homens, como a indústria, construção civil e serviços especializados. Essa concentração de empregos pode explicar o aumento na probabilidade de maridos nessas regiões ingressarem na PEA, devido à maior oferta de ocupações que correspondem ao perfil demográfico e ocupacional predominante entre eles.

A ausência de significância para as mulheres nos modelos Probit e Heckit, e para os homens no modelo Heckit, pode estar relacionada à heterogeneidade econômica e ao nível de desenvolvimento dentro de cada região metropolitana e entre as regiões, o que pode diluir o impacto médio na participação na PEA e nas horas trabalhadas.

A variável grandes regiões não apresenta significância no modelo Heckit, exceto para as esposas residentes na região Nordeste, que trabalham, em média, 3 horas a mais do que as esposas das demais regiões do país.

Quanto aos resultados do modelo Probit, observa-se um padrão de significância para as esposas nas amostras completa e de casais sem filhos. As

regiões Sudeste e Sul apresentam efeitos marginais positivos para as mulheres, sugerindo que esses contextos regionais incentivam a participação das esposas na PEA. Por outro lado, na região Nordeste, o efeito marginal negativo é consistente, refletindo uma realidade econômica menos favorável, o que reduz a probabilidade de participação feminina na força de trabalho. Para os maridos, o mesmo padrão é observado, com a diferença de que, nas mesmas amostras, a região Sudeste não apresenta resultados estatisticamente diferentes da região Norte.

De forma geral, os resultados evidenciam que as diferenças regionais têm impacto distinto sobre a participação na força de trabalho e nas horas trabalhadas, especialmente para as esposas. Enquanto as regiões Sudeste e Sul mostram sinais de incentivo à participação feminina na PEA, a região Nordeste apresenta desafios econômicos que afetam negativamente essa probabilidade, embora, entre as trabalhadoras, as residentes no Nordeste dediquem mais horas ao trabalho em comparação com as de outras regiões.

5 CONCLUSÃO

A presente tese buscou analisar os determinantes da participação das esposas no mercado de trabalho brasileiro, utilizando uma abordagem baseada em modelos de escolha coletiva. Através da análise dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) de 2023 e da aplicação de modelos econométricos, foi possível identificar e mensurar o impacto de diversos fatores individuais e socioeconômicos na decisão das mulheres casadas de ingressarem na força de trabalho e na alocação do seu tempo atividades remuneradas.

Esta pesquisa analisou os fatores que influenciam a oferta de trabalho de cônjuges, considerando os modelos Probit e Heckit e explorando as particularidades de diferentes arranjos familiares no Brasil. A inclusão de fatores de distribuição como diferença das idades ajustada e participação na renda do não trabalho permitiu uma compreensão mais profunda das dinâmicas intrafamiliares e do impacto do poder de barganha nas decisões laborais.

A análise dos fatores de distribuição revelou que a diferença de idade ajustada influencia a decisão de participação no mercado de trabalho, especialmente para as esposas. Quando o marido é significativamente mais velho, as chances de

ingresso no mercado de trabalho diminuem para as esposas, enquanto aumentam para os maridos.

O controle sobre a renda do não trabalho mostrou-se relevante para o poder de barganha, especialmente para as esposas, que apresentaram maior flexibilidade em reduzir sua oferta de trabalho. Os resultados reforçam a importância dos modelos coletivos para explicar a dinâmica das decisões familiares. O poder de barganha, mediado pela renda e pelas características pessoais, afeta diretamente a participação no mercado de trabalho e o tempo de dedicação ao emprego. Isso rejeita o modelo unitário, que assume uma maximização conjunta de utilidade sem considerar preferências individuais.

Os resultados também indicam que salários mais altos, tanto próprios quanto dos cônjuges, reduzem a probabilidade de participação no mercado de trabalho devido ao efeito renda. Contudo, para aqueles que já estão empregados, os salários mais elevados aumentam as horas trabalhadas, refletindo a prevalência do efeito substituição.

Esta pesquisa se baseia em dados transversais, o que limita a possibilidade de avaliar mudanças nas decisões de trabalho ao longo do tempo. Além disso, embora os fatores de distribuição utilizados capturem aspectos importantes das dinâmicas familiares, outras variáveis contextuais, como normas sociais e culturais, poderiam fornecer outras perspectivas.

