



II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población

Guadalajara, México, 3 – 5 de Septiembre de 2006

**La demografía latinoamericana del siglo XXI
Desafíos, oportunidades y prioridades**

O efeito trabalhador adicional para filhos no Brasil

Elzira Lúcia de Oliveira

Universidade Candido Mendes
elziralucia@terra.com.br

Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto

CEDEPLAR. Universidade Federal de Minas Gerais

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

CEDEPLAR. Universidade Federal de Minas Gerais

O EFEITO TRABALHADOR ADICIONAL PARA FILHOS NO BRASIL

Elzira Lúcia de Oliveiraⁱ
Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Netoⁱⁱ
Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveiraⁱⁱⁱ

Introdução

A questão da entrada de crianças e adolescentes na força de trabalho é discutida por meio de várias perspectivas teóricas. Em geral, os trabalhos investigam os determinantes da alocação do tempo desses indivíduos entre a escola e o trabalho por meio de estratégias metodológicas diversas (MENEZES-FILHO, 2000; CORSEUIL, SANTOS E FOGUEL, 2000; LEME E WAJNMAN, 2000; KASSOUF, 2000, 2002). Uma abordagem teórica que tem sido pouco explorada na literatura nacional e na internacional é o efeito trabalhador adicional para crianças e adolescentes, ou seja, a entrada dos filhos, em particular, crianças e adolescentes, no mercado de trabalho em decorrência do desemprego do chefe de família.

O efeito trabalhador adicional consiste no impacto do desemprego do chefe de família sobre a oferta de trabalho de outros membros. Tanto na literatura americana quanto na européia, a preocupação maior tem sido com a entrada das esposas no mercado de trabalho em decorrência do desemprego do marido. Na literatura brasileira, o foco também não é diferente. Os poucos estudos identificados buscam verificar a existência deste efeito para esposas, particularmente, no mercado de trabalho metropolitano brasileiro devido à especificidade da base de dados comumente utilizada, a Pesquisa Mensal de Emprego - PME.

Este trabalho visa testar a hipótese do efeito trabalhador adicional para, pelo menos um filho com idade entre 10 e 18 anos no mercado de trabalho, para as regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Salvador, Porto Alegre, São Paulo, Rio de Janeiro e Recife que compõem a área de abrangência da Pesquisa Mensal de Emprego - PME.

O objetivo é contribuir para o aumento de estudos desta natureza na literatura latino americano e, também, inovar ao avaliar o impacto do desemprego dos pais sobre a participação dos filhos na força de trabalho. Assim, a pergunta para a qual se busca a resposta é: existe efeito trabalhador adicional para filhos com idade entre 10 e 18 anos no Brasil metropolitano? A hipótese que se aceita é que existe um efeito trabalhador adicional positivo para filhos com idade entre 10 a 18 anos no Brasil. Entretanto, acata-se, que o efeito para filhos, que será investigado neste trabalho, seja maior do que aquele verificado para o filho mais velho com idade entre 10 e 18 anos (OLIVEIRA, 2005). Espera-se ainda, que o suposto efeito que se espera estimar neste trabalho seja inferior ao verificado para esposas por Fernandes e Felício (2002).

ⁱ Trabalho apresentado no II Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población- ALAP, realizado em Guadalajara – México, de 03 a 05 de setembro de 2006.

ⁱⁱ Professora adjunta do Programa de Mestrado em Planejamento Regional e Gestão de Cidades da Universidade Candido Mendes – UCAM-Campos.

ⁱⁱⁱ Professor titular do Centro de Planejamento Regional – CEDEPLAR da Universidade Federal de Minas Gerais.

ⁱⁱⁱ Professora adjunta Centro de Planejamento Regional – CEDEPLAR da Universidade Federal de Minas Gerais.

Como hipótese adicional deste trabalho é a existência de diferencial por sexo do chefe para o efeito trabalhador adicional de filhos de 10 a 18 anos. Na maior parte dos casos, quando o chefe de família é do sexo masculino, pressupõe-se uma estrutura familiar composta de, pelo menos, um chefe e uma esposa. Em famílias chefiadas por mulheres, geralmente, verificam-se outros laços de parentesco que não os de cônjuge. Sendo isso verdade, pode-se supor, por um lado, que, no caso de famílias chefiadas por homens, o primeiro candidato natural para substituir o chefe desempregado no mercado de trabalho seria a esposa. O segundo candidato natural seria o filho mais velho, no caso de baixa produtividade da esposa no mercado de trabalho. Por outro lado, no caso de famílias chefiadas por mulheres, o primeiro candidato natural para substituir o chefe desempregado no mercado de trabalho seria o filho. Então, supor que efeito trabalhador adicional para filhos de mulheres chefes seja maior do que o efeito para filhos de homens chefes é uma hipótese plausível como mostra a figura 1.

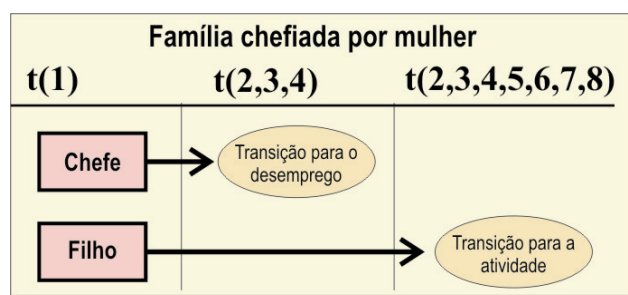


Figura 1 - Hipótese da família chefiada por mulher

Fonte – Elaborada pela autora do artigo.

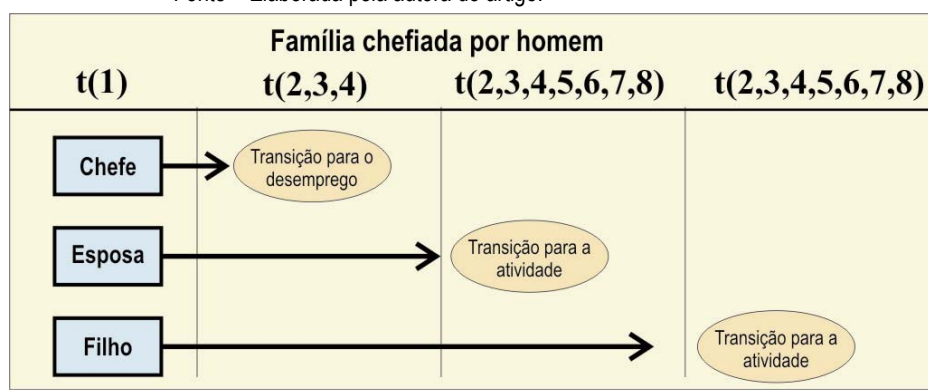


Figura 2 - Hipótese da família chefiada por Homem

Fonte – Elaborado pela autora do artigo.

Seja $[t]$, o mês no qual se inicia a observação do evento, quando o chefe de família se encontra ocupado e o filho inativo. Os três meses subsequentes $[t2, t3$ e $t4]$ referem-se à transição do chefe para o desemprego. A transição do filho para a atividade será investigada em sete períodos de observação, $[t2]$ é o mês imediatamente posterior a $[t1]$ e $[t3]$ a $[t2]$... e $[t8]$ imediatamente anterior a $[t7]$. Entre $[t4]$ e $[t5]$ existe um intervalo de 8 meses.

Assim, estimar-se-á neste trabalho o efeito trabalhador adicional para filhos nas regiões metropolitanas brasileiras cobertas pela PME. Assume-se a existência do efeito positivo e maior do que o verificado para filhos mais velhos em Oliveira (2005), Assume-se, ainda, que o efeito deva ser maior para filhos de chefes do sexo feminino em comparação com os filhos de chefes do sexo masculino.

Complementando esta introdução, na seção dois faz-se uma breve discussão da literatura. Na seção três, descreve-se a metodologia e apresenta-se a fonte de dados utilizada. Na seção

quatro, realiza-se a análise dos resultados encontrados e, na seção cinco, conclui-se à luz dos resultados encontrados.

Antecedentes Teóricos

De acordo com Ehrenberg e Smith (2000), mudanças na produtividade de um dos cônjuges em casa ou no mercado de trabalho podem afetar a decisão básica de oferta de mão-de-obra da família. Como a produtividade doméstica não é afetada pela recessão, é provável que a família considere que esse cônjuge se envolva nas atividades domésticas. Se a esposa antes alocava todo o seu tempo na atividade doméstica, ela não tem sua produtividade no mercado afetada. Assim, a fim de tentar manter o nível anterior de utilidade da família, ela deve substituir o cônjuge nas atividades no mercado, e ele, a ela, nas atividades domésticas enquanto durar a recessão. Se, por um lado, o cônjuge que alocava o seu tempo em atividades no mercado continua a fazer parte da força de trabalho na situação de desempregado, por outro, a partir do momento em que a esposa busca um posto de trabalho no mercado, ela se torna um membro adicional da força de trabalho. Então, em face da queda da renda familiar, o número de membros da família que buscam trabalho no mercado pode aumentar, o que pressiona o mercado de trabalho elevando a taxa de desemprego e exercendo uma pressão descendente sobre os salários.

Como o salário esperado declina em presença de recessão, seja pelo excesso da oferta de mão-de-obra sobre a demanda seja pela menor probabilidade de se obter um emprego durante uma recessão, o custo de oportunidade de investir na procura de trabalho vis-à-vis ficar em casa torna-se alto. Um elevado custo de oportunidade da busca induz os indivíduos a se retirarem da força de trabalho. A redução da força de trabalho pelo desencorajamento tende a agir contra o efeito trabalhador adicional. A pressão sobre os salários e sobre a taxa de desemprego será dependente de qual desses efeitos predomina no mercado (os desencorajados ou os trabalhadores adicionais). À medida que a mulher tende a fazer parte da força de trabalho de uma forma constante, o efeito trabalhador adicional estará confinado aos filhos, possivelmente aos filhos mais velhos (EHRENBERG; SMITH, 2000).

Em grande parte, os estudos do efeito do trabalhador adicional enfocam a entrada da esposa no mercado de trabalho em face de uma situação do desemprego do marido (STEPHEN JR., 2001, SPLETZER, 1995; DORIS, 1999; PRIETO-RODRÍGUEZ e RODRÍGUEZ-GUTIÉRREZ, 2000; GRUBER e CULLEN E, 1996). A existência do efeito trabalhador adicional varia muito entre famílias e entre países. A literatura americana relata a estimação de um efeito trabalhador adicional fraco para os Estados Unidos, ao passo que, na literatura européia, o efeito é praticamente ausente. As explicações citadas na literatura recente, particularmente em Doris (1999), para a ausência do efeito trabalhador adicional de esposas são: em primeiro lugar, os casais, ou os membros da família ou domicílio, que vivem em um mesmo local, estão igualmente expostos aos choques no mercado de trabalho que causam o desemprego do chefe do domicílio. Dessa forma, a oferta do trabalho da esposa ou de outros membros da família é menos provável, seja por restrição da própria oferta ou por desalento devido à baixa receptividade do mercado de trabalho.

Essa explicação é válida também em casos de filhos. Entretanto, deve-se ater ao fato de que, mesmo todos os membros do domicílio estando igualmente expostos aos choques, os efeitos são individuais. Em outras palavras, dependendo do conjunto de características individuais, os indivíduos terão respostas diferenciadas do mercado de trabalho.

Em segundo lugar, os casais podem ter uma união do tipo *assortative mating*, que pressupõe que o casamento ordena os indivíduos de acordo com as características relevantes para a oferta de trabalho, tais como nível educacional e preferência por trabalho no mercado.

Admitindo-se que os casais tenham união *assortative mating*, possivelmente, tenderão a reproduzir características semelhantes. Desde que respeitados as etapas inerentes ao ciclo de vida.

Em terceiro lugar, o tempo de maridos e esposas alocado ao lazer pode ser mais complementar do que substituto. Isso é particularmente relevante para casais mais velhos, se eles consideram o desemprego do marido como uma aposentadoria precoce, embora não planejada.

No caso dos filhos, o tempo de lazer deles só seria complementar ao do pai quando mais novos. Acima de uma determinada idade, possivelmente a que marca a passagem da infância para a adolescência, o tempo de lazer dos filhos tenderia a ser substituto ao dos pais.

Em quarto lugar, as mulheres podem relutar em assumir o papel de arrimo de família devido a preconceitos culturais que podem causar instabilidade emocional do chefe de família por causa de estereótipos como *mantido pela esposa* associado a esse tipo de situação em algumas culturas.

Essa explicação está muito relacionada a fatores culturais e também defasada no tempo, pois, em países desenvolvidos, onde as relações matrimoniais pressupõem um contrato de igualdade de gênero, a decisão de oferta de trabalho entre os casais está mais relacionada à produtividade de cada um no mercado ou no domicílio. Além disso, as mulheres estão cada vez mais engajadas no mercado de trabalho de forma permanente, compatibilizando, inclusive com as funções reprodutivas. No caso dos filhos essa explicação também não se aplica, pois existe uma cultura de apoio dos filhos em relação aos pais, que perpassa várias sociedades. Assim, pode não ser natural, em algumas sociedades, o chefe do sexo masculino ser *mantido* pela esposa. Entretanto, é normal que, independentemente do sexo, ambos sejam mantidos pelos filhos.

Em quinto lugar, a mulher pode tomar suas decisões de acordo mais com considerações dinâmicas do que estáticas, ou seja, ela pode considerar que não vale a pena investir numa busca por trabalho se ela acredita que o desemprego de seu marido não durará um período tão longo, dado que ela sairá da ocupação assim que o marido retorne ao mercado e as condições de renda e consumo voltem ao normal no domicílio.

Em sexto lugar, em um contexto dinâmico, pode haver uma demora em conseguir casar a oferta desejada de trabalho com a demanda no mercado. Assim, o custo de oportunidade da procura torna-se alto, particularmente, se for necessário contar com arranjos alternativos de suporte e cuidados a crianças.

Em sétimo lugar, programa de compensação de renda como o seguro substitui ou suaviza o efeito da perda de renda e consumo, o que funciona como um fator desestimulador da entrada no mercado de trabalho.

Tal explicação se aplica com grande propriedade no caso de filhos, especialmente aqueles em idade escolar. Programas de compensação de renda, de transferências de renda ou de suavização da queda da renda familiar *per capita*, como seguro desemprego e bolsa família, podem agir contra o efeito trabalhador adicional para filhos.

Por fim, em oitavo lugar, sistemas de seguridade social que providenciam renda em caso de desemprego como são os *means tested* podem desencorajar o trabalho das esposas.

Verificou-se uma escassez no Brasil de trabalhos que procuram testar a hipótese do trabalhador adicional. Schmitt e Ribeiro (2003) testam a hipótese do trabalhador adicional para as esposas da Região Metropolitana de Porto Alegre - RMPA. Os autores utilizam um modelo econométrico que isola o efeito de outras variáveis na participação das mulheres na força de trabalho. Verificou-se que a hipótese do efeito trabalhador adicional é válida para explicar o comportamento das mulheres casadas no que se refere à decisão de participar da força de trabalho. No entanto, a motivação mais forte para a entrada das esposas na força de trabalho é a queda da renda do marido e, não, a perda do emprego.

O trabalho desenvolvido por Fernandes e Felício (2002) utiliza os painéis rotativos da Pesquisa Mensal de Emprego – PME - para identificar o efeito trabalhador adicional para esposas nas regiões metropolitanas de São Paulo, Porto Alegre, Rio de Janeiro, Recife, Salvador e Belo Horizonte. Os resultados evidenciam um efeito trabalhador adicional positivo mesmo sem considerar o motivo da transição para o desemprego. Entretanto, o efeito é ainda mais significativo quando a transição do marido para o desemprego é involuntária, ou seja, por demissão de empregos formais e informais. Os autores registram ainda que o efeito estimado no trabalho é superior ao verificado para a economia americana, o que evidencia uma certa dificuldade das famílias brasileiras em adotar medidas para minimizar os efeitos das flutuações de renda e consumo em período de desemprego do chefe de família.

O trabalho de Oliveira (2005) adaptou a metodologia aplicada por Fernandes e Felício (2002) e estimou o efeito trabalhador para o filho mais velho com idade entre 10 e 18 anos, não identificando o efeito trabalhador adicional significativo para filhos no Brasil.

A questão da oferta de trabalho da família no Brasil metropolitano foi pioneiramente investigada por Jatobá (1990). Contudo, o trabalho de Jatobá (1990) investiga a participação da família no mercado de trabalho por meio da Taxa de Participação da Família na Força de Trabalho - TPFFT. Essa taxa é a razão dos membros das famílias com mais de 10 anos de idade que estejam ativos sobre o total dos membros em idade ativa. O autor analisa a resposta dessa taxa ao comportamento do mercado de trabalho. Considerando que o estudo utiliza dados agregados e sem a perspectiva longitudinal, não é de natureza comparável com esse trabalho. Ressalta-se, porém, que o autor identifica uma associação negativa entre a renda do chefe e a taxa de participação da família no mercado de trabalho. Isso indica que a família compensa o baixo potencial de ganho do chefe no mercado com o aumento da oferta familiar de trabalho.

Não se verificou a existência de nenhum trabalho na literatura nacional que investigasse a entrada de filhos no mercado de trabalho em substituição ao trabalho do chefe de família em situação de desemprego. Todavia, registra-se um trabalho desenvolvido por Duryea, Lam e Levison (2003), que utiliza dados longitudinais para analisar os impactos dos choques econômicos sobre as transições da escola para o trabalho de jovens de 10 a 16 anos, nas seis regiões metropolitanas do Brasil cobertas pela PME. Por meio da construção de painéis rotativos com os dados da PME, similar aos painéis construídos neste trabalho, os autores compararam os domicílios nos quais os chefes homens tornaram-se desempregados durante um período de quatro meses com os domicílios nos quais homens permaneceram empregados no mesmo período. As regressões de probito bivariado utilizadas no trabalho indicaram que o choque provocado pelo desemprego do chefe aumenta significativamente a probabilidade de que a criança entre no mercado de trabalho e diminui a probabilidade de que a criança continue na escola. Os efeitos encontrados foram significativos, chegando a aumentar em 60% a probabilidade de jovens de 16 anos, do sexo feminino, entrar na força de trabalho. Entre os achados, os autores destacam que os choques em anos consecutivos não apresentaram efeitos significativos, o que sugere que os resultados estão isentos de características de domicílios que experimentaram o choque de desemprego, não observáveis. Os resultados sugerem que

alguns domicílios não estão aptos a absorver choques econômicos de curto prazo, o que provoca consequências negativas para as crianças.

Dados e Metodologia

Metodologia

Neste trabalho, o modelo aplicado por Fernandes e Felício (2002) e adaptado por Oliveira (2005) e será modificado para incorporar alterações propostas pela autora. A pergunta para a qual se busca uma resposta é: qual seria a proporção de filhos inativos, cujos chefes de família tornaram-se desempregados, que transitariam para a força de trabalho mesmo que o chefe mantivesse a situação de empregado? A diferença entre essa taxa e a taxa real observada (chefe tornou-se desempregado) seria a medida do efeito trabalhador adicional.

$$\delta_t = \Pr(A_i = 1 | D_i = 1, L_i = 1, t = t) - \Pr(A_i = 1 | D_i = 0, L_i = 1, t = t)$$

δ = Efeito trabalhador adicional para filhos inativos e chefes empregados no tempo t , cujos chefes tornaram-se desempregados em t_2 , t_3 ou t_4 .

A_i = Variável que é igual a 1 quando o filho da família i transita força de trabalho no tempo t_2 , t_3 , t_4 , t_5 , t_6 , t_7 , ou t_8 e 0 quando não transita.

D_i = Variável que é igual a 1 quando o chefe da família i se torna desempregado em $t+1$ e 0 quando não transita.

L_i = Variável que é igual a 1 para os filhos cujos chefes de família tornaram-se, de fato, desempregados em t_2 , t_3 ou t_4 e 0 para aqueles filhos cujos pais permaneceram empregados em t_2 , t_3 , t_4 , t_5 , t_6 , t_7 , ou t_8 .

t = período de tempo no qual os filhos são observados inativos e os pais trabalhando.

Considerando T o período sob análise, o efeito a ser identificado é $\delta_T = E(\delta_t | t \in T)$. Não é possível estimar concomitantemente a probabilidade de transição para a atividade, de filhos cujos pais se tornaram desempregados e a mesma probabilidade na hipótese de o pai permanecer empregado. A estratégia de estimação utilizada em Fernandes e Felício (2002) e replicada em Oliveira (2005) será a mesma empregada neste trabalho, ou seja, utilizar a transição para a atividade dos filhos cujos pais não deixaram o trabalho como grupo de controle para representar os filhos no grupo-tratamento que transitariam para a atividade mesmo se os pais não se tornassem desempregados. A validade dessa estratégia depende de quão bem esses grupos são homogêneos em uma situação não observável, na qual o chefe permanece empregado. Na verdade, pressupõe-se homogeneidade nas características individuais e familiares dos grupos refletidas no conjunto de variáveis que determinam o processo de transição dos filhos para a atividade. Se W é o conjunto de variáveis relevantes, observáveis ou não, para determinar a $\Pr(A_i=1|D_i, t)$, a fórmula anterior pode ser reescrita como se segue:

$$\Pr(A_i = 1 | W, D_i = 0, L_i = 1, t = t) = \Pr(A_i = 1 | W_i, D_i = 0, L_i = 0, t = t) \text{ e}$$

$$\delta_{wt} = \Pr(A_i = 1 | W, D_i = 1, L_i = 1, t = t) - \Pr(A_i = 1 | W_i, D_i = 0, L_i = 0, t = t) \text{ e}$$

δ_{wt} é o efeito trabalhador de filhos no grupo de tratamento em t com características W .

$$\delta_t = E(\delta_{wt} | t = t) \text{ e } \delta_T = E(\delta_{wt} | t \in T)$$

Esta estratégia de identificação admite dois pressupostos: 1. é que o grupo de variáveis relevantes W pode ser bem representado pelo conjunto de variáveis observáveis, X , e da região do domicílio, r ; 2. as probabilidades de transição podem ser representadas pela seguinte função que enfatiza a dependência funcional entre a probabilidade e a variável preditora Z .

$$\Pr(A_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}}$$

$$Z_i = \alpha + \beta D_i + X_i \Omega + \lambda_i + \eta_r$$

Substituindo tem-se:

$$\Pr(A_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta D_i + X_i \Omega + \lambda_i + \eta_r)}}$$

X_i representa um vetor de famílias com características observáveis

λ_i e η_r são variáveis controle de tempo e região.

Se o efeito trabalhador adicional existe, espera-se um sinal positivo para o coeficiente β , indicando que o fato de o chefe transitar para o desemprego aumenta a chance de o filho transitar para a atividade em $(\exp(\beta)-1)*100$ em relação à chance de ele não transitar. Uma vez conhecidos os coeficientes estimados do modelo, pode-se obter, para cada amostra de filhos, a estimativa da probabilidade de transição para o mercado de trabalho nas situações nas

quais $D_i=j$ ($j = 0,1$) mantidas constantes as características da amostra. Assim, $\hat{\delta}_T = \hat{P}_1 - \hat{P}_0$, $\hat{P}_j$ são as probabilidades médias de transição estimadas para filhos cujos pais tiveram sua experiência de transição em $D_i=j$.

A propriedade da função logística definida anteriormente, é que quando Z se torna infinitesimalmente negativo, e^{-Z} se torna infinitesimalmente grande, assim a probabilidade de transição se aproxima de zero. Quando Z se torna infinitesimalmente positivo e^{-Z} se torna infinitesimalmente pequeno, logo a probabilidade de transição para a atividade se aproxima da unidade. Se $Z=0$, $e^{-Z}=1$ e a probabilidade de transição é igual a 0,5.

Variáveis selecionadas e os modelos testados

Boa parte dos resultados obtidos por meio de qualquer modelo implementado está na definição do modelo, ou seja, quais serão as variáveis explicativas que produzem efeitos significantes sobre a variável resposta. Nesse caso, além das tradicionais variáveis usadas nos modelos de participação na força de trabalho, selecionaram-se variáveis que foram julgadas mais relevantes sobre a transição de crianças e adolescentes para a atividade.

Variáveis	Descrição	Mod.1	Mod.2	Mod.3
Transição do Chefe	1, se o chefe de família transitou para o desemprego em t; 0, não transitou.	X	X	X
totalpes	Total de pessoas na família		X	X
idadefil	Idade do filho		X	X
idad2fil	idade do filho ao quadrado		X	X
prop10	Proporção de menores de 10anos na família		X	X
anestpai	Anos de estudos do chefe		X	X
sexfil	1, se o filho é homem; 0 se é mulher		X	X
Dummies de UF	Regiões metropolitanas de abrangência da PME, SP omitida.		X	X
Mes	Variável categórica: janeiro=M1 ...dezembro=M,12.		X	X
paidesem	Variável que assume o valor 1, se o pai esteve desempregado em t1, t2, t3, t4, t5, t6, t7 ou t8; 0, outras situações			X
informal	inserção do chefe na ocupação segundo a informalidade: considera informal o chefe empregado sem carteira de trabalho assinada e o conta própria. (1, informal; 0, demais)			X

Figura 3 – Quadro mostrando as variáveis selecionadas para as regressões

Fonte – variáveis criadas pela autora a partir dos dados da PME.

Como os modelos estão aninhados, ou seja, o terceiro incorpora o segundo que incorpora o primeiro, pode-se testar se a adição de variáveis de controle melhora o ajuste do modelo.

Os modelos podem ser especificados da seguinte forma:

Modelo Genérico

$$\Pr(A_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta D + \Omega_i X + \lambda_j Y + \eta_k Z)}}$$

Considerando que

X

Representa um vetor de famílias com características observáveis

Y e Z

Representa os vetores de tempo e região

A estatística para a qual a distribuição da amostra é conhecida é:

$$\begin{aligned}
 -\log(L_1/L_2)^2 &= -2\log(L_1/L_2) \\
 &= -2(\log L_1/\log L_2) \\
 &= (-2\log L_1) - (-2 \log L_2)
 \end{aligned}$$

L_1/L_2 é a razão de verossimilhança e $L_1 < L_2$ não é uma condição restritiva, apenas indica que o modelo 1 está aninhado no modelo 2. O teste é um qui-quadrado, assim, tomando-se os graus de liberdade como a diferença entre o número de coeficientes estimados, consulta-se a tabela de qui-quadrado para verificar se um ajuste é significativamente melhor do que o outro.

Um indicador do ajuste do modelo que pode ser calculado é o pseudo- R^2 utilizando as estatísticas geradas na saída do *software* estatístico.

$$pseudo - R^2 = \frac{2 \log L_1 - 2 \log L_0 - 2k}{-2 \log L_0}$$

L_0 é a verossimilhança para o ajuste do modelo nulo.

L_1 é a verossimilhança para o modelo cujo ajuste está sendo

Dados

A PME é um levantamento estatístico sobre o mercado de trabalho metropolitano no Brasil, cujo objetivo fundamental é fornecer indicadores mensais de emprego e desemprego. A pesquisa revela tendências dos mercados de trabalho de algumas regiões metropolitanas – Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife e Salvador, com base em informações conjunturais. Apesar da cobertura limitada do espaço nacional, considera-se que o comportamento desses mercados de trabalho metropolitano sinalize as condições mais gerais de funcionamento da economia. Para o cálculo de seus indicadores, são utilizadas informações levantadas por meio de uma amostra probabilística de domicílios. O número de unidades domiciliares selecionadas para integrar a amostra total é de cerca de 40.000 a cada mês.

A PME tem uma estrutura de painéis com rotação da amostra, segundo a qual, parte dos domicílios selecionados para a amostra é substituída em cada mês. O procedimento de substituição é o seguinte: é selecionada uma 1ª amostra (Painel A), subdividida em quatro grupos (A1, A2, A3, A4), um a cada semana. Para proceder a uma gradual substituição dos domicílios que compõem a amostra, é selecionada uma 2ª amostra (Painel B), de tamanho idêntico à anterior, sem que haja nenhuma coincidência de domicílios e que também é subdividida em 4 grupos (B1, B2, B3, B4). Este processo é repetido de tal forma a se obter amostras distintas a partir do 3º ano (D1, D2, D3, D4) e assim por diante. Durante quatro meses consecutivos, o domicílio é pesquisado; nos 8 meses subseqüentes é retirado da amostra; após esse período, retorna à amostra, quando é investigado novamente durante quatro meses consecutivos, saindo da amostra definitivamente após esse período. Em consequência dessa rotação, ao final de um ano, isto é, no 13º mês, a amostra é composta pelos domicílios investigados no 1º mês. Portanto, cada domicílio na amostra é entrevistado quatro pares de vezes, com as entrevistas em cada par distanciando-se exatamente um ano uma da outra (WAJNMAN, OLIVEIRA e OLIVEIRA, 1999).

A amostra se constituirá de filhos na idade de 10 a 18 anos inativos na primeira entrevista e de chefes ocupados na primeira entrevista entre 1990 e 2001. O grupo-tratamento será composto pelos filhos que transitaram para a atividade entre a segunda e a oitava entrevistas e cujos chefes transitaram para a situação de ocupados para desempregados entre a segunda e a quarta entrevistas. O grupo-controle será formado pelos filhos que transitaram para a atividade entre segunda e a oitava entrevistas, cujos chefes permaneceram empregados nesse mesmo intervalo de tempo. Outros casos serão excluídos da amostra.

O banco de dados selecionado, segundo as restrições anteriores, resultou numa amostra de 37.686 pares de chefes e filhos. Dentre os chefes, 32.942 são do sexo masculino e 4.744 são do sexo feminino. Dos 32.942 chefes do sexo masculino que compõem a amostra 1.148 (3,0%) do total transitaram para o desemprego entre a primeira e a quarta entrevista. Entre as mulheres, o número absoluto das transições foi de apenas 172 (0,5%).

Da amostra total de filhos 6.742 (17,88%) transitaram para a atividade entre t2 e t8 e o restante 30.954 (82,13%) não transitou como se vê na figura 4.

O grupo-controle, que representa o total de filhos que transitaram para a atividade em t2, t3, t4, t5, t6, t7 ou t8 cujos chefes de família mantiveram-se empregados em todo o período, totalizaram 6.422 indivíduos. O grupo-tratamento, ou seja, filhos que transitaram para a atividade entre t2 e t6, cujos pais efetivamente tornaram-se desempregados em t2, t3 ou t4 constituem 289 indivíduos. Quando se desagrega por sexo do pai, apenas 47, desses 172 indivíduos, é membro de família chefiada por mulher. Sendo assim, os dados sinalizam que os filhos transitam para a atividade, em grande maioria, independentemente da transição do chefe de família para o desemprego.

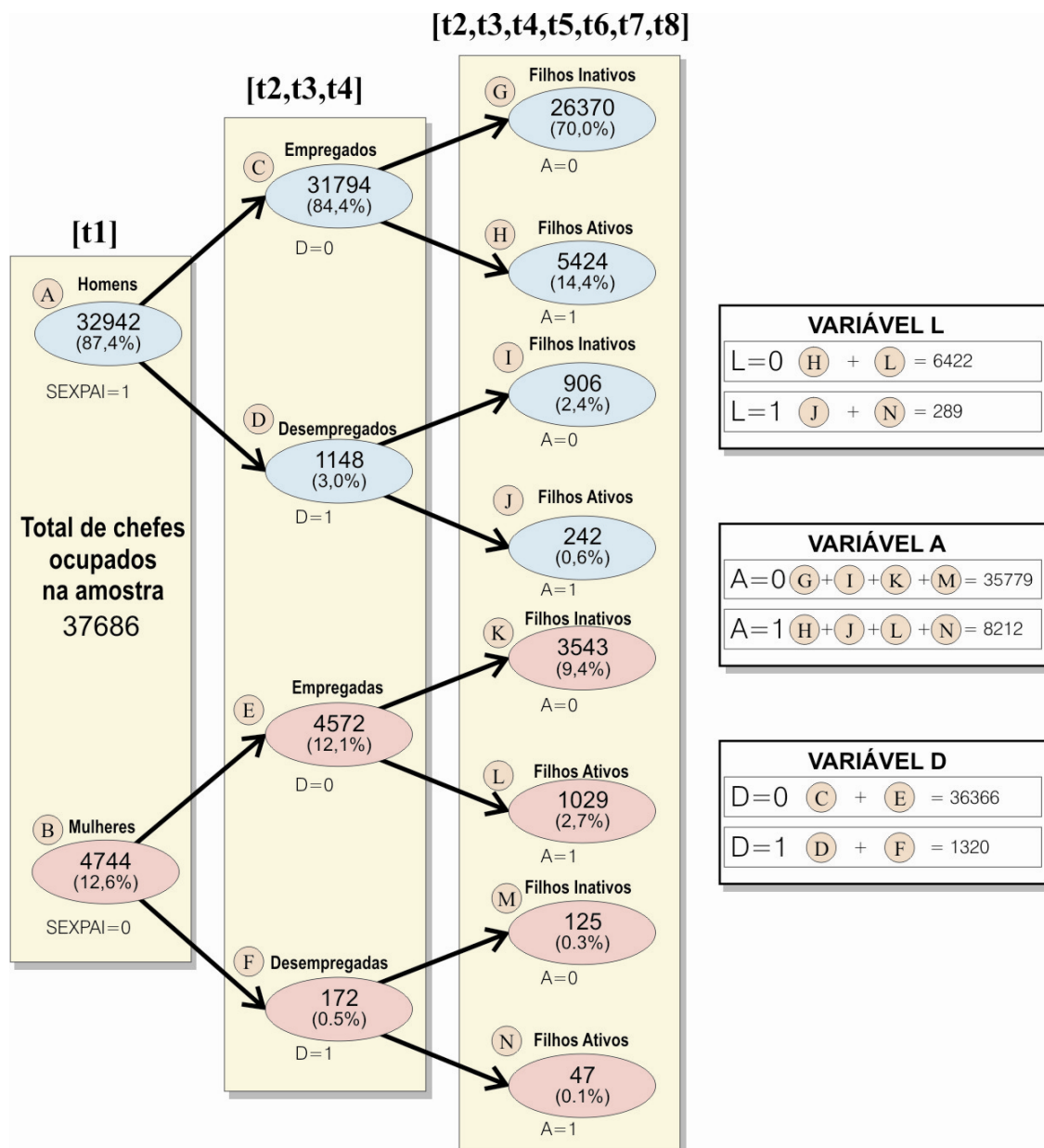


Figura 4 – Quadro mostrando as variáveis selecionadas para as regressões
Fonte – Elaborado pelos autores.

Resultados

Foram estimados três modelos para os chefes do sexo masculino e três modelos para os chefes do sexo feminino (tabela 1). No primeiro modelo, não foram incluídas variáveis de controle, apenas aquela que indica se o chefe transitou para o desemprego no tempo t1. No segundo modelo, foram incluídas as variáveis de características demográficas e individuais, como também variáveis *dummies* de UF e uma variável categórica dos meses de realização da pesquisa. No terceiro modelo foram acrescentadas duas variáveis que refletem a situação ocupacional do chefe, se o chefe esteve desempregado, considerando todo o período e chefe inserido no setor informal da economia (ver figura 3).

Nos modelos 1 e 2, a variável de transição do chefe foi positiva e significativa estatisticamente para ambos os sexos, ou seja, o fato de o chefe transitar para o desemprego aumenta a chance de o filho se tornar ativo. Note-se que no modelo 3, a inclusão da variável *paidesem* e *informal* anulam a significância estatística da transição do chefe para o desemprego sobre a probabilidade de o filho ingressar na força de trabalho. Como a variável *paidesem* aumenta o espaço de tempo de transição do chefe para o desemprego, a variável assume uma maior significância. Com isso, pode-se supor que a fixação do ponto, ou intervalo, de transição do chefe limita a captação do efeito.

As variáveis *totapes*, *idadefil*, *prop10* são significantes e positivas, ou seja, contribuem positivamente para o aumento da probabilidade de transição do filho para o mercado de trabalho. Isto se verifica tanto para homens quanto para mulheres nos modelos 2 e 3.

A variável *sexfil* é significativa e positiva, indicando que o filho homem tem maior chance de transitar para o mercado de trabalho em relação às filhas. Este resultado é coerente dado ao perfil de entrada de homens e mulheres no mercado de trabalho. A variável *anestpai* é negativa e significativa estatisticamente para homens e mulheres e produz o resultado esperado, ou seja, uma maior escolaridade do chefe de família diminui a chance de transição do filho a atividade.

O efeito de região só é significativo para homens em Pernambuco e apresenta coeficiente negativo, indicando que, em relação a São Paulo, a unidade da federação diminui a chance de transição do filho para o mercado de trabalho. A variável de tempo só produz efeito no caso de chefes homens. Em comparação com a variável de referência (M12, dezembro) o mês de março (*M3*) aumenta a chance de o filho transitar para o mercado de trabalho, enquanto setembro (*M9*) diminui.

O pseudo- R^2 estimado indica fraco ajuste revelando o baixo poder preditivo das variáveis explicativas sobre a variável resposta, embora a maior parte das variáveis incluídas nos modelos tenham sido significantes estatisticamente.

Tabela 1 – Estimativas da regressão logística para os três modelos ajustados

	Homem						Mulher					
	Mod. 1		Mod. 2		Mod. 3		Mod. 1		Mod. 2		Mod. 3	
	Coef.	P_valor	coef.	P_valor	coef.	P_valor	Coef.	P_valor	coef.	P_valor	coef.	P_valor
Constante	-1,581	0,000	-14,741	0,000	-14,819	0,000	0,000		-11,990	0,000	-12,182	0,000
Transição do Chefe	0,261	0,000	0,285	0,001	0,091	0,398	0,258	0,139	0,453	0,027	0,025	0,928
totalpes	-	-	0,058	0,000	0,059	0,000	-	-	0,054	0,004	0,059	0,002
idadefil	-	-	1,254	0,000	1,251	0,000	-	-	0,961	0,002	0,956	0,002
idad2fil	-	-	-0,024	0,000	-0,024	0,000	-	-	-0,015	0,141	-0,015	0,154
prop10	-	-	0,926	0,000	0,896	0,000	-	-	1,119	0,000	1,039	0,000
anestpai	-	-	-0,137	0,000	-0,135	0,000	-	-	-0,139	0,000	-0,136	0,000
sexfil	-	-	0,736	0,000	0,737	0,000	-	-	0,740	0,000	0,744	0,000
MG			-0,151	0,152	-0,162	0,125			0,105	0,681	0,093	0,717
RJ			0,034	0,516	0,028	0,592			0,093	0,508	0,114	0,419
PE			-0,448	0,001	-0,466	0,001			-0,565	0,083	-0,559	0,087
BA			-0,004	0,976	-0,031	0,803			-0,076	0,735	-0,130	0,568
RS			-0,258	0,073	-0,286	0,047			-0,361	0,266	-0,343	0,292
M1			-0,038	0,608	-0,032	0,663			-0,114	0,545	-0,129	0,493
M2			0,013	0,819	0,010	0,857			-0,160	0,251	-0,177	0,206
M3			0,134	0,008	0,134	0,008			0,179	0,175	0,204	0,124
M4			0,065	0,228	0,066	0,222			0,017	0,899	0,025	0,855
M5			-0,050	0,307	-0,051	0,302			-0,344	0,006	-0,359	0,004
M6			-0,029	0,588	-0,028	0,594			-0,042	0,759	-0,065	0,632
M7			0,021	0,692	0,017	0,740			-0,089	0,480	-0,084	0,507
M8			0,000	1,000	0,003	0,941			0,123	0,264	0,127	0,252
M9			-0,154	0,001	-0,152	0,001			-0,087	0,415	-0,096	0,372
M10			-0,041	0,581	-0,043	0,566			0,128	0,502	0,169	0,376
M11			0,078	0,278	0,074	0,304			0,160	0,327	0,176	0,283
paidesem					0,197	0,006					0,463	0,016
informal					0,198	0,000					0,289	0,000
Tamanho amostra	32.942		31.573		31.573		4.744		4.394		4.394	
Teste qui-quadrado	12		5.920		5.961		2		993		1.010	
Pseudo R2	0,039		19,921		20,061		0,041		20,304		20,655	

Fonte – Elaborado pelos autores.

O valor estimado a partir das diferenças entre as médias das probabilidades de transição para os grupos tratamento e controle revelam a existência de um efeito trabalhador adicional positivo (ver tabela 2). Os valores apresentados na tabela 3, estimados por Oliveira (2005) revelam que as alterações implementadas no modelo aumentaram significativamente o efeito trabalhador adicional em valores absolutos e relativos, inclusive com reversão de sinal. Ressalta-se também que o efeito verificado é bastante aquém daquele estimado para esposas em Fernandes e Felício (2002), apresentado na tabela 4. Estes resultados corroboram com a hipótese de que efeito trabalhador adicional é maior para esposas em comparação ao efeito estimado para filhos.

Tabela 2 – Estimativas do efeito trabalhador adicional para filhos

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher
Transição do chefe=0	17,060	22,507	33,630	40,808	32,065	39,179
Transição do chefe=1	21,082	27,327	37,400	45,668	36,260	43,808
Diferença	4,022	4,820	3,770	4,861	4,195	4,628
Variação percentual	23,578	21,417	11,209	11,911	13,083	11,813

Fonte – Elaborado pelos autores.

Tabela 3 – Estimativas do efeito trabalhador adicional para o filho mais velho

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher
Transição do chefe=0	7,180	9,650	16,670	20,700	22,540	26,320
Transição do chefe=1	8,870	7,690	18,170	10,290	24,040	22,360
Diferença	1,690	-1,950	1,490	-10,420	1,500	-3,960
Variação percentual	23,538	-20,230	8,950	-50,320	6,650	-15,030

Fonte – Oliveira (2005)

Tabela 4 – Estimativas do efeito trabalhador adicional para esposas

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Transição do marido=0	16,18	18,12	20,51
Transição do Marido=1	28,17	28,11	28,15
Diferença	12,00	12,00	7,64
Variação percentual	74,14	74,14	37,27

Fonte – Fernandes e Felício (2002)

Considerações finais

Ao contrário do resultado verificado em Oliveira (2005) a variável de transição do chefe foi significativa estatisticamente indicando que a transição do chefe para o desemprego aumenta a chance de o filho entrar no mercado de trabalho. Isto evidencia a existência de um efeito trabalhador adicional positivo.

A flexibilização das restrições adotadas em Oliveira (2005) conseguiram minimizar o problema de redução demasiada da amostra. No presente estudo foram considerados qualquer filho, entre 10 e 18 anos, que transitasse para o mercado de trabalho, não se prendendo a apenas a transição do filho mais velho,

Não se pode corroborar a hipótese da existência de um efeito trabalhador adicional maior para chefes mulheres, pois, em todos os modelos estimados, a diferença a favor das mulheres foi irrisória. Em que pese a chefia de domicílios feminina estar associada à pobreza, a transição do filho para o mercado de trabalho não parece apresentar seletividade pelo sexo do chefe. A hipótese de que efeito trabalhador adicional de filhos é inferior ao de esposas é bastante plausível e pode-se considerar que essa hipótese foi corroborada.

Entretanto, algumas modificações ainda podem ser adicionadas ao modelo. Considerar a hipótese de que a oferta de trabalho adicional por parte da família ocorra não somente em função do desemprego do chefe, mas principalmente em virtude da queda da renda familiar. Como, para a média da população brasileira, a transição para a inatividade está relacionada à queda de renda, esta transição pode ser incorporada na variável D, de transição do chefe para o mercado de trabalho.

As transições entre os estados na força de trabalho é um evento dinâmico, ou seja, a todo o momento existem fluxos de trabalhadores transitando entre a ocupação, desemprego e inatividade. Dessa forma a fixação de apenas um ou dois pontos de transição do chefe para o desemprego ou outro estado na força de trabalho impede que se capte o efeito proveniente de todas as transições. Assim, dever-se-ia fixar apenas o ponto inicial de observação e considerar as transições em todos os demais pontos dos painéis.

Além do desenvolvimento metodológico, estudos dessa natureza podem contribuir para o planejamento de políticas públicas de educação e primeiro emprego, uma vez que se pode incorporar outras variáveis de características familiares e individuais que podem ter poder preditivo da transição compulsória de jovens para o mercado de trabalho.

Referências bibliográficas

CORSEUIL, C., SANTOS, D. D., FOGUEL, M. N. Decisões críticas em idades críticas: a escolha de jovens entre estudo trabalho em seis países da América Latina. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu, MG. *Brasil 500 anos: mudanças e continuidades*. Belo Horizonte: ABEP, 2000. 24p. (Disponível em CD-ROM)

DORIS, A. *Means testing disincentives and the labour supply of the wives of unemployed men: results from a fixed effects model*. Maynooth: National University of Ireland, 1999. Disponível em: <<http://www.nuim.ie/academic/economics/pdf/N930999.pdf>>. Acesso em: 30 maio 2004.

DURYEA, S., LAM, D., LEVISON, D. *Effects of economic shocks on children's employment and schooling in Brazil*. Ann Arbor: University of Michigan, Population Study Center, 2003. 37p. (PSC Research Report, n.03-541) Disponível em: <<http://www.psc.isr.umich.edu/pubs/pdf/rr03-541.pdf>>

EHRENBERG, R. G., SMITH, R. S. *A moderna economia do trabalho: teoria e política pública*. 5.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 794p.

FERNANDES, R Estratégias de sobrevivência do trabalhador desempregado. In: CHAHAD, J. P. Z., PICCHETTI, P. A.(Orgs.) *Mercado de trabalho no Brasil: padrões de comportamento e transformações institucionais*. São Paulo: Ltr, 2003. p.27-56.

FERNANDES, R., FELÍCIO, F. O ingresso de esposas na força de trabalho como resposta ao desemprego dos maridos: uma avaliação para o Brasil metropolitano. In: CHAHAD, J. P. Z., MENEZES-FILHO, N. A. (Orgs.) *Mercado de trabalho no Brasil: salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças*. São Paulo: Ltr, 2002. p.79-96.

GIVISIEZ, G. H., RIOS-NETO, L. E. G., OLIVEIRA, E. L. *Demographic demand for household: an application of headship method based in age period cohorts models*. (Paper presented at the XXV International Population Conference, Tours – France, 2005, July 18-23)

GRUBER, J., CULLEN, J. B. *Spousal labor supply as insurance: does unemployment insurance crowd out the added worker effect?* Cambridge, MA.: NBER, 1996. 43p. (Working Paper, n.5608) Disponível em <<http://www.nber.org/papers/w5608.pdf>>. Acesso em: 30 maio 2004.

JOTOBÁ, J. A família na força de trabalho: Brasil metropolitano – 1978-1986. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 7, 1990, Caxambu. *Anais*. Campinas: ABEP, 1990. p.147-174. Disponível em: <<http://www.abep.org.br>>. Acesso em: 15 dezembro 2004.

KASSOUF, A. L. O efeito do trabalho infantil para os rendimentos dos jovens, controlando o background familiar. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13, 2002, Ouro Preto, MG. *Violências, o estado e a qualidade de vida da população brasileira: anais*. Belo Horizonte: ABEP, 2002. (Disponível em CD-ROM)

KASSOUF, A. L. Trabalho infantil: escolaridade x emprego. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28, 2000, Campinas-SP. *Anais*. Campinas: ANPEC, 2000. (Disponível em CD-ROM)

LEME, M. C. S., WAJNMAN, S. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambu, MG. *Brasil 500 anos: mudanças e continuidades*. Belo Horizonte: ABEP, 2000. 22p. (Disponível em CD-ROM).

OLIVEIRA, Elzira Lúcia. Efeito Trabalhador Adicional para Filhos no Brasil In: *Transições: três aplicações a partir de dados das pesquisas domiciliares no Brasil*, Belo Horizonte: CDEPLAR, 2005. (Tese, doutorado em Demografia).

PRIETO-RODRÍGUEZ, J., RODRÍGUEZ-GUTIÉRREZ, C. *Participation of married women in the labour market and the 'added worker effect' in Europe*. Luxembourg: IRISS, 2000. 30p. (Working Paper, n.12) Disponível em: <<http://www.ceps.lu/iriss/documents/irisswp15.pdf>>. Acesso em: 30 maio 2004.

SCHMITT, C., RIBEIRO, E. P. *Participação feminina na força de trabalho e o efeito trabalhador adicional em Porto Alegre*. 2003. 26p. Disponível em: <<http://www.ufrgs.br/ppge/textos-para-discussao.asp?ano=2003>>. Acesso em: 28 maio 2004.

SPLETZER, J. R. *Reexamining the added worker effect*. 1995. (spletzer_j@bls.gov) versão em Word enviada pelo autor para a autora do artigo (elziralucia@terra.com.br) em 01/06/2004)

STEPHENS J. R. M. *Worker displacement and the added worker*. Cambridge, MA.: NBER, 2001. 46p. (Working Papers, n.8260) Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8260>>. Acesso em: 28 maio 2004.