

Participação feminina no mercado de trabalho e o “efeito trabalhador adicional” em Porto Alegre*

Cecília Schmitt

*Mestre em Economia pela PUCRS,
Professora de Economia na Escola Superior
de Propaganda e Marketing (ESPM-RS)
e no Centro de Ensino Superior de
Porto Alegre (CESUPA) e Coordenadora
Financeira do Estado do Rio Grande do Sul
da BR-Distribuidora Petrobrás.
Professor do Programa de Pós-Graduação
em Economia da UFRGS, Professor
Visitante da ENCE-IBGE/Fundação Ford e
Pesquisador do CNPq.*

Eduardo Pontual Ribeiro**

Resumo

Em períodos de contração econômica, a perda de renda e/ou emprego do chefe de família pode fazer com que trabalhadores secundários na família, como esposas e filhos, entrem na força de trabalho, possivelmente inflando a taxa de desemprego. Esta é a chamada hipótese do trabalhador adicional. O objetivo deste artigo é verificar a hipótese do trabalhador adicional entre as esposas da Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA), empregando, para isso, uma análise econométrica, que permite isolar os efeitos de outras variáveis na participação das esposas na força de trabalho. Os resultados sugerem que a hipótese do trabalhador adicional é válida para descrever o comportamento das mulheres casadas na RMPA, sendo o principal determinante a redução da renda do marido, ao invés da perda do emprego do mesmo.

* Este trabalho é baseado, em parte, em Schmitt (2000). Os autores agradecem pelos comentários à Lúcia Garcia e ao Giacomio Balbinotto e aos pareceristas desta revista. Partes deste trabalho foram desenvolvidas quando o segundo autor era visitante na Escola Nacional de Ciência Estatística (ENCE-IBGE/Fundação Ford). As opiniões emitidas não devem ser atribuídas às instituições citadas. Todos os erros porventura existentes são de responsabilidade dos autores.

** eribeiro@ufrgs.br

Palavras-chave

Efeito trabalhador adicionado; oferta de trabalho feminina; Porto Alegre.

Abstract

In periods of economic downturn, real income losses and/or unemployment of male household head may induce secondary family workers to join the labor force, inflating the unemployment rate. This hypothesis is called the added worker effect. The goal of this article is to test this hypothesis for female spouses of the Metropolitan Region of Porto Alegre, Brazil. We use an econometric method, so to isolate the effects of other variables but the ones listed above on female labor supply. Results suggest that the added worker effect is a valid representation of female spouses labor supply behaviour, in the face of an income loss of the male head, not necessarily his job loss.

Classificação JEL: J22, J16

**Os originais deste artigo foram recebidos
por esta Editoria em 10.06.03.**

Introdução

Os estudos realizados sobre o mercado de trabalho feminino, tanto para países desenvolvidos como em desenvolvimento, constata uma forte tendência de crescimento nas taxas de participação das mulheres nos anos recentes. A maior participação das pessoas do gênero feminino ocorre, simultaneamente, com o aumento da proporção de mulheres casadas na força de trabalho. Segundo o IBGE, a taxa de participação feminina no Brasil passou de 36,9% em 1985 para 53,4% em 1995, enquanto a taxa de participação masculina aumentou dois pontos percentuais apenas. Na Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA), a taxa de participação feminina (maiores de 14 anos), em 1999, chegou a 58,7%.

Duas hipóteses são identificadas na literatura para explicar esse aumento da participação feminina. Por um lado, a entrada na força de trabalho por parte

das mulheres pode ser devido à chamada precarização do emprego masculino, com reduções de salários reais ou aumento do desemprego. O aumento da participação seria uma resposta familiar à queda de renda no domicílio. Por outro, o aumento na participação pode ser reflexo da busca por maior independência econômica das mulheres ou de arranjos familiares não tradicionais.

Todavia alguns autores sugerem que a precarização do emprego pode ter um efeito dúbio no aumento da participação feminina no mercado de trabalho, particularmente no caso de mulheres casadas. Segundo Ehrenberg e Smith (2000), quando um membro da família perde o emprego — em geral, o chefe homem —, a redução da renda familiar faz com que outros membros — em geral, a esposa — passem a procurar emprego para manter o padrão de consumo e bem-estar. Assim, a queda da renda familiar faz com que a esposa se torne um membro “adicional” da força de trabalho.

Note que esse efeito pode acabar aumentando a taxa de desemprego da região. A esposa pode não encontrar emprego no mercado de trabalho, aparecendo, nas estatísticas, como uma pessoa desempregada. Dessa forma, haveria duas pessoas desempregadas: o marido e a esposa. Mas, na realidade, o único demitido (que perdeu o emprego) é o homem. Essa participação da esposa é chamada de “efeito trabalhador adicional” na literatura. A hipótese do trabalhador adicional é importante de ser verificada, pois aumentos na taxa de desemprego podem ser exagerados em um período de demissões, sinalizando, erroneamente, para os formuladores de política econômica o real estado da economia.

Por outro lado, o desemprego do chefe da família pode sinalizar uma contração do mercado de trabalho. Essa contração sugere que a esposa terá maior dificuldade de encontrar um emprego. Isso reduz o salário esperado e pode acabar “desencorajando” essa esposa, fazendo com que se retire da força de trabalho. Esse efeito negativo do desemprego do chefe da família sobre a participação da esposa é dito “efeito trabalhador desencorajado”.

Os efeitos têm sinais contrários. Teoricamente, não há como afirmar qual seja válido para o caso brasileiro e na Região Metropolitana de Porto Alegre. Dessa forma, seria interessante estimarmos qual dos dois predomina na RMPA.

O objetivo principal de nosso trabalho é testar o “efeito trabalhador adicional” para as mulheres casadas na Região Metropolitana de Porto Alegre. Para tanto, utilizaremos uma análise de regressão para estudar os dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD) do IBGE para o ano de 1995. Queremos verificar, principalmente, o efeito de uma queda da renda do marido na decisão da esposa de fazer parte do mercado de trabalho, controlando por

outros fatores que podem afetar a decisão de participar na População Economicamente Ativa (PEA).

Ao mesmo tempo, com o modelo de regressão, podemos estimar o efeito de políticas públicas sobre a participação feminina. Exemplos de políticas consideradas são um aumento salarial ou um programa de renda mínima.

Nosso trabalho está dividido em quatro partes mais a conclusão. Na primeira parte, é exposto o embasamento teórico e, na seguinte, as evidências internacionais da presença do “efeito trabalhador adicional” na RMPA. A terceira parte apresenta o modelo econométrico e o processo de estimação empregados. Na quarta parte, são analisados os resultados obtidos nos modelos utilizados para testar o “efeito trabalhador adicional”, e a última parte coleciona as principais conclusões e comentários finais.

1 - A decisão de participar do mercado de trabalho¹

A decisão de trabalhar pode ser considerada como a decisão sobre a forma de se alocar o tempo. Além da necessidade de obter recursos para sua sobrevivência em atividades produtivas no mercado, o tempo disponível de uma pessoa pode ser gasto em outras atividades, como atividades domésticas (cuidado com filhos, manutenção, etc.), estudo, descanso e outras. Para simplificação de nossa análise, trataremos as atividades de trabalho como sendo aquelas de trabalho remunerado. Chamaremos de horas de “lazer” o tempo em que o indivíduo não está se dedicando ao trabalho remunerado no mercado, sem implicar “ócio”.