Pesquisas futuras poderiam explorar dados longitudinais para acompanhar como as decisões de trabalho evoluem ao longo do ciclo de vida familiar. Também seria interessante investigar o impacto de mudanças legais e culturais sobre a oferta de trabalho.

Outra linha de investigação sugerida é o estudo das dinâmicas regionais no Brasil, considerando as diferenças econômicas e culturais entre estados. A inclusão de novos fatores de distribuição como a divisão do trabalho doméstico e a saúde dos cônjuges, pode enriquecer ainda mais a compreensão sobre as escolhas laborais.

Esta pesquisa contribui para a literatura ao demonstrar que as decisões de trabalho no contexto brasileiro são influenciadas por fatores de distribuição. Ao integrar esses elementos nos modelos de oferta de trabalho, o estudo reforça a importância de adotar uma abordagem coletiva para entender as dinâmicas familiares, superando as limitações dos modelos unitários.

Esta tese apresentou uma inovação no uso do modelo coletivo ao adaptar o fator distributivo da diferença de idades, buscando captar de forma mais precisa a realidade das famílias brasileiras. Além disso, o estudo se destacou como pioneiro na literatura brasileira ao incluir em sua análise famílias compostas por indivíduos que não participam do mercado de trabalho, um avanço possibilitado pela adoção da hipótese de que os salários são sempre observáveis.

O uso de amostras completas, combinado com a análise de subamostras específicas (casais com e sem filhos), enriqueceu significativamente a pesquisa. A separação das estimativas entre esses grupos possibilitou a identificação de nuances nas dinâmicas de barganha e na alocação de trabalho, refletindo diferenças importantes nos comportamentos e restrições enfrentados por cada perfil familiar.

A presença de filhos alterou as dinâmicas de poder e prioridades no uso do tempo e dos recursos financeiros. Casais com filhos apresentaram maiores restrições na oferta de trabalho, especialmente para esposas, devido às demandas de cuidado. Para os casais sem filhos, as preferências individuais foram menos condicionadas por obrigações familiares, permitindo análises mais "simples" de escolhas econômicas.

A separação das amostras permitiu identificar se os fatores de distribuição (ou outras variáveis) tiveram impactos similares ou divergentes nas duas subamostras. A análise conjunta e separada enriqueceu a interpretação ao evidenciar se a presença de filhos amplificou ou reduziu certos efeitos.

Em um contexto marcado por desigualdades sociais, os resultados ressaltam a importância de políticas públicas que promovam um maior equilíbrio nas relações de poder intrafamiliar e incentivem a participação no mercado de trabalho. Para casais sem filhos, que demonstram maior sensibilidade às variáveis de renda e aos fatores distributivos, políticas voltadas para o mercado de trabalho, como incentivos à qualificação profissional ou outras que impactem positivamente nos salários, mostraram-se mais eficazes. Já para casais com filhos, medidas relacionadas ao suporte infantil, como subsídios para cuidados com as crianças, mostraram-se mais relevantes, considerando que as decisões familiares estão mais restritas devido aos custos associados aos filhos. Uma política que poderia trazer resultados mais imediatos seria realizar campanhas de conscientização sobre divisão igualitária das responsabilidades domésticas, incluindo o trabalho não remunerado, para equilibrar as cargas entre os cônjuges.

Ademais, de modo geral, ao longo da tese foram identificados diversos fatores que configuram obstáculos ao bem-estar das famílias brasileiras. Esses desafios podem ser enfrentados por meio de políticas públicas estratégicas que promovam: equidade salarial, flexibilização das jornadas de trabalho, apoio ampliado à maternidade e paternidade, programas de qualificação profissional, promoção da equidade intrafamiliar, redução dos custos associados à criação de filhos, incentivos fiscais para famílias trabalhadoras, foco no desenvolvimento de regiões menos favorecidas e melhorias na infraestrutura e mobilidade.

Assim, a pesquisa, ao destacar a complexidade envolvida nas decisões laborais dos cônjuges, oferece uma contribuição significativa para o entendimento das dinâmicas econômicas familiares, ampliando a perspectiva sobre os fatores que influenciam a alocação de recursos, como a oferta de trabalho, e o bem-estar nas famílias brasileiras.

