

A família brasileira na força de trabalho: um estudo de oferta de trabalho – 1978/88*

JORGE JATOBÁ**

Neste trabalho, busca-se uma melhor compreensão de como se dividem as decisões de participação na força de trabalho entre os indivíduos cujos recursos se agregam no contexto da família. A fonte de dados é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), e a unidade de observação é a família, classificada segundo o sexo do chefe, residente nas áreas metropolitanas do Nordeste e do Sudeste.

O estudo contém duas partes: na primeira, apresenta-se uma análise das tendências da taxa de participação, do desemprego e da renda familiar durante o período 1978/88; e, na segunda, especifica-se um modelo de participação familiar na força de trabalho para o ano de 1988, no qual se testam as hipóteses de que uma diminuição no nível de renda do chefe da família e um aumento do desemprego na família conduzem a um aumento da oferta de trabalho dos demais membros do domicílio (cônjuge, filhos, agregados).

Os resultados revelam que tanto uma queda na renda do chefe (efeito-renda) quanto um aumento do desemprego familiar (efeito-desemprego) conduzem a um aumento na oferta de trabalho das famílias. O efeito-renda, mais forte no Sudeste, também é mais presente entre as famílias pobres e tende a cair à medida que se eleva a renda do chefe, até desaparecer entre as famílias melhor situadas no espectro de renda. O efeito-desemprego, mais importante no Nordeste, é mais homogêneo entre os distintos níveis de renda, embora também perca força à medida que a renda do chefe se eleva.

1 - Introdução

Estudos sobre a força de trabalho são geralmente centrados em grupos demográficos com características semelhantes. Assim, existem estudos que consideram, por exemplo, o grupo de mulheres numa dada faixa etária como objeto de sua análise [Killingsworth e Heckman (1986) e Sedlacek e Santos (1990)]. Neste trabalho, a

* Sou grato aos Professores T. Paul Schultz e Glen C. Cain por seus comentários e críticas a uma versão anterior deste trabalho. Devo a programação e o processamento dos dados à Diretoria de Pesquisa do IPEA. Agradeço também a Ricardo Paes de Barros e a Guilherme Sedlacek pelas discussões anteriores que conduziram a um programa de pesquisa sobre a família e o mercado de trabalho no Brasil. Devo ainda agradecer ao Economic Growth Center, da Universidade de Yale, onde este texto foi escrito. O meu reconhecimento também às inúmeras pessoas que, nas Universidades de Michigan, Minnesota, Brown, Yale e Vanderbilt, ofereceram seus comentários e críticas quando este trabalho foi apresentado para discussão em seminários. Sou grato, por fim, aos dois *referees* da PPE.

** Professor-Doutor Titular de Economia da Universidade Federal de Pernambuco.

família, e não o indivíduo, constitui a unidade de análise e de observação, pois ela é considerada a unidade relevante para as decisões sobre participação na força de trabalho e para a avaliação do bem-estar de seus membros. Dentro do domicílio, as decisões são tomadas levando-se em conta o trabalho dentro (doméstico) e fora (mercado) do domicílio. Tais decisões afetam todos os membros da família, sua renda atual e futura, sua relação com o mercado e o bem-estar da família. O objetivo deste trabalho é um melhor entendimento de como unidades econômicas que juntam esforços tomam decisões sobre participação na força de trabalho.

As Seções 2 a 4 estudam os padrões de participação na força de trabalho, de desemprego e de renda das famílias que vivem em áreas metropolitanas do Nordeste e do Sudeste. Os domicílios estão classificados segundo o sexo do chefe da família. Assim, é possível tratar a informação disponível tanto para o conjunto dos domicílios quanto para aqueles chefiados por homens e por mulheres.¹ A Seção 5 desenvolve um modelo de oferta de trabalho da família de modo a avaliar como as variações na renda do chefe e no desemprego na família afetam as decisões de participação dos membros secundários da família (cônjuge, filhos, parentes e outros).

