

Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes*

LUIZ GUILHERME SCORZAFAVE**
NAÉRCIO AQUINO MENEZES-FILHO***

Recentemente tem-se procurado um melhor entendimento do mercado de trabalho brasileiro, a partir do acesso aos microdados das PNADs, PMEs e outras pesquisas. Neste artigo analisamos a questão da evolução da participação feminina no mercado de trabalho entre 1982 e 1997. Os resultados apontam para um forte aumento nas taxas de participação feminina, principalmente para as mulheres com 1 a 11 anos de estudo. Os principais determinantes desse aumento foram a diminuição da proporção de mulheres menos educadas na força de trabalho e o aumento na participação das mulheres cônjuges e mais “velhas”.

1 - Introdução

Este estudo surgiu de um interesse crescente nas rápidas e profundas transformações do papel da mulher na economia, na família e na sociedade nos últimos anos. Quantificar relações muitas vezes já descritas intuitivamente ou na teoria foi parte de um esforço para melhorar a compreensão sobre o papel da mulher em sua relação com o trabalho. Dentre as inúmeras questões passíveis de estudo, relacionadas à inserção da mulher no mercado de trabalho, vamos nos concentrar na sua decisão de participar ou não desse mercado. Para tanto, utilizaremos como variável-chave deste estudo a Taxa de Participação na Força de Trabalho (TPFT). Procuraremos abordar como tem evoluído a participação no mercado de trabalho de mulheres de diferentes gerações e com níveis educacionais diversos.

O principal objetivo do estudo é tentar descrever e quantificar o crescimento das taxas de participação feminina nos últimos anos no Brasil e apontar fatores que possam estar atuando de maneira mais ou menos intensa nessa decisão em diferentes períodos do tempo. Tentando dar uma resposta a essas questões, vamos nos concentrar em um período de tempo relativamente curto — 15 anos.

* Os autores agradecem a Renata del Tedesco e Fabiana de Felicio, da FEA/USP, pela excelente assistência de pesquisa. Agradecem ainda aos participantes do Seminário Acadêmico das Sextas-Feiras (USP) e do 28º Encontro de Economia da Anpec. Naércio agradece ao CNPq pela bolsa produtividade.

** Da USP e Facesp.

*** Da USP.

O estudo está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 faz uma breve resenha das literaturas teórica e empírica que buscam explicar a oferta de trabalho dos indivíduos. Nesse ponto, procuraremos mostrar os aspectos que diferenciam a decisão de homens e mulheres quanto a participar do mercado de trabalho. A Seção 3 descreve o comportamento da TPFT dos homens e das mulheres brasileiras ao longo das décadas de 80 e 90. Primeiramente, discutiremos a evolução da participação por grupos etários e de educação. Essa abordagem nos permitirá separar os indivíduos em coortes (gerações) e analisar o comportamento da participação de uma mesma geração ao longo do tempo (análise dentro das coortes), bem como comparar a TPFT de gerações distintas na mesma idade (análise entre coortes). Dessa forma, buscaremos entender como o comportamento de cada geração se distingue das demais. A Seção 4 desenvolve um modelo que procura explicar a decisão das mulheres de participar ou não do mercado de trabalho. Quer dizer, procuraremos identificar como cada variável atua no processo de decisão da participação em diferentes períodos. Em seguida, vamos expor uma metodologia que permite separar o diferencial de participação observado entre dois períodos entre uma parcela explicada pela mudança nas características observáveis dos indivíduos (mudança nas variáveis) e uma parcela decorrente dos efeitos das variáveis em termos da participação nos diferentes períodos (mudança nos coeficientes). Esse método é semelhante à consagrada decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), muito utilizada em estudos de diferenças salariais entre raças e sexos. Por fim, comparamos o resultado dessa decomposição com a de Oaxaca-Blinder, com o objetivo de verificar a robustez dos resultados obtidos. Finalmente, a Seção 5 apresenta as observações finais.

2 - TPFT: uma breve revisão teórica e empírica

Quando pensamos na decisão de participação no mercado de trabalho, sabemos que ela está intimamente ligada à oferta de trabalho. Portanto, vamos descrever brevemente a teoria neoclássica de oferta de trabalho, identificando os fatores que influenciam nessa decisão. Em seguida, discutiremos algumas questões ligadas aos métodos de estimação de equações de oferta de trabalho. Nossa objetivo é dar uma fundamentação para o modelo que estimamos na Seção 4. Essa análise baseia-se fundamentalmente em Berndt (1996). Comecemos pela literatura teórica.

Na teoria neoclássica, a decisão de oferta de trabalho é tomada em um contexto de maximização de utilidade dos indivíduos, em que os argumentos da função utilidade são quantidade de bens (G) e horas de lazer (L). A maximização está sujeita a uma restrição orçamentária, que é afetada pela renda não-oriunda do trabalho (V), pelo tempo (T), pelo preço dos bens (P_G) e pelo preço do lazer (P_L). Formalmente:

$$\text{Max } U(G, L)$$

sujeito a:

$$P_G G = P_L(T - L) + V$$

onde T é o número total de horas disponíveis. Note-se que o número de horas trabalhadas (H) é definido como $H = T - L$. A restrição orçamentária mostra que os gastos com bens deve igualar a soma da renda do trabalho e a renda não derivada do trabalho.

Da condição de primeira ordem do problema de maximização, obtemos:

$$\frac{\partial U / \partial L}{\partial U / \partial G} = TMS_{GL} = \frac{P_L}{P_G}$$

ou seja, a razão das utilidades marginais (que é igual à taxa marginal de substituição entre os bens) é igual aos preços relativos. Graficamente, essa condição implica a condição de tangência da curva de indiferença e da restrição orçamentária. Nesse ponto de tangência, são determinados o número de horas trabalhadas e a quantidade de bens a ser consumida. Entretanto, note-se que essa condição só é satisfeita no caso de soluções interiores, em que $L < T$ e $H > 0$. Para compreendermos a decisão de participação, devemos considerar a solução de canto, ou seja, onde a curva de indiferença toca a restrição orçamentária em um ponto tal que $L = T$ e $H = 0$. Quer dizer, o indivíduo, aos preços relativos vigentes, está disposto a ofertar zero hora de trabalho. Nesse caso, ocorre que $TMS_{GL} > P_L/P_G$, ou seja, a satisfação de uma hora adicional de lazer é maior do que o preço relativo do lazer, fazendo com que o indivíduo não participe. Em uma solução de canto como essa, a TMS_{GL} pode ser vista como o salário de reserva do indivíduo, isto é, quanto o indivíduo exige de remuneração adicional para abrir mão de uma hora de lazer, quando não está trabalhando. Dessa forma, podemos definir a regra de participação na força de trabalho do seguinte modo: o indivíduo participa da força de trabalho sempre que o salário de mercado (P_L) exceder seu salário de reserva.

Portanto, o salário de reserva tem papel crucial na determinação da entrada ou não no mercado. Como Berndt (1996, p. 603) argumenta, “entre um grupo de pessoas com salário potencial idêntico, aquelas com menor salário de reserva têm maior chance de participar da força de trabalho”. Vários fatores podem afetar o salário de reserva dos indivíduos e, desse modo, sua decisão de participar. Por exemplo, mulheres com filhos muito pequenos tendem a ter um salário de reserva maior do que mulheres sem filhos. Em outras palavras, a taxa salarial para mães com filhos teria de ser maior para compensá-las pelo fato de terem de dedicar menos tempo aos filhos ou para possibilitar acesso a uma creche.

O modelo empregado na Seção 4 para explicar a decisão de participação incorpora aspectos que afetam o salário de reserva da mulher, que, como vimos, é crucial na decisão de entrar ou não no mercado de trabalho. A renda de outros membros do domicílio, o número de filhos pequenos, a presença de adultos no domicílio e a posição da mulher na família são fatores que influenciam tal decisão. Dessa forma, aumentos na renda dos outros membros do domicílio e do número de adultos tendem a aumentar o salário de reserva da mulher, levando a uma menor probabilidade de participação no mercado de trabalho.

No Brasil, outros trabalhos já trataram de impactos desse tipo de fator na decisão de participação. Sedlacek e Santos (1991) analisam a relação entre renda do marido e participação das mulheres cônjuges. Com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1984, encontram um efeito negativo, isto é, quanto maior a renda do marido, maior seria o salário de reserva e menor a probabilidade de as mulheres trabalharem. Eles também incorporam outras características familiares na análise que afetam o salário de reserva das mulheres. Concluem, por exemplo, que quanto mais jovens e mais numerosos os filhos da família, menor é a probabilidade de as mulheres cônjuges participarem. Além disso, quanto maior a educação das mulheres cônjuges, maior a probabilidade de elas entrarem no mercado de trabalho. Vale notar que a educação afeta tanto o salário esperado das mulheres (pois a educação está ligada à produtividade) quanto seu salário de reserva.

Outros modelos procuram analisar a decisão de oferta de trabalho através da alocação do tempo ao longo do ciclo de vida. Isso faz com que várias decisões, como educação, horas de trabalho ofertadas em diferentes idades e número de filhos, sejam todas endógenas. Por exemplo, Becker (1991) argumenta que um aumento no salário das mulheres elevaria o custo de oportunidade das atividades domésticas, o custo de ter muitos filhos e o custo de ter filhos com intervalos de tempo distantes entre eles. E isso pode ter levado a um aumento da participação feminina.

Com relação à questão empírica, Berndt (1996) divide os estudos de oferta de trabalho em duas gerações. Os estudos de primeira geração realizavam estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), sem que a forma funcional estimável fosse derivada de um processo de maximização de utilidade. Berndt argumenta que há alguns problemas com os modelos de primeira geração. Primeiramente, há uso arbitrário de diferentes medidas de oferta de trabalho (e não só H), como TPFT, semanas trabalhadas por ano e horas trabalhadas por semana. Independentemente do formato dessas medidas da variável dependente, os modelos de geração eram estimados por MQO.

Já os estudos de segunda geração propõem modelos teóricos diferentes para considerar a questão da participação, das horas semanalmente trabalhadas e do número de horas trabalhadas ao longo do ciclo de vida. Além disso, nos estudos de segunda geração passou-se a prestar mais atenção às técnicas econométricas

empregadas, com a consideração, por exemplo, de problemas de viés de seleção da amostra e dos métodos de estimação. Em alguns dos estudos de primeira geração era atribuído valor zero para a oferta de trabalho de indivíduos que não trabalhavam. Isso leva a estimativas inconsistentes dos parâmetros, já que não observamos quanto os indivíduos que não trabalham desejariam ofertar. Em outros casos, a estimação era feita com uma amostra só de trabalhadores. Esse procedimento de estimação, através do MQO, também leva a estimativas inconsistentes (devido à seleção não-aleatória da amostra, o termo de erro passa a ser correlacionado com os regressores).

Berndt descreve vários procedimentos adotados pelos estudos de segunda geração que buscam superar tais problemas. Há, por exemplo, modelos estimados pelo método Tobit, que sabemos ser mais adequado no caso de variáveis dependentes censuradas. Além disso, os modelos de segunda geração fornecem um tratamento diferenciado para a equação de participação (que reflete soluções de canto) e para a equação de horas trabalhadas (que reflete solução interior).¹ Tais modelos dão tratamento explícito à função utilidade de modo que a forma estimável decorre das condições de maximização. Nessa abordagem, as mesmas variáveis afetam tanto a decisão de participar quanto o número de horas ofertadas e há um tratamento mais detalhado para o termo de erro.

O nosso modelo tenta resolver os problemas dos modelos de primeira geração. Primeiro, estimamos apenas uma equação de participação usando o método de estimação Probit, adequado no caso de variáveis dependentes binárias. Com isso, apesar de não extrairmos nosso modelo explicitamente de uma função utilidade, conseguimos superar as limitações dos modelos da primeira geração. Entretanto, não trabalhamos com uma equação de horas, nem colocamos explicitamente o salário como regressor em nosso modelo. Os modelos de segunda geração, ao fazerem isso, têm de solucionar o problema de como calcular um valor de salário para os indivíduos que não trabalham.

Passaremos agora a discutir alguns estudos que mostram a evolução da participação feminina nos últimos anos e seus determinantes no caso brasileiro. Costa (1990) cita, entre os determinantes da participação, a industrialização crescente de bens e serviços antes produzidos no recinto do lar — desde produtos alimentícios até cuidar de crianças, doentes e velhos —, a pronunciada queda da fecundidade, que encurtou o tempo gasto em gestações e na guarda das crianças pequenas, e a urbanização, que colocou a mulher em contato com outras idéias e oportunidades.

Em outro estudo que procura identificar tais determinantes, Bruschini e Lombardi (1996) ressaltam a importância do aumento da escolaridade e da redução da fecundidade. Especificamente, durante os anos 80, elas identificam no crescimento do setor terciário da economia uma gama maior de possibilidades de

1 Para maiores detalhes, ver Berndt (1996).

inserção das mulheres no mercado de trabalho (por exemplo, serviços, comércio, bancos), compensando os efeitos negativos gerados pela crise dos anos 80. Esse crescimento ocorreu tanto junto ao setor informal da economia (comércio ambulante, representantes de venda de produtos alimentícios e cosméticos), quanto no setor formal, principalmente em atividades ligadas ao setor público.

Seguindo a linha dos estudos que tentam identificar em que setores se deu a inserção feminina, o trabalho de Wajnman, Queiroz e Liberato (1998) busca identificar “os principais canais de acesso das mulheres ao mercado de trabalho que permitiram o crescimento (...) das taxas de atividade feminina no Brasil (...) nos primeiros anos da década de noventa”. Quer dizer, há uma investigação da inserção ocupacional tentando identificar os principais pólos atratores da mão-de-obra feminina. Utilizando dados das PNADs de 1990 e 1995, os autores mostram que, apesar de uma conjuntura desfavorável à criação de empregos, algumas ocupações foram responsáveis por grande aumento da atividade feminina. Dentro elas, destacam a de conta-própria no comércio de mercadorias (por exemplo, comércio ambulante de cosméticos), a de domésticas com e sem carteira na prestação de serviços, a de funcionárias públicas nas atividades sociais (por exemplo, enfermeiras, professoras, serventes e cozinheiras) e, por fim, a de funcionárias públicas da administração pública (por exemplo, auxiliares administrativas e de escritório, serventes e faxineiras). Com base em informações da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), os autores concluem que o crescimento da ocupação nas categorias doméstica na prestação de serviços e de conta-própria no comércio de mercadorias fez com que estas absorvessem mão-de-obra que estava inativa ou desempregada, enquanto as categorias do serviço público já citadas absorveram mão-de-obra originada do setor formal da economia.

Uma outra linha de trabalho é aquela em que são abordados aspectos ligados a diferentes gerações (coortes) no comportamento e nos determinantes da participação das mulheres. Por exemplo, Leme e Wajnman (1999) constatam o aumento da participação feminina, a queda da fecundidade e o aumento dos anos de estudo e da proporção de mulheres chefes de família. Nesse estudo, as autoras identificam os fatores determinantes da participação feminina, separando os ligados aos efeitos período, ciclo de vida e coorte. Utilizando dados das PNADs de 1977 até 1997, mostram que variáveis definidas como de coorte, isto é, que diferenciam uma geração das demais (escolaridade e fecundidade), têm forte impacto na participação. A variável renda familiar *per capita* líquida do salário da mulher, definida pelas autoras como variável de tempo e de idade, tem efeito menor na participação. A variável idade é a que possui maior efeito marginal na participação das mulheres. Por fim, um aumento da idade em um ano acarreta uma elevação de 8,5 pontos percentuais (p.p.) na participação, mas o aumento se dá a taxas declinantes.

A literatura americana a respeito da evolução da participação feminina é quase unânime em apontar um forte crescimento nos últimos anos. Como exemplo, podemos citar o trabalho de Blau (1997) mostrando que entre 1970 e 1995 a

TPFT de mulheres cresceu cerca de 23% em termos absolutos, reduzindo de 45 p.p. para 16 p.p. o diferencial de participação em relação aos homens. A autora também encontra uma associação positiva entre participação e educação e constata um aumento do diferencial de participação entre mulheres mais e menos educadas. Em seu trabalho, Lombard (1999) constata o drástico aumento da participação feminina entre 1975 e 1991, especialmente entre as mulheres casadas. Entre essas, a taxa de emprego passou de 44% em 1975 para 64% em 1991. Desagregando os dados pelo nível de qualificação do marido, a autora mostra que foram as mulheres dos maridos mais qualificados que mais aumentaram sua participação. Mostra ainda que o aumento da participação se deu até mesmo entre mulheres com filhos pequenos. Por exemplo, mulheres com filhos de até seis anos aumentaram sua participação de 32% em 1975 para 55% em 1991. Portanto, os estudos americanos evidenciam forte crescimento da participação feminina nos últimos 25 anos, principalmente puxado pelas mulheres casadas.

Nesta seção, procuramos contextualizar nosso trabalho dentro da literatura de oferta de trabalho e fornecer algumas evidências empíricas dos determinantes e da evolução da participação, principalmente no caso brasileiro. A seguir, vamos descrever em detalhes como se deu a evolução da participação feminina no Brasil ao longo dos anos 80 e 90.

3 - A evolução da TPFT

Nesta seção discutiremos vários aspectos ligados à variável principal do nosso estudo, a TPFT. Vamos nos concentrar nos anos de 1982, 1987, 1992 e 1997 como períodos de análise. Como utilizamos dados de anos diferentes, é interessante analisar o comportamento do PIB nesses anos. Se compararmos dois anos, um onde houve forte recessão e outro de forte expansão econômica, essas conjunturas diferentes podem ser responsáveis por parte dos resultados obtidos. Todos os anos em que vamos nos centrar apresentaram crescimento do PIB, exceto 1992.² A queda, porém, foi de apenas 0,5%. Isso atenua o impacto do ciclo econômico nos resultados, o que para nós é desejável, visto que estamos interessados em realizar comparações entre os períodos.

A nossa fonte de informação foram os microdados da PNAD para os referidos anos. Nossa amostra é composta por todos os indivíduos com idade entre 25 e 64 anos em cada ano. A PNAD mudou de metodologia a partir de 1992, redefinindo os conceitos de atividade econômica. Realizamos os ajustes necessários para reconstituir o conceito de participação usado até 1990.³ Além disso, todos os resul-

2 Nos anos de 1982, 1987, 1992 e 1997 o PIB brasileiro cresceu, respectivamente, 0,8%, 3,5%, -0,5% e 3,7%.

3 Para maiores detalhes sobre a mudança metodológica sofrida pela PNAD, ver Bruschini e Lombardi (1996) e Wajnman, Queiroz e Liberato (1998). No caso das PNADs da década de 90, consideramos como não-economicamente ativos os trabalhadores na produção para o próprio consumo, os trabalhadores na construção para uso próprio e os não-remunerados que trabalhem entre 1 e 15 horas por semana.

tados do trabalho são expressos com a utilização do fator de expansão da amostra da PNAD (variável “peso do indivíduo” nos microdados da PNAD).

O conceito de participação que utilizaremos é o que incorpora tanto empregados quanto desempregados como proporção da população total. Entre 1982 e 1997, a TPFT das mulheres como um todo cresceu 13,8 p.p., enquanto no caso dos homens houve uma sensível queda de 2,3 p.p. Isso fez com que a diferença entre eles caísse de 52 p.p. em 1982 para 36 p.p. em 1997. Quer dizer, apesar do crescimento, a TPFT das mulheres ainda estava muito aquém da dos homens. Essa evolução pode ser percebida no Gráfico 1.

Na Tabela 1 apresentamos a TPFT de homens e mulheres entre 1982 e 1997, por faixas etárias, para o país como um todo. A divisão dos indivíduos em faixas etárias permite que analisemos o comportamento da TPFT em duas dimensões: entre coortes e dentro de uma coorte. Definimos uma coorte como sendo composta por indivíduos que nasceram em uma mesma época. No nosso caso, definimos (de modo arbitrário) coortes que compreendem indivíduos nascidos em intervalos de cinco anos.

Olhando em cada linha da Tabela 1, temos a evolução da TPFT entre coortes, que mostra que as coortes mais recentes têm tido maior participação que as precedentes, no caso das mulheres. Note-se que a análise entre coortes é feita para

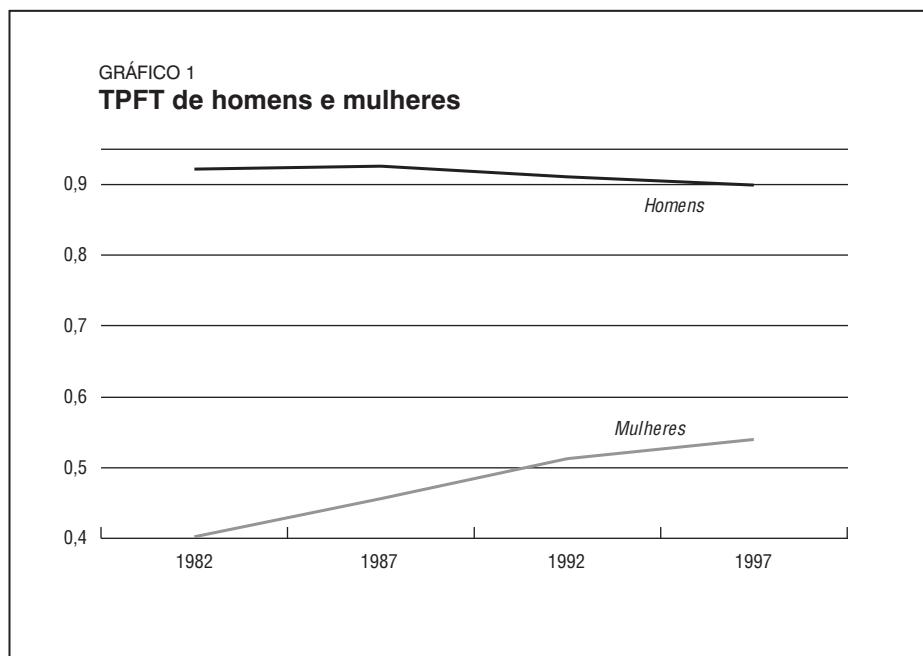


TABELA 1

TPFT de homens e mulheres por grupos de idade

Idade	Mulheres				Homens			
	1982	1987	1992	1997	1982	1987	1992	1997
25-29	0,454	0,499	0,562	0,590	0,971	0,970	0,952	0,937
30-34	0,454	0,523	0,577	0,612	0,974	0,977	0,959	0,954
35-39	0,459	0,532	0,586	0,627	0,969	0,970	0,955	0,955
40-44	0,435	0,490	0,568	0,603	0,956	0,963	0,948	0,940
45-49	0,386	0,456	0,507	0,548	0,924	0,934	0,919	0,913
50-54	0,323	0,370	0,416	0,444	0,862	0,856	0,861	0,844
55-59	0,265	0,286	0,331	0,337	0,777	0,789	0,755	0,749
60-64	0,177	0,191	0,232	0,202	0,680	0,682	0,664	0,619
Total	0,402	0,456	0,512	0,540	0,922	0,926	0,911	0,899

cada grupo de idade separadamente. Nas diagonais descendentes, temos a evolução da participação dentro de cada coorte. Por exemplo, a coorte das mulheres que nasceram entre 1953 e 1957 teve TPFT de 45,39% em 1982, de 52,31% em 1987, de 58,62% em 1992 e de 60,33% em 1997.

Antes de continuarmos nossa análise, vamos discutir com mais profundidade alguns aspectos ligados a comparações entre coortes e dentro delas. Ao realizarmos uma análise com base em coortes tratamos de três efeitos: tempo, coorte e ciclo de vida (idade). A diferença entre duas coortes na mesma idade deve-se a dois efeitos: coorte e tempo. O efeito *coorte* abrange todas as características que um indivíduo possui devido ao fato de ele ter nascido em uma determinada época. São características que não mudam no tempo, que os indivíduos carregam consigo pelo resto de suas vidas. Como exemplo, podemos citar a forma como as mães educavam as filhas no início da década de 50 em comparação com a educação dada no início dos anos 70. No primeiro caso, pode ser que todo o ambiente familiar experimentado pela mulher na infância e adolescência direcionasse a mulher para se tornar dona de casa. Nos anos 70, por uma mudança de comportamento, mais mulheres passaram a ser educadas visando a uma colocação no mercado de trabalho. Portanto, a forma como os pais educam os filhos pode ter uma influência no nosso estudo, e procuramos captá-la no efeito coorte.

Dessa forma, a TPFT de indivíduos nascidos em épocas distintas pode ser diferente devido à mudança na educação doméstica, menos voltada para o serviço do lar, que começou a ocorrer mais recentemente. Fica claro que essa é uma característica imutável, pois não se pode alterar a educação recebida dos pais.

O efeito *tempo* incorpora mudanças que ocorrem na vida dos indivíduos com o passar do tempo. Portanto, quando dois indivíduos de coortes diferentes passarem por uma determinada idade, terão comportamentos diferentes. Parte dessa diferença deve-se ao fato de estarem em épocas diferentes. Uma fonte bastante citada de efeito tempo é um progresso técnico exógeno, que afeta todos os indivíduos igualmente a cada período de tempo. Desse modo, pode ser que, por exemplo, os salários de dois indivíduos de coortes diferentes na mesma idade variem, simplesmente porque a produtividade cresceu exogenamente ao longo do tempo. Outro fenômeno que é incorporado no efeito tempo é uma reforma previdenciária. Pode ser que indivíduos de coortes mais velhas antecipem sua aposentadoria para antes de uma reforma que, por exemplo, reduzisse benefícios e aumentasse o tempo de contribuição e que fosse anunciada com antecedência. Portanto, haveria redução da TPFT desta coorte nas idades mais avançadas. Indivíduos de coortes mais jovens, ao chegar à idade em que os anteriores se aposentaram, ainda teriam de continuar trabalhando, fazendo com que, naquela idade, a TPFT dessa coorte mais jovem fosse maior do que a da coorte mais velha. A reforma da previdência afeta todos os indivíduos em um determinado instante do tempo. A diferença entre coortes está, em parte, relacionada ao fato de estarmos comparando coortes diferentes, na mesma idade e em instantes de tempo distintos (no caso, antes e depois da reforma). Portanto, eventos que se desenrolam durante a vida ativa dos indivíduos são incorporados pelo efeito tempo.

O efeito tempo está presente tanto na dimensão entre coortes quanto dentro das coortes. O exemplo da reforma previdenciária esclarece isso, pois a TPFT dos indivíduos de coortes mais jovens na época da reforma se alterou tanto em comparação ao indivíduo mais velho (entre coortes) quanto dentro da sua própria coorte. Em outras palavras, a reforma da previdência também afeta a participação dentro de cada coorte.

Dentro de uma coorte há dois efeitos misturados. O primeiro é o já explicado efeito tempo. Quer dizer, com o passar do tempo vão se desenrolando acontecimentos no mundo que afetam todos os indivíduos daquela coorte. O segundo é o efeito *idade*. Por exemplo, dentro de uma coorte, pela própria passagem dos anos os indivíduos podem ir amadurecendo e ganhando experiência no mercado de trabalho e isso pode influenciar seus salários. Portanto, com o aumento da idade (*proxy* de experiência) espera-se um aumento salarial dentro de cada coorte específica. A própria participação da mulher no mercado de trabalho está sujeita aos períodos de gestação e lactação dos filhos. Logo, pode-se esperar menor TPFT na idade fértil da mulher. Desse modo, vemos que o efeito idade incorpora características de aprendizado e fisiológicas dos indivíduos.

Tendo esclarecido a natureza dos efeitos presentes na análise entre e dentro das coortes, voltemos à análise do comportamento da TPFT no Brasil. A Tabela 2 deixa clara essa evolução entre coortes e dentro das coortes. Nessa tabela, a diferença entre coortes se dá pela diferença da TPFT dos indivíduos de cada grupo

etário entre dois anos. Assim, por exemplo, a TPFT de mulheres com 25 a 29 anos cresceu 4,5 p.p. entre 1982 e 1987, 6,2 p.p. entre 1987 e 1992 e 2,8 p.p. entre 1992 e 1997. No período 1982/97, o crescimento foi de 13,6 p.p. Já a evolução dentro das coortes se dá pela diferença entre os anos nas diagonais descendentes da Tabela 1. Por exemplo, a coorte das mulheres que nasceram entre 1953 e 1957 teve aumento da TPFT de 6,9 p.p. de 1982 a 1987, de 6,3 p.p. entre 1987 e 1992, de 1,7 p.p. entre 1992 e 1997, o que resulta em um aumento de participação desta coorte de 14,9 p.p. no período todo.

Entre coortes, o crescimento ocorreu em todos os grupos de idade, sendo mais acentuado para as mulheres entre 35 e 44 anos. Além disso, o período 1992/97 presenciou uma diminuição do ritmo de crescimento em todas as faixas etárias. No caso dos homens, entre coortes, na maior parte das vezes percebemos uma pequena queda de participação, sendo que o grupo que teve a maior queda foi o mais velho. Além disso, a queda, no período como um todo, foi menor para os indivíduos entre 35 e 49 anos do que para o restante dos homens. Dentro das coortes houve, para as mulheres, uma tendência de aumento nas taxas de participação, atingindo um ápice por volta dos 40 anos, reduzindo-se a partir de então. No caso dos homens, os indivíduos apresentam sensível queda da TPFT até os 44 anos, a partir daí caindo drasticamente para quase todas as coortes.

Podemos notar que, ao analisar essas diferenças entre e dentro das coortes, não conseguimos identificar ao mesmo tempo a mudança decorrente dos efeitos coorte, idade e tempo. Por definição, tempo = idade + coorte. Por exemplo, um indivíduo que nasceu em 1975 (coorte) tem, no ano de 2000 (tempo), 25 anos (idade). Deve ser lembrado que, ao analisarmos as diferenças dentro de uma coorte, estamos analisando mudanças causadas pelos efeitos tempo e idade e que não conseguimos identificar tais efeitos separadamente, apenas a soma deles. Por outro lado, olhando as diferenças entre coortes, observamos mudanças decorrentes dos efeitos tempo e coorte. E, novamente, não conseguimos identificar esses efeitos separadamente. Assim, por exemplo, observando a Tabela 2, notamos que o aumento de participação das mulheres que tinham de 40 a 44 anos entre 1982 e 1987 — 5,5 p.p. — pode ser causado tanto pelas mudanças temporais ocorridas nesses cinco anos e que afetaram todos os indivíduos, quanto pelo fato de elas pertencerem a gerações diferentes. E, por alguma razão, as mulheres da geração mais nova apresentam maior participação do que as da coorte mais velha. Não podemos identificar a parcela do aumento da participação decorrente de cada um dos efeitos. Apenas sabemos que o crescimento total foi de 5,5 p.p. Do mesmo modo, olhando o aumento de participação de 2,1 p.p. entre 1982 e 1987 para as mulheres nascidas entre 1938 e 1942 não podemos saber o quanto desse aumento se deve ao fato de os indivíduos em 1987 estarem mais velhos do que em 1982 (efeito idade) e quanto se deve ao fato de que as condições que afetam todas as pessoas em 1982 e em 1987 são distintas (efeito idade).

TABELA 2

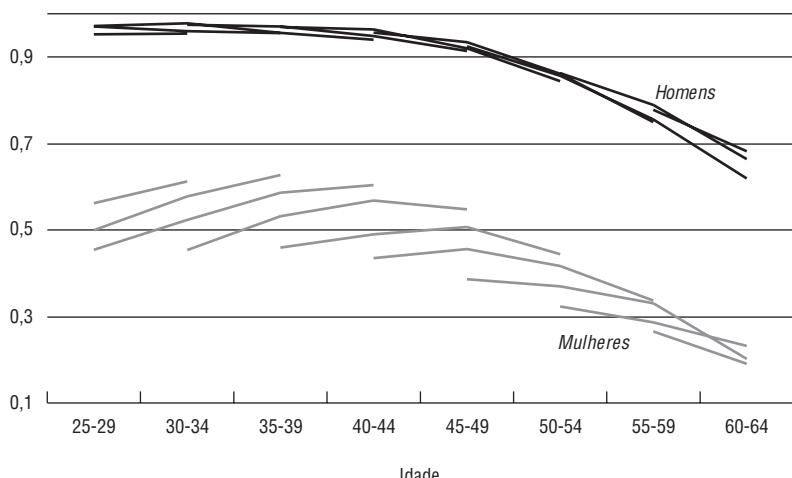
Diferenças na TPFT entre coortes e dentro das coortes — mulheres e homens
 (Em pontos percentuais)

	Entre coortes				Dentro das coortes			
	1982/87	1987/92	1992/97	1982/97	1982/87	1987/92	1992/97	1982/97
Mulheres								
25-29	4,5	6,2	2,8	13,6	6,9	7,8	5,0	
30-34	6,9	5,4	3,4	15,8	7,8	6,3	4,9	
35-39	7,3	5,4	4,0	16,8	3,1	3,6	1,7	
40-44	5,5	7,8	3,6	16,8	2,1	1,7	-2,0	14,9
45-49	7,0	5,1	4,1	16,2	-1,6	-3,9	-6,3	9,4
50-54	4,6	4,7	2,8	12,1	-3,7	-3,9	-8,0	-1,5
55-59	2,1	4,4	0,6	7,1	-7,5	-5,5	-12,8	-9,8
60-64	1,4	4,1	-3,0	2,6				-18,4
Total	5,4	5,7	2,7	13,8				
Homens								
25-29	-0,1	-1,8	-1,5	-3,4	0,6	-1,0	0,2	
30-34	0,3	-1,8	-0,6	-2,0	-0,4	-2,2	-0,4	
35-39	0,1	-1,5	0,0	-1,4	-0,6	-2,2	-1,6	
40-44	0,8	-1,5	-0,8	-1,6	-2,2	-4,4	-3,5	-3,1
45-49	1,0	-1,4	-0,6	-1,1	-6,7	-7,3	-7,6	-6,1
50-54	-0,6	0,4	-1,7	-1,8	-7,4	-10,1	-11,1	-12,5
55-59	1,1	-3,3	-0,6	-2,8	-9,6	-12,5	-13,6	-20,7
60-64	0,1	-1,8	-4,5	-6,2				-30,5
Total	0,4	-1,5	-1,1	-2,3				

O Gráfico 2 ilustra a evolução da TPFT por coortes para mulheres e homens. Nesse gráfico, cada linha corresponde à evolução da TPFT de uma coorte ao longo do tempo. Portanto, a diferença vertical de duas linhas em uma mesma idade nos informa a diferença que tem origem no somatório dos efeitos coorte e tempo. A diferença na altura da mesma linha em duas idades diferentes nos fornece a evolução decorrente da soma dos efeitos coorte e tempo. Apesar de não conseguirmos separar os três efeitos, esse gráfico permite a análise do perfil da TPFT ao longo do ciclo de vida dos indivíduos.

O perfil de ciclo de vida da TPFT das mulheres tem formato de U invertido. Desse modo, como já dissemos, até os 40 anos há tendência de aumento da TPFT

GRÁFICO 2
TPFT de homens e mulheres por coortes — 1982, 1987, 1992 e 1997



e, após essa idade, começa a ocorrer uma redução na participação.⁴ Notamos, além disso, o já referido aumento de participação entre coortes de 1982 a 1997 em todas as faixas etárias. Assim, percebemos que, para cada faixa etária, as coortes mais novas têm participação maior do que as mais antigas. Por exemplo, a coorte que tinha de 25 a 29 anos em 1982 teve, nesse ano, TPFT de cerca de 45%. A coorte posterior (que tinha 25 a 29 anos em 1987) já teve desempenho superior, com TPFT de 50%. A que veio a seguir apresentou, em 1992, TPFT de 56% e a última obteve, em 1997, TPFT de 59%.

No caso dos homens, as coortes mais novas estão participando tanto quanto as mais antigas. No caso das mulheres o aumento variou entre 2 e 16 p.p., mas para a maior parte das categorias de idade esse percentual ficou mais próximo do maior valor. Outro fator interessante no caso dos homens é que o perfil da TPFT no ciclo de vida é praticamente constante entre 25 e 44 anos, quando começa a cair rapidamente.

Na Tabela 3, desagregamos a TPFT por grupos de educação e idade. Os grupos de educação são definidos em anos de estudo completos. Uma crítica comum ao desagregarmos os dados da PNAD é que o tamanho das células ano-idade-

⁴ O fato de estarmos trabalhando com indivíduos a partir de 25 anos de idade limita a visualização do U invertido no Gráfico 2. Leme e Wajnman (1999) mostraram esse padrão.

TABELA 3
TPFT de homens e mulheres por idade e escolaridade

	Mulheres				Homens			
	1982	1987	1992	1997	1982	1987	1992	1997
0 ano de estudo	0,325	0,358	0,394	0,371	0,900	0,893	0,872	0,842
25-29	0,312	0,355	0,405	0,392	0,948	0,937	0,902	0,849
30-34	0,350	0,421	0,445	0,407	0,956	0,934	0,919	0,880
35-39	0,391	0,456	0,497	0,478	0,959	0,937	0,907	0,910
40-44	0,394	0,414	0,475	0,466	0,948	0,939	0,917	0,898
45-49	0,360	0,399	0,459	0,441	0,920	0,929	0,904	0,883
50-54	0,313	0,341	0,369	0,385	0,889	0,883	0,879	0,851
55-59	0,260	0,279	0,308	0,291	0,819	0,840	0,823	0,800
60-64	0,181	0,196	0,236	0,191	0,728	0,726	0,708	0,656
5 a 8 anos de estudo	0,419	0,454	0,519	0,547	0,936	0,942	0,930	0,927
25-29	0,443	0,441	0,522	0,537	0,980	0,977	0,958	0,953
30-34	0,452	0,499	0,540	0,574	0,977	0,985	0,960	0,957
35-39	0,437	0,518	0,578	0,593	0,978	0,979	0,961	0,959
40-44	0,457	0,480	0,532	0,584	0,954	0,977	0,957	0,940
45-49	0,370	0,460	0,499	0,561	0,904	0,912	0,908	0,914
50-54	0,339	0,335	0,428	0,483	0,806	0,784	0,817	0,791
55-59	0,238	0,269	0,355	0,360	0,686	0,657	0,624	0,704
60-64	0,176	0,187	0,161	0,174	0,569	0,586	0,490	0,596
12 ou mais anos de estudo	0,798	0,797	0,809	0,817	0,959	0,960	0,947	0,933
25-29	0,788	0,806	0,847	0,855	0,938	0,951	0,942	0,930
30-34	0,815	0,807	0,827	0,869	0,987	0,987	0,978	0,986
35-39	0,845	0,830	0,831	0,881	0,992	0,993	0,985	0,983
40-44	0,845	0,880	0,876	0,872	0,987	0,995	0,991	0,987
45-49	0,799	0,837	0,754	0,763	0,982	0,967	0,966	0,949
50-54	0,712	0,679	0,682	0,689	0,932	0,881	0,890	0,866
55-59	0,525	0,392	0,550	0,485	0,820	0,836	0,740	0,727
60-64	0,299	0,295	0,363	0,291	0,769	0,759	0,689	0,560

escolaridade seria pequeno demais, fazendo com que os dados perdessem sua representatividade.

As menores células, no nosso caso, possuem 61 (72) mulheres com 60 a 64 anos e com 12 ou mais anos de estudo em 1982 (1987). Todas as outras possuem

mais de 100 elementos, o que é razoável para garantir confiabilidade. Nessa tabela, percebemos a forte associação que existe entre escolaridade e participação em cada ano. No caso das mulheres, nos quatro anos estudados, a TPFT vai crescendo junto com os anos de estudo. No caso dos homens, essa relação também se verifica, apesar de as taxas de participação para todas as categorias de educação já serem muito elevadas. Esses resultados se alinham com os obtidos por Blau (1997) para os Estados Unidos.

Podemos compreender melhor essa diferença de TPFT por grupos de educação analisando o comportamento dentro de cada grupo educacional, por coortes. Desse modo, temos uma idéia dos distintos padrões de TPFT ao longo do ciclo de vida. O Gráfico 3 (conjunto de gráficos) mostra isso, onde, no eixo das abscissas, está a idade dos indivíduos.

Analizando esse gráfico, percebemos a distinção nos perfis de ciclo de vida da TPFT por faixas de educação. Assim, por exemplo, no caso das mulheres é impressionante a diferença na TPFT por educação. No caso das mais educadas, no início do ciclo de vida a TPFT está por volta de 80%, enquanto no das menos educadas está por volta de 40%, mas à medida que os níveis de educação vão se elevando, cresce também a TPFT do início do ciclo de vida. No caso dos homens, não há tal dissimilaridade no período inicial. No período final do ciclo de vida (após os 50 anos), tanto para os homens quanto para as mulheres há uma forte queda da TPFT nas categorias educacionais mais elevadas.

Para começar a investigar a razão desse fenômeno, elaboramos a Tabela 4, onde analisamos o tipo de atividade exercida pelas pessoas com zero ano de estudo e as com 12 ou mais anos de estudo, nas faixas etárias mais jovem e mais velha. Como o perfil da TPFT por grupos educacionais está mudando de maneira lenta, concentrarmos nossa análise para o ano de 1982.

No caso das mulheres, a discrepância da TPFT no início do ciclo de vida é explicada pelo fato de que 75% das mulheres com 12 ou mais anos de estudo estavam trabalhando, enquanto 64% das com zero ano de estudo estavam em atividades domésticas. Na idade 60-64 anos, percebemos que os fatores responsáveis pela queda da TPFT das mulheres mais escolarizadas são aumento de atividade doméstica e aposentadoria. A percentagem de mulheres menos qualificadas que cuida dos afazeres domésticos é praticamente a mesma que na idade 25-29 anos, enquanto há aumento na proporção de aposentadas e redução na de trabalhadoras. Entre os homens, percebemos que em ambas as categorias de educação a grande quantidade de homens trabalhando explica a alta TPFT desses grupos na idade 25-29 anos e a queda de TPFT na idade 60-64 anos se dá na mesma magnitude para ambos os grupos causada pela aposentadoria.

Também podemos nos perguntar o que estaria ocorrendo com o diferencial de participação entre os grupos educacionais ao longo do tempo. Será que os mais educados estão participando relativamente mais *vis-à-vis* os menos educados,

GRÁFICO 3

TPFT por grupos educacionais e coortes — 1982, 1987, 1992 e 1997

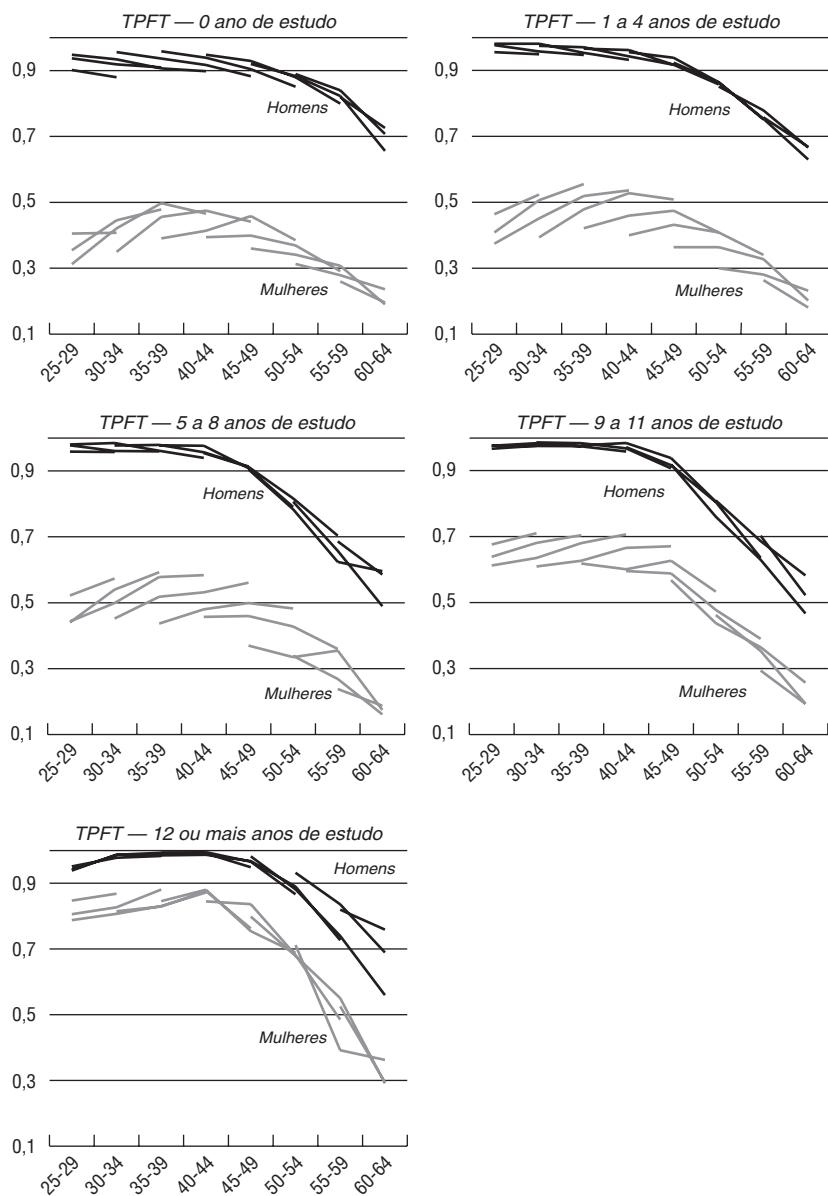


TABELA 4
Atividade exercida — 1982

	Mulheres				Homens			
	25-29		60-64		25-29		60-64	
	0 a.e.	>11 a.e.	0 a.e.	>11 a.e.	0 a.e.	>11 a.e.	0 a.e.	>11 a.e.
Trabalhando	30,68	75,39	18,02	29,89	92,86	90,52	71,90	76,92
Desempregado	0,54	3,42	0,09	—	1,96	3,33	0,92	—
Estudante	0,63	5,70	0,14	—	—	5,64	—	—
Afazeres domésticos	64,31	15,42	66,72	47,52	0,16	—	0,69	—
Aposentado	0,43	—	12,76	19,51	0,60	—	20,87	22,62
Outra	3,40	0,08	2,26	3,07	4,41	0,51	5,62	0,46

a.e. = anos de estudo.

ocasionando um aumento do diferencial? A Tabela 5 mostra essa evolução. No caso das mulheres, as menos educadas, apesar de apresentarem a menor TPFT em 1982, tiveram a penúltima taxa de crescimento da TPFT até 1997 (em pontos percentuais) em relação às demais categorias. Reduziu-se o diferencial em apenas 2 p.p. em relação às mais educadas.⁵ Em relação aos outros grupos, houve aumento do diferencial. Por exemplo, o diferencial entre mulheres com 5 a 8 anos de estudo e as com zero ano de estudo cresceu 8 p.p. entre 1982 e 1997.

TABELA 5
TPFT de homens e mulheres por escolaridade — 1982, 1987, 1992 e 1997

	Mulheres				Homens			
	1982	1987	1992	1997	1982	1987	1992	1997
0 ano de estudo	0,325	0,358	0,394	0,371	0,900	0,893	0,872	0,842
1 a 4 anos de estudo	0,362	0,408	0,455	0,462	0,920	0,923	0,901	0,884
5 a 8 anos de estudo	0,419	0,454	0,519	0,547	0,936	0,942	0,930	0,927
9 a 11 anos de estudo	0,580	0,601	0,647	0,679	0,945	0,945	0,940	0,929
12 ou mais anos de estudo	0,798	0,797	0,809	0,817	0,959	0,960	0,947	0,933

⁵ Isso se deve, provavelmente, às altas taxas de participação entre as mulheres mais educadas, o que coloca um limite a um maior crescimento.

Entre 1992 e 1997 as menos escolarizadas foram as únicas que enfrentaram redução da TPFT, fenômeno ocorrido em quase todas as faixas etárias. Portanto, apesar de em 1982 as mulheres com zero ano de estudo terem baixa participação (32%), nestes 15 anos a evolução da sua TPFT não foi suficiente para conseguir uma redução do diferencial. No caso dos homens, apesar de a TPFT ter caído em todas as categorias de estudo, para os menos educados a queda foi maior, aumentando sensivelmente o diferencial de participação. Por exemplo, o diferencial da TPFT entre os homens com 9 a 11 anos de estudo e os com zero ano de estudo cresceu, no período, 4,2 p.p.

4 - Modelo de decomposição da participação no mercado de trabalho

Nesta seção, vamos propor um modelo que tente explicar o comportamento da TPFT das mulheres. A seguir, vamos decompor a diferença na TPFT entre períodos distintos em dois componentes: aquele decorrente de diferenças temporais nas características dos indivíduos, que chamamos de efeito composição, e aquele originado da mudança nos coeficientes que ligam essas características a mudanças na TPFT. Finalmente, desagregaremos cada um dos componentes, procurando identificar a contribuição de cada variável e de seu coeficiente. Essa técnica de decomposição é freqüentemente utilizada em trabalhos que buscam analisar a discriminação de salários por gênero e raça. Como no nosso trabalho estamos utilizando uma variável dependente binária, precisamos desenvolver uma técnica de decomposição aproximada, o que faremos a seguir.

4.1 - Técnica de decomposição em modelos de variáveis dependentes binárias

A demonstração da técnica para variáveis binárias que se segue baseia-se em Yun (2000). Seja S_{it} uma variável binária que assume valor 1 se a variável latente S_{it}^* assume valor positivo e valor zero se a variável latente assume valores negativos. Em nosso estudo, S_{it} é a participação na força de trabalho. Podemos escrever o modelo da seguinte forma:

$$S_{it}^* = X_{it}\beta_t + u_{it} \quad (i=1, 2, \dots, n_t) \quad (1)$$

onde i indexa os indivíduos e t os períodos. Assim, n_t é o número de indivíduos do período t ; X_{it} é uma matriz de variáveis ($n_t \times k$), incluindo uma coluna de valores 1 correspondente à constante; β_t é um vetor ($k \times 1$) de parâmetros a serem estimados;

u_{it} é o termo aleatório cuja distribuição admitimos ser $u_{it} \sim N(0,1)$. Se $P_{it} = \text{Prob}[S_{it} = 1]$ e $(1 - P_{it}) = \text{Prob}[S_{it} = 0]$, então:

$$E(S_{it}) = 0(1 - P_{it}) + 1P_{it} = P_{it} = \Phi(X_{it}\hat{\beta}_t) \quad (2)$$

onde $E(\cdot)$ é o operador esperança e Φ é a função de distribuição acumulada (FDA) normal-padrão. Quer dizer, o valor esperado da participação na força de trabalho iguala a probabilidade de os indivíduos participarem. Podemos assintoticamente estabelecer, no caso do modelo Probit, a seguinte relação:⁶

$$\bar{S}_t = \bar{P}_t = \overline{\Phi(X_t\hat{\beta}_t)} \quad (3)$$

onde $\hat{\beta}_t$ é um vetor ($K \times 1$) de coeficientes estimados via Probit, $\bar{S}_t = \sum_{i=1}^{n_t} S_{it} / n_t$,

$$\bar{P}_t = \sum_{i=1}^{n_t} \hat{P}_{it} / n_t, \quad \hat{P}_{it} = \Phi(X_{it}\hat{\beta}_t) \text{ e } \overline{\Phi(X_t\hat{\beta}_t)} = \sum_{i=1}^{n_t} \Phi(X_{it}\hat{\beta}_t) / n_t.$$

Em outras palavras, a proporção de indivíduos para os quais $S_{it} = 1$, observada nos dados, é igual ao valor médio das probabilidades calculadas de os indivíduos escolherem a opção 1, em cada período de tempo t . Essas probabilidades são obtidas aplicando-se Φ em $X_{it}\hat{\beta}_t$ para cada indivíduo em cada ano. Em nosso estudo, diríamos que a proporção de indivíduos que participam e que observamos na amostra é igual à média das probabilidades de participação calculadas para todos os indivíduos.

Agora, podemos decompor a diferença de participação entre dois períodos (que denominaremos, genericamente, a e b) na parcela decorrente de diferenças nos coeficientes (comportamentos distintos ao longo do tempo) e na parte decorrente de diferenças nas características dos indivíduos (mudança nas variáveis). Assim, t irá assumir os valores a ou b . Então podemos escrever:

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = [\overline{\Phi(X_a\hat{\beta}_a)} - \overline{\Phi(X_b\hat{\beta}_a)}] + [\overline{\Phi(X_b\hat{\beta}_a)} - \overline{\Phi(X_b\hat{\beta}_b)}] \quad (4.1)$$

ou:

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = [\overline{\Phi(X_a\hat{\beta}_b)} - \overline{\Phi(X_b\hat{\beta}_b)}] + [\overline{\Phi(X_a\hat{\beta}_a)} - \overline{\Phi(X_a\hat{\beta}_b)}] \quad (4.2)$$

⁶ Como veremos, o tamanho das amostras em todos os anos é suficiente para garantir essa propriedade.

Na equação (4.1), somamos e subtraímos $\overline{\Phi(X_b \hat{\beta}_a)}$, que nos permite realizar a decomposição. Na equação (4.2) fazemos manipulação semelhante com $\overline{\Phi(X_a \hat{\beta}_b)}$. Desse modo, tomando por exemplo a equação (4.1), calculamos qual seria a TPFT dos indivíduos amostrados em b (e, portanto, com as características do período b) se eles estivessem no período a . Esse exercício é chamado de *contrafactual*, já que, na realidade, não observamos os indivíduos de a no período b .

A segunda parcela de 4.1 (4.2) fornece o diferencial de participação controlado pelas características dos indivíduos de b (a). Assim, se do diferencial total entre os períodos a e b retirarmos a parcela controlada pelas características dos indivíduos, ficamos somente com a parte que se deve à mudança das características dos indivíduos da amostra.

Note-se que (4.1) e (4.2) fornecem medidas agregadas do efeito de diferenças nos coeficientes estimados e nas variáveis. Entretanto, como Φ é uma função não-linear, não podemos desagregar diretamente os efeitos globais nos componentes decorrentes de cada uma das variáveis ou de cada um dos coeficientes estimados. Yun (2000) desenvolve uma estratégia que permite avaliar essas contribuições específicas, de maneira aproximada. A estratégia possui dois passos. O primeiro baseia-se no teorema de Slutsky,⁷ que garante a seguinte aproximação:

$$\overline{\Phi(X_t \hat{\beta}_t)} \approx \Phi(\bar{X}_t \hat{\beta}_t) \quad (5)$$

onde:

$$\bar{X}_t = \sum_{i=1}^{n_t} X_{it} / n_t \quad (6)$$

Quer dizer, a média amostral das FDAs de todos os indivíduos é aproximadamente igual à FDA no ponto de média das características individuais. Devido a essa aproximação, as equações (4.1) e (4.2) se transformam em:

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = [\Phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_a) - \Phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_a)] + [\Phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_a) - \Phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_b)] + R_m \quad (7.1)$$

ou:

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = [\Phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_b) - \Phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_b)] + [\Phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_a) - \Phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_b)] + R_m \quad (7.2)$$

⁷ O teorema de Slutsky pode ser enunciado, de acordo com Greene (2000): para uma função contínua $g(x_n)$ que não é função de n , $\text{plim } g(x_n) = g(\text{plim } x_n)$.

onde:

$$R_m = [\overline{\Phi(X_a \hat{\beta}_a)} - \overline{\Phi(X_b \hat{\beta}_b)}] - [\Phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_a) - \Phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_b)] \quad (8)$$

No segundo passo, utilizamos uma expansão de Taylor de primeira ordem para aproximar a diferença entre duas FDAs normais-padrão.⁸ Vale dizer que quanto mais próximos estiverem os pontos nos quais vamos fazer a aproximação, menor será o resto desse processo. Se os termos estiverem muito afastados, o resto será muito grande e o procedimento perde sua utilidade. Neste estudo, o resto da expansão de Taylor é suficientemente pequeno para garantir a validade da estratégia, como veremos. Realizando a expansão de Taylor em torno dos pontos $\bar{X}_t \hat{\beta}_{t'} = \bar{X}_t \hat{\beta}_t$, onde $t \neq t'$, chegamos às seguintes equações:

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = (\bar{X}_a - \bar{X}_b) \hat{\beta}_a \phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_a) + \bar{X}_b (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_b) \phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_b) + R_m + R_1 \quad (9.1)$$

ou:

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = (\bar{X}_a - \bar{X}_b) \hat{\beta}_b \phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_b) + \bar{X}_a (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_b) \phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_a) + R_m + R_2 \quad (9.2)$$

onde:

$$\begin{aligned} R_1 = & [\Phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_a) - \Phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_b)] - [(\bar{X}_a - \bar{X}_b) \hat{\beta}_a \phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_a) + \\ & + \bar{X}_b (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_b) \phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_b)] \end{aligned} \quad (10)$$

e:

$$\begin{aligned} R_2 = & [\Phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_a) - \Phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_b)] - [(\bar{X}_a - \bar{X}_b) \hat{\beta}_b \phi(\bar{X}_b \hat{\beta}_b) + \\ & + \bar{X}_a (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_b) \phi(\bar{X}_a \hat{\beta}_a)] \end{aligned} \quad (11)$$

Desse modo, podemos calcular a contribuição separada de cada variável e de cada coeficiente no diferencial total de participação, sempre levando em conta que se trata de uma aproximação e não de uma decomposição exata.

⁸ De acordo com Judge *et alii* (1988) enunciamos a expansão de Taylor como: $f(x_t, \beta) = f(x_t, \beta_1) + f'(x_t, \beta)(\beta - \beta_1) + \text{resto}$, onde $f'(x_t, \beta)$ é a derivada de $f(x_t, \beta)$ em relação a β avaliada no ponto β_1 .

4.2 - O modelo

4.2.1 - Especificação básica

Na estimação, utilizamos um modelo Probit, já que a TPFT é uma variável dependente binária. Inicialmente, estimaremos o modelo a seguir para cada um dos períodos da amostra. Mais adiante, incorporaremos algumas alterações a este modelo.

$$\begin{aligned} \text{TPFT} = & \alpha + \beta_1 \text{idade} + \beta_2 \text{idade}^2 + \beta_3 \text{ed_0} + \beta_4 \text{ed_1-4} + \beta_5 \text{ed_5-8} + \beta_6 \text{ed_9-11} + \\ & + \beta_7 \text{chefe} + \beta_8 \text{cônjugue} + \beta_9 \text{renda domic per capita} + \beta_{10} \text{f0_2} + \beta_{11} \text{f3_5} + \\ & + \beta_{12} \text{f6_10} + \beta_{13} \text{f11_17} + \beta_{14} \text{adultos} + \beta_{15} \text{sul} + \beta_{16} \text{co} + \beta_{17} \text{ne} + \\ & + \beta_{18} \text{n} + \beta_{19} \text{metrópole} + e \end{aligned} \quad (12)$$

onde TPFT é uma variável que assume valor 1 se o indivíduo participa do mercado de trabalho e 0, em caso contrário; idade é a idade do indivíduo; ed_0 é uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo possui zero ano de estudo e 0, em caso contrário; ed_1-4, ed_5-8, ed_9-11 são definidas de forma análoga. Note-se que omitimos a *dummy* “ed 11 ou mais” do modelo. Renda domic *per capita* é a renda total do domicílio em que o indivíduo vive, líquido da sua própria renda, dividida pelo número de pessoas do domicílio;⁹ chefe (cônjugue) é uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo é o chefe (cônjugue) da família; f0_2 é o número de filhos da família com até dois anos de idade; f3_5, f6_10, f11_17 têm definição análoga; adultos fornece o número de adultos do domicílio; sul, co, ne e n são *dummies* para as regiões Sul, Centro-Oeste, Nordeste e Norte, respectivamente. Note-se que omitimos a *dummy* para a região Sudeste. Por fim, metrópole é uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo reside em região metropolitana e 0, em caso contrário.

A nossa escolha das variáveis explicativas é ligeiramente diferente da de outros estudos de oferta de trabalho — como Yun (2000), Jatobá (1994) e Sedlacek e Santos (1991) — mas procura captar os mesmos aspectos. Bruschini e Lombardi (1996, p. 484) dizem que o aumento da escolaridade, a redução da fecundidade, a presença de filhos, o estado conjugal, a idade “(...) são fatores que estão sempre presentes na decisão das mulheres de ingressar ou permanecer no mercado de trabalho (...)”.

⁹ Os valores da variável renda nos diversos anos foram deflacionados pelo IPCA/IBGE, de modo que estão reportados em reais de 1996.

Na Tabela 6, apresentamos a média das variáveis explicativas em cada ano e seus respectivos desvios-padrão. No caso das variáveis *dummies*, reportamos a proporção de indivíduos com a característica. Nessa tabela, constatamos algumas tendências bem conhecidas no Brasil nos últimos anos: envelhecimento da população, estagnação da renda e o já comentado aumento da educação. *A priori*, o sinal esperado para o coeficiente da idade é positivo e da idade² é negativo, pois estamos procurando captar a relação em forma de U invertido entre idade e participação. Com relação à variável renda domiciliar *per capita* líquida do salário da mulher, o sinal do coeficiente esperado é dúvida. Por um lado, esperamos um coeficiente negativo, pois ela funciona como uma *proxy* para o salário de reserva. Quanto mais alta for a renda dos outros membros do domicílio, menor o estímulo para a mulher participar do mercado de trabalho. Por outro lado, famílias mais ricas podem pagar creches e babás, liberando a mulher para o mercado de trabalho.

Para as variáveis de educação, esperamos sinais negativos, pois adotaremos como grupo de controle os mais educados. Portanto, em relação a eles, esperamos que indivíduos pertencentes a outras categorias participem menos. A Tabela 6 nos mostra que houve uma contínua queda do número de filhos de todas as idades. Assim, entre 1982 e 1997 o número médio de filhos em cada categoria reduziu-se entre 0,13 e 0,17, dependendo da categoria. O sinal esperado para as variáveis que indicam o número de filhos pequenos é negativo, pois quanto mais crianças pequenas, menor a probabilidade esperada de participação. Para filhos maiores, o sinal esperado é positivo, pois a mulher já pode sair para trabalhar sem se preocupar com a situação dos filhos em casa.

A Tabela 6 nos mostra também o aumento na proporção de mulheres chefes de família e a queda na parcela de mulheres cônjuges durante o período. No caso da variável chefe, o sinal esperado é positivo, pois mulheres chefes precisam participar do mercado de trabalho para garantir o sustento da casa. No caso da variável “cônjugue”, o sinal esperado é negativo. A tabela mostra ainda que o número de adultos por domicílio apresentou uma pequena queda no período. O sinal esperado dessa variável é negativo, pois quanto mais adultos residirem no domicílio, maior a probabilidade de estes gerarem renda, desestimulando a entrada das mulheres no mercado de trabalho. A percentagem de mulheres vivendo em áreas metropolitanas cresceu até 1987, atingindo quase 37%, e na década de 90 recuou um pouco para o patamar dos 34%. O sinal esperado *a priori* é positivo, pois mulheres em núcleos urbanos mais desenvolvidos teriam maior probabilidade de participar no mercado de trabalho. Em relação às regiões, percebemos que a maioria das mulheres reside no Sudeste, mas o Centro-Oeste vem atravessando um período de crescimento no número de mulheres.

É importante observarmos o grau de variação das variáveis explicativas, pois sabemos que quanto maior esse grau, mais informação temos para realizar a estimativa e torná-la mais precisa. Para as variáveis contínuas, o desvio-padrão nos dá essa medida de dispersão. Em todos os casos, apresenta-se um desvio-padrão

TABELA 6

Média, desvio-padrão e proporção das variáveis explicativas

	1982	1987	1992	1997
Idade	40,051 (10,93)	40,075 (10,97)	40,159 (10,89)	40,603 (10,75)
0 ano de estudo	0,281	0,227	0,185	0,151
1 a 4 anos de estudo	0,467	0,443	0,414	0,364
5 a 8 anos de estudo	0,109	0,138	0,171	0,207
9 a 11 anos de estudo	0,088	0,119	0,147	0,182
12 ou mais anos de estudo	0,055	0,072	0,083	0,096
Renda domiciliar líquida <i>per capita</i>	169,397 (313,00)	179,749 (359,92)	137,922 (318,82)	192,526 (366,16)
Filhos de 0 a 2 anos	0,274 (0,55)	0,212 (0,47)	0,166 (0,42)	0,143 (0,39)
Filhos de 3 a 5 anos	0,326 (0,59)	0,292 (0,55)	0,239 (0,50)	0,192 (0,45)
Filhos de 6 a 10 anos	0,569 (0,87)	0,549 (0,83)	0,485 (0,76)	0,399 (0,68)
Filhos de 11 a 17 anos	0,726 (1,10)	0,641 (1,00)	0,621 (0,96)	0,583 (0,90)
Mulher chefe	0,145	0,163	0,187	0,211
Mulher cônjuge	0,731	0,712	0,698	0,675
Número de adultos	2,682 (1,24)	2,646 (1,24)	2,539 (1,14)	2,502 (1,10)
Região Sul	0,166	0,162	0,163	0,160
Região Centro-Oeste	0,060	0,063	0,069	0,073
Região Nordeste	0,265	0,257	0,262	0,261
Região Norte	0,023	0,027	0,034	0,035
Região Sudeste	0,486	0,491	0,472	0,471
Metrópole	0,356	0,368	0,341	0,340

OBS.: Desvio-padrão entre parênteses.

razoável. No caso das variáveis *dummies*, é aconselhável que tenhamos uma proporção de casos em que a variável assume o valor 1 (ou 0) de, no mínimo, 5%. Como vemos, em todos os casos a proporção está acima desse patamar, exceto no caso da *dummy* para a região Norte.

A Tabela 7 apresenta o resultado das regressões rodadas para os anos de 1982, 1987, 1992 e 1997. Em vez do coeficiente, mostramos a mudança na probabilidade de participação de uma alteração infinitesimal das variáveis explicativas contínuas no ponto da média das variáveis explicativas. No caso das variáveis binárias, indicamos a mudança na probabilidade de participação, decorrente de

TABELA 7
Resultado das regressões

	1982 (1)	1987 (2)	1992 (3)	1997 (4)
Idade	0,0319 (9,5e-05)	0,0395 (8,7e-05)	0,0321 (8,1e-05)	0,0383 (7,7e-05)
Idade ²	-4,8e-04 (1,1e-06)	-5,7e-04 (1,0e-06)	-4,9e-04 (9,4e-07)	-5,7e-04 (8,8e-07)
0 ano de estudo	-0,4214 (4,0e-04)	-0,4040 (3,6e-04)	-0,3924 (3,5e-04)	-0,4099 (3,3e-04)
1 a 4 anos de estudo	-0,4412 (4,7e-04)	-0,4039 (4,0e-04)	-0,3667 (3,6e-04)	-0,3647 (3,4e-04)
5 a 8 anos de estudo	-0,3397 (3,3e-04)	-0,3503 (3,4e-04)	-0,3291 (3,7e-04)	-0,3237 (3,5e-04)
9 a 11 anos de estudo	-0,2294 (4,6e-04)	-0,2341 (4,2e-04)	-0,2109 (4,2e-04)	-0,1980 (3,8e-04)
Mulher chefe	0,0538 (4,9e-04)	0,0625 (4,5e-04)	0,0687 (4,2e-04)	0,0711 (3,9e-04)
Mulher cônjuge	-0,2513 (3,8e-04)	-0,2255 (3,5e-04)	-0,1667 (3,4e-04)	-0,1393 (3,2e-04)
Renda domiciliar <i>per capita</i> líquida	-1,19e-04 (4,0e-07)	-9,65e-05 (3,4e-07)	-9,1e-05 (3,6e-07)	-6,5e-05 (2,7e-07)
Filhos de 0 a 2 anos	-0,0954 (2,3e-04)	-0,1047 (2,3e-04)	-0,1161 (2,4e-04)	-0,1239 (2,4e-04)
Filhos de 3 a 5 anos	-0,0417 (2,1e-04)	-0,0403 (2,0e-04)	-0,0432 (2,0e-04)	-0,0445 (2,1e-04)
Filhos de 6 a 10 anos	-0,0048 (1,4e-04)	-0,0118 (1,3e-04)	-0,0066 (1,3e-04)	-0,0138 (1,4e-04)
Filhos de 11 a 17 anos	0,0147 (1,1e-04)	0,0123 (1,1e-04)	0,0165 (1,1e-04)	0,0158 (1,1e-04)
Número de adultos	-0,0101 (1,0e-04)	-0,0088 (9,4e-05)	-0,0062 (9,6e-05)	-0,0033 (9,4e-05)
Sul	0,0823 (3,1e-04)	0,0968 (2,9e-04)	0,0910 (2,7e-04)	0,0846 (2,5e-04)
Centro-Oeste	-0,0347 (4,6e-04)	-0,0155 (4,2e-04)	0,0234 (3,8e-04)	-0,0034 (3,54e-04)
Nordeste	0,0523 (2,8e-04)	0,0607 (2,6e-04)	0,0596 (2,4e-04)	0,0413 (2,2e-04)
Norte	0,0481 (7,2e-04)	0,0563 (6,2e-04)	0,0469 (5,2e-04)	0,0605 (4,8e-04)
Área metropolitana	0,0205 (2,3e-04)	0,0178 (2,2e-04)	-0,0165 (2,1e-04)	-0,0033 (1,9e-04)
Observações	23.684.352	28.424.732	31.772.869	35.770.011
Pseudo- <i>R</i> ²	0,1246	0,1210	0,1052	0,1160
Significância conjunta (χ^2)	0,000	0,000	0,000	0,000

OBS.: Todos os coeficientes são significativos a 5%. Desvio-padrão entre parênteses.

alteração de 0 para 1 do valor de cada uma das variáveis *dummies*. Devemos ter cuidado ao interpretar os valores da tabela para as variáveis idade e idade², pois o cálculo do efeito marginal dessa variável não é dado diretamente pelos valores mostrados na tabela.¹⁰ Fazendo os cálculos, o efeito marginal da idade no ponto das médias para os anos de 1982, 1987, 1992 e 1997 são, respectivamente, -0,0069, -0,0068, -0,0073 e -0,0081.

Em todas as regressões, os coeficientes se mostraram estatisticamente diferentes de 0, a 5%, e, como vemos na última linha da tabela, rejeitamos a hipótese de que todos os coeficientes de cada regressão fossem 0, também a 5%.

Os efeitos marginais de quase todas as variáveis apresentam os sinais esperados. O termo idade é positivo e o idade², negativo. Isso mostra que estamos captando o formato da participação em relação à idade na forma de U invertido, descrita na Seção 3. Com relação às *dummies* de educação, consideramos o grupo mais educado como referência. Assim, todos os efeitos marginais apresentam sinais negativos. Portanto, se qualquer indivíduo que estiver no grupo mais educado passar a qualquer um dos outros grupos, ele terá uma queda na probabilidade de participar. Quando evoluímos dos menos para os mais educados, percebemos que o efeito marginal vai ficando cada vez menos negativo, exceto entre as duas primeiras categorias de estudo nos anos de 1982 e 1987. Isso demonstra que se indivíduos com 12 ou mais anos de estudo estivessem em outra categoria educacional, sua probabilidade de participar cairia menos se ele passasse a pertencer a categorias de educação mais elevada.

A variável binária mulher chefe possui efeito marginal positivo em todos os anos, mostrando que se a mulher passasse de não-chefe a chefe, sua probabilidade de participar aumentaria. Exatamente o contrário ocorre com a variável mulher cônjuge. A variável renda *per capita* domiciliar líquida apresenta sinal negativo — o aumento dessa renda traria um desestímulo para as mulheres ingressarem na força de trabalho. No caso do número de filhos percebemos que, em todos os períodos, quanto mais filhos as mulheres têm entre 0 e 10 anos, menor a probabilidade de elas participarem. O inverso acontece com os filhos com idades entre 11 e 17 anos. Como no caso das variáveis educação, note-se que essa relação é não-linear, pois a probabilidade de participar cai mais no caso de filhos de 0 a 2 anos do que no caso de filhos com 6 a 10 anos, em todos os anos. A variável número de adultos no domicílio apresenta sinal negativo, revelando que quanto mais adultos presentes, menor a probabilidade de as mulheres participarem.

¹⁰ No caso geral, o efeito marginal de uma variável x_k para um indivíduo i num modelo Probit é calculado como: $\phi(x_i \beta) \beta_k$, onde x_i e β são vetores ($1 \times K$) e ($K \times 1$), respectivamente. Mas como temos a variável idade e idade², o efeito marginal é, no ponto da média das explicativas: $\phi(x_m \beta) (\beta_{\text{idade}} + 2\beta_{\text{idade}^2} \text{idade}_m)$, onde β_{idade} e β_{idade^2} são os coeficientes estimados via Probit para as variáveis idade e idade²; idade_m é a média da variável idade; e x_m é a média de todas as variáveis explicativas.

Em relação às *dummies* regionais, concluímos que, controlando pelas demais características, as mulheres da região Sul são as que mais participam do mercado de trabalho, seguidas pelas do Nordeste, Norte, Sudeste e Centro-Oeste. As exceções são os anos de 1992, em que as mulheres do Centro-Oeste participam mais que as do Sudeste, e 1997, em que as do Norte participam mais que as do Nordeste.

Por fim, temos o resultado inesperado da variável área metropolitana. Até 1987 o efeito marginal é positivo, embora pequeno. Daí em diante se torna negativo. Vale notar que, em todos os períodos, a TPFT observada (não-controlada) para as mulheres da amostra é maior nas regiões metropolitanas do que no restante do país. Porém, ao introduzirmos os controles na regressão, essa relação desaparece em 1992 e 1997. Realizando regressões auxiliares, concluímos que as variáveis de educação parecem ser as responsáveis por tal efeito.

4.2.2 - Especificações alternativas

Uma crítica que poderia ser feita à especificação que escolhemos até agora é que as variáveis idade e idade² não captariam plenamente os efeitos associados a ciclo de vida e coorte. Uma alternativa seria rodarmos uma regressão para cada coorte para as quais estivessem disponíveis observações dos quatro períodos. O problema, nesse caso, é que não consideraríamos o efeito geracional. Dessa forma, ao compararmos os coeficientes de duas regressões rodadas para coortes diferentes, não estaríamos considerando os efeitos tempo e idade, apenas o efeito coorte. Desse modo, percebemos que, qualquer que seja a estratégia que utilizemos, não conseguiremos identificar separadamente os efeitos coorte, ciclo de vida e tempo. Por essa razão, optamos por continuar estimando uma regressão por ano. Entretanto, em vez de utilizar como regressores as variáveis idade e idade², utilizaremos *dummies* de idade na regressão. Especificamente, adicionamos 40 *dummies* (uma para cada idade, entre 25 e 64 anos), em cada um dos quatro períodos da amostra.

Outra crítica que pode ser feita à especificação básica diz respeito ao efeito da renda domiciliar líquida *per capita* na participação. Como vimos, o aumento dessa renda desestimularia a entrada da mulher no mercado de trabalho, mas, por outro lado, poderia levar as mulheres a deixar seus filhos em creches, liberando-as para ingressar no mercado de trabalho. Será que a especificação básica não está “misturando” os dois efeitos? Para responder a essa questão, criamos uma variável de interação da renda domiciliar líquida *per capita* com o número de filhos de 0 a 2, 3 a 5, 6 a 10 e 11 a 17 anos.

Os resultados das estimativas dessas especificações alternativas estão apresentados na Tabela 8. Note-se que os resultados da tabela correspondem apenas ao ano de 1997. Para os outros períodos, os resultados — e, de modo particular,

TABELA 8
Estimativas dos coeficientes — 1997

	(1)	(2)	(3)	(4)
Idade			0,0990	0,0968
Idade ²			-0,0015	-0,0014
0 ano de estudo	-1,1533	-1,1206	-1,1515	-1,1182
1 a 4 anos de estudo	-0,9828	-0,9514	-0,9807	-0,9488
5 a 8 anos de estudo	-0,8660	-0,8429	-0,8656	-0,8422
9 a 11 anos de estudo	-0,5165	-0,5025	-0,5160	-0,5020
Mulher chefe	0,1883	0,1782	0,1906	0,1810
Mulher cônjuge	-0,3386	-0,3589	-0,3370	-0,3567
Renda domiciliar <i>per capita</i> líquida	-6,93E-05	-1,64E-04	-6,90E-05	-1,64E-04
Filhos de 0 a 2 anos	-0,3025	-0,3130	-0,3021	-0,3127
Filhos de 3 a 5 anos	-0,1208	-0,1114	-0,1214	-0,1124
Filhos de 6 a 10 anos	-0,0167	-0,0320	-0,0192	-0,0350
Filhos de 11 a 17 anos	0,0655	0,0415	0,0646	0,0401
Renda*Filhos de 0 a 2 anos	-1,54E-04		-1,57E-04	
Renda*Filhos de 3 a 5 anos	-6,80E-06		-1,01E-05	
Renda*Filhos de 6 a 10 anos	-1,96E-04		-1,98E-04	
Renda*Filhos de 11 a 17 anos	-2,32E-04		-2,31E-04	
Número de adultos	-0,0118	-0,0100	-0,0104	-0,0083
Sul	0,2173	0,2166	0,2170	0,2163
Centro-Oeste	-0,0085	-0,0087	-0,0085	-0,0086
Nordeste	0,0953	0,1039	0,0958	0,1047
Norte	0,1481	0,1543	0,1483	0,1546
Área metropolitana	-0,0081	-0,0083	-0,0082	-0,0084
Constante	0,0980	0,0952	-0,2694	-0,2392
Pseudo- <i>R</i> ²	0,1246			0,1160
Significância conjunta (χ^2)	0,000			0,000

OBS.: Todos os coeficientes são significativos a 5%.

(1) = *dummies* de idade e interações de renda e número de filhos nas diversas faixas etárias.

(2) = *dummies* de idade.

(3) = idade, idade² e interações de renda e número de filhos nas diversas faixas etárias.

(4) = idade, idade² [modelo básico: equação (12)].

os sinais dos coeficientes estimados — são semelhantes aos aqui reportados, de forma que consideramos suficiente concentrar nossa análise em 1997. Vale observar que nessa tabela estão apresentadas as estimativas dos coeficientes e não os efeitos marginais de cada uma das variáveis. A primeira observação a ser feita é que os coeficientes de todas as *dummies* de idade foram estatisticamente signifi-

cativos tanto na coluna (1) quanto na coluna (2) — por limitação de espaço, os coeficientes das *dummies* de idade não são mostrados na Tabela 8.

Além disso, ao compararmos as colunas (2) e (4) — ou as colunas (1) e (3) — percebemos que os coeficientes das demais variáveis são muito semelhantes, ou seja, há muito pouca diferença entre usar as *dummies* de idade ou o polinômio quadrático para idade.

Analizando as colunas (1) e (2), percebemos o efeito de adicionarmos as variáveis de interação da renda domiciliar com o número de filhos (no caso em que usamos as *dummies* de idade). Percebemos que os coeficientes das variáveis não se alteraram muito, exceto o da renda domiciliar, que caiu. Além disso, como os coeficientes de todas as interações (e o da variável renda domiciliar líquida *per capita*) são negativos, não é possível obter efeito marginal positivo de um aumento da renda domiciliar líquida *per capita*.¹¹ Com isso, não constatamos a relação de que quanto maior a renda domiciliar, mais acesso a creches e babás e, dessa forma, maior a chance de a mulher participar do mercado de trabalho. Resultado análogo é obtido ao compararmos as colunas (3) e (4).

Assim, acreditamos que a especificação básica da coluna (4) não é inferior aos modelos alternativos com *dummies* de idade e variáveis de interação. Dessa forma, e seguindo o critério da parcimônia, continuaremos a trabalhar com essa especificação.

A seguir, exploramos a relação existente entre participação feminina e ciclo econômico.

4.2.3 - Participação feminina e o ciclo econômico

Outra crítica que poderia ser feita ao modelo básico é que não rodamos uma regressão agrupando todos os períodos, de forma a captar o papel do ciclo econômico nas taxas de participação feminina. Com esse intuito, rodamos regressões agrupando todos os anos da amostra e utilizando três diferentes medidas para captar o papel do ciclo econômico: *dummies* de tempo, taxa de desemprego e taxa de crescimento do PIB nos anos de 1982, 1987, 1992 e 1997 (ver Tabela 9).¹²

Além disso, para captar uma possível relação entre a taxa de participação feminina e ciclo econômico e a diferença em tal relação em comparação com o caso dos homens, construímos variáveis de interação da posição na família com a

11 O efeito marginal da renda domiciliar, neste caso, seria: $\phi(x_m \beta)(\delta_1 + \delta_2 \text{Filhos de 0 a } 2 + \delta_3 \text{Filhos de } 3 \text{ a } 5 + \delta_4 \text{Filhos de } 6 \text{ a } 10 + \delta_5 \text{Filhos de } 11 \text{ a } 17)$, onde δ_1 é o coeficiente estimado da variável renda domiciliar líquida *per capita*, x_m é um vetor ($1 \times K$) de médias de todas as variáveis explicativas e β um vetor ($K \times 1$). Note-se que $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ e δ_5 são negativos e $\phi(x_m \beta)$ é sempre positivo.

12 Os dados de desemprego se referem à média anual da Taxa de Desemprego Aberto da PME/IBGE. Os dados de PIB se referem à variação real anual do PIB do IBGE.

TABELA 9

Taxas de crescimento do PIB e taxa de desemprego

(Em %)

	1982	1987	1992	1997
Taxa de crescimento do PIB	0,83	3,53	-0,54	3,27
Taxa de desemprego	6,27	3,73	5,66	5,67

medida do ciclo econômico, pois a relação participação/ciclo poderia depender da posição na família. Particularmente, interagimos as variáveis chefe e cônjuge com as *dummies* de tempo, com a taxa de desemprego e com a taxa de crescimento do PIB. Assim, resultaram seis especificações, com diferentes variáveis explicativas. Na Tabela 10, mostramos os efeitos marginais das regressões rodadas a partir dessas seis especificações.¹³

Nas colunas (1) e (2) da tabela apresentamos os resultados das regressões rodadas com as *dummies* de ano. Note-se que os efeitos marginais das variáveis não-envolvidas nos termos de interação são praticamente idênticos, exceto para a variável idade. Além disso, o efeito marginal das variáveis chefe e cônjuge na coluna (1) é muito parecido com os efeitos marginais das mesmas variáveis em cada período na coluna (2). Essas duas observações também são válidas ao compararmos as colunas (3) e (4) e as colunas (5) e (6).

O objetivo deste exercício é verificar se a relação entre participação e ciclo dependia da posição na família. Os resultados da tabela são inconclusivos. Por um lado, os resultados da coluna (4) mostram que aumentos na taxa de crescimento do PIB desestimulam a participação de chefes e estimulam a participação das mulheres cônjuges e em outras posições na família (filha, agregada etc.). Por outro lado, um aumento na taxa de desemprego da economia reduz a probabilidade de as chefes participarem e eleva a chance de participação das cônjuges e das mulheres em outras posições familiares. Desse modo, obtemos resultados contraditórios, dependendo da variável usada para medir o ciclo.

Terminada essa discussão a respeito das especificações básica e alternativa e sobre o papel do ciclo na participação, voltamos nossa atenção para a decomposição do diferencial de participação. Em vista dos resultados obtidos na Subseção 4.2.2, acreditamos que a especificação básica permanece adequada para a continuidade do trabalho.

13 Também nesse caso, estimamos modelos com *dummies* de idade e com as interações da renda domiciliar com o número de filhos, como discutido na Subseção 4.2.2. Pelos mesmos motivos lá apresentados, permanecemos com a especificação básica (polinômio quadrático da idade e sem interações da renda com filhos). Note-se ainda que a Tabela 10 apresenta apenas os efeitos marginais das variáveis. Os coeficientes estimados podem ser obtidos por solicitação aos autores.

TABELA 10
Efeitos marginais — participação e ciclo econômico

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Idade	-0,0185	-0,0074	-0,0182	-0,0073	-0,0182	-0,0073
0 ano de estudo	-0,4015	-0,4025	-0,4125	-0,4125	-0,4125	-0,4126
1 a 4 anos de estudo	-0,3869	-0,3879	-0,3954	-0,3955	-0,3954	-0,3955
5 a 8 anos de estudo	-0,3371	-0,3384	-0,3368	-0,3368	-0,3367	-0,3368
9 a 11 anos de estudo	-0,2173	-0,2177	-0,2167	-0,2168	-0,2167	-0,2167
Mulher chefe	0,0613		0,0662		0,0663	
Mulher chefe em 1982		0,0657		0,0692		0,0652
Mulher chefe em 1987		0,0685		0,0616		0,0690
Mulher chefe em 1992		0,0727		0,0731		0,0661
Mulher chefe em 1997		0,0577		0,0623		0,0661
Mulher cônjuge	-0,1907		-0,1858		-0,1858	
Mulher cônjuge em 1982		-0,2517		-0,1876		-0,1784
Mulher cônjuge em 1987		-0,2263		-0,1880		-0,2034
Mulher cônjuge em 1992		-0,1671		-0,1874		-0,1844
Mulher cônjuge em 1997		-0,1487		-0,1879		-0,1843
Renda domiciliar <i>per capita</i> líquida	-8,6e-05	-8,7e-05	-9,2e-05	-9,2e-05	-9,2e-05	-9,2e-05
Filhos de 0 a 2 anos	-0,1120	-0,1099	-0,1183	-0,1183	-0,1183	-0,1184
Filhos de 3 a 5 anos	-0,0438	-0,0423	-0,0482	-0,0482	-0,0481	-0,0481
Filhos de 6 a 10 anos	-0,0103	-0,0095	-0,0124	-0,0124	-0,0124	-0,0123
Filhos de 11 a 17 anos	0,0146	0,0150	0,0133	0,0133	0,0132	0,0132
Número de adultos	-0,0071	-0,0070	-0,0089	-0,0089	-0,0089	-0,0089
Sul	0,0888	0,0892	0,0881	0,0881	0,0880	0,0881
Centro-Oeste	-0,0040	-0,0038	-0,0018	-0,0018	-0,0018	-0,0018
Nordeste	0,0538	0,0535	0,0568	0,0568	0,0568	0,0569
Norte	0,0548	0,0548	0,0594	0,0594	0,0594	0,0595
Área metropolitana	0,0018	0,0024	-0,0020	-0,0020	-0,0019	-0,0019
<i>Dummy</i> 1987	0,0336					
<i>Dummy</i> 1992	0,0697					
<i>Dummy</i> 1997	0,0814					
PIB			0,0012			
PIB se chefe				-0,0025		
PIB se cônjuge					0,0042	

(continua)

(continuação)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PIB se outros				0,0046		
Desemprego					0,0020	
Desemprego se chefe						-0,0163
Desemprego se cônjuge						0,0124
Desemprego se outros						-0,0125
Pseudo- R^2	0,1211	0,1220	0,1188	0,1188	0,1188	0,1188
Significância conjunta (χ^2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

OBS.: Todos os coeficientes foram significativos a 5%.

(1) = idade, idade², dummies de educação, chefe, cônjuge, renda domiciliar líquida *per capita*, número de filhos 0-2, 3-5, 6-10, 11-17, número de adultos, dummies regionais e de ano, área metropolitana.

(2) = (1) + chefe e cônjuge interagindo com dummies de ano – chefe – cônjuge.

(3) = (1) + PIB – dummies de ano.

(4) = (3) + chefe e cônjuge interagindo com o PIB.

(5) = (1) + desemprego – dummies de ano.

(6) = (5) + chefe e cônjuge interagindo com desemprego.

4.3 - A decomposição

Nesta subseção vamos realizar a decomposição do diferencial de participação entre dois períodos no componente devido à mudança dos coeficientes e na parcela originada da mudança das características dos indivíduos (composição). Com os coeficientes estimados das regressões realizadas para cada um dos anos da amostra (modelo básico) e com a média das variáveis explicativas para cada ano, calculamos os dois componentes, de acordo com a aproximação demonstrada na Subseção 4.1.

Aplicamos as equações (9.1) e (9.2) para o nosso caso, admitindo $a = 1997$, 1992 ou 1987 e $b = 1982$, 1987 ou 1992. Além disso, também calculamos as diferenças decorrentes das variáveis e dos coeficientes, descritas nas equações (4.1) e (4.2). Como realizamos um processo de aproximação, as contribuições das variáveis e dos coeficientes não serão exatamente as mesmas nos dois casos.

Também reportamos a decomposição de Oaxaca-Blinder tradicional, decorrente do uso de MQO na estimação da equação de participação [equação (12)]. O objetivo é verificar quão robustos são os resultados das decomposições obtidos a partir de dois métodos diferentes, apesar de a decomposição de Oaxaca-Blinder não ser indicada em casos de variáveis dependentes binárias.

Vamos concentrar nossa análise na aplicação da equação (9.1) para a diferença entre 1982 e 1997.¹⁴ Na Tabela 11, estão os resultados da decomposição de

¹⁴ Por limitação de espaço, mostramos apenas essa decomposição. As demais se encontram disponíveis mediante solicitação aos autores. Em todos os casos, os resultados das decomposições, utilizando as equações (9.1) e (9.2) foram bastante semelhantes.

TABELA 11
Decomposição da participação — 1982 e 1997

	Decomposição de Yun [equação (9.1)]				Decomposição de Oaxaca			
	Contri- buições	%	Coeficiente	%	Contri- buições	%	Coeficiente	%
Idade	-0,0022	-1,6	0,0909	65,6	-0,0020	-1,5	0,1278	92,3
0 ano de estudo	0,0576	41,6	0,0185	13,3	0,0479	34,6	0,0145	10,4
1 a 4 anos de estudo	0,0385	27,8	0,0498	36,0	0,0315	22,7	0,0430	31,1
5 a 8 anos de estudo	-0,0326	-23,6	0,0117	8,5	-0,0260	-18,8	0,0105	7,6
9 a 11 anos de estudo	-0,0187	-13,5	0,0059	4,3	-0,0136	-9,8	0,0053	3,8
Educação	0,0448	32,3	0,0860	62,1	0,0398	28,7	0,0733	52,9
Chefe	0,0047	3,4	0,0024	1,7	0,0041	2,9	0,0016	1,2
Cônjugue	0,0079	5,7	0,0811	58,6	0,0068	4,9	0,0757	54,7
Renda familiar	-0,0015	-1,1	0,0095	6,9	-0,0011	-0,8	0,0072	5,2
Filho de 0 a 2 anos	0,0163	11,8	-0,0068	-4,9	0,0151	10,9	-0,0082	-5,9
Filho de 3 a 5 anos	0,0060	4,3	-0,0005	-0,4	0,0055	4,0	-0,0010	-0,7
Filho de 6 a 10 anos	0,0024	1,7	-0,0050	-3,6	0,0021	1,5	-0,0043	-3,1
Filho de 11 a 17 anos	-0,0023	-1,6	0,0005	0,4	-0,0022	-1,6	0,0017	1,2
Adultos	0,0006	0,4	0,0185	13,3	0,0006	0,4	0,0144	10,4
Sul	-0,0005	-0,4	0,0004	0,3	-0,0005	-0,3	0,0007	0,5
Centro-Oeste	0,0000	0,0	0,0019	1,4	0,0000	0,0	0,0016	1,1
Nordeste	-0,0001	-0,1	-0,0031	-2,2	-0,0001	-0,1	-0,0024	-1,8
Norte	0,0007	0,5	0,0003	0,2	0,0006	0,5	0,0002	0,2
Metrópole	0,0001	0,0	-0,0084	-6,1	0,0001	0,0	-0,0073	-5,3
Constante			-0,1941	-140,1			-0,2111	-152,4
Soma	0,0767	55,4	0,0736	53,2	0,0686	49,5	0,0700	50,6
Diferencial total				0,1385				
Total [equação (4.1)]	0,0696		0,0691					
Rm	-0,0145							
R1	0,0018							

Yun e a de Oaxaca-Blinder. A primeira constatação que podemos fazer é que as diferenças nos coeficientes e nas características explicam, cada uma delas, metade do diferencial de participação observado no período em ambas as decomposições. Isso pode ser visto na linha “Total” na decomposição de Yun, resultado da aplicação de (4.1). Além disso, percebemos que a soma das contribuições das variá-

veis (ou de seus coeficientes) é muito próxima do valor agregado.¹⁵ Quer dizer, o processo de aproximação que utilizamos deu bons resultados. Isso também pode ser verificado observando que o resto da aproximação ($R1$) é muito pequeno, cerca de 1% do diferencial total observado entre 1982 e 1997. Nas colunas intituladas “%” mostramos a percentagem do diferencial *total* de participação entre 1982 e 1997, que é explicado por intermédio de cada um dos componentes.

Também podemos entender a contribuição de cada variável no diferencial de participação total. Chama a atenção o fato de as principais responsáveis pelas mudanças observadas serem idade, as variáveis de educação e a variável cônjuge.

No caso da idade, há uma parcela expressivamente maior de explcação do diferencial decorrente da diferença dos coeficientes entre 1982 e 1997 do que o originado da diferença das variáveis.¹⁶ Podemos dizer que se as mulheres em 1982 e 1997 tivessem o mesmo perfil de participação no ciclo de vida, o diferencial de participação entre 1982 e 1997 seria cerca de 0,0861 menor.

No caso das variáveis de educação, percebemos que o fato de em 1997 haver uma proporção menor de mulheres com zero ano de estudo contribuiu para aumentar o diferencial de participação. Além disso, o fato de que as mulheres em 1997 tendem a participar mais do que em 1982 — dado que elas têm zero ano de estudo — também tende a aumentar o diferencial de participação entre 1982 e 1997. O mesmo ocorre para a variável 1 a 4 anos de estudo. Já no caso das mulheres com 5 a 8 e 8 a 11 anos de estudo, o fato de haver uma proporção maior de mulheres nessas categorias em 1997 *vis-à-vis* 1982 contribui para reduzir o diferencial de participação entre 1982 e 1997, já que esses grupos participam relativamente menos do que os mais educados. No caso da diferença entre os coeficientes, a interpretação é a mesma da das categorias de estudo menos elevadas, ou seja, a contribuição é no sentido de aumentar o diferencial, já que a diferença entre os grupos educacionais foi reduzida. Na linha intitulada “Educação” mostramos a soma das contribuições de cada um dos grupos de estudo (0, 1 a 4, 5 a 8 e 9 a 11). Ela nos permite afirmar que a mudança dos grupos educacionais explica cerca de 32% do diferencial de TPFT observado entre 1982 e 1997.

Com relação à variável chefe notamos que o fato de haver maior proporção de chefes em 1997 contribuiu para aumentar o diferencial. Além disso, a diferença nos coeficientes tende a aumentar o diferencial, pois o coeficiente em 1997 é maior do que em 1982.

No caso da variável cônjuge, principalmente o fato de as cônjuges em 1997 responderem menos negativamente à participação do que em 1982 contribui para aumentar o diferencial. Para a variável renda domiciliar líquida *per capita*, a diferença das variáveis contribui marginalmente para a redução do diferencial,

15 Na decomposição de Oaxaca-Blinder, os valores das rubricas “Total” e “Soma” são iguais.

16 A rubrica “Idade” corresponde à soma das contribuições das variáveis idade e idade².

enquanto a diferença no coeficiente faz o diferencial aumentar. Porém, a contribuição para redução é menor do que para aumento. Portanto, a variável renda familiar contribui aumentando a diferença de participação.

Dado que as mulheres em 1997 têm filhos de 0 a 10 anos de idade elas tendem a participar menos do mercado de trabalho, mas o impacto é pequeno. Porém, o fato de em 1997 o número de filhos entre 0 e 10 anos ser menor do que em 1982 contribui para aumentar o diferencial. Com relação ao número de filhos entre 11 e 17 anos, o efeito é contrário, ou seja, a diferença no número de filhos entre 1982 e 1997 contribui para a redução do diferencial e a diferença nos coeficientes contribui para a sua elevação, embora muito pequena. O impacto da variável número de adultos é pequeno, mas contribui para aumentar o diferencial, tanto através das variáveis quanto por intermédio dos coeficientes. As *dummies* regionais praticamente não exerceiram influência na evolução do diferencial.

Por fim, a variável área metropolitana contribui negativamente para o diferencial através dos coeficientes, ou seja, visto que a mulher mora numa área metropolitana, sua resposta em termos de participação se reduziu, relativamente, no período. Note-se que no caso da constante, ela capta uma grande diminuição do diferencial através dos coeficientes, que não é explicada por nenhuma das variáveis utilizadas na regressão. Ressalte-se que a constante reflete o comportamento do grupo de referência, a saber, mulheres com mais de 11 anos de estudo, sem filhos, filhas ou em outra posição na família, da região Sudeste.

Finalmente, pode-se notar que os resultados obtidos para a decomposição de Yun são muito parecidos com os obtidos pela decomposição de Oaxaca. Isso evidencia a robustez dos resultados obtidos.

5 - Observações finais

Este trabalho teve basicamente dois objetivos. Primeiramente, descrever a evolução da TPFT das mulheres brasileiras entre 1982 e 1997. Fizemos isso analisando a evolução dos subgrupos de idade e educação, buscando compor um retrato da inserção feminina no mercado de trabalho. A análise levada a cabo na Seção 3 procurou solucionar essa tarefa. Confirmamos o já constatado aumento da TPFT feminina no Brasil, que, concomitantemente à estabilização das taxas para os homens, concorreu para uma redução do diferencial de TPFT entre sexos.

Em seguida, empreendemos uma análise desagregada por grupos educacionais, que permitiu verificar a forte relação existente entre escolaridade e participação em todos os anos e tanto entre os homens como entre as mulheres. Fazendo a mesma análise, mas por grupos educacionais e etários, foi possível descrever o perfil ao longo do ciclo de vida da TPFT por diferentes categorias de estudo. Essa análise também evidenciou que, para as mulheres, as coortes mais novas e com 1 a 11 anos de estudo vêm comandando o aumento da TPFT no Brasil, tanto que o perfil da

TPFT no ciclo de vida para as mais educadas é muito semelhante ao dos homens mais qualificados e, nesta categoria de estudo, há o menor diferencial entre sexos.

Na Seção 4, buscamos entender quais os fatores que influenciariam a decisão da mulher de participar ou não do mercado de trabalho em quatro períodos distintos. Estimamos um modelo que buscasse explicar a participação através do método Probit. É importante ressaltar que, na escolha das variáveis explicativas, procuramos incorporar não apenas as condições da própria mulher (educação e idade), mas também a situação por ela vivida na sua família (número de adultos, número de filhos em idades diferentes, renda dos outros membros do domicílio, posição na família), situação essa que determina em parte sua decisão de entrar no mercado de trabalho.

Finalmente, realizamos a decomposição do diferencial de TPFT entre 1982 e 1997 e concluímos que as mudanças nas características médias das mulheres de 25 a 64 anos explicam metade do diferencial. A alteração na resposta que essas mulheres deram à participação em diferentes períodos explica a outra metade. Captando o efeito de cada fator específico, concluímos que as variáveis educação, mulher cônjuge e idade foram as principais responsáveis pela evolução da TPFT entre 1982 e 1997.

Desse modo, podemos afirmar que o aumento da qualificação e uma mudança de atitude ante os desafios do mercado de trabalho estão contribuindo para que mais mulheres se lancem à procura de colocação profissional nos diversos setores da economia. Uma questão que permanece é entender os efeitos que esse movimento está tendo no restante do mercado de trabalho, particularmente na situação dos homens na força de trabalho. Também ficam dúvidas quanto ao papel que as políticas públicas poderiam desempenhar no auxílio da mulher nessa nova atitude de vida. Mais especificamente, uma política de fornecimento de creches poderia auxiliar as mulheres na “dupla jornada” casa-trabalho que passaram a enfrentar nos últimos anos. De qualquer forma, com este trabalho foi possível documentar os extraordinários avanços experimentados pelas mulheres nos últimos 30 anos, em termos de inserção na sociedade e no mercado de trabalho.

Abstract

Recently, many researches have tried to gain a better understanding of the Brazilian labor market, using microdata from PNAD, PME and other sources. In the present paper, we examine the evolution of women labor force participation in the labor market between 1982 and 1997. The results point to a significant increase in female participation rates, mainly among the women with between 1 and 11 years of schooling. The main determinants of this increase in activity levels were the reduction of the share of less educated women in the labor force and arises in the participation rates of spouses and older females.

Bibliografia

- BECKER, G. *A treatise on the family*. Harvard University Press, 1991.
- BERNDT, E. *The practice of econometrics — classic and contemporary*. Addison-Wesley Publishers, 1996.
- BLAU, F. *Trends in the well-being of American women, 1970-1995*. Oct. 1997 (NBER, Working Paper, 6.206).
- BLINDER, A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- BRUSCHINI, C., LOMBARDI, M. R. O trabalho da mulher brasileira nos primeiros anos da década de noventa. *Anais do X Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Abep, v. 1, p. 483-516, 1996.
- COSTA, L. Aumento da participação feminina: uma tentativa de explicação. *Anais do VII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Abep, v. 2, p. 231-243, 1990.
- GREENE, W. *Econometric analysis*. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2000.
- JATOBÁ, J. A família brasileira na força de trabalho: um estudo da oferta de trabalho — 1978/1988. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, n. 24, v. 1, p. 1-34, 1994.
- JUDGE, G., HILL, R., GRIFFITHS, W., LUTKEPOHL, H., LEE, T. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. New York: Wiley, 1988.
- LEME, M. C., WAJNMAN, S. *Efeitos de período, coorte e ciclo de vida na participação feminina no mercado de trabalho brasileiro*. 1999, mimeo.
- LOMBARD, K. Women's rising market opportunities and increased labor force participation. *Economic Inquiry*, v. 37, n. 2, p. 195-212, 1999.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.
- SEDLACEK, G., SANTOS, E. A mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração da renda familiar. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 3, p. 449-470, 1991.
- WAJNMAN, S., QUEIROZ, B., LIBERATO, V. O crescimento da atividade feminina nos anos noventa no Brasil. *Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Abep, v. 2, p. 2.429-2.454, 1998.
- YUN, M. *Decomposition analysis for a binary choice model*. University of Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA), 2000 (Discussion Paper, 145).

(Originais recebidos em setembro de 2001. Revistos em dezembro de 2001.)