REFERÊNCIAS

APPS, Patricia; REES, Ray. Taxation and the household. **Journal of Public Economics**, v. 35, n. 3, p. 355-369, 1988.

ARMAND Alex; ATTANASIO Orazio; CARNEIRO Pedro; LECHENE Valérie. The Effect of Gender-Targeted Conditional Cash Transfers on Household Expenditures: Evidence from a Randomized Experiment, **The Economic Journal**, Volume 130, Issue 631, Pages 1875–1897, October 2020.

ATTANASIO Orazio; LECHENE Valérie. Efficient Responses to Targeted Cash Transfers, **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, vol. 122(1), pages 178-222, 2014.

BECKER, Gary S. **A treatise on the family: Enlarged edition**. Harvard university press, 1991.

BECKER, Gary S. Human capital, effort, and the sexual division of labor. **Journal of labor economics**, v. 3, n. 1, Part 2, p. S33-S58, 1985.

BECKER, Gary S. A Theory of the Allocation of Time. **The economic journal**, v. 75, n. 299, p. 493-517, 1965.

BELLOC, Ignacio; VELILLA, Jorge. Collective intrahousehold labor supply in Europe: distribution factors and policy implications. **Journal of Family and Economic Issues**, v. 45, n. 3, p. 1-25, 2024.

BERGMANN, Barbara. **The Economic Emergence of Women**. New York: Palgrave Macmillan, 1986.

BLAU, David M.; GOODSTEIN, Ryan M. Commitment in the household: Evidence from the effect of inheritances on the labor supply of older married couples. **Labour Economics**, v. 42, p. 123-137, 2016.

BLUNDELL, Richard; CHIAPPORI, Pierre-André; MEGHIR, Costas. Collective labor supply with children, **Journal of Political Economy**, 113(6): 1277-1306, 2005.

BROWNING, Martin; CHIAPPORI, Pierre-André. Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests. **Econometrica**, v. 66, n. 6, p. 1241-1278, nov. 1998.

BROWNING, Martin; CHIAPPORI, Pierre-André; WEISS, Yoram. **Economics of the Family**. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.

CALVI, Rossella. Why are older women missing in India? The age profile of bargaining power and poverty. **Journal of Political Economy**, 128(7), 2453–2501, 2020.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. New York: Cambridge University Press, 2005.

CAMPAÑA, Juan Carlos; GIMÉNEZ-NADAL, José Ignacio; MOLINA, José Alberto. Efficient labor supply for Latin families: Is intra-household bargaining power relevant? **IZA Discussion Papers**, n. 11695, 2018

CAMPAÑA, Juan Carlos; GIMÉNEZ-NADAL, José Ignacio; MOLINA, José Alberto. Sex ratios and work in Latin American households: Evidence from Mexico, Ecuador, and Chile. **Latin American Economic Review**, v. 30, p. 1-25, 2021.

CHERCHYE, Laurens; DE ROCK, Bram; VERMEULEN, Frederic. Married with Children: A Collective Labor Supply Model with Detailed Time Use and Intrahousehold Expenditure Data. **American Economic Review**, v. 102, n. 7, p. 3377-3405, 2012.

CHIAPPORI, Pierre-André. Rational Household Labor Supply. **Econometrica**, v. 56, n. 1, p. 63-90, 1988.

CHIAPPORI, Pierre-André. Collective Labor Supply and Welfare. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 3, p. 437-467, jun. 1992.

CHIAPPORI, Pierre-André; FORTIN, Bernard; LACROIX, Guy. Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply. **Journal of Political Economy**, v. 110, n. 1, p. 37-72, 2002.

CHIAPPORI, Pierre-André; LEWBEL, Arthur. Gary Becker's a theory of the allocation of time. **The Economic Journal**, v. 125, n. 583, p. 410-442, 2015.

CHIAPPORI, Pierre-André; MEGHIR, Costas. Intrahousehold inequality. In: ATKINSON, Anthony B.; BOURGUIGNON, François (Eds.). **Handbook of Income**

Distribution, v. 2, p. 1369–1418, 2015.

CRESPO, Laura. Estimation and testing of household labour demand models: Evidence from Spain. **Investigaciones Económicas**, v. 33, n. 2, p. 303-335, 2009.

DONNI, Olivier. Collective household labor supply: Nonparticipation and income taxation, **Journal of Public Economics**, 87(5-6): 1179-1198, 2003.

ESPINEL, Jaime Andrés Sarmiento; VAN GAMEREN, Edwin. Collective labor supply with children and non-participation: Evidence from Mexico. **Estudios Económicos De El Colegio De México**, v. 33, n. 1, p. 65-115, 2018.

FERNANDES, Maurício Machado; SCORZAFAVE, Luiz Guilherme. Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico - PPE**, v. 39, n. 2, p. 207-232, 2009.

GOBBI, Paula Eugenia; PARYS, Juliane; SCHWERHOFF, Gregor. Intra-household allocation of parental leave. *Canadian Journal of Economics*, v. 51, n. 1, p. 236-274, 2018.

GOLDIN, Claudia. **Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women**. New York: Oxford University Press, 1990.

GOLDIN, Claudia. **The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History**. In: SCHULTZ, T. Paul (Ed.). *Investment in Women's Human Capital and Economic Development*. Chicago: University of Chicago Press, p. 61-90, 1995.

GOLDIN, Claudia; KATZ, Lawrence F. "The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women's Career and Marriage Decisions." **Journal of Political Economy**, v. 110, n. 4, p. 730-770, 2002.

GRUPPI, Mariel Gouvêa. **Uma análise coletiva da oferta de trabalho de casais de mesmo sexo e casais de sexo oposto brasileiros**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2018.

LYSSIOTOU, Panayiota. The impact of targeting policy on spouses' demand for public goods, labor supplies and sharing rule. **Empirical Economics**, v. 53, n. 2, p. 853-878, 2017.

LUNDERG, Shelly; POLLAK, Robert A. Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 6, p. 988-1010, dez. 1993.

MACIEL, Marinalva Cardoso. **A divisão do trabalho doméstico e a oferta de trabalho dos casais no Brasil**. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2008.

MANSER, Marilyn; BROWN, Murray. Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis. **International Economic Review**, Vol 21, No. 1, 31-44, February 1980.

MARTÍNEZ, Claudia A. Intrahousehold allocation and bargaining Power: Evidence from Chile, **Economic Development and Cultural Change** 61: 577-605, 2013.

MCELROY, Marjorie B.; HORNEY, Mary Jean. Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand. **International Economic Review**, Vol. 22, No. 2, 333-349, June 1981.

MINCER, Jacob. Labor force participation of married women: A study of labor supply. In: **Aspects of Labor Economics**. Princeton: Princeton University Press, 1962. p. 63-105.

MINCER, Jacob. **Schooling, Experience, and Earnings**. New York: National Bureau of Economic Research, 1974. 172 p.

MOLINA, José Alberto; VELILLA, Jorge; IBARRA, Helena. Intrahousehold bargaining power in Spain: An empirical test of the collective model. **Journal of Family and Economic Issues**, v. 44, p. 87–97, 2023.

NOGUEIRA, Claudia Mazzei. **A feminização no mundo do trabalho: entre a emancipação e a precarização**. Campinas: Autores Associados, 2004.

POLLAK, Robert A. Gary Becker's Contributions to Family and Household Economics. **Review of Economics of the Household**, v. 1, n. 1, p. 111-141, 2003.

REID, Margaret. G. **The economics of household production**. New York: John Milley & Sons, 1934.

RUBERY, Jill. **Women and Recession**. London: Routledge, 1988.

SOUSA, Luana Passos de; GUEDES, Dyeggo Rocha. A desigual divisão sexual do trabalho: um olhar sobre a última década. **Estudos Avançados**, 30(87), 123-139, 2016.

TEDESCO, Ana Carolina. **Modelos de racionalidade coletiva aplicados para casais homo e heteroafetivos brasileiros: evidências e estimações para o período de 2012 a 2020**. 73 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2022.

YAMAMURA, Eiji; TSUTSUI, Yoshiro. Spousal age gap and identity and their impact on the allocation of housework. **Empirical Economics**, v. 60, n. 2, p. 1059-1083, 2021.