O trabalho cobre os anos de 1978, 1983, 1986 e 1988, cuja fonte dos dados é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A unidade de observação são as famílias que vivem em domicílios urbanos em regiões metropolitanas do Nordeste (Recife, Salvador e Fortaleza) e do Sudeste (Rio de Janeiro, São Paulo e Belo Horizonte). Um conjunto de características para cada família incluída na amostra é medido,² de modo que os conceitos de participação da família na força de trabalho e de desemprego na família, que constituem novidades deste estudo, refiram-se aos membros do domicílio em seu conjunto. Cada característica mensurável na família gerou uma unidade de observação para uma dada variável.³

Os domicílios incluídos na amostra restringem-se àqueles cujos chefes participavam na força de trabalho e que eram ocupados por uma única família.⁴ Como

1 O chefe do domicílio é a pessoa responsável pela família ou aquela que é vista como tal pelos demais membros da família.

2 O conceito de família, como definido pela PNAD, refere-se ao grupo de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica e normas de conduta social que habitam a mesma unidade domiciliar. Um domicílio de pessoa solteira também é considerado como sendo uma família. Este último foi excluído da análise porque estamos interessados em avaliar como a oferta de trabalho da família resulta do efeito cruzado das decisões de seus membros.

3 Se considerarmos, para cada e toda família contida na amostra, E como o número de membros da família (10 anos ou mais) empregados, U como o número de membros da família (10 anos ou mais) procurando por trabalho e F como o número de membros da família com 10 anos ou mais, então definimos $a = E/F + U/F$ como a taxa de participação da família na força de trabalho e $d = U/(E+U)$ como a taxa de desemprego familiar. Uma pessoa está na força de trabalho se estiver ou trabalhando ou ativamente procurando por trabalho na semana de referência da pesquisa. Uma pessoa está trabalhando se estiver exercendo uma atividade econômica pela qual: a) está sendo paga em dinheiro ou em espécie; e b) não está sendo paga, mas executa tarefas por no mínimo 15 horas por semana ajudando outro membro do domicílio.

4 A amostra foi selecionada requerendo-se que o chefe do domicílio fosse participante da força de trabalho. Esta restrição deve-se às características do modelo de oferta do trabalho familiar a ser visto na Seção 5. Entretanto, esta escolha afetará a medida da participação familiar na força de trabalho, como será evidenciado adiante.

membros da família foram considerados o chefe, o cônjuge, os filhos, os parentes e outros. A amostra não inclui os empregados domésticos e seus filhos. Esta exclusão se baseia no fato de que, geralmente, este grupo não participa das decisões familiares nem colaboram para o orçamento familiar.

A classificação de famílias por gênero está baseada no pressuposto de que a vulnerabilidade das famílias a condições econômicas adversas, especialmente no mercado de trabalho, depende do sexo do chefe. A Tabela 1 mostra os tipos de famílias incluídos na amostra que englobam as formas dominantes de organização domiciliar na sociedade brasileira. Porém, estes tipos cresceram no período 1981/87 num ritmo mais lento que o número total de domicílios. Neste período foi observado um aumento no número de domicílios constituídos por solteiros, bem como na quantidade de arranjos domiciliares que não estão baseados em laços familiares [Bilac (1991)].

Entretanto, a assim chamada “família nuclear” ainda responde por mais de 60% dos domicílios brasileiros tanto em áreas urbanas como rurais, a despeito do fato de seu peso ter-se reduzido, principalmente nas cidades, desde a década de 70.⁵ Este declínio relativo, entretanto, não foi compensado pelo crescimento da “família estendida”, uma vez que este grupo também tem mostrado uma tendência decli-

TABELA 1

Tipos de famílias

Presença de outros membros da família	Chefiadas por homens		Chefiadas por mulheres	
	Cônjuge presente	Cônjuge ausente	Cônjuge presente	Cônjuge ausente
Filhos/filhas (apenas)	sim	sim	sim	sim
Filhos/filhas e outros	sim	sim	sim	sim
Sem filhos/filhas	sim	não	sim	não
Sem filhos/filhas e nem outros	sim	não	sim	não

5 O conceito sociológico de “família nuclear” engloba um grupo de características. É um subsistema social altamente especializado que, dadas as suas funções bem definidas, sustenta relações múltiplas com outros subsistemas sociais e com o conjunto da sociedade. É também um grupo social com um núcleo bem estruturado reforçado pelo casamento, que reconhece o parentesco bilateral e determina regras sociais e sexuais diferenciadas para seus membros.

nante.⁶ O declínio relativo da importância da família nuclear está sendo compensado pelo crescimento de “famílias de pais separados”, particularmente daquelas encabeçadas por mulheres, como resultado de um aumento substancial no número de separações, divórcios e de mães solteiras [Bilac (1991)].

Estas transformações na estrutura dos domicílios brasileiros ocorreram enquanto a economia passava por grandes flutuações, cujo impacto sobre o crescimento e a composição do emprego foi estudado mais extensamente na literatura econômica brasileira do que seu impacto sobre a oferta de trabalho. Ainda não se conhece bem como estas flutuações cíclicas afetaram a oferta de trabalho pelas famílias e o seu bem-estar.

O Brasil apresenta uma das maiores disparidades econômicas regionais do mundo. Por esta razão, neste estudo avalia-se como as diferenças regionais afetam a participação da família na força de trabalho.

O estudo contém seis seções, além desta Introdução: a Seção 2 descreve a tendência da taxa de participação da família na força de trabalho de acordo com a hierarquia de seus membros dentro do domicílio (cônjuges e filhos); a Seção 3 mostra como o desemprego afetou as famílias brasileiras durante este período; a Seção 4 discute o nível e a estrutura da renda familiar; a Seção 5 especifica um modelo de participação da família na força de trabalho para testar se a diminuição da renda do chefe da família e um aumento no desemprego afetam a oferta de trabalho dos membros da família (este modelo de corte seccionado, aplicado somente para 1988, descreve como os ajustes entre pessoas estão sendo feitos no âmbito familiar); finalmente, a Seção 6 apresenta um resumo dos resultados e algumas conclusões.

2 - Tendências das taxas de participação da família na força de trabalho

A taxa de participação da família na força de trabalho é definida como a fração das pessoas de 10 anos ou mais no domicílio que ou se encontram empregadas ou estão buscando trabalho. Esta taxa foi computada para cada família na amostra.

A taxa de participação da família na força de trabalho (TPFFT) mostra uma tendência crescente nas áreas metropolitanas (AM) do Nordeste (NE) e do Sudeste (SE). As TPFFT para o SE são em geral mais altas do que no NE, o que pode ser decorrência do fato de que mercados de trabalho com salários mais altos absorvem,

6 O conceito de “família estendida” não é uma alternativa ao conceito de família nuclear, podendo ser compreendido se considerarmos que uma família nuclear, ao longo de sua existência, pode crescer ou diminuir em períodos diferentes de seu ciclo de vida. Assim, uma família nuclear num determinado momento do ciclo de vida pode se transformar em uma família estendida em outro momento do ciclo. Além do mais, pode se fragmentar novamente em múltiplas famílias nucleares mais tarde. Os dois conceitos não são mutuamente exclusivos, mas representam tempos distintos no ciclo de vida da família.

em média, uma parcela maior da família no trabalho de mercado (Tabela 2).⁷ O crescimento da TPFFT, tanto para o conjunto das famílias como para aquelas chefiadas seja por homens ou por mulheres, mostra, independente da AM, que houve uma intensificação das atividades de mercado por parte das famílias brasileiras durante o período que se está analisando. Os fatores que podem explicar este aumento serão investigados mais adiante.

TABELA 2

Áreas metropolitanas do Nordeste e do Sudeste: tendências na taxa de participação da família na força de trabalho – 1978/88

(Em %)

Tipos de domicílio	NE				SE			
	1978	1983	1986	1988	1978	1983	1986	1988
A. Famílias em domicílios								
Todos*	52,76	55,93	58,18	60,09	56,25	60,89	63,02	62,61
Chefiados por homens	51,95	55,25	57,67	58,82	55,31	59,80	61,88	61,17
Chefiados por mulheres	63,76	64,48	64,51	69,38	70,63	74,05	74,81	75,01
B. Cônjuges em domicílios								
Chefiados por homens	27,47	33,89	37,55	41,54	25,27	33,09	38,47	38,29
C. Crianças em domicílios								
Todos*	23,41	23,80	27,34	30,08	34,15	36,64	37,61	36,77
Chefiados por homens	21,84	22,06	26,38	27,20	31,79	34,32	34,91	33,91
Chefiados por mulheres	36,98	35,19	36,53	41,78	52,23	52,13	53,82	52,43

Fonte dos dados básicos: IBGE/PNAD, cálculos feitos pelo autor.

*Chefiados por homens e por mulheres.

⁷ Embora fatores de mercado sejam responsáveis por TPFFT mais elevadas nas AM do SE, deve-se observar que, se as famílias nordestinas têm mais filhos entre as idades de 10 e 17 anos, então deveria se esperar TPFFT mais baixas para as AM do NE, já que este grupo etário apresenta taxas menores de participação na força de trabalho que o grupo etário de mais de 18 anos. Na verdade, para o Brasil urbano em 1987, a taxa de participação de crianças com idades entre 10 e 17 anos na força de trabalho é de 30,1%, enquanto a taxa para o grupo com mais de 18 anos é de 78,6% [IBGE (1989b)]. Como a fecundidade no Nordeste é mais alta, é provável que a composição etária das crianças das áreas metropolitanas nordestinas seja mais jovem do que aquela do Sudeste. Assim, um fator demográfico também pode ser responsável pela diferença entre as TPFFT das duas regiões. A mesma característica demográfica pode afetar o crescimento da TPFFT na medida em que esta pode crescer como resultado de um número ou de uma proporção menor de crianças entre 10 e 17 anos. Agradeço ao Professor Glen Cain por chamar minha atenção para este ponto.

As TPFPT nos domicílios chefiados por mulheres são mais altas do que naqueles chefiados por homens.⁸ As diferenças são de cerca de 14 e 11 pontos percentuais, respectivamente, para as AM do SE e do NE em 1988. Há razões para acreditar que as famílias chefiadas por mulheres têm uma participação mais intensa no mercado de trabalho em decorrência da ausência do chefe masculino. Estas são normalmente famílias fragmentadas e, relativamente àquelas chefiadas por um homem, tendem a usar um número maior de seus membros para o trabalho produtivo no mercado como um tipo de mecanismo de compensação para contrabalançar a ausência da figura masculina como principal geradora de renda no domicílio. Ademais, o grupo dos domicílios chefiados por mulheres aumentou sua participação entre as mulheres entre 15 e 54 anos de 7,7% em 1983 para 9,2% em 1988 para o Brasil como um todo [Sedlacek e Santos (1990)]. Esta evidência constitui um importante indicador do bem-estar, já que este é o tipo de família com maior probabilidade de estar associado a situações de pobreza crônica e de deficiências estruturais em sua capacidade de gerar renda familiar [Barros e Mendonça (1990)]. Os domicílios chefiados por mulheres constituem um fenômeno mais significativo nas áreas urbanas, em particular nas áreas metropolitanas. Em 1984, 9,1% das famílias nas AM no Brasil eram chefiadas por mulheres. Para o país como um todo, este número era 7,9% [Sedlacek e Santos (1990)].

A taxa de participação na força de trabalho de mulheres entre 15 e 54 anos que chefiavam domicílios aumentou de 70% em 1983 para 72,5% em 1988. Estas TPFPT são consideradas baixas, dadas as condições socioeconômicas destas famílias e a ausência de políticas sociais destinadas a atender suas necessidades [Sedlacek e Santos (1990)].

A TPFPT mais alta é a dos domicílios no SE chefiados por mulheres: nesta região, 75% dos membros da família com 10 anos ou mais estavam engajados no mercado de trabalho.

Os dados na Tabela 2 mostram que a família brasileira está aumentando sua participação na força de trabalho. Antes que investiguemos as causas deste fenômeno, vamos decompor a TPFPT de modo que mostre as tendências das taxas de participação na força de trabalho de cônjuges e filhos. Devemos lembrar que, nesta amostra, o chefe do domicílio está sempre na força de trabalho. A TPFPT de outros membros da família que não cônjuges e filhos não será objeto de análise neste estágio

8 Entretanto, não apenas forças de mercado são responsáveis por esta diferença. A condição de que o chefe do domicílio esteja no mercado de trabalho faz a TPFPT para domicílios chefiados por mulheres parecer mais alta, relativamente à TPFPT de famílias chefiadas por homens, do que se tivéssemos comparado as TPFPT de todos os domicílios chefiados por mulheres com as TPFPT de todos os domicílios chefiados por homens. Isto ocorreria se a proporção do conjunto das famílias chefiadas por mulheres que tem um chefe não trabalhando fosse maior do que a proporção correspondente em relação ao conjunto das famílias chefiadas por homens. Não obstante esta possibilidade, nas famílias brasileiras chefiadas por mulheres, o homem, geralmente, está ausente. Assim, em quase todos os casos, as famílias chefiadas por mulheres têm o chefe no mercado de trabalho. Na realidade, em 1987 todos os domicílios chefiados por mulheres com o cônjuge ausente e os filhos presentes respondiam por 11,9% do número total de famílias, que é exatamente a mesma proporção para os domicílios chefiados por mulheres com o chefe na força de trabalho [IBGE (1989b)].

do trabalho. Por enquanto, o foco de análise estará apenas na tendência da participação na força de trabalho de cônjuges e filhos, pois estes constituem o núcleo familiar além do chefe. Na análise multivariada que será conduzida na Seção 5, serão considerados todos os outros membros da família.

A taxa de participação dos cônjuges na força de trabalho (TPCFT) — medida pela razão entre o número de cônjuges ou trabalhando ou procurando emprego e o número total de cônjuges — mostrou um aumento substancial nas famílias chefiadas por homens durante o período em estudo.⁹ Nas AM do NE esta taxa subiu de 27,47 para 41,54% entre 1978 e 1988 (uma variação absoluta de quase 15 pontos percentuais). Os números correspondentes para as AM do SE são 25,27 e 38,9% nos extremos do período. Como pode ser observado na Tabela 2, em 1988 a TPCFT das AM do NE ultrapassou aquela do SE. Isto significa que em 1988 uma fração maior de cônjuges estava engajada no mercado de trabalho das AM do NE do que nas AM do SE. É provável que o crescente processo de empobrecimento em uma área já carente possa estar impelindo os cônjuges a buscar o mercado de trabalho numa proporção maior que nas AM onde o mercado de trabalho é mais atraente, no sentido de oferecer melhores empregos e salários. De qualquer modo, Sedlacek e Santos (1990) relatam que a TPFPT das mulheres casadas não está necessariamente associada ao grau de desenvolvimento da região, visto que estas taxas estavam em torno de 34-36% para as AM de São Paulo, Curitiba e Belo Horizonte e em torno de 40-43% para as AM de Fortaleza, Salvador e Porto Alegre.

A maioria dos domicílios é chefiada pelo marido, com a mulher presente. Porém, naqueles chefiados por mulheres o homem geralmente está ausente. Assim, o aumento na TPCFT pode na realidade ser atribuído à crescente participação na força de trabalho de mulheres casadas. De fato, para famílias chefiadas por homens a TPFPT de mulheres casadas (no sentido amplo da palavra) tem revelado uma tendência crescente similar àquela apresentada pelos domicílios como um todo. Além disso, mostra que as mulheres casadas, em 1988, participavam mais freqüentemente do mercado de trabalho das AM do NE que suas correspondentes nas AM do SE.

Sedlacek e Santos (1990) relatam que, para 1989, as mulheres casadas com idades entre 15 e 54 anos respondiam por 56% da população feminina brasileira e por cerca de 47% das mulheres que trabalhavam. Além disso, eles afirmam que, para o Brasil como um todo, a taxa de participação na força de trabalho das mulheres casadas (entre 15 e 54 anos) cresceu de 34,4% em 1983 para 39,7% em 1988, o que representou um acréscimo de 1,9 milhão de trabalhadoras no referido período. Um aumento deste porte é considerado uma das mudanças estruturais mais importantes observadas no mercado de trabalho brasileiro no período recente. Em comparação às mulheres chefes de domicílio, as mulheres casadas que trabalham são em média mais jovens (35 contra 39 anos) e trabalham menos horas por semana (37 contra 42 horas).

⁹ O painel B na Tabela 2 refere-se apenas a cônjuges de famílias chefiadas por homens, pois a categoria de cônjuge em famílias chefiadas por mulheres é insignificante.

A taxa de participação infantil na força de trabalho (TPIFT), medida pela proporção entre crianças com 10 anos ou mais empregadas ou procurando emprego e o número total de crianças na mesma faixa etária, aumenta ligeiramente para as AM do SE ao considerarmos domicílios chefiados tanto por mulheres quanto por homens. De fato, entre 1978 e 1988 a TPIFT cresceu de 34,15 para 36,77% (Tabela 2), mas o valor para este último ano foi quase um ponto percentual mais baixo do que em 1986 (37,61%). Para as AM do NE a tendência é muito mais acentuada, embora estas taxas sejam em geral mais baixas que aquelas encontradas para as AM do SE, mostrando que mercados de trabalho com salários mais altos podem apresentar um poder maior de atração não só para os adultos, mas também para os jovens. Este resultado é uma indicação de que condições favoráveis no mercado de trabalho podem estar desempenhando um papel mais importante na determinação das TPIFT do que a pobreza familiar.¹⁰

Não obstante este resultado, a variação absoluta da TPIFT para as AM do NE foi de quase sete pontos percentuais, consideravelmente maior que aquela encontrada para as AM do SE (2,6%) ao longo de todo o período. Isto significa que a velocidade à qual as crianças estão entrando no mercado de trabalho nas AM do NE é maior que para as AM mais desenvolvidas do SE. Isto pode estar sendo determinado pelas condições econômicas daquela região, que estaria crescentemente atraindo mão-de-obra infantil para o mercado como forma de enfrentar a pobreza crônica e a queda da renda familiar. Barros e Mendonça (1990, Tabela VII, p.14) mostram que, em 1988, o rendimento médio de trabalhadores adolescentes na AM do Recife era de somente 0,57 salário mínimo por mês.¹¹ Além disso, 78,9% destes viviam em domicílios onde a renda *per capita* familiar era menos que um salário mínimo mensal.

Para domicílios chefiados por homens, a TPIFT mostra um padrão similar ao encontrado para o conjunto total de domicílios. A TPIFT é maior nas AM do SE, mas seu crescimento é mais rápido entre as AM do NE.

No entanto, em domicílios chefiados por mulheres a TPIFT é maior que nos chefiados por homens. Este resultado é previsível, uma vez que as crianças deste tipo de família são geralmente mais pobres que aquelas nas famílias chefiadas por homens. As crianças tendem a ajudar a mãe na obtenção de renda adicional, devido à ausência do provedor masculino. Além disso, a idade média das crianças em domicílios chefiados por mulheres é maior que daquelas vivendo em domicílios chefiados por homens. Como a participação na força de trabalho aumenta com a idade, maior TPIFT entre os domicílios chefiados por mulheres é devida ao fato de

10 Filhos incluem menores com idades entre 10 e 17 anos, bem como adolescentes com mais de 18 anos. Existem duas características que também afetam as diferenças inter-regionais na TPIFT, bem como seu comportamento ao longo do tempo. A primeira é a taxa de matrícula escolar; e a segunda, a taxa de fecundidade de mulheres jovens com idades entre 15 e 19 anos. Um aumento em ambas, como é provável estar ocorrendo no Brasil, teria efeitos opostos na TPIFT.

11 O salário mínimo é geralmente usado como unidade de conta para medir renda no Brasil. A taxa nominal de salário mínimo é reajustada frequentemente como resultado da inflação. Para poder comparar níveis de renda através do tempo é comum o uso do salário mínimo real medido em um dado mês e ano como referência de valor. O salário mínimo não é tomado aqui como limite de pobreza, embora muitos estudiosos o considerem como tal.

as crianças nestas famílias serem mais velhas [Barros e Mendonça (1990, p. 11)]. Para as AM do SE, as TPIFT são maiores e razoavelmente estáveis no período. Porém, estas taxas para as AM do NE também aumentaram mais rapidamente se comparadas com as das AM do SE. Assim, em 1988, quase 42% das crianças vivendo em famílias chefiadas por mulheres estavam ou empregados ou procurando emprego nas AM do NE.

Portanto, as tendências observadas nas taxas de participação na força de trabalho tanto da família considerada como um grupo quanto de seus membros considerados individualmente mostram que houve um crescimento no ingresso dos membros secundários da família no mercado de trabalho metropolitano brasileiro. Durante o processo de desenvolvimento econômico, espera-se que o nível e a composição da oferta de trabalho mudem, de modo que se ajustem às alterações no nível e composição setorial do produto. Também se espera, entre outras mudanças, um aumento na taxa de participação das mulheres na força de trabalho [Schultz (1990)]. As taxas de participação de crianças e adolescentes na força de trabalho, não obstante, deveriam diminuir como resultado de um aumento das matrículas escolares. No caso do Brasil, tanto a taxa de participação de menores na força de trabalho quanto a taxa de crianças e jovens fora de escola aumentam com a idade [Barros e Mendonça (1990)].

Mesmo no caso das mulheres, há questões ainda não resolvidas quanto às causas de um crescimento tão rápido nas taxas de participação na força de trabalho. O declínio de 18,6% observado entre 1980 e 1983/86 na taxa de fecundidade das mulheres brasileiras foi, obviamente, um provável fator estrutural no crescimento da taxa de participação feminina na força de trabalho.¹² No entanto, não se abordarão aqui os determinantes estruturais do aumento da taxa de participação feminina na força de trabalho. O argumento neste trabalho é o de que dificuldades de ordem econômica estimularam a participação das mulheres na força de trabalho. De fato, o período 1978/88 foi marcado por uma forte recessão em 1981/83, por elevadas taxas de inflação, por uma crise cambial associada ao problema da dívida e por duas tentativas fracassadas de estabilização heterodoxa (os Planos Cruzado e Bresser). Como resultado desta combinação de problemas, a economia brasileira cresceu neste período a uma taxa bem abaixo de sua tendência histórica (7% a. a.).

Os resultados de uma década de desempenho econômico insatisfatório foram altas taxas de desemprego e uma queda acentuada da renda real. Além do mais, como resultado da inflação e da persistência dos efeitos de mecanismos estruturais profundamente enraizados, a desigualdade na distribuição da renda alcançou níveis sem precedentes num país que já possuía uma das distribuições de renda mais concentradas do mundo. Assim, durante este período o país defrontou-se com um aumento tanto da pobreza absoluta quanto da pobreza relativa. A hipótese deste estudo é que o aumento verificado na TPFPT está muito mais relacionado a estes fenômenos do que a mudanças estruturais associadas ao processo de desenvolvimento de longo

¹² Os dados para 1983/86 vêm da pesquisa Benfam/DIIS(1987). De 1970 a 1980 (dados de censo), a queda na taxa de fecundidade foi de 25%.

prazo vivido entre a Segunda Guerra Mundial e o final da década de 70. Em outras palavras, pode estar relacionado mais a flutuações econômicas de curto ou médio prazos do que a mudanças de longo alcance induzidas pelo desenvolvimento econômico.

Portanto, iremos avaliar nas duas próximas seções como a crise econômica do fim dos anos 70 e dos anos 80 afetou o desemprego e a renda das famílias brasileiras que viviam nas AM do SE e do NE.

3 - Desemprego familiar

A taxa de desemprego familiar (TDF) – medida pela proporção entre o número de pessoas com 10 anos ou mais que estão procurando emprego e o número de pessoas na família (com 10 anos ou mais) que se encontram na força de trabalho – é apresentada na Tabela 3. A TDF aumenta em 1983, o pior ano da recessão, diminui em 1986, no *boom* do Plano Cruzado, e aumenta novamente em 1988. As TDF em 1988 são maiores do que em 1983 somente nas AM do NE. No caso das AM do SE, a TDF estava abaixo dos valores observados em 1983. Em anos normais ou de forte crescimento, a TDF é mais alta nas AM do NE como reflexo do desemprego estrutural. Em 1983, porém, a TDF é maior para as AM do SE, que foram atingidas mais duramente pela recessão.

A Tabela 3 mostra também que a TDF é maior entre domicílios chefiados por mulheres do que em domicílios chefiados por homens, o que significa que os membros deste tipo de domicílio têm mais dificuldade para se engajar no mercado de trabalho. É também provável que enfrentem períodos mais longos de desemprego se comparados com domicílios chefiados por homens. Ademais, este não é um fenômeno cíclico, sendo considerado na literatura como uma característica estrutural dos domicílios chefiados por mulheres.

Ao desagregar a taxa de desemprego segundo a renda do chefe, concluímos que a taxa de desemprego será tanto maior quanto menor for a renda do chefe de família (Tabela 4). Para 1988, a taxa de desemprego familiar nos domicílios cujo chefe recebeu até um salário mínimo era 7,77 e 3,46 vezes maior, respectivamente, nas AM do SE e do NE do que para domicílios onde o chefe recebeu 10 salários mínimos ou mais por mês. Deve-se destacar que a diferença entre as duas TDF é muito maior para as AM do SE.

A seguir, analisa-se como as taxas de desemprego dos chefes do domicílio, de cônjuges e filhos comportaram-se no período.

Dados sobre a desocupação dos chefes do domicílio mostram que a taxa de desemprego (chefes desempregados como uma fração do número total de chefes na força de trabalho) é maior entre famílias chefiadas por mulheres do que naquelas chefiadas por homens. É impressionante que a taxa de desemprego entre as mulheres chefes de domicílio tenha alcançado 5,10% para as AM do SE. A tendência geral

TABELA 3

Áreas metropolitanas do Nordeste e do Sudeste: taxas de desemprego – 1978/83

(Em %)

Tipos de domicílio	NE				SE			
	1978	1983	1986	1988	1978	1983	1986	1988
A. Taxa de desemprego familiar em domicílios								
Todos*	3,08	4,62	3,14	5,67	2,01	6,03	2,37	3,33
Chefiados por homens	2,79	4,38	3,03	5,32	1,81	5,69	2,28	2,97
Chefiados por mulheres	6,31	6,83	4,03	7,95	4,85	9,96	3,17	6,51
B. Taxa de desemprego dos chefes em domicílios								
Todos*	1,58	3,29	1,63	3,45	1,00	3,99	1,47	2,10
Chefiados por homens	1,69	3,24	1,59	3,30	1,14	3,94	1,50	2,00
Chefiados por mulheres	2,78	3,71	2,69	4,44	2,48	5,10	1,15	3,86
C. Taxa de desemprego dos cônjuges em domicílios								
Chefiados por homens	4,00	3,52	3,84	3,98	3,42	4,42	1,90	2,38
D. Taxa de desemprego infantil em domicílios								
Todos*	8,93	13,42	9,22	16,78	5,77	15,62	6,19	9,10
Chefiados por homens	8,24	12,73	9,63	17,23	5,45	15,37	6,16	8,05
Chefiados por mulheres	13,67	14,58	7,87	15,44	7,45	16,80	6,47	11,36

Fonte dos Dados Básicos: IBGE/PNAD, cálculos feitos pelo autor.

*Domicílios chefiados por homens e mulheres.

para os anos 80, particularmente para os últimos anos da década, é de aumento do desemprego entre os chefes de domicílio.

A taxa de desemprego dos cônjuges – medida pela proporção entre cônjuges procurando trabalho e aqueles engajados no mercado de trabalho – é sistematicamente mais elevada entre os domicílios nordestinos, com exceção do ano recessivo de 1983, do que em qualquer das outras regiões (Tabela 3). Este comportamento é determinado basicamente pelