

PARTICIPAÇÃO DAS MULHERES CASADAS NA FORÇA DE TRABALHO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DO EFEITO DE TRABALHO ADICIONADO

Jessika de Oliveira Lara¹
Débora Chaves Meireles²
Jessica Facioli³
André Suriane da Silva⁴

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo analisar a participação das mulheres casadas no mercado de trabalho brasileiro. Pretende-se verificar as respostas de oferta de trabalho das mulheres casadas à perda de emprego dos seus maridos, denominado efeito do trabalho adicionado e agravamento das condições de desemprego, chamado de efeito desencorajador do trabalho. Os dados utilizados são dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Evidencia-se que as mulheres casadas cujos maridos estão desempregados ou subempregados têm maior probabilidade de participar da força de trabalho no período de 2012 até 2017. Também verifica-se com dados em painel longitudinal, que o efeito do subemprego do marido é significativo na probabilidade das mulheres casadas participarem da força de trabalho nas regiões Nordeste e Norte. Como teste de robustez, os resultados indicaram que as esposas cujos maridos experimentaram uma perda de emprego têm uma maior probabilidade de aumentar sua participação na força de trabalho no período posterior.

Palavras-Chave: Participação. Esposa. Mercado de trabalho. Trabalho Adicionado.

ABSTRACT

This work aims to analyze the participation of married women in the Brazilian labor market. It is intended to verify the response of married women to the loss of employment of their husbands, called the effect of added work and worsening of unemployment conditions, called the repressing effect of work. The data used are from the microdata of the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD) conducted by the Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). It is evident that married women whose husbands are unemployed or underemployed are more likely to participate in the labor force in the period from 2012 to 2017. It is also verified with longitudinal panel data that the effect of the husband's underemployment is significant in the probability of married women participating in the labor force in the Northeast and North regions. As a robustness test, the results indicated that wives whose husbands experienced a loss of employment are more likely to increase their participation in the workforce in the later period.

Key words: Participation. Wife. Labour market. Added work.

Classificação JEL: J16; J2

GT 12 – Questões espaciais no mercado de trabalho

¹ Graduada em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora. Email: jessikalara.jf@gmail.com

² Doutora em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora. Professora na Universidade Federal de Goiás. Email: deborameireles88@gmail.com.

³ Doutoranda em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora. Professora substituta da UFJF. Email: jessicafacirolimb@gmail.com.

⁴ Economista no Laboratório de Estudos Econômicos (ECONS) da Universidade Federal de Juiz de Fora. Email: andresuriane@gmail.com.

1 INTRODUÇÃO

Na segunda metade do século XX, a taxa de participação das mulheres apresentou um crescimento em diversos países do mundo, passando de 67,1% em 1990, 79,5% em 2010, e 80,7% em 2015 (BLAU; KAHN, 2013). Essa tendência também é observada no Brasil, deixando de ser uma oscilação temporária, e tornando-se um fenômeno contínuo e persistente impulsionado pelo processo de industrialização e urbanização (GARCIA; CONFORTO, 2012; BRUSCHINI; LOMBARDI, 1996; HOFFMANN; LEONE, 2004). Neste sentido, as responsabilidades familiares não foram fatores impeditivos para a inserção feminina no mercado de trabalho. As mulheres buscaram participar da força de trabalho como uma forma de complementação da renda familiar e, em razão, das transformações demográficas, sociais e culturais, como o menor número de filhos e o aumento dos níveis de escolaridade, afetando o comportamento da participação feminina, especialmente, durante os anos de 1980 e 1990 (PINHEIRO; GALIZA; FOUNTOURA, 2009; BRUSCHINI, 2000).

Além dos aumentos salariais e dos níveis de escolaridade existem outros fatores que podem explicar essa tendência de crescimento da participação feminina no mercado de trabalho, como, por exemplo, o progresso tecnológico e a informatização, que reduziu o tempo necessário para tarefas domésticas, e; o desenvolvimento da pílula anticoncepcional, que permitiu às mulheres adiarem a maternidade (BLAU; KAHN, 2013).

Os modelos teóricos do mercado de trabalho indicam que o aumento da oferta de trabalho das mulheres casadas é elevado quando se observa desemprego do marido, o que é denominado de efeito do trabalho adicionado (ASHENFELTER, 1980). Alguns estudos empíricos para os países desenvolvidos encontraram algumas evidências em relação ao efeito de trabalho adicionado, como, por exemplo, Stephens (2002), Kohara (2010) e Karaoglan e Okten (2012). Em contrapartida, foram encontradas poucas evidências em relação à esse efeito nos países desenvolvidos, como os de Lundberg (1985), Maloney (1987, 1991), Spletzer (1997), Cullen e Gruber (2000), Prieto-Rodriguez e Rodriguez-Gutierrez (2003), Ortigueira e Siassi (2013).

No Brasil, as análises dos determinantes da participação das mulheres casadas no mercado de trabalho, destacaram, sobretudo, o crescimento da taxa de participação feminina (SEDLACEK; SANTOS, 1990); concentrando-se em grupos etários e de níveis educacionais diferentes (SCORZAFAVE; MENEZES FILHO, 2001); e, nas análises das mulheres casadas como principais provedoras da renda familiar no meio urbano do Brasil (MARRI; WAJNMAN, 2007). Os resultados dos estudos empíricos com pesquisas domiciliares, como os de Schmitt e Ribeiro (2003), Gonzaga e Reis (2005) – Pesquisa Mensal do Emprego/IBGE – e, recentemente, de Silva e Cunha (2018), utilizando os dados da PNAD Contínua do IBGE, apresentaram traços comuns em relação as evidências da hipótese do efeito do trabalho adicionado.

Além dos esforços para conseguir uma interpretação da realidade brasileira a partir da variável de *status* de desemprego do marido (*i.e.* se o marido do agregado familiar não está empregado no mercado de trabalho), também foi considerado o efeito do subemprego do marido na participação da mulher casada na força de trabalho (*i.e.* quando o conjugue do agregado familiar trabalha menos de 40 horas semanais, contudo tem disponibilidade e gostaria de trabalhar mais). Neste ponto, o subemprego se apoia ao conceito do efeito de trabalho adicionado, como um aspecto importante para os países em desenvolvimento e, portanto, para o Brasil. Neste sentido, este estudo permite contribuir com a discussão do efeito do subemprego do marido na participação das mulheres casadas no país.

A estratégia de identificação do presente estudo será baseada em Karaoglan e Okten (2012), que analisaram a participação das mulheres casadas no mercado de trabalho na Turquia, no período de 2000 a 2010, centrando-se nos efeitos do trabalhador adicional e desencorajador. O objetivo do estudo, portanto, é analisar a importância dos efeitos do trabalho adicionado e desencorajador na decisão da oferta de trabalho das mulheres casadas brasileiras, com a utilização dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no período de 2012 a 2017. Com a vantagem de ter uma amostra representativa de maridos e esposas, permitirá examinar como as flutuações do mercado de trabalho dos cônjuges podem mudar ao longo do tempo (*i.e.* cenários de expansões e recessões econômicas).

Um dos aspectos mais importantes das flutuações da conjuntura macroeconômica no Brasil são os efeitos nas condições do mercado de trabalho, principalmente, a partir do ano de 2014, com as recessões e crises econômicas que apresentaram uma desaceleração do ritmo de crescimento econômico e, conseqüentemente, no aumento do desemprego. Conforme destacado por Lundberg (1985), as circunstâncias colocadas permitem verificar as respostas da oferta de trabalho das mulheres casadas em relação ao aumento do desemprego induzido por dois elementos: i) o efeito do trabalho adicional, quando o cônjuge perde o seu emprego e ocorre à resposta da oferta de trabalho das mulheres casadas; e, o efeito desencorajador, quando há o agravamento das condições de desemprego (baixos salários e qualidade do trabalho). Assim, sendo este é o primeiro estudo brasileiro que analisa os dois efeitos (trabalho adicional e desencorajador), a partir de painel de dados longitudinais.

Usando os dados da PNAD Contínua/IBGE, os resultados deste estudo indicaram um aumento da participação das mulheres casadas no mercado de trabalho em resposta a perda de emprego dos maridos, induzindo o efeito de trabalho adicionado no período de 2012 a 2017, corroborando com os estudos de Fernandes e Felício (2002), Schmitt e Ribeiro (2003), Gonzaga e Reis (2005) e Silva e Cunha (2018). O número de outros adultos no agregado familiar (filhos do casal) é um fator condicional a crescente (decrecente) na inserção das mulheres casadas no mercado de trabalho. Em relação a variabilidade regional, verifica-se que o efeito do *status* do desemprego do marido foi elevado nas regiões Sul e Nordeste. Enquanto que, o efeito do *status* de subemprego do marido na participação da mulher na força de trabalho apresentou-se positivo e significativo para as regiões Norte e Nordeste. Como robustez, observa-se que os resultados indicaram que as esposas cujos maridos experimentaram uma perda de emprego têm uma maior probabilidade de aumentar sua participação na força de trabalho no período posterior.

Além desta introdução, o artigo está organizado em mais quatro seções. Na segunda seção realiza-se uma discussão teórica e empírica sobre a taxa de participação. Na terceira seção serão descritos os procedimentos metodológicos e a natureza dos dados utilizados. Na quarta seção será analisado os resultados do estudo. E, por fim, serão apresentadas as considerações finais.

2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Com dados dos países da OECD, os autores Ortiz-Ospina e Tzvetkova (2018) analisaram as principais tendências da participação das mulheres no mercado de trabalho, no período de 1980 a 2016. Na maioria dos países da OECD, os homens apresentam taxas de participação elevadas quando comparadas com as mulheres; e, em todo o mundo, observa-se uma crescente participação feminina no mercado de trabalho ao longo do período analisado. Em alguns países mais pobres e mais ricos, como, por exemplo, da África e da Europa, as mulheres apresentam as maiores taxas de participação no mercado de trabalho, ou seja, a relação entre a taxa de participação feminina e o PIB *per capita* apresenta uma curva em formato de U.

Diversos fatores são apontados como determinantes para o crescimento da inserção feminina no mercado de trabalho, como, por exemplo, as mudanças tecnológicas permitindo o acesso a bens (eletrodomésticos, eletrônicos) para o trabalho doméstico; e, em especial, com as inovações tecnológicas de saúde, a partir dos métodos contraceptivos, permitindo o adiamento da maternidade e o uso do tempo na educação (acesso às universidades) e nos retornos do trabalho (GREENWOOD; SESHADRI; YORUKOGLU, 2005; BLAU; KAHN, 2006); além das políticas públicas familiares, como as transferências de renda, a assistência à criança e idosos e as licenças maternidade e parental (BUSSO; ROMERO FONSECA, 2015; CHIODA, 2011).

Nas últimas décadas, a literatura internacional buscou compreender o papel das flutuações macroeconômicas nos aspectos relacionados a taxa de participação do mercado de trabalho frente às crises e recessões econômicas. De forma geral, os estudos iniciais de Woytinsky (1940), seguido por Ashenfelter (1980), Heckman e Macurdy (1980), Lundberg (1985) e Maloney (1987) analisaram a relevância do conceito do efeito do trabalhador adicional, que corresponde a entrada das esposas no mercado de trabalho após a perda de emprego do cônjuge. De acordo com Lundberg (1985), no modelo de oferta de trabalho ao nível familiar, no qual assume-se que a mulher casada é uma trabalhadora secundária e o lazer é um bem

normal, existem dois fatores determinantes para o efeito do trabalho adicionado: i) o efeito renda, quando a perda do emprego do marido reduz a renda familiar; e, ii) o efeito substituição ou efeito desencorajador do trabalhador, associado ao tempo da esposa em atividades domésticas que é substituído pelo marido.

Nos países desenvolvidos, como os Estados Unidos e o Reino Unido, os estudos empíricos (LUNDBERG, 1985; MALONEY, 1987; SPLETZER, 1997; CULLEN; GRUBER, 2000; PRIETO-RODRIGUEZ; RODRIGUEZ-GUTIERREZ, 2003; ORTIGUEIRA; SIASSI, 2013; BREDTMANN *et al.*, 2017) encontraram pequenos e positivos efeitos do trabalho adicionado e, muitas vezes, a força desse efeito é menor devido a ausência de restrições de liquidez (KARAOGLAN; OKTEN, 2012)

Os elevados efeitos do trabalho adicionado em países em desenvolvimento, como, por exemplo, os da América Latina e, em especial, para o Brasil (FERNANDES; FELÍCIO, 2002; SCHMITT; RIBEIRO, 2003; GONZAGA; REIS, 2005; SILVA; CUNHA, 2018) estão associados a diversos fatores como: as restrições financeiras por parte das famílias, a condição da mulher como uma trabalhadora secundária, em razão dos padrões culturais, dos menores níveis de habilidades e educacionais em determinados grupos e da baixa barreira de entrada e saída da força de trabalho (BASU *et al.*, 2000; MALONEY, 2004). Diante do cenário destacado, nos países em desenvolvimento, o efeito do trabalho adicional pode ser mais relevante (KARAOGLAN; OKTEN, 2012).

Esta mesma hipótese foi analisada com os dados em painel longitudinal das famílias para os Estados Unidos (*Panel Study of Income Dynamics* para o período de 1968 a 1992) e para o Japão (*Japanese Panel Survey of Consumers* para o período de 1993 a 2004), nos estudos de Stephens (2002) e Konara (2010), respectivamente. Os resultados foram positivos e significativos para as respostas de oferta de trabalho das mulheres casadas à perda involuntária de emprego dos seus maridos, seja por aumento nas horas de trabalho ou pela participação na força de trabalho.

Usando os dados da *Turkish Household Labor Force Survey* (HLFS), Karaoglan e Okten (2012) analisaram as respostas da oferta de trabalho das mulheres casadas em relação à perda de emprego dos seus maridos na Turquia, no período de 2000 a 2010 (*i.e.* buscam testar os efeitos do trabalhador adicional e desencorajador). A partir das estimações do modelo Probit, os resultados apontaram para uma elevada participação das mulheres casadas no mercado de trabalho quando os maridos estão desempregados, e este efeito é ainda maior para pessoas com nível médio de escolaridade. Inclusive, as condições econômicas, como, por exemplo, as elevadas taxas de desemprego da Turquia implicam em uma menor participação feminina na força de trabalho. Por outro lado, a decisão de participação das mulheres torna-se maior com o *status* de subemprego do marido. Pode-se dizer que, a oferta de trabalho das mulheres casadas responde positivamente a perda de emprego dos maridos, entretanto as mulheres casadas encontram-se nas ocupações de baixo nível.

Usando dados de pesquisas domiciliares no Brasil, Sedlacek e Santos (1990) indicaram um crescimento da participação das mulheres casadas e economicamente ativas no mercado de trabalho brasileiro, principalmente, para àquelas que estão na faixa etária entre 20 a 29 anos de idade, com níveis elevados de escolaridade e com filhos mais velhos, no período de 1983 a 1988. Ademais, na classe de renda mais baixa, as mulheres se inserem no mercado de trabalho como uma condição de complementação da renda familiar, enquanto que, nas classes de renda mais alta, as mulheres se encorajam no mercado de trabalho devido aos altos retornos salariais. Para as regiões metropolitanas do Recife e de São Paulo, Lima (1997) indicou que o nível de escolaridade apresenta papel fundamental na participação das mulheres casadas no mercado de trabalho nas regiões analisadas, nos anos de 1983, 1986 e 1988. Comparando as duas regiões metropolitanas, percebe-se que, devido ao tamanho das famílias, a inserção das mulheres no mercado de trabalho no Recife apresenta-se como uma complementação da renda do cônjuge. Resultados semelhantes foram encontrados para o Brasil, no estudo de Scorzafave e Menezes Filho (2001), no período de 1982 e 1997. Em outras palavras, o aumento do nível de escolaridade e a mudança de atitude da mulher em querer participar do mercado de trabalho estão contribuindo para que mais mulheres passem a serem ativas em diversos setores da economia.

Na década de 2000, o estudo de Marri e Wajnman (2007) mostraram que 17% da renda familiar era gerado pelas mulheres que residem nas áreas urbanas, mas ainda assim elas recebiam rendimentos menores do que o dos homens – considerados provedores da renda total –. Confirmam que, estas mulheres assumem

dupla jornada como: as tarefas domésticas e os cuidados com os filhos que ainda continuam a ser de obrigatoriedade das mulheres e o mercado de trabalho. Barbosa (2014), por sua vez, com sua análise destacou um crescimento da inserção das mulheres no mercado de trabalho com faixa etária entre 15 e 59 anos, passando de 42,5% em 1992 para 61% em 2012. Além disso, mostrou que os níveis educacionais o número de filhos são fatores determinantes na oferta de trabalho feminina. Por outro lado, a taxa de participação masculina se manteve elevada comparada à feminina, porém com uma ligeira queda, no ano de 1992 de 89% para 83% em 2012.

No Brasil encontram-se alguns estudos sobre os efeitos do trabalhador adicional e desalento, destacando análises para regiões metropolitanas como o dos autores Schmitt e Ribeiro (2004). Este estudo verificou a hipótese do trabalhador adicional entre as mulheres casadas da Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA), empregando o modelo Logit com os microdados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD) do IBGE para o ano de 1995. Do mesmo modo, De Andrade Jacinto e Caetano (2011) encontram evidências da existência de tais efeitos para as mulheres casadas das regiões metropolitanas do Recife e Salvador, utilizando o método Logit a partir dos dados em painel da Pesquisa Mensal de Emprego – PME, no período de março de 2002 a dezembro de 2007.

Gonzaga e Reis (2011) abordaram empiricamente como os efeitos trabalhador adicional e desalento influenciam a taxa de participação no Brasil, utilizando os dados da PME nas seis principais regiões metropolitanas brasileiras (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e Recife), com objetivo de captar as flutuações do ciclo econômico, que influenciam a taxa de participação através do efeito desalento, utilizando desvio da média dos rendimentos do trabalho principal em cada período em relação à média dessa variável entre janeiro de 1991 e dezembro de 2002. Com dados em painel e o método do Modelo de Probabilidade Linear (MPL) evidenciaram a existência do efeito trabalhador adicional, com a estimação em 7,6 pontos percentuais quando se controla para características observáveis da esposa e do marido. Em relação ao efeito desalento também demonstraram a influência das decisões de participação das esposas cujos maridos permaneceram empregados, estimando uma redução de 10% na média dos rendimentos em relação ao valor de referência está associada a uma probabilidade de participação menor em 0,39 ponto percentual.

Usando os microdados da PNAD Contínua, as autoras Silva e Cunha (2018) analisaram o efeito do trabalho adicionado dos cônjugues à perda de emprego do chefe de família no Brasil, no período de 2012 a 2017. Os resultados do modelo Logit indicaram que, a perda do emprego do chefe da família tem forte efeito sobre a oferta de trabalho do cônjuge, principalmente na transição da inatividade para o desemprego, mas esse efeito ocorre apenas quando o cônjuge é mulher, uma vez que este efeito para o cônjuge homem não foi significativo. Além do mais, nas especificações dos modelos econométricos verificaram que de fato a perda do emprego do chefe da família tem forte efeito apenas sobre oferta de trabalho de seu cônjuge mulher, e quando o chefe da família sai da ocupação para a desocupação há um aumento na probabilidade da cônjuge passar da inatividade para a atividade no mercado de trabalho, principalmente para posição de desocupação. O estudo apresenta dois fatores que determinam a entrada da mulher no mercado de trabalho quando o marido perde o seu emprego que são: o nível de escolaridade do casal e a presença de filhos pequenos.

4 DADOS E METODOLOGIA

Os dados provêm do banco de dados de pessoas da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) Contínua realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no período de 2012 a 2017. A PNAD Contínua com abrangência nacional permite que sejam realizadas entrevistas em um domicílio e distribuídas em um painel no mês de referência, sendo este domicílio excluído da amostra nos próximos dois meses e retornando a entrevista no mês seguinte. O processo é repetido até que o domicílio tenha sido entrevistado cinco vezes (*i.e.*, uma vez a cada trimestre). Para analisar a decisão de participação das esposas no mercado de trabalho brasileiro foram selecionados domicílios em que maridos e esposas estejam na faixa etária de 15 a 65 anos de idade, que residem no meio urbano e que os maridos estejam na

força de trabalho. No banco de dados foram excluídos domicílios em que maridos ou esposas estão empregados nos setores agrícola e de educação.

A variável dependente selecionada para o modelo econométrico corresponde a participação das mulheres casadas no mercado de trabalho brasileiro. É uma variável derivada da pergunta do questionário da PNAD Contínua dada por: “*condição de ocupação na semana de referência para pessoas de 14 anos ou mais de idade*”. Considerou como respostas, as mulheres participantes da força de trabalho (ocupadas e desocupadas). Esta variável constitui valor igual a um para as mulheres casadas que estão na força de trabalho; e, valor igual a zero, se as mulheres casadas estiverem fora da força de trabalho.

A variável independente, *status* de desemprego do marido, assume valor igual a um, se o marido do agregado familiar não está empregado no mercado de trabalho; e, valor igual a zero, caso o marido estiver empregado. O desemprego apresenta-se como uma restrição à resposta da oferta de trabalho do marido, neste sentido também será analisado o subemprego do marido. Está variável representa o marido do agregado familiar que trabalha menos de 40 horas semanais, mas teria disponibilidade e gostaria de trabalhar mais. Contudo, por falta de opção, aceita trabalho de jornada reduzida e alguns bicos, sem carteira de trabalho assinada. Sendo assim, é representada por valor igual a um, se o marido do agregado familiar estiver subempregado; e, valor igual a zero, caso contrário.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas no estudo, Brasil - 2012 a 2017.

Variáveis	2012	2013	2014	2015	2016	2017
<i>Status</i> de desemprego do marido	0.0348	0.0345	0.0339	0.0472	0.0660	0.0741
<i>Status</i> de subemprego do marido	0.0352	0.0298	0.0257	0.0285	0.0261	0.0315
Participação das mulheres casadas no mercado de trabalho	0.585	0.590	0.589	0.601	0.613	0.633
Idade do marido	41.49	41.58	41.64	41.94	42.19	42.49
Idade da esposa	38.50	38.68	38.79	39.12	39.37	39.67
Crianças de 0 a 4 anos	0.315	0.308	0.302	0.294	0.292	0.288
Crianças de 5 a 11 anos	0.444	0.431	0.424	0.415	0.408	0.403
Crianças de 12 a 14 anos	0.212	0.203	0.194	0.182	0.178	0.176
<i>Nível educacional dos maridos</i>						
1 a 4 anos de estudo	0.138	0.132	0.121	0.116	0.105	0.103
5 a 8 anos de estudo	0.266	0.261	0.258	0.249	0.235	0.234
9 a 11 anos de estudo	0.402	0.412	0.423	0.426	0.433	0.434
12 anos de estudo	0.152	0.158	0.164	0.176	0.192	0.203
<i>Nível educacional das esposas</i>						
1 a 4 anos de estudo	0.169	0.161	0.153	0.149	0.137	0.136
5 a 8 anos de estudo	0.279	0.278	0.274	0.268	0.253	0.256
9 a 11 anos de estudo	0.361	0.370	0.380	0.380	0.390	0.394
12 anos de estudo	0.143	0.145	0.150	0.162	0.173	0.178
<i>Regiões Brasileiras</i>						
Norte	0.0660	0.0658	0.0655	0.0646	0.0633	0.0638
Nordeste	0.215	0.216	0.213	0.216	0.215	0.211
Sudeste	0.474	0.475	0.474	0.474	0.483	0.485
Sul	0.161	0.158	0.164	0.163	0.159	0.164
Centro-Oeste	0.0835	0.0848	0.0834	0.0819	0.0799	0.0759
Número de adultos no domicílio	0.0286	0.0285	0.0267	0.0335	0.0444	0.0527
PIB <i>per capita</i>	26.65	28.46	30.61	31.51	32.76	34.15

Fonte: Elaboração da própria com base nos microdados da PNAD/IBGE (2012 a 2017).

Foram incluídas como variáveis de controle para as características demográficas, como a idade da esposa (marido), as regiões brasileiras, os níveis de educação da esposa (marido), o número de crianças no domicílio na faixa etária entre 0-4, 5-11 e 12-14 anos de idade e o número de adultos (diferente de esposa ou marido) no domicílio e que não trabalham. Considera-se que, uma família extensa, induz outros parentes no cuidado dos filhos do casal, o que pode influenciar na participação feminina na força de trabalho. Por fim, o PIB *per capita* das Unidades da Federação apresenta-se como uma variável que mensura o nível de desenvolvimento econômico da região.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo, no período de 2012 a 2017. Percebe-se uma tendência crescente da participação na força de trabalho das mulheres casadas, passando de 58,5 % em 2012 para 38,3% em 2017. Em relação ao nível de escolaridade, observa-se um aumento nos anos de estudo tanto para as mulheres e homens casados, com 14,3% das mulheres com escolaridade acima de 12 anos de estudo; e 15,2% dos homens. Entretanto, em 2017, a magnitude foi maior para as mulheres (17,8%) e homens (20,3%).

Outra variável que chama atenção na Tabela 1, é a presença de filhos. Percebe-se que houve uma diminuição da porcentagem de crianças de todas as faixas etárias no agregado familiar no período de 2012 a 2017, destacando as crianças de 0 a 4 anos (queda de 2,7%), crianças de 5 a 11 anos (queda de 4,1%), crianças de 12 a 14 anos (queda de 3,6%). A variável *status* de desemprego dos maridos corresponde àqueles que perderam o emprego, ou seja, que não estão empregados na força de trabalho, os resultados indicam elevação em 3,93% da parcela de maridos desempregados entre 2012 e 2017. Por outro lado, ocorre uma redução dos maridos no subemprego, com uma queda de 3,7%.

Scorzafave e Menezes-Filho (2001) e Bruschini e Lombardi (1996) evidenciaram que o aumento da escolaridade, a redução da fertilidade, o estado conjugal e a idade são fatores que influenciam na participação da mulher no mercado de trabalho. Contudo, apesar do crescimento considerável da força de trabalho feminina, ainda se observa um diferencial salarial existente devido à discriminação no mercado de trabalho, jornada de trabalho e interrupções de carreiras devido à maternidade. Portanto, considera-se que a participação feminina no mercado de trabalho é mais intensa quando seu cônjuge se encontra desempregado ou, até como uma forma, de complementação da renda da família.

4.1. Modelo Básico

O primeiro modelo empírico utilizado consiste no Probit binário, que busca mensurar a probabilidade de a mulher casada participar do mercado de trabalho brasileiro. No histórico da participação das mulheres casadas, é importante lembrar que outras características individuais também podem influenciar na inserção no mercado de trabalho, como idade, filhos, nível educacional dos maridos e das esposas, região brasileira que reside, o número de adultos no domicílio e de desenvolvimento econômico da UF. Sendo assim, será testado o modelo básico de acordo com o estudo de Karaoglan e Okten (2012). Dado por:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 R_i + \beta_3 X_i + \beta_4 G_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em que o Y_i corresponde a uma variável *dummy* de decisão de a esposa participar da força de trabalho. A variável *dummy* de *status* de desempregado do marido é representado por S_i . A variável *dummy* de *status* de subemprego do marido é representada por R_i . O vetor X_i inclui características demográficas, como idade da esposa (marido), *dummies* para os níveis de educação para esposa (marido), regiões brasileiras, número de crianças no domicílio e o número de adultos (diferente de esposa ou marido) na casa que não trabalha. G_j é o PIB (Produto Interno Bruto) *per capita* nas Unidades Federativas j . Por fim, ε_i corresponde ao termo de erro aleatório.

Os $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 > 0$ implicam que a participação das mulheres casadas na força de trabalho aumenta em relação ao *status* de desemprego e de subemprego dos maridos. Caso, o efeito seja negativo, os resultados sugerem que não há efeito do trabalho adicional na realidade brasileira.

Em relação à decisão de participar da força de trabalho foram agregadas variáveis adicionais relacionadas às características dos indivíduos e demográficas, conforme indicado por Wooldridge (2010) e apresentado na especificação da Equação (2):

$$\Pr(Y_i | S_i, R_i, X_i, G_j) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 R_i + \beta_3 X_i + \beta_4 G_j) \quad (2)$$

Em que Φ denota a c.d.f. da distribuição normal padrão, Y_i é uma variável binária que assume o valor igual um, se a mulheres casada estiver participando da força de trabalho.

4.2. Modelos adicionais

Na segunda estratégia empírica do estudo será realizado um teste de robustez com o modelo Logit com dados em painel, ou seja, a proposta é acompanhar os domicílios ao longo dos trimestres no ano de 2017 para controlar os fatores não observáveis que podem estar influenciando os resultados. Cabe ressaltar que a vantagem do painel refere-se a maior variabilidade dos dados, maior eficiência na estimação do modelo, menor colinearidade entre as variáveis e maior número de graus de liberdade (MARQUES, 2000).

Para eliminar os fatores não observáveis será utilizado o método de Efeitos Fixos, sob o pressuposto de exogeneidade estrita nas variáveis explicativas, em que o estimador de efeitos fixos é não viesado, em virtude do erro idiossincrático ser não correlacionado com cada variável explicativa ao longo do tempo. O estimador de efeitos fixos leva em conta uma correlação arbitrária entre c_i e as variáveis explicativas em qualquer período (WOOLDRIDGE, 2010). O método de Efeitos Fixos apresenta alguns pressupostos de identificação, segundo Wooldridge (2010):

$$FE.1) E(u_{it} | \mathbf{x}_i, c_i) = 0, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

$$FE.2) rank \left(\sum_{t=1}^T E(\ddot{\mathbf{x}}_{it} \ddot{\mathbf{x}}_{it}') \right) = K \quad (4)$$

$$FE.3) E(\mathbf{u}_i \mathbf{u}_i' | \mathbf{x}_i, c_i) = \sigma_u^2 \mathbf{I}_T \quad (5)$$

O primeiro pressuposto indica a exogeneidade estrita das variáveis explicativas condicionais em c_i . O segundo pressuposto apresenta a condição de *rank* da matriz das variáveis explicativas desagregadas no tempo, visto que garante que o estimador de Efeitos Fixos seja bem comportado assintoticamente. E, por fim, o terceiro pressuposto garante a eficiência do estimador de Efeitos Fixos, através da homocedasticidade dos estimadores.

As vantagens do modelo Logit com Efeitos Fixos são: controle implícito da heterogeneidade não observada, é mais robusto, uma vez que as variáveis independentes não têm de ser distribuídas normalmente, pode lidar com efeitos não lineares, não há homogeneidade do pressuposto da variância, não assume distribuição normal no termo de erro, simplicidade da expressão analítica da sua função de distribuição e a facilidade de cálculo na fase de estimação (OLIVEIRA, 1998). Além do mais, a estimação do Probit com Efeitos Fixos trataria o c_i como parâmetros a ser estimado juntamente com os β s, sendo computacionalmente difícil e, também, a estimativa do c_i junto com β introduz um problema de parâmetros incidentais (WOOLDRIDGE, 2010, p. 484). Com dados em painel trimestral, o modelo econométrico será estimado, separadamente, para as regiões brasileiras (*i.e.* Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) com a seguinte especificação:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 S_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 G_{jt} + c_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Em que Y_{it} é uma variável binária, se a esposa participa da força de trabalho no domicílio i e no trimestre t . S_{it} e R_{it} denotam as variáveis binárias do *status* de desempregado e subemprego do marido, respectivamente. As características demográficas (*i.e.* idade da esposa (marido), *dummies* para os níveis de educação da esposa (marido), número de crianças e o número de adultos no domicílio que não trabalha) estão representadas pelo vetor X_{it} ; c_i é efeito não observável constante no tempo; e, ε_{it} é o termo de erro aleatório. A Equação (8) será estimada, separadamente, para as regiões brasileiras (*i.e.* Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste).

Para corroborar com os resultados encontrados será realizado um teste de robustez, conforme apresentado por Karaoglan e Okten (2012). A amostra é restrita aos maridos que eram desempregados no início do trimestre e conseguiram emprego no trimestre final, uma vez que o objetivo é analisar o efeito da

perda dos empregos dos maridos na alteração do *status* na participação das mulheres casadas na força de trabalho dos domicílios, a partir de um painel balanceado trimestral para cada ano do período do estudo. Sendo assim, será estimado pelo Modelo de Probabilidade Linear (MPL) com Efeitos Fixos, uma vez que a amostra está reduzida, a mudança na participação na força de trabalho da esposa dada a alteração no *status* de desemprego do marido. O modelo será estimado para todos anos, com a seguinte expressão:

$$Y^M_{it} = \beta_0 + \beta_1 X^M + c_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Em que Y^M denota a mudança do *status* na participação das mulheres casadas na força de trabalho, sendo valor igual a um, se houver alteração no *status* de participação das mulheres casadas na força de trabalho; e igual a zero, caso contrário. O X^M refere-se a mudança do *status* do emprego do marido, sendo igual a um, se no trimestre inicial estava empregado e no trimestre final ficou desempregado; e, igual a zero, caso tenha permanecido empregado em ambos trimestres.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1. Modelo Básico

A Tabela 2 apresenta os determinantes que afetam a decisão de participação das mulheres casadas no mercado de trabalho brasileiro, no período de 2012 a 2017. A estratégia empírica corresponde ao modelo Probit, no qual assume uma variável dependente binária (igual a um, se a mulher casada participa do mercado de trabalho; e, igual a zero, caso contrário). As variáveis de controles são representadas pelo *status* de desemprego, subemprego e as características demográficas. Para a interpretação serão utilizados os resultados dos coeficientes do Efeito Marginal.

O *status* de desemprego do marido apresenta um efeito positivo, crescente e significativo na probabilidade de participação da esposa no mercado de trabalho, passando de 5% em 2012 para 14,8% em 2017. Em situações de subemprego do conjugue, a probabilidade de participação da esposa na força de trabalho passa de 1,69% em 2012 (não estatisticamente significativo) para 6,59% em 2017. Os resultados corroboram a literatura empírica, visto que a perda de emprego por parte do homem casado parece ter um efeito significativo na probabilidade da esposa aumentar a participação no mercado de trabalho, conforme constatados em Fernandes e Felício (2002), Schmitt e Ribeiro (2003), Gonzaga e Reis (2005) e Silva e Cunha (2018).

Em relação a idade da esposa, observa-se que a probabilidade de decisão na participação feminina da força de trabalho diminui conforme aumenta a idade. Enquanto que, os resultados são contrários para a idade do marido, ou seja, aumenta a probabilidade de decisão na participação feminina da força de trabalho quanto maior for a idade do marido. Ambos os resultados foram significativos a 1%.

No que diz respeito à localização geográfica, as esposas que residem na região Sul apresentam uma probabilidade maior de atuarem no mercado de trabalho, ao nível de significância de 1%, comparados a região Nordeste. A presença de filhos com idade entre 0 e 4 anos, e 5 e 11 anos tem um efeito negativo e significativo a 1%, na probabilidade da mulher casada participar do mercado de trabalho, respectivamente. Inclusive, ter filhos maiores de 12 anos também apresenta uma probabilidade menor de estar na força de trabalho, porém sem significância estatística em determinados anos. Em suma, ter filhos implica em uma menor probabilidade de as esposas adentrarem no ambiente de trabalho.

Como esperado, a educação tem um efeito positivo na probabilidade da mulher casada participar no mercado de trabalho brasileiro, principalmente, em níveis educacionais mais elevados. No ano de 2017, para as mulheres casadas e com 12 anos ou mais de estudo, apresentou um aumento em 4,86% a probabilidade de participação da mesma participar do mercado de trabalho. Por outro lado, a probabilidade de a esposa atuar no mercado de trabalho é menor quanto maior for o nível de escolaridade do marido.

Tabela 2 – Efeitos da decisão da participação das mulheres casadas no mercado de trabalho – Brasil, 2012-2017

Variáveis	2012		2013		2014		2015		2016		2017	
	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM	Coef.	EM
Status de desemprego do marido	0.0844*** (0.0237)	0.0571*** (0.0160)	0.128*** (0.0196)	0.0856*** (0.0132)	0.157*** (0.0206)	0.105*** (0.0138)	0.158*** (0.0187)	0.103*** (0.0122)	0.269*** (0.0178)	0.171*** (0.0113)	0.246*** (0.0181)	0.148*** (0.0110)
Status de subemprego do marido	0.0249 (0.0231)	0.0169 (0.0157)	0.0520** (0.0206)	0.0348** (0.0138)	0.0649*** (0.0220)	0.0435*** (0.0147)	0.0705*** (0.0222)	0.0460*** (0.0145)	0.0788*** (0.0249)	0.0500*** (0.0158)	0.109*** (0.0279)	0.0659*** (0.0168)
Idade marido	0.113*** (0.00362)	0.0764*** (0.00248)	0.115*** (0.00304)	0.0771*** (0.00207)	0.115*** (0.00309)	0.0768*** (0.00210)	0.115*** (0.00315)	0.0750*** (0.00208)	0.109*** (0.00327)	0.0691*** (0.00210)	0.110*** (0.00400)	0.0662*** (0.00245)
Idade esposa	-0.0248*** (0.00383)	-0.0168*** (0.00259)	-0.0204*** (0.00320)	-0.0137*** (0.00214)	-0.0170*** (0.00329)	-0.0114*** (0.00221)	-0.0209*** (0.00341)	-0.0136*** (0.00222)	-0.0195*** (0.00351)	-0.0124*** (0.00222)	-0.0223*** (0.00428)	-0.0134*** (0.00258)
Idade marido ²	0.0174*** (0.00451)	0.0118*** (0.00305)	0.0128*** (0.00374)	0.00856*** (0.00251)	0.00766*** (0.00384)	0.00513** (0.00257)	0.0125*** (0.00394)	0.00817*** (0.00257)	0.00777* (0.00406)	0.00492* (0.00258)	0.0118** (0.00490)	0.00714** (0.00295)
Idade esposa ²	-0.151*** (0.00455)	-0.102*** (0.00313)	-0.154*** (0.00380)	-0.103*** (0.00259)	-0.153*** (0.00385)	-0.103*** (0.00262)	-0.155*** (0.00388)	-0.101*** (0.00258)	-0.145*** (0.00401)	-0.0921*** (0.00259)	-0.148*** (0.00486)	-0.0889*** (0.00298)
Crianças de 0 a 4 anos	-0.313*** (0.00870)	-0.212*** (0.00600)	-0.341*** (0.00732)	-0.228*** (0.00502)	-0.349*** (0.00792)	-0.234*** (0.00545)	-0.366*** (0.00816)	-0.239*** (0.00546)	-0.361*** (0.00845)	-0.229*** (0.00549)	-0.343*** (0.0102)	-0.207*** (0.00628)
Crianças de 5 a 11 anos	-0.0941*** (0.00673)	-0.0636*** (0.00457)	-0.117*** (0.00567)	-0.0785*** (0.00381)	-0.130*** (0.00599)	-0.0872*** (0.00404)	-0.150*** (0.00639)	-0.0975*** (0.00420)	-0.159*** (0.00693)	-0.101*** (0.00444)	-0.153*** (0.00783)	-0.0921*** (0.00475)
Crianças de 12 a 14 anos	0.0157 (0.0100)	0.0106 (0.00678)	-0.0174** (0.00856)	-0.0116** (0.00573)	-0.0378*** (0.00891)	-0.0254*** (0.00597)	-0.0291*** (0.00937)	-0.0190*** (0.00611)	-0.0449*** (0.0109)	-0.0285*** (0.00694)	-0.0383*** (0.0119)	-0.0231*** (0.00719)
Nível educacional dos maridos												
1 a 4 anos de estudo	0.0234 (0.0220)	0.0158 (0.0149)	0.0251 (0.0186)	0.0168 (0.0125)	0.0405** (0.0196)	0.0271** (0.0131)	0.0516** (0.0204)	0.0336** (0.0133)	0.0351* (0.0208)	0.0222* (0.0132)	-0.0431 (0.0283)	-0.0260 (0.0171)
5 a 8 anos de estudo	0.0297 (0.0215)	0.0201 (0.0145)	0.0387** (0.0181)	0.0259** (0.0121)	0.0626*** (0.0190)	0.0420*** (0.0128)	0.0665*** (0.0197)	0.0433*** (0.0128)	0.0836*** (0.0198)	0.0530*** (0.0126)	0.00187 (0.0277)	0.00112 (0.0167)
9 a 11 anos de estudo	0.000283 (0.0219)	0.000191 (0.0148)	0.00784 (0.0185)	0.00524 (0.0124)	0.0409** (0.0194)	0.0274** (0.0130)	0.0718*** (0.0199)	0.0468*** (0.0130)	0.0403** (0.0200)	0.0256** (0.0127)	-0.00921 (0.0280)	-0.00555 (0.0168)
12 anos de estudo	-0.113*** (0.0259)	-0.0767*** (0.0175)	-0.0863*** (0.0217)	-0.0578*** (0.0145)	-0.0806*** (0.0226)	-0.0540*** (0.0151)	0.00174 (0.0229)	0.00114 (0.0149)	-0.0940*** (0.0237)	-0.0596*** (0.0151)	-0.0984*** (0.0311)	-0.0593*** (0.0187)
Nível educacional das esposas												
1 a 4 anos de estudo	0.127*** (0.0247)	0.0858*** (0.0167)	0.140*** (0.0206)	0.0936*** (0.0138)	0.113*** (0.0223)	0.0754*** (0.0149)	0.0818*** (0.0239)	0.0534*** (0.0156)	0.0535** (0.0238)	0.0339** (0.0151)	0.173*** (0.0315)	0.104*** (0.0190)
5 a 8 anos de estudo	0.212*** (0.0237)	0.144*** (0.0160)	0.247*** (0.0196)	0.165*** (0.0132)	0.222*** (0.0213)	0.148*** (0.0143)	0.196*** (0.0227)	0.128*** (0.0148)	0.179*** (0.0223)	0.114*** (0.0142)	0.283*** (0.0303)	0.171*** (0.0183)
9 a 11 anos de estudo	0.411*** (0.0240)	0.278*** (0.0163)	0.458*** (0.0198)	0.307*** (0.0133)	0.404*** (0.0216)	0.271*** (0.0145)	0.353*** (0.0228)	0.230*** (0.0149)	0.373*** (0.0225)	0.236*** (0.0143)	0.468*** (0.0303)	0.282*** (0.0183)
12 anos de estudo	0.771*** (0.0276)	0.522*** (0.0189)	0.802*** (0.0228)	0.537*** (0.0154)	0.772*** (0.0243)	0.518*** (0.0164)	0.649*** (0.0253)	0.423*** (0.0166)	0.727*** (0.0257)	0.461*** (0.0163)	0.806*** (0.0330)	0.486*** (0.0200)
Regiões Brasileiras												
Região Norte	-0.0976*** (0.0170)	-0.0684*** (0.0123)	-0.127*** (0.0143)	-0.0893*** (0.0105)	-0.107*** (0.0145)	-0.0746*** (0.0104)	-0.132*** (0.0145)	-0.0902*** (0.0152)	-0.132*** (0.0152)	-0.0878*** (0.0106)	-0.191*** (0.0176)	-0.124*** (0.0122)
Região Nordeste	-0.182*** (0.0166)	-0.129*** (0.0122)	-0.166*** (0.0141)	-0.116*** (0.0102)	-0.0998*** (0.0141)	-0.0685*** (0.00994)	-0.141*** (0.0140)	-0.0951*** (0.00977)	-0.175*** (0.0142)	-0.116*** (0.00981)	-0.234*** (0.0162)	-0.150*** (0.0110)
Região Sul	0.146*** (0.0117)	0.0943*** (0.00737)	0.140*** (0.00963)	0.0896*** (0.00601)	0.157*** (0.00984)	0.100*** (0.00611)	0.126*** (0.0100)	0.0792*** (0.00614)	0.123*** (0.0106)	0.0750*** (0.00631)	0.0894*** (0.0124)	0.0524*** (0.00712)
Região Centro Oeste	-0.0240* (0.0132)	-0.0164* (0.00909)	0.0239** (0.0109)	0.0158** (0.00720)	0.0514*** (0.0112)	0.0338*** (0.00730)	-0.000212 (0.0117)	-0.000138 (0.00760)	0.00193 (0.0125)	0.00122 (0.00791)	-0.0219 (0.0148)	-0.0133 (0.00907)
Número de adultos no domicílio	0.0192 (0.0262)	0.0130 (0.0177)	-0.00309 (0.0214)	-0.00207 (0.0143)	0.0152 (0.0223)	0.0102 (0.0150)	-0.0400* (0.0206)	-0.0261* (0.0134)	0.00593 (0.0176)	0.00376 (0.0111)	0.00885 (0.0203)	0.00534 (0.0122)
PIB per capita	-0.00276*** (0.000649)	-0.00186*** (0.000440)	-0.00270*** (0.000529)	-0.00181*** (0.000355)	-0.000582 (0.000499)	-0.000390 (0.000335)	-0.00165*** (0.000487)	-0.00107*** (0.000318)	0.000492 (0.000491)	0.000312 (0.000311)	-0.000389 (0.000564)	-0.000234 (0.000340)
Constante	-1.124*** (0.0733)	-1.272*** (0.0611)	-1.272*** (0.0611)	205.036 (0.0626)	205.036 (0.0626)	205.204 (0.0661)	205.204 (0.0661)	201.668 (0.0692)	201.668 (0.0692)	197.498 (0.0820)	197.498 (0.0820)	136.899 (0.0820)
Observações	140.954		205.036		205.204		201.668		197.498		136.899	

Fonte: Elaboração da própria a partir da base nos microdados da PNAD/IBGE (2012 a 2017).

Nota (1): *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erro-padrão entre parênteses.

Outras evidências que percebe-se na Tabela 3 referem-se as variáveis principais, como *status* de desemprego do marido e subemprego do marido que mantiveram os sinais positivos ao longo das estimações em períodos diferentes, demonstrando que o modelo foi adequado para o propósito do estudo. Em relação as variáveis de controles, algumas mudaram de sinais com passar do tempo, destacando-se o PIB *per capita*, que permaneceu com sinal negativo em todos os anos, exceto em 2017. Na maioria dos anos, os resultados indicaram uma diminuição da probabilidade da mulher casada participar no mercado de trabalho quando maior fosse o PIB *per capita* das UF.

Concomitante, as variáveis de controles, como, por exemplo, número de adultos, crianças de 12 a 14 anos também tiveram alterações de sinais no decorrer dos anos, sendo número de adultos positiva em todos os anos, exceto em 2015, enquanto que as crianças de 12 a 14 anos foi negativa em todos os anos, exceto em 2012, onde apresentou sinal positivo. E, por fim, o nível de escolaridade acima de 12 anos de estudo para marido foi positiva somente em 2015, nos demais anos permaneceu negativa.

Na próxima seção, será realizado uma análise da robustez englobando todos os anos no painel de dados com a vantagem de eliminar os efeitos não observáveis fixos e constantes no tempo, além de contribuir para resultados mais precisos nos efeitos do desemprego e subemprego dos maridos na participação da mulher na força de trabalho.

5.2 Testes de Robustez

A Tabela 3 reporta os determinantes na decisão de participação das mulheres casadas no mercado de trabalho, separadamente, para as regiões brasileiras, no ano de 2017. Cada coluna representa uma região brasileira, a saber: Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, respectivamente. Inclusive são apresentados os resultados dos coeficientes do modelo Logit com Efeitos Fixos e a razão de chances, considerando que a interpretação é obtida através do efeito marginal, conforme destacado por Wooldridge (2010, p.492).

Tabela 3 – Determinantes da participação das mulheres casadas no mercado de trabalho brasileiro – Regiões Brasileiras, 2017

Variáveis	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	Coef.	Razão de chances	Coef.	Razão de chances	Coef.	Razão de chances	Coef.	Razão de chances	Coef.	Razão de chances
Status de desemprego do marido	0.502*** (0.149)	1.653*** (0.246)	0.624*** (0.0983)	1.867*** (0.184)	0.447*** (0.115)	1.564*** (0.180)	0.705*** (0.182)	2.024*** (0.368)	0.251 (0.186)	1.285 (0.239)
Status de subemprego do marido	0.805*** (0.198)	2.237*** (0.442)	0.328*** (0.109)	1.388*** (0.152)	0.218 (0.187)	1.243 (0.232)	0.0722 (0.253)	1.075 (0.272)	-0.286 (0.279)	0.752 (0.209)
Idade do marido	-0.0627 (0.0948)	0.939 (0.0890)	-0.0656 (0.0682)	0.937 (0.0638)	-0.0509 (0.0835)	0.950 (0.0794)	0.249** (0.107)	1.282** (0.138)	-0.157 (0.104)	0.855 (0.0890)
Idade da esposa	0.133 (0.0836)	1.143 (0.0955)	0.260*** (0.0632)	1.297*** (0.0819)	0.123* (0.0743)	1.131* (0.0840)	0.158* (0.0957)	1.171* (0.112)	0.321*** (0.0945)	1.379*** (0.130)
Idade do marido ²	0.0287 (0.120)	1.029 (0.123)	0.0836 (0.0861)	1.087 (0.0936)	0.0524 (0.101)	1.054 (0.106)	- (0.139)	0.683*** (0.0948)	0.197 (0.134)	1.218 (0.163)
Idade da esposa ²	-0.138 (0.115)	0.871 (0.100)	-0.369*** (0.0872)	0.691*** (0.0603)	-0.157* (0.0945)	0.854* (0.0807)	-0.174 (0.127)	0.840 (0.107)	-0.498*** (0.134)	0.608*** (0.0811)
Crianças de 0 a 4 anos	-0.128 (0.140)	0.880 (0.124)	-0.480*** (0.110)	0.619*** (0.0682)	-0.664*** (0.121)	0.515*** (0.0620)	- (0.165)	0.605*** (0.100)	-0.334** (0.165)	0.716** (0.118)
Crianças de 5 a 11 anos	-0.0184 (0.135)	0.982 (0.132)	-0.0384 (0.107)	0.962 (0.103)	-0.0805 (0.119)	0.923 (0.110)	- (0.172)	0.596*** (0.103)	0.0501 (0.171)	1.051 (0.179)
Crianças de 12 a 14 anos	0.302* (0.173)	1.353* (0.234)	-0.124 (0.132)	0.884 (0.117)	-0.357** (0.152)	0.700** (0.106)	-0.0320 (0.197)	0.969 (0.191)	0.600*** (0.209)	1.822*** (0.380)
<i>Nível Educacional da esposa</i>										
1 a 4 anos de estudo	-0.308 (0.307)	0.735 (0.226)	0.0860 (0.169)	1.090 (0.185)	0.0796 (0.248)	1.083 (0.269)	0.166 (0.291)	1.181 (0.343)	-0.238 (0.331)	0.788 (0.261)
5 a 8 anos de estudo	-0.0660 (0.299)	0.936 (0.280)	0.330* (0.177)	1.390* (0.246)	0.0475 (0.245)	1.049 (0.257)	0.275 (0.280)	1.317 (0.369)	-0.172 (0.313)	0.842 (0.264)
9 a 11 anos de estudo	0.401 (0.316)	1.493 (0.472)	0.571*** (0.194)	1.771*** (0.344)	0.392 (0.263)	1.480 (0.390)	0.418 (0.301)	1.520 (0.457)	-0.255 (0.339)	0.775 (0.262)
12 anos de estudo	0.550 (0.364)	1.734 (0.631)	0.755*** (0.246)	2.127*** (0.523)	0.692** (0.321)	1.998** (0.641)	0.827** (0.350)	2.286** (0.801)	-0.129 (0.409)	0.879 (0.359)
<i>Nível Educacional do marido</i>										
1 a 4 anos de estudo	-0.0884 (0.227)	0.915 (0.207)	0.0687 (0.140)	1.071 (0.150)	0.00786 (0.252)	1.008 (0.254)	0.450 (0.278)	1.569 (0.436)	0.280 (0.283)	1.323 (0.374)
5 a 8 anos de estudo	0.0124 (0.230)	1.012 (0.233)	0.0771 (0.151)	1.080 (0.163)	-0.0875 (0.251)	0.916 (0.230)	0.443 (0.275)	1.557 (0.428)	0.313 (0.280)	1.367 (0.383)
9 a 11 anos de estudo	-0.185 (0.258)	0.831 (0.215)	0.234 (0.169)	1.263 (0.214)	-0.0373 (0.268)	0.963 (0.258)	0.418 (0.295)	1.518 (0.447)	0.436 (0.304)	1.546 (0.471)
12 anos de estudo	0.149 (0.324)	1.161 (0.376)	-0.136 (0.231)	0.873 (0.201)	0.0798 (0.318)	1.083 (0.345)	0.522 (0.351)	1.686 (0.591)	0.353 (0.377)	1.423 (0.537)
Número de adultos	0.379** (0.148)	1.460** (0.217)	0.200* (0.114)	1.221* (0.139)	0.207 (0.143)	1.230 (0.176)	0.135 (0.199)	1.145 (0.228)	0.275 (0.199)	1.317 (0.262)
Observações	4.201		8.608		7.561		4.800		3.375	
Número de domicílios	1.360		2.772		2.347		1.506		1.082	

Fonte: Elaboração da própria a partir da base nos microdados da PNAD/IBGE.

Nota (1): O painel poderia ser construído em dois anos, acompanhando os domicílios nos trimestres, porém para garantir maior observação e variabilidade entre indivíduos, realizou no presente estudo o painel trimestral no ano de 2017.

Nota (2): *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erro-padrão entre parênteses

Os resultados da PNAD Contínua, na Tabela 3 indicam que, a variável de *status* de desemprego do marido tem um efeito positivo e significativo na probabilidade de participação da esposa no mercado de trabalho em todas regiões brasileira (significativo a 5%), exceto para a região Centro-Oeste. Inclusive, esse efeito foi elevado para as regiões Sul e Nordeste. Para a região Sul (Nordeste), qualquer mudança no *status*

de desemprego do marido implica em 2,024 (1,86) chances a mais na probabilidade de participação da conjuge no mercado de trabalho comparado àquelas que não participam. Neste sentido, os resultados da Tabela 3 corroboraram com as estimações do modelo Probit (Tabela 2).

Em relação a variável de *status* de subemprego do marido, percebe-se que o efeito é positivo na participação das mulheres casadas na força de trabalho para todas as regiões brasileiras. Contudo, apenas para as regiões Norte e Nordeste, os resultados foram significativos. Enquanto para as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, os resultados para a variável de subemprego dos maridos não apresentaram efeitos na participação das conjugues na força de trabalho. Ou seja, as estimações indicam que, na região Norte, para os maridos que estão subempregados, as mulheres casadas têm 2,23 de chances a mais na participação da força de trabalho, comparado àqueles que não estão subempregados. Para região Nordeste, essa chance está em torno 1,38. Ademais, se considerar outras variáveis de controles, é possível perceber que a presença de filhos no domicílio afeta negativamente a participação das mulheres casadas na força de trabalho, enquanto que, para a variável representativa do maior nível de escolaridade ocorre efeito inverso.

A Tabela 4 mostra as estatísticas descritivas do painel trimestral, no período de 2012 a 2017. Na Coluna (1) reporta-se o número de mulheres casadas que estiveram na força de trabalho no trimestre inicial; a Coluna (2) apresenta os mesmos resultados da Coluna (1), porém para o último trimestre; a Coluna (3) mostra o número de maridos que perdem o emprego; e, na Coluna (4) apresenta-se o número de observações do painel trimestral para cada ano. Percebe-se que, no primeiro trimestre de 2012, havia 6.358 mulheres casadas na força de trabalho; enquanto que, no último trimestre esse resultado foi para 6.361. Em 2017, passou de 7.505 no primeiro trimestre para 7.561 no último trimestre. Isso sugere que não há muita variabilidade. A quantidade de maridos que perderam o emprego é pequena em relação ao tamanho da amostra. Considerando as análises dos trimestres iniciais e finais, em 2012, apenas 279 maridos perderam o emprego. Por sua vez, no ano de 2017, a perda de emprego totalizou 532.

Tabela 4 – Estatísticas do painel trimestral dos domicílios, no período de 2012 a 2017.

Períodos do Painel	(1)	(2)	(3)	(4)
	Mulheres na força de trabalho no trimestre inicial	Mulheres na força de trabalho no trimestre final	Maridos que perderam o emprego	Número de Observações
De 2012t1 até 2012t4	6.358	6.361	279	44.884
De 2013t1 até 2013t4	6.827	6.784	291	47.348
De 2014t1 até 2014t4	7.151	7.096	244	50.204
De 2015t1 até 2015t4	7.237	7.155	267	48.808
De 2016t1 até 2016t4	7.040	6.933	376	47.020
De 2017t1 até 2017t4	7.505	7.561	532	48.812

Fonte: Elaboração da própria a partir da base nos microdados da PNAD/IBGE (2012 a 2017).

As estimações da Tabela 5 contribuem em termos de robustez para o propósito do estudo, indicando que a mudança do *status* do desemprego do marido é positiva e significativa para explicar a mudança no *status* da participação da mulher na força de trabalho estatisticamente significativa a 10%. No ano de 2012, uma mudança do *status* do marido de empregado no primeiro trimestre para desempregado no último trimestre aumenta em 13,27% a probabilidade da mulher casada alterar o seu *status* da participação no mercado de trabalho. Entretanto, no ano de 2017, uma mudança do *status* do marido no mercado de trabalho (de empregado para desempregado) observa-se um aumento de 4,14% na probabilidade de a mulher alterar o seu *status* da participação no mercado de trabalho. Com base nisso, os resultados demonstraram que, entre 2012 e 2017 houve uma diminuição do efeito da alteração *status* de desemprego do marido, o que pode ser em decorrência dos fatores não observáveis que o método do MPL com efeitos fixos conseguiu controlar.

Tabela 5 - Modelo MPL com Efeitos Fixos na mudança de *status* na participação da mulher na força de trabalho.

Variável	De 2012t1 até 2012t4	De 2013t1 até 2013t4	De 2014t1 até 2014t4	De 2015t1 até 2015t4	De 2016t1 até 2016t4	De 2017t1 até 2017t4
Mudança no <i>status</i> de desemprego do marido	0.1327***	0.0819***	0.0554***	0.0330*	0.0822***	0.0414***
	-0.0198	(0.0197)	(0.0204)	(0.0198)	(0.0172)	(0.0141)
Constante	0.1374***	0.145***	0.132***	0.135***	0.145***	0.135***
	-0.00227	(0.00229)	(0.00217)	(0.00221)	(0.00233)	(0.00222)
Observações	33.663	35.511	37.653	36.606	35.265	36.609
Número de domicílios	11.221	11.837	12.551	12.202	11.755	12.203

Fonte: Elaboração da própria com base nos microdados da PNAD/IBGE (2012 a 2017).

Nota (1): Conforme verificado na Tabela 5, a quantidade de maridos que perdeu o emprego é pequena, devido a isso, o modelo de estimação conteve somente uma variável explicativa pelo método MPL.

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erro-padrão entre parênteses.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O propósito deste estudo foi analisar os determinantes na decisão da participação das esposas no mercado de trabalho brasileiro que, em média, apresentou um crescimento de 58,5% em 2012 para 63,3% em 2017. Em outras palavras, verifica-se a existência dos efeitos do trabalhador adicionado ou desencorajador sobre a decisão de inserção da mulher casada na força de trabalho quando o marido perde o seu emprego. De acordo com os dados da PNAD Contínua/IBGE houve um crescimento de, aproximadamente, 0,4% (0,3%) dos maridos que apresentaram *status* de desemprego (desemprego) entre 2012 e 2015.

Em relação às estimações dos modelos não lineares, os resultados indicaram que, para os dados em corte transversal, houve um aumento das mulheres casadas na participação da força de trabalho em resposta à perda de emprego dos maridos. O *status* de desemprego e subemprego do marido têm um efeito positivo e significativo na decisão de participação da força de trabalho das esposas induzindo ao efeito de trabalhador adicionado. O fato de ter crianças menores influenciam de forma negativa na inserção das esposas no mercado de trabalho. Enquanto que, há um efeito contrário quando o domicílio apresentar um número de outros adultos no agregado familiar.

Para corroborar com os resultados, foram estimadas regressões anuais do modelo Logit com Efeitos Fixos, considerando o painel trimestral (balanceado) dos domicílios. Verificou-se que, o *status* desemprego e de subemprego do marido tiveram um efeito positivo e estatisticamente significativo na probabilidade de participação da esposa no mercado de trabalho em todas regiões, exceto o Centro-Oeste. E, se considerar a relação de significância, para o *status* de subemprego, apenas as regiões Norte e Nordeste apresentaram valores dos coeficientes significativos.

Para garantir a robustez do estudo e contribuir na literatura optou-se por estimar o Modelo de Probabilidade Linear com Efeitos Fixos, com o objetivo de analisar os efeitos da mudança do *status* de empregado para desempregado do marido, na mudança de *status* na participação da mulher na força de trabalho. Os resultados apontaram que, para todo o período de análise, a mudança do *status* do desemprego do marido foi positiva e significativa no nível de 10%.

Portanto, a oferta de trabalho das mulheres casadas responde positivamente à perda de emprego dos maridos, porém com algumas ressalvas, em que os papéis tradicionais com os cuidados dos filhos e das tarefas domésticas ainda dificultam a maior participação no mercado de trabalho comparado aos homens. Para verificar essa discriminação no mercado de trabalho por gênero, um ponto relevante para estudos posteriores seria a utilização da decomposição de Oaxaca e Blinder (1973), que consiste em um método estatístico que mensura o diferencial salarial entre homens e mulheres casados.

REFERÊNCIAS

- AFRIDI, F; IVERSEN, V; SHARAN, M. R. Women political leaders, corruption, and learning: Evidence from a large public program in India. **Economic Development and Cultural Change**, v. 66, n. 1, p. 1-30, 2017.
- ASHENFELTER, O. "Unemployment as Disequilibrium in a Model of Aggregate Labor Supply," **Econometrica** 48(3): 547-564, 1980.
- BARBOSA, A. L. N. H. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, n. 57, p. 31-41, 2014.
- BLAU, F, D; KAHN, L.M. Female labor supply: Why is the US falling behind? **American Economic Review**, v.103, n.3, p. 251–256, 2013.
- BORJAS, G. **Economia do Trabalho**. Tradução: R. Brian Taylor. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2012.
- BRASIL. IBGE. **Página Institucional**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/>. Acesso em: 6 agosto. 2018.
- BRUSCHINI, C. Gênero e trabalho no Brasil: novas conquistas ou persistência da discriminação. **Trabalho e Gênero: mudanças, permanências e desafios**. São Paulo, Editora, v. 34, p. 13-58, 2000.
- BRUSCHINI, C.; LOMBARDI, M. R. **O trabalho da mulher brasileira nos primeiros anos da década de noventa**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 10, 1996, Caxambu. *Anais...* Belo Horizonte: ABEP, v. 1, p. 483-516, 1996.
- BUSSO, M; ROMEIRO FONSECA, D.A. Determinantes da participação da força de trabalho feminina. In: Gasparini, L. e Marchionni, M. Editores, Colmatar as lacunas de gênero? A ascensão e desaceleração da participação da força de trabalho feminina na América Latina, v. 1, cap. 6, p. 199-260, **Centro de Estudos distributivos trabalhistas e sociais**, 1º edição (2015).
- CHIODA, L. Trabalho e família: Mulheres da América Latina e do Caribe em busca de um novo equilíbrio. Banco Mundial, **Washington**, DC, 2011.
- CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Determinantes da Participação Feminina no Mercado de Trabalho: uma Comparação entre os Sexos e entre os Mercados das Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 42, n. 01, jan-mar, 2011.
- CULLEN, J.B; GRUBER, J. 2000. Does Unemployment Insurance Crowd Out Spousal Labor Supply. **Journal of Labor Economics**, 18(3): 546-572, 2000.
- GARCIA, L. D. S.; CONFORTO, E. A inserção feminina no mercado de trabalho urbano brasileiro e renda familiar. **Saúde em Debate**, 36(95), 523-532, 2012.
- GOLDIN, C. A grand gender convergence: Its last chapter. **American Economic Review**, v. 104, n. 4, p. 1091-1119, 2014.
- GREENWOOD, J., SESHADRI, A., & VANDENBROUCKE, G. The baby boom and baby bust. **American Economic Review**, 95(1), 183-207, 2005.
- GREENWOOD, J.; SESHADRI, A.; YORUKOGLU. Engines of liberation. **The Review of Economic Studies**, v. 72, n. 1, p. 109-133, 2005.
- GROSSBARD, S.; AMUEDO-DORANTES, C. Cohort-level sex ratio effects on women's labor force participation. **Review of Economics of the Household**, v. 5, n. 3, p. 249-278, 2007.
- HOFFMANN, R., & LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. *Nova economia*, 14(2), 2004.
- KARAOGLAN, D.; OKTEN, C. **Labor force participation of married women in Turkey: Is there an added or a discouraged worker effect?**. 2012.
- KLASEN, S.; PIETERS, J. What explains the stagnation of female labor force participation in urban India?, **The World Bank Economic Review**, v.29, n.3, p. 449-478, 2015.
- KOHARA, M. The Response of Japanese Wives Labor Supply to Husbands Job Loss. **Journal of Population Economics**, 23: 1133-1149, 2010.
- LIMA, R. A. Participação das mulheres casadas no mercado de trabalho: um estudo com base nos microdados das PNADs. **Nova Economia**, v. 7, n. 1, 2013.

LUNDBERG, S. The Added Worker Effect. **Journal of Labor Economics**. 3(1):11-37, 1985.

MALONEY, T. Employment Constraints and the Labor Supply of Married Women A Reexamination of the Added Worker Effect,”. **The Journal of Human Resources**, 12(1): 51-60, 1986.

MALONEY, T. Unobserved Variables and the Elusive Added Worker Effect. **Economica**, New Series 58(230): 173-187, 1991.

MARQUES, L. D. Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura. Centro de estudos Macroeconômicos e Previsão, faculdade de Economia do Porto, 2000.

MARRI, I.G.; WAJNMAN, S. Esposas como principais provedoras de renda familiar. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v.24, n.1, p.19-35, 2007.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **Int Econ Rev**, 14(3):693–709, 1973.

OECD. **Página institucional**. Disponível em: <http://www.oecd.org/>. Acesso em: 2 de outubro de 2018.

OLIVEIRA, M. M Modelos de escolha binária. **Disponível em: <http://www.fep.up.pt/disciplinas/2E103/modelos-escolha-binaria.pdf>**, 1998

ORTIZ-OSPINA, E; TZVETKOVA, S; ROSER, Max. Women’s employment. **Our World in Data**, 2018.

PINHEIRO, L., GALIZA, M., & FONTOURA, N. Novos arranjos familiares, velhas convenções sociais de gênero: a licença-parental como política pública para lidar com essas tensões. **Revista estudos feministas**, 17(3), 851-859, 2009.

PRIETO-RODRIGUEZ, J.; RODRIGUEZ-GUITIÉRREZ, C. Participation of married women in the European labor markets and the ‘added worker effect. **Journal of Socio-Economics** 32: 429-446, 2003.

SANTOS, E. C; SEDLACEK, G. L. A Evolução da Participação feminina no Mercado de Trabalho Brasileiro de 1983 a 1988. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 10, n. 2, p. 225-241, 1990.

SCORZAFAVE, L.G.; MENEZES-FILHO, N.A. Participação Feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.31, n. 3, p. 441-478, 2001.

SEDLACEK, G., SANTOS, E. A mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração da renda familiar. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 21, n. 3, p. 449-470, 1991.

SOARES, S., IZAKI, R. S. **A participação feminina no mercado de trabalho**, 2002

SPLETZER, J. R. Reexamining the Added Worker Effect. **Economic Inquiry**, 35: 417- 427, 1997.

STEPHEN, M. Worker Displacement and the Added Worker Effect. **Journal of Labor Economics**, v. 20, n. 3, p. 504-537, 2002.

STEPHENS, M. “Worker Displacement and the Added Worker Effect. **Journal of Labor Economics**, 20(3): 504-537, 2002.

WAJNMAN, S., QUEIROZ, B., LIBERATO, V. O crescimento da atividade feminina nos noventa no Brasil. **Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, Abep, v. 2, p. 2429-2454, 1998.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. MIT press, 2010.