Partindo do princípio de que as pessoas buscam atingir seus objetivos, pode-se dizer que a escolha ideal seria gastar o tempo disponível em atividades fora do mercado, combinadas com a mais alta renda possível. Mas os recursos sob o controle de qualquer pessoa são limitados. Com isso, o objetivo da pessoa seria maximizar sua utilidade, alocando o tempo em atividades no mercado e fora dele e no consumo de bens, dada a restrição orçamentária, que pode ser definida, de modo simplificado, como $x = y + w \cdot h$, ou $x = y + w \cdot (H - l)$, onde x é a renda monetária; y é a renda advinda de outras fontes que não o trabalho (pensão, juros, aluguéis, doações, etc.); w é o salário por hora; h são as horas

¹ Esta parte segue as referências básicas na área, como Killingsworth (1983), Ehrenberg e Smith (2000), Barbosa (1985) e outros.

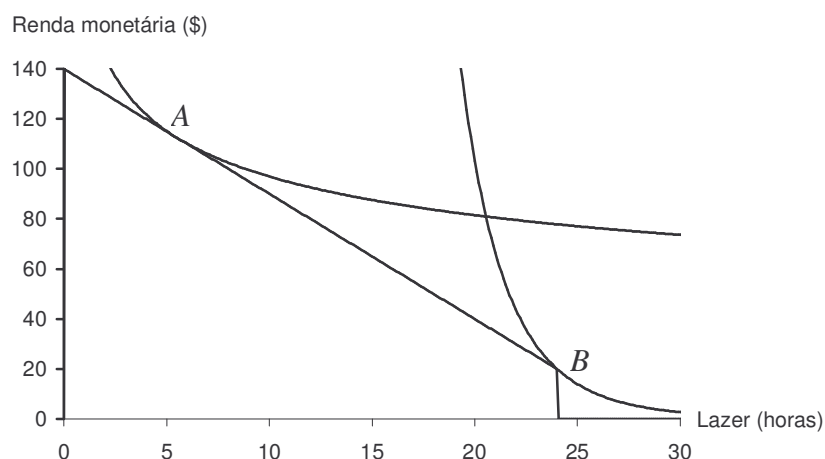
dedicadas ao trabalho remunerado por dia; H são as horas disponíveis para atividades remuneradas e não remuneradas por dia; e l são as horas de “lazer” por dia.² Note que $(H - l)$ corresponde a h , ou seja, o número de horas que o indivíduo decide trabalhar por dia.

A combinação ótima entre horas trabalhadas e “lazer” ocorrerá no ponto em que o valor subjetivo da hora trabalhada adicional for igual ao salário-hora pago.³

Dependendo das suas preferências, das oportunidades de emprego e, é claro, das fontes de recursos alternativas ao trabalho, um indivíduo pode ter uma curva de indiferença tal que seu ponto de escolha ótima ocorra com nenhuma hora alocada ao trabalho, optando por não trabalhar. No Gráfico 1, podemos visualizar a decisão de trabalhar ou não.

Gráfico 1

Representação gráfica da decisão de trabalhar



NOTA: Elaboração dos autores a partir de dados artificiais.

² Não necessariamente todos os pontos da restrição orçamentária estarão disponíveis para escolha, pois os mesmos dependem das oportunidades de emprego disponíveis. Todavia a oportunidade do trabalho por conta própria e/ou na economia informal, onde as horas trabalhadas são flexíveis, concede maior credibilidade à teoria proposta.

³ Em outras palavras, a combinação de horas de trabalho e lazer será determinada pelo ponto de tangência entre as curvas de indiferença da função de utilidade e a restrição orçamentária.

O ponto *A* é a escolha de um indivíduo que opta por trabalhar e maximiza sua utilidade no ponto de tangência entre a curva de indiferença e a restrição orçamentária. O ponto *B* representa a escolha de um indivíduo que opta por não trabalhar, dados a restrição orçamentária e o alto valor que atribui ao lazer. No ponto *B*, podemos definir o salário reserva como o menor salário que faz com que a pessoa seja indiferente entre trabalhar ou não, ou seja, a inclinação da curva de indiferença no ponto *B*. Note que, se o salário (a inclinação da restrição orçamentária) for maior que a inclinação no ponto *B*, o ponto ótimo passa a ser no interior da curva de indiferença. Nesse caso, a escolha será participar do mercado de trabalho.

No contexto familiar, a análise pode ser análoga à escolha individual. A maioria das pessoas, ao longo de sua vida, casa-se e forma unidades familiares. Assim, a decisão de trabalhar passa a ser tomada em conjunto, num contexto familiar. Em adição, o domicílio pode prover bens e serviços, como preparo de comida, limpeza e outras atividades. A escolha dos indivíduos que compõem a unidade familiar passa a ser por trabalhar no mercado por remuneração, dedicar-se ao trabalho doméstico ou passar o tempo em atividades de lazer.

A decisão familiar sobre qual cônjuge ficará em casa depende de fatores socioculturais e econômicos. Do ponto de vista econômico, a decisão passa pela identificação dos custos e benefícios de usar o tempo possível na produção doméstica ou trabalhando no mercado e usando a renda para substituir os bens produzidos no domicílio, inclusive contratando alguém para o serviço doméstico.

A escolha também é dependente das preferências, que refletem as aspirações e os interesses individuais. Assim, uma mulher que busca ser mais independente em relação ao marido tenderá sempre a buscar atividades remuneradas fora de casa, embora o marido possa considerar isso “jogar dinheiro fora”.

Como mencionado na introdução, o desemprego de um cônjuge sobre a oferta do outro pode ter dois efeitos de sinais contrários: o “efeito trabalhador adicional” e o “efeito trabalhador desencorajado”.

Consideremos, por exemplo, uma família na qual o marido trabalha no mercado e a esposa se dedica integralmente ao trabalho doméstico. Se o marido, por um motivo qualquer, como uma recessão, ficar desempregado, haverá uma queda na renda familiar. A redução da renda levará a uma diminuição do nível de utilidade que a família pode atingir. Com o intuito de manter o nível anterior de utilidade, a família pode concluir que a esposa deveria procurar trabalho no mercado. Assim, diante da queda da renda familiar, um número maior de membros da família estará buscando trabalho. À medida que esses novos

membros (em nosso exemplo, a esposa) começam a buscar trabalho remunerado, tornam-se trabalhadores adicionais na força de trabalho.

O “efeito trabalhador adicional” é associado ao efeito renda, já que, quando a renda familiar cai, menos produtos podem ser consumidos e mais horas de trabalho remunerado passam a ser desejadas por cada membro da família.

A presença de membros adicionais pode ampliar a magnitude da taxa de desemprego, já que os trabalhadores adicionais aumentarão o número de pessoas em busca de trabalho. Quando o marido perdeu o emprego, houve uma demissão a mais (com a possível destruição desse posto de trabalho) e mais um desempregado. Com a entrada de sua esposa na força de trabalho, passam a existir dois desempregados, apesar de apenas um posto de trabalho ter sido destruído, “inchando” a taxa de desemprego.

O outro efeito observado é o do trabalhador desencorajado. Deve-se considerar a taxa salarial que uma pessoa desempregada espera receber se procurar trabalho. Essa taxa esperada depende diretamente da taxa salarial das pessoas empregadas e da probabilidade de obter emprego quando se está sem trabalho. Quando a taxa de desemprego se eleva, o salário esperado dos que não têm emprego cai devido à queda nas possibilidades de se obter um emprego. Frente à redução no salário esperado, há pessoas que se tornam desencorajadas e tendem a retirar-se do mercado de trabalho. A compensação esperada de se procurar trabalho é tão baixa que as pessoas concluem que é mais produtivo passar o tempo em casa, dedicando-se à produção doméstica, do que procurando emprego. O “efeito trabalhador desencorajado” é associado ao efeito substituição, que acompanha uma queda do salário esperado.

Porém, teoricamente, não se sabe qual efeito é maior, renda ou substituição. Mesmo o efeito renda pode ser negativo ou nulo. Não é clara a existência teórica do “efeito trabalhador adicional”. Assim, não podemos dizer qual efeito predomina. É uma questão empírica, que buscaremos verificar.

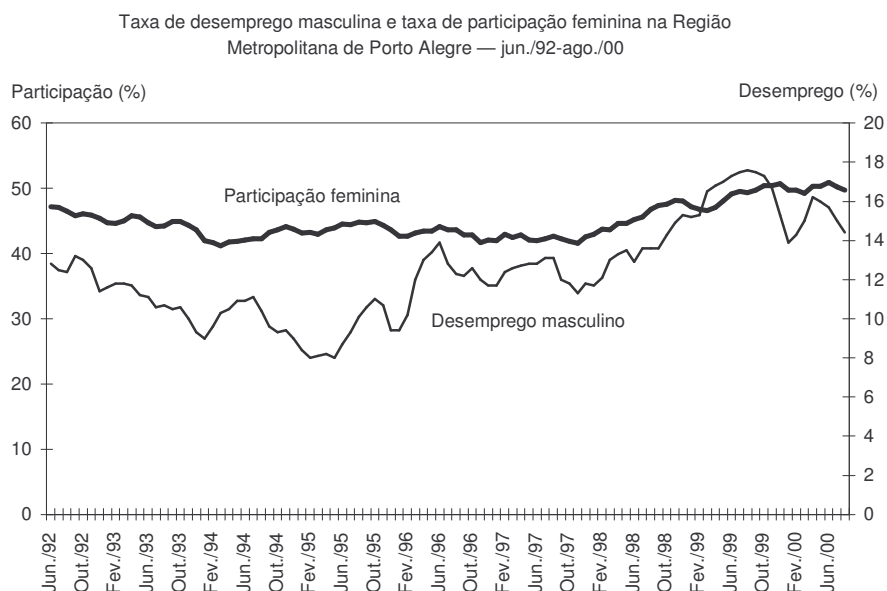
2 - Evidências empíricas na literatura

Antes de passar para a parte empírica e sua metodologia, através dos dados agregados disponíveis para a Região Metropolitana de Porto Alegre no período de junho de 1992 a agosto de 2000, conforme o Gráfico 2, podemos ter uma primeira visão da hipótese do “efeito trabalhador adicional”.

O Gráfico 2 permite observar uma tendência ao aumento da participação feminina no mercado de trabalho, nos períodos em que é maior a taxa de desemprego masculina. Como já salientamos anteriormente, pode ser que a

queda na renda familiar provocada pela perda do emprego do chefe da família esteja fazendo com que a esposa também ofereça suas horas disponíveis no mercado de trabalho. Dessa forma, podemos levantar a hipótese de presença do “efeito trabalhador adicional” na Região Metropolitana de Porto Alegre.

Gráfico 2



FONTE DOS DADOS BRUTOS: PED/RMPA - Convênio FEE, FGTAS/SINE-RS, SEADE-SP e DIEESE.

Infelizmente, os dados que nos são disponíveis referem-se ao desemprego masculino (e não dos homens casados ou que vivem com companheira) e à participação feminina (e não de mulheres casadas ou que vivem com companheiro). Sendo assim, para testar a hipótese de presença do “efeito trabalhador adicional” na Região Metropolitana de Porto Alegre, é necessária a utilização de dados referentes a homens e mulheres que vivem em companhia de seus companheiros.

Mesmo se usarmos dados de cônjuges, a evidência internacional não aponta, claramente, qual efeito é predominante. Em alguns estudos para o mercado norte-americano (Ehrenberg; Smith, 2000), observamos que o “efeito

trabalhador desencorajado” é dominante, embora não haja unanimidade sobre esse resultado. Para o México, por outro lado, Cunningham (1999) identifica um forte “efeito trabalhador adicional” para as mulheres casadas. Para a Argentina, Cerrutti (2000) também identifica um “forte efeito trabalhador adicional” nos anos 90, em períodos de crise, particularmente após a recessão de 1995. A diferença de comportamento entre os países, dentre outras razões, pode ser devido à falta de um seguro desemprego e à possibilidade de trabalho no mercado informal, nos países em desenvolvimento.

No Brasil, Oliveira (apud Barbosa, 1985, p. 143) estudou a participação no mercado de trabalho de mulheres casadas, em Belo Horizonte, para 1972. Seus resultados sugerem a presença do “efeito trabalhador adicional” em Belo Horizonte. A mesma conclusão é obtida por Jatobá (1994), com base nos dados da PNAD para os anos 80 para São Paulo e Pernambuco, no sentido de que o desemprego do chefe homem é correlacionado com um aumento da participação de outros membros da família (esposa e filhos).

Sedlacek e Santos (1991), empregando a PNAD de 1984 para as Regiões Metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro e Recife, chegam a efeitos renda negativos e significativos para as duas primeiras regiões. Argumentam que a família se ajusta à participação dos cônjuges numa tentativa de compensar variações de renda do marido. Esses resultados também nos permitem observar a presença do “efeito trabalhador adicional” para as Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo.

Como o “efeito trabalhador adicional” — ou seja, a hipótese de que a participação das mulheres casadas (ou que vivem com companheiro) na População Economicamente Ativa aumenta à medida que a renda de seus maridos (ou companheiros) diminui — não foi ainda testado especificamente na Região Metropolitana de Porto Alegre, desenvolveremos, na próxima seção, um modelo empírico para verificar a presença ou não do efeito na RMPA.

3 - Metodologia empírica

Baseados na seção do referencial teórico, sabemos que a participação das mulheres casadas na força de trabalho pode ser determinada através de uma função que depende das preferências e das características individuais e do rendimento do trabalho esperado. Essas características podem ser resumidas no salário-hora esperado e no salário-hora reserva (o menor salário que faz com que a pessoa decida não vender seu tempo no mercado), de acordo com

o Gráfico 2. A decisão de trabalhar (ou de participar no mercado de trabalho⁴) será tomada se o salário esperado (W) for maior que o salário reserva (W^r), ou seja,

$$W > W^r$$

Seguindo a literatura na área — por exemplo Kassouf (1998), Berndt (1990) —, supõe-se uma função log-linear para ambos os salários, $\ln W = w = x\beta + \varepsilon$ e $\ln W^r = w^r = x^r\alpha + \varepsilon^r$, onde x e x^r são vetores de características pessoais que influenciam o salário esperado no mercado e características que influenciam o salário reserva, respectivamente, β e α vetores de coeficientes e ε e ε^r termos aleatórios que influenciam o salário percebido e o salário reserva respectivamente. As características pessoais X e x^r podem ter elementos em comum, como escolaridade e idade. Mas características como o número de filhos e a renda do cônjuge devem afetar apenas o salário reserva e não o salário esperado, no sentido de que o mercado não remunera a pessoa segundo o número de filhos.

Observamos empiricamente apenas o salário das pessoas que trabalharam. Assim, temos de estimar uma **forma reduzida** e identificar os efeitos das variáveis sobre a participação de forma indireta, através da escolha individual observada. Voltando ao critério de participação no mercado de trabalho e explorando o fato de que o logaritmo é uma transformação monotônica que não muda o sinal da desigualdade, temos

$$W > W^r \Leftrightarrow \ln W > \ln W^r \Leftrightarrow w > w^r \Leftrightarrow x\beta + \varepsilon > x^r\alpha + \varepsilon^r$$

Isolando os termos aleatórios, temos que a decisão de trabalhar será tal que

$$\varepsilon - \varepsilon^r > x^r\alpha - x\beta \quad \text{ou} \quad u > -z\gamma$$

onde $u = \varepsilon - \varepsilon^r$; z é a coleção das variáveis de x e x^r ; e γ , a diferença entre os coeficientes α e β de cada variável explicativa. Como u é um termo aleatório, podemos entender a decisão de participar da força de trabalho (LFP) ou não em termos de probabilidade

$$P(LFP = 1) = P(w > w^r) = P(u > z\gamma) \quad (1)$$

⁴ É importante notar que, muitas vezes, há a decisão de trabalhar, mas, no momento da pesquisa, a pessoa ainda não tem emprego, estando desempregada. Em nossa análise, o ponto é identificar se a pessoa participa ou não da força de trabalho, ao invés de saber se a pessoa está trabalhando ou não.

Dessa forma, o evento discreto “mulher casada participa da força de trabalho” pode ser estimado supondo uma certa distribuição para u . Se supormos uma distribuição logística, podemos estimar os parâmetros do modelo através do modelo Logit⁵. A estimação dá-se por máxima verossimilhança.⁶

Para entender o modelo de outra forma, note que a pessoa participa da força de trabalho quando $w > w^r$ ou $w - w^r > 0$. Temos uma variável “latente” $y^* = w - w^r$, cujo modelo econométrico é $y^* = Z\gamma + u$, que é a diferença entre o salário esperado e o salário reserva que determina a participação na força de trabalho. Essa variável latente não é observada, apenas seu sinal. Assim, codificamos

$$LFP = 1 \quad \text{se} \quad y^* \geq 0$$

$$LFP = 0 \quad \text{se} \quad y^* < 0$$

Retornando a (1), podemos escrever

$$Prob(LFP = 1) = Prob[u > -z\gamma] = 1 - F[-z\gamma] = 1 - F(a_i)$$

onde F é a distribuição acumulada de u . Usamos o índice i no valor a_i , pois a participação depende das características pessoais de cada um.

Como a distribuição logística é simétrica, ou seja, $1 - F(-a) = F(a)$, podemos escrever

$$P(LFP = 1) = F(z\gamma)$$

Para a função logística,

$$F(a_i) = \frac{\exp(a_i)}{1 + \exp(a_i)} \quad (2)$$

Portanto,

$$\log\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = z_i\gamma$$

⁵ O modelo Logit, na literatura estatística moderna, é apresentado como um modelo linear generalizado (GLM) com função *link* binomial.

⁶ Ver, por exemplo, Maddala (1988) e Vasconcelos e Alves (2000).

O lado esquerdo da equação é chamado “log da razão de probabilidade” (*log odds ratio*). Desse modo, no modelo Logit, o log da razão de probabilidade é uma função linear das variáveis explicativas.

A interpretação dos coeficientes nesse modelo é diferenciada do modelo de regressão estimado por MQO, onde cada coeficiente especifica o efeito de uma mutação da variável explicativa sobre a média da variável dependente, isto é, o efeito marginal da explicativa sobre a média da dependente. Como no modelo Logit modelamos a **probabilidade** de ocorrência da variável dependente binária, o efeito das explicativas sobre a dependente pode ser expressa da seguinte maneira, partindo da equação (2):

$$\frac{\partial P(LFP = 1|Z)}{\partial Z} = \frac{\partial \left(\frac{\exp(a_i)}{1 + \exp(a_i)} \right)}{\partial a_i} \cdot \frac{\partial a_i}{\partial Z}$$

$$\frac{\partial P(LFP = 1|Z)}{\partial Z} = \frac{\exp(a_i)}{1 + \exp(a_i)} \cdot \frac{1}{1 + \exp(a_i)} \cdot \gamma$$

Para simplificar, pode-se chamar a expressão $\frac{\exp(a_i)}{1 + \exp(a_i)}$ de δ . Dessa forma,

$$\frac{\partial P(LFP = 1|Z)}{\partial Z} = \delta (1 - \delta) \cdot \gamma \quad (3)$$

Para a estimação, foi utilizado o *software* SPSS for Windows versão 6. Os dados utilizados referem-se à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1995, realizada pelo IBGE. Foi selecionada uma subamostra da PNAD para as mulheres residentes na Região Metropolitana de Porto Alegre que vivem em companhia de marido ou companheiro em áreas urbanas. Utilizamos apenas as famílias nas quais a mulher era a pessoa de referência da família ou a cônjuge. Dessa maneira, foram excluídos de nossa amostra casos como mães chefes de família cujo cônjuge não more no domicílio e filhas solteiras que moram com o companheiro na casa de seus pais ou de parentes, devido ao fato de não se enquadrarem no modelo teórico que pretendemos estudar. A amostra final é composta de 2.907 casos.

A equação básica para a análise do “efeito trabalhador adicional” tem como variável dependente uma variável *dummy* construída, que assume o valor 1 para os casos em que a mulher participa da População Economicamente

Ativa (*LFP*) e 0 em caso contrário. Como variáveis explicativas, temos: companheiro empregado (variável binária que assume o valor 1 se o companheiro está empregado e o valor 0 em caso contrário); se a mulher é chefe de família ou não, que assume 1 para as mulheres que são a pessoa de referência da família (chefe de família) e 0 para as cônjuges; o número de filhos, que se refere ao número total de filhos do casal, independentemente de sua idade; o número de filhos pequenos, que se refere ao número de crianças de seis anos de idade ou menos; a idade e a escolaridade da esposa.

Apresentamos, na Tabela 1, a descrição das variáveis utilizadas na equação básica de verificação do “efeito trabalhador adicional”, com suas respectivas médias, desvios padrões e valores mínimos e máximos observados.

Tabela 1

Variáveis utilizadas no modelo Logit — estatísticas descritivas

VARIÁVEIS	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
Renda não-trabalho da mulher (R\$/mês)	37,05	193,24
Renda não-trabalho do companheiro (R\$/mês)	160,21	678,68
Renda do trabalho do companheiro (R\$/mês)	700,98	1 263,93
Companheiro empregado	0,82	0,38
Chefe de família	0,02	0,14
Número de filhos	2,56	1,63
Número de filhos pequenos	0,50	0,72
Idade da mulher	39,68	13,12
Idade da mulher ² /100	17,47	11,71
Anos de estudo da mulher	6,98	4,05
Se a mulher frequenta escola	0,03	0,16
Logaritmo natural do salário-hora previsto da mulher	0,55	0,62
VARIÁVEIS	MÍNIMO	MÁXIMO
Renda não-trabalho da mulher (R\$/mês)	0	4 450,00
Renda não-trabalho do companheiro (R\$/mês)	0	16 500,00
Renda do trabalho do companheiro (R\$/mês)	0	25 250,00
Companheiro empregado	0	1,00
Chefe de família	0	1,00
Número de filhos	0	12,00
Número de filhos pequenos	0	4,00
Idade da mulher	15,00	84,00
Idade da mulher ² /100	2,25	70,56
Anos de estudo da mulher	0	15,00
Se a mulher frequenta escola	0	1,00
Logaritmo natural do salário-hora previsto da mulher	-0,61324	5,0223

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PNAD.

NOTA: Dados com mês de referência em setembro de 1995.

Estimamos várias equações para obtermos maior confiança nos resultados. Ao observarmos diferentes modelos, podemos identificar quais efeitos são robustos, no sentido de não mudarem com pequenas variações na especificação, e, assim, mais confiáveis.⁷ Algumas vezes, é possível que um coeficiente seja estatisticamente significativo, mas frágil, pois o resultado não se verifica se mudarmos as outras variáveis do modelo. Esses resultados não merecem confiança por parte do pesquisador.

Os três primeiros modelos são usuais, no sentido de serem formas reduzidas efetivas, e não apresentam a previsão do logaritmo natural do salário por hora das mulheres como variável explicativa. Nos modelos 4 a 6, foi incluída uma estimativa do salário-hora das mulheres da população, mesmo para aquelas que não trabalhavam, estimado por variáveis instrumentais, para retirar do efeito da renda do marido um possível viés devido à associação de pessoas no casamento. Pode ser que o efeito da renda do marido esteja incorporando o efeito de que pessoas mais qualificadas (de modo não observável para o pesquisador) no mercado de trabalho tendem a casar com pessoas da mesma qualificação (*assortative mating*; ver, por exemplo, Lam e Levinsohn (1991)). Assim, embora a teoria indique que aumentos de renda do marido reduzem a participação feminina, dentro do “efeito trabalhador adicional”, uma relação positiva entre renda do marido e participação feminina pode ser devido à omissão de características não observadas de qualidade do trabalhador. Essas características não observadas seriam positivamente correlacionadas entre a renda do marido e a probabilidade de participação da esposa. Para eliminar essa possibilidade, estima-se o modelo incluindo uma estimativa do salário-hora feminino.⁸

Nos modelos 1 e 4, foram incluídas as variáveis que representam a renda do companheiro, porém foi ocultado o fato de o companheiro estar ou não empregado. A intenção era captar o efeito da situação do marido (empregado ou não) através da renda. Ocultando a variável companheiro empregado nesses modelos, podemos verificar se ela é ou não significativa para prever o comportamento das mulheres frente às alterações na renda de seu companheiro.

⁷ A estimação de um modelo apenas pode levar as conclusões casuísticas e condicionais à combinação de variáveis incluídas, como argumenta Maddala (1988, p. 420-423).

⁸ O salário-hora foi estimado dentro da idéia de variáveis instrumentais, sendo estimado por MQO, usando como variáveis explicativas as que estão no modelo Logit, ou seja, para prever o salário-hora feminino, empregaram-se as variáveis idade da mulher, seu quadrado, anos de estudo da mulher e seu quadrado, a interação entre idade e anos de estudo, se a mulher freqüenta escola, o número de filhos e de filhos pequenos, se é chefe de família, renda não-trabalho da mulher, renda do trabalho do companheiro e renda não-trabalho do companheiro. Os resultados estão disponíveis com os autores.

Os modelos 2 e 5 fazem o contrário. Tentam captar o efeito da renda dos companheiros através da informação sobre a situação destes no mercado de trabalho, ou seja, se estão ou não empregados. Tentamos verificar se, ao excluirmos as variáveis que indicam a renda dos companheiros e deixarmos a variável companheiro empregado, poderíamos captar o efeito renda na decisão das mulheres de entrar ou não na força de trabalho.

Finalmente, nos modelos 3 e 6, foram incluídas todas as variáveis. Há informações sobre a ocupação e sobre a renda dos companheiros. Na verdade, o que se espera é que a inclusão ou não da variável com informações sobre a situação do companheiro — empregado ou desempregado — não altere, de forma significativa, as estimativas dos coeficientes. Esperamos que o efeito dessa variável possa ser absorvido através do efeito renda do companheiro nas decisões da mulher.

4 - Resultados empíricos

Nesta seção, são apresentados os resultados obtidos através das regressões baseadas no modelo Logit. Analisamos os resultados obtidos através dos seis modelos estimados. O resultado das regressões é apresentado na Tabela 2. Para cada variável, é apresentado o coeficiente estimado em cada modelo e o seu desvio padrão. Foi calculado também o acréscimo de probabilidade de participação na PEA a cada unidade adicional de cada variável, ou seja, seu efeito marginal, acréscimo (ou decréscimo) de probabilidade, dado o aumento em uma unidade da variável explicativa, como vimos na equação (3).

A última linha contém uma informação sobre a porcentagem de acertos de cada modelo na amostra utilizada. A porcentagem refere-se ao número de previsões corretas de cada modelo, ou seja, a porcentagem de casos da amostra cujo valor observado da variável *LFP* é 1, e o modelo previu que seria 1, somado à porcentagem de casos cujo valor da variável *LFP* é 0, e o modelo previu que seria 0.

Todas as regressões foram rodadas duas vezes. Na primeira vez, tendo como variável dependente a condição da mulher na semana de referência, de 24 a 30 de setembro de 1995, ou seja, se a mulher fazia parte da População Economicamente Ativa na semana. Na segunda vez, a variável dependente foi a condição da mulher no ano de 1995. Os resultados obtidos foram muito parecidos, de forma que optamos por fazer a análise baseada nos resultados da primeira regressão.

Tabela 2

Modelo Logit: variável dependente *LFP*, na semana, na RMPA — 1995

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3
Constante	-2,81730	-2,51750	-2,80800
Desvio padrão	0,52860	0,52380	0,53460
Renda não-trabalho da mulher (R\$/ /mês)	-0,00100	-0,00120	-0,00100
Desvio padrão	0,00040	0,00040	0,00040
Efeito marginal	-0,00021	-0,00026	-0,00022
Renda não-trabalho do companheiro (R\$/mês)	-0,00020	-	-0,00020
Desvio padrão	0,00010	-	0,00010
Efeito marginal	-0,00004	-	-0,00004
Renda do trabalho do companheiro (R\$/mês)	-0,00020	-	-0,00020
Desvio padrão	0,00000	-	0,00000
Efeito marginal	-0,00004	-	-0,00004
Ocupação do companheiro	-	-0,05610	-0,01650
Desvio padrão	-	0,13160	0,13980
Efeito marginal	-	-0,01220	-0,00359
Chefe de família	1,15140	1,22830	1,15200
Desvio padrão	0,39750	0,39650	0,39770
Efeito marginal	0,24300	0,26800	0,25000
Número de filhos	-0,01950	-0,01730	-0,01960
Desvio padrão	0,03190	0,03170	0,03190
Efeito marginal	-0,00412	-0,00377	-0,00426
Número de filhos pequenos	-0,19510	-0,18950	-0,19510
Desvio padrão	0,07510	0,07430	0,07510
Efeito marginal	-0,04120	-0,04130	-0,04240
Idade	0,17260	0,16430	0,17300
Desvio padrão	0,02530	0,02510	0,02550
Efeito marginal	0,03650	0,03580	0,03760
Idade²	-0,24190	-0,23590	-0,24260
Desvio padrão	0,02900	0,02900	0,02950
Efeito marginal	-0,05110	-0,05150	-0,05270
Anos de estudo da mulher	0,09610	0,07120	0,09610
Desvio padrão	0,01350	0,01210	0,01350
Efeito marginal	0,02030	0,01550	0,02090
Se a mulher frequenta escola	0,27410	0,18750	0,27380
Desvio padrão	0,38340	0,38160	0,38340
Efeito marginal	0,05790	0,04090	0,05950
Logaritmo natural do salário-hora previsto	-	-	-
Desvio padrão	-	-	-
Efeito marginal	-	-	-
% de acertos	64,73	64,62	64,61

(continua)

Tabela 2

Modelo Logit: variável dependente *LFP*, na semana, na RMPA — 1995

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6
Constante	0,93080	-3,18370	0,94620
Desvio padrão	0,86270	0,59730	0,86700
Renda não-trabalho da mulher (R\$/ /mês)	-0,00290	-0,00080	-0,00290
Desvio padrão	0,00050	0,00040	0,00050
Efeito marginal	-0,00062	-0,00017	-0,00062
Renda não-trabalho do companheiro (R\$/mês)	-0,00080	-	-0,00080
Desvio padrão	0,00010	-	0,00010
Efeito marginal	-0,00017	-	-0,00017
Renda do trabalho do companheiro (R\$/mês)	-0,00070	-	-0,00070
Desvio padrão	0,00010	-	0,00010
Efeito marginal	-0,00001	-	-0,00001
Ocupação do companheiro	-	-0,03260	-0,02520
Desvio padrão	-	0,13400	0,14110
Efeito marginal	-	-0,00709	-0,00536
Chefe de família	0,09890	1,31430	0,09970
Desvio padrão	0,44450	0,40170	0,44470
Efeito marginal	0,02100	0,28600	0,02120
Número de filhos	0,00760	-0,02230	0,00750
Desvio padrão	0,03260	0,03200	0,03260
Efeito marginal	-0,00162	-0,00485	-0,00160
Número de filhos pequenos	-0,24810	-0,18370	-0,24800
Desvio padrão	0,07590	0,07490	0,07590
Efeito marginal	-0,05280	-0,04000	-0,05280
Idade	0,05240	0,18610	0,05300
Desvio padrão	0,03340	0,02680	0,03360
Efeito marginal	0,01110	0,04050	0,01130
Idade²	-0,11560	-0,25830	-0,11660
Desvio padrão	0,03700	0,03050	0,03740
Efeito marginal	-0,02460	-0,05620	-0,02480
Anos de estudo da mulher	-0,27630	0,13150	-0,27640
Desvio padrão	0,06940	0,02970	0,06940
Efeito marginal	-0,05880	0,02860	-0,05880
Se a mulher frequenta escola	-1,70760	0,48010	-1,70880
Desvio padrão	0,53190	0,40510	0,53190
Efeito marginal	-0,36300	0,10400	-0,36400
Logaritmo natural do salário-hora previsto	3,46480	-0,44400	3,46590
Desvio padrão	0,63840	0,20370	0,63840
Efeito marginal	0,73700	-0,09700	0,73700
% de acertos	64,97	64,89	65,17

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PNAD de 1995.

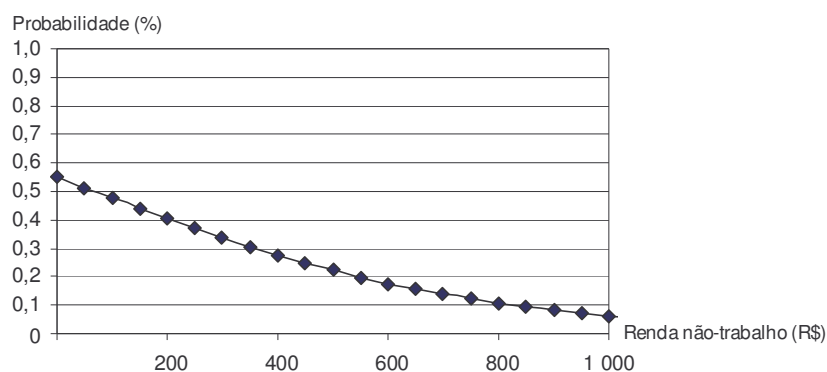
NOTA: Os coeficientes em negrito são estatisticamente significativos em nível de 5%.

Uma preocupação que tínhamos era se os maridos que recebem renda proveniente do trabalho muito alta não poderiam estar viesando os resultados obtidos. Para testar se tal fato ocorria ou não, rodamos as regressões excluindo de nossa amostra as mulheres cujo cônjuge recebia uma renda do trabalho superior a R\$ 5.000,00 por mês. Os resultados obtidos não apresentaram mudanças significativas. Portanto, decidimos utilizar, em nossa análise, todas as mulheres da amostra, independentemente da renda de seus maridos.

Os modelos apresentados, em geral, levam-nos a conclusões bastante semelhantes, trazendo confiança aos resultados. Como é de se esperar, a probabilidade de a mulher participar da força de trabalho é inversamente relacionada com a renda que ela recebe. Se a esposa possui uma renda que não provém do trabalho (pensão, aluguel, etc.) satisfatória, é pouco provável que ela irá fazer parte da PEA. Isso pode ser visualizado no Gráfico 3.⁹ Esse gráfico mostra claramente que um aumento na renda não advinda do trabalho, em média, diminui a probabilidade de que a cônjuge participe no mercado de trabalho na RMPA.

Gráfico 3

Estimativas da probabilidade de as mulheres participarem da População Economicamente Ativa, segundo a renda não advinda do trabalho, na Região Metropolitana de Porto Alegre



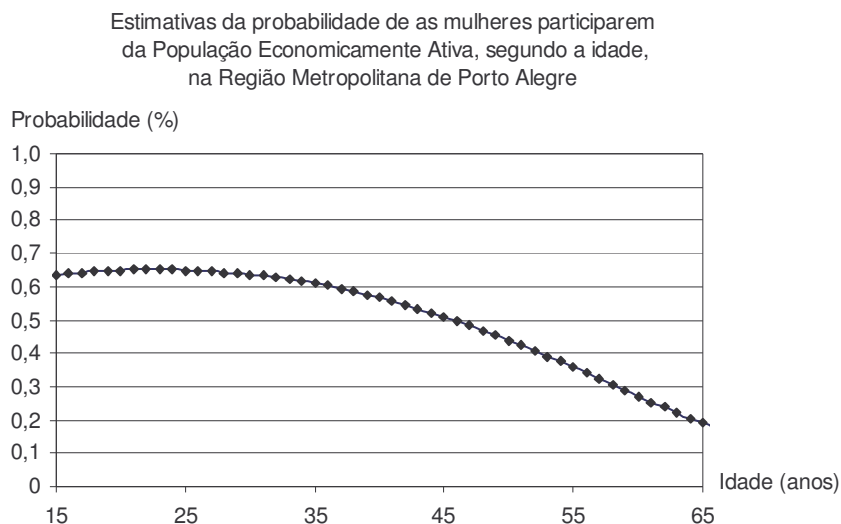
FORNE DOS DADOS BRUTOS: Tabela 2.

⁹ Isolamos o efeito da renda não advinda do trabalho multiplicando cada variável por seu coeficiente estimado no modelo 6. As variáveis são fixas na média, fazendo variar apenas a renda. Após, calculamos a probabilidade através da distribuição logística pela equação (3), onde a_i representa os valores previstos pela regressão.

Boa parte dos modelos também mostra que o fato de a mulher ser a pessoa de referência da família, ou seja, ser chefe de família, é relevante no momento da decisão sobre trabalhar ou não. A relação é direta. Quando a mulher é a pessoa de referência (variável chefe de família = 1), a probabilidade de fazer parte da força de trabalho é maior. Esse resultado também era esperado. O chefe de família tem maiores obrigações em relação à renda familiar, é ele quem “sustenta” a casa. Dessa maneira, é bem provável que o chefe de família esteja inserido no mercado de trabalho.

É interessante também observar os resultados em relação à idade das mulheres. Praticamente todos os coeficientes que se referem à idade (com exceção do coeficiente da variável idade da mulher do modelo 6) são estatisticamente significativos. Isso significa que a idade é relevante quando as mulheres decidem sobre sua participação na PEA. Os coeficientes da variável idade da mulher são positivos, enquanto os da variável idade da mulher ao quadrado são negativos. Isso significa que o efeito marginal de participar do mercado aumenta até uma determinada idade e que, após esse ponto, se torna negativo. Para visualizar melhor esse efeito, traçamos o Gráfico 4. A probabilidade de fazer parte da força de trabalho aumenta até mais ou menos os 23 anos de idade. A partir desse ponto, a probabilidade começa a diminuir.

Gráfico 4



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Tabela 2.

Outro resultado interessante é o que diz respeito ao fato de a mulher freqüentar a escola ou não. Essa variável é estatisticamente significativa apenas quando estão incluídas no modelo as variáveis que descrevem a renda do companheiro e a expectativa de salário das mulheres. O sinal negativo é o esperado. Quando as mulheres estão estudando, é menor sua probabilidade de procurar inserção no mercado. Pessoas que estudam, em geral, estão se preparando para o mercado. Além disso, o tempo disponível para trabalhar é menor.

Em relação ao ponto principal de nosso estudo, os resultados obtidos nos modelos anteriores, com exceção dos modelos 2 e 5, permitem-nos afirmar que existe o “efeito trabalhador adicional” na RMPA. Esse efeito é bem visível nos coeficientes das variáveis renda do trabalho do companheiro e renda não-trabalho do companheiro. Os sinais destes são negativos em todos os modelos, representando uma relação inversa entre renda do marido e participação das mulheres na força de trabalho. Reduções na renda do marido parecem levar as esposas a ingressarem no mercado.

Observamos também que a renda é, de fato, o fator determinante da decisão das esposas. Ao retirarmos as variáveis de renda do marido, o efeito não aparece na variável que diz respeito à situação de emprego do companheiro. A participação da esposa no mercado de trabalho parece depender mais de reduções na renda do que do desemprego do companheiro.

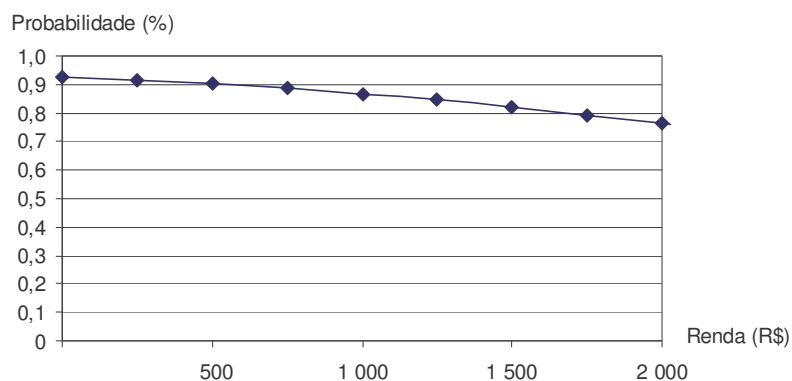
Para melhor visualizar esse efeito renda, o isolamos também no Gráfico 5. Esse gráfico mostra a relação inversa entre renda dos companheiros e probabilidade de as mulheres participarem da força de trabalho. À medida que cai a renda do companheiro, reduz-se a renda familiar. A família pode decidir que a esposa também deve participar do mercado de trabalho. A mulher vai ao mercado procurar emprego e torna-se um membro adicional da força de trabalho. Isso caracteriza o “efeito trabalhador adicional” na Região Metropolitana de Porto Alegre.

Para termos uma idéia dos efeitos relativos de mudanças na renda e nos salários sobre a participação feminina e para exemplificarmos o uso do modelo estimado para a avaliação de políticas públicas, simulamos o efeito de um programa de renda mínima e um aumento de salário real na economia sobre a participação das esposas na RMPA.

Para o caso do programa de renda mínima, vamos supor que cada família receberia um auxílio-renda mensal de R\$ 100,00. Computamos esse aumento, para fins de análise, na variável que indica a renda não advinda do trabalho da mulher.

Gráfico 5

Estimativas da probabilidade de as mulheres participarem da População Economicamente Ativa, segundo a renda do trabalho do companheiro, na Região Metropolitana de Porto Alegre



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Tabela 2.

Calculamos a probabilidade média de as mulheres casadas participarem da PEA antes e após o aumento na renda. Logo após, calculamos a diferença entre essas probabilidades. Todos os modelos mostram que um programa de renda mínima que beneficiasse cada família com uma renda de R\$ 100,00 por mês faria com que diminuísse a participação das cônjuges na População Economicamente Ativa da RMPA. Segundo o sexto modelo, um acréscimo de R\$ 100,00 na renda não advinda do trabalho das mulheres casadas diminuiria sua probabilidade de participar da PEA de 52,2% para 44,97%, ou seja, uma variação de 7,2%.

O resultado permite observar que, se os Governos Estadual ou Federal decidissem criar um programa dessa natureza, o impacto sobre as decisões das cônjuges na RMPA, em média, seria negativo. Um programa de renda mínima mensal de R\$ 100,00 diminuiria a probabilidade de as mulheres casadas da Região Metropolitana de Porto Alegre procurarem ocupação no mercado de trabalho.

O fato de tal efeito ser negativo não significa que o efeito de um programa de renda mínima na RMPA seja “ruim”. Se a cônjuge ingressa no mercado de trabalho devido a uma insuficiência de renda, deixando de prestar os cuidados necessários a seus filhos ou dispensando um cuidado inferior ao que poderia se estivesse em casa, tal redução é até boa.

Por outro lado, a redução da PEA reduz a oferta de trabalho. No longo prazo, o crescimento econômico pode ser restringido por falta de recursos humanos. Nesse caso, o efeito do programa de renda mínima pode ser prejudicial.

Acreditamos que o primeiro efeito, a ausência da mulher em casa de modo a prejudicar a criação dos filhos, é mais relevante. Se o Governo garantir uma renda mensal mínima, talvez a educação dos filhos na RMPA seja mais eficiente. Mas essa é uma posição pessoal e normativa.

Vejam agora qual seria o efeito de um aumento salarial na decisão das mulheres casadas da RMPA quanto a fazer parte da População Economicamente Ativa. Suponha que todos os salários do mercado recebam um aumento de 10%. O salário que as esposas de nossa amostra esperam receber também aumentaria em 10%. Assim como a renda proveniente do salário do marido teria um aumento na mesma proporção.

Observe que os modelos 4 e 6 são os únicos que consideram variações na renda do companheiro e no salário esperado das mulheres ao mesmo tempo. Um aumento salarial atinge ambas as variáveis. Calculamos a probabilidade média prevista por cada modelo (4 e 6) de que as mulheres participem da força de trabalho antes e depois do aumento salarial. Após, calculamos as diferenças entre essas probabilidades.

Ao aumentar a renda do trabalho do companheiro em 10%, o coeficiente negativo dessa variável demonstra que reduziria a probabilidade de as mulheres casadas entrarem para a PEA (“efeito trabalhador adicional”). Quando o salário que as cônjuges esperam receber aumenta, o coeficiente positivo dessa variável diz que aumentaria a probabilidade destas de ingressarem no mercado de trabalho (“efeito trabalhador desencorajado”).

Os resultados mostraram um aumento de cerca de 7% na probabilidade de as mulheres em questão ingressarem no mercado de trabalho. Como os modelos demonstram que o efeito líquido é um acréscimo de probabilidade, pode-se dizer que o “efeito trabalhador desencorajado” é predominante na Região Metropolitana de Porto Alegre. O efeito do aumento na participação dado o aumento no salário esperado pelas cônjuges é maior do que o efeito da redução da participação diante de um acréscimo na renda familiar (rendimento do marido).

Esse resultado permite verificar que programas do Governo de aumento salarial, em média, aumentariam a probabilidade de as cônjuges entrarem no mercado de trabalho na RMPA.

Conclusão

O principal objetivo deste trabalho é verificar a existência ou não do “efeito trabalhador adicional” na Região Metropolitana de Porto Alegre. A revisão de literatura indicava a existência do efeito em outras regiões, como Belo Horizonte e Rio de Janeiro, e em outros países, como México e Argentina. Para que fosse alcançado o objetivo, foi estimado um modelo econométrico do tipo Logit, baseado em dados da PNAD para 1995.

As estimativas dos coeficientes que se referem à renda do companheiro foram todas estatisticamente significativas e de sinal esperado. Isso significa que as mulheres casadas, ao decidirem se ingressam ou não no mercado de trabalho, levam em consideração a renda de seus maridos. E a relação entre renda do companheiro e participação da mulher é inversa. Quanto menor a renda do marido, em média, maior a probabilidade de que a mulher faça parte da PEA.

A análise realizada através dos dados disponíveis apresenta fortes indícios da presença do “efeito trabalhador adicional”. Os resultados obtidos permitem-nos prever o efeito de determinadas políticas públicas, como um aumento salarial ou um programa de renda mínima. O programa de renda mínima induziria uma redução na participação das cônjuges, enquanto o aumento de salário real de todos os membros do domicílio levaria a um aumento na participação na PEA. Além disso, verifica-se, por exemplo, que o número total de filhos não é relevante para a decisão. As mulheres em questão, em média, consideram apenas o número de filhos de até seis anos de idade, ou seja, aqueles que não estão ainda em idade escolar.

Para testar o “efeito trabalhador adicional”, o ideal seria que tivéssemos uma amostra que acompanhasse as famílias ao longo do tempo. Só assim poderíamos, de fato, captar o efeito de reduções na renda familiar. Apenas com uma amostra que apresentasse essas características poderíamos ver se realmente reduções na renda do marido fazem com que as mulheres da RMPA ingressem no mercado de trabalho. Como não acompanhamos a mesma família ao longo do tempo, estamos interpretando diferenças entre as famílias como representativas do comportamento “médio” dentro de cada família. O uso de dados de painel é uma clara direção do trabalho de pesquisa.

Referências

BARBOSA, F. H. **Microeconomia**: teoria, modelos econométricos e aplicações à economia brasileira. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1985.

BERNDT, E. **The theory and practice of econometrics**. New York: Addison Wesley, 1990.

CERRUTTI, M. Economic reform, structural adjustment and female labor force participation in Buenos Aires, Argentina. **World Development**, Washington, D. C., v. 28, n. 5, p. 879-891, 2000.

CUNNINGHAM, W. **Breadwinner versus caregiver**: labor force participation and sectoral choice over the Mexican business cycle. Santiago do Chile: LACEA, 1999. (Mimeo).

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A moderna economia do trabalho**: teoria e política pública. São Paulo: Makron Books, 2000.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro, 1995.

JATOBÁ, J. A. A família brasileira na força de trabalho: um estudo de oferta de trabalho — 1978/88. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro: v. 24, n. 1, p. 1-34, abr. 1994.

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia Aplicada**. São Paulo, v. 2, n. 2, p. 243-269, abr./jun. 1998.

KILLINGSWORTH, M. **Labor supply**: a survey. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.

LAM, D.; LEVINSOHN, D. Declining inequality in schooling in Brazil and Its effects on inequality in earnings. **Journal of Development Economics**. Amsterdã, North Holland, v. 37, n. 1/2, p. 199-225, 1991.

MADALLA, G. S. Introduction to econometrics. New York: Macmillan, 1988.

Informe PED. Porto Alegre: FEE/SEADE/FGTAS,DIEESE, v. 9, n. 6, jun. 2000.

Informe PED Mulher. Porto Alegre: FEE/SEADE/FGTAS,DIEESE v. 9, ed. especial, mar. 2000.

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

SCHMITT, C. **Oferta de trabalho feminino e o efeito trabalhador adicional na Região Metropolitana de Porto Alegre**. Monografia de Graduação, Economia, UFRGS, 2000. (Monografia de Graduação).

SPSS. **SPSS Professional Statistics 6.1**. Chicago: 1993.

VASCONCELLOS, M. A. S.; ALVES, D. (Coord.). **Manual de econometria**. São Paulo: Atlas, 2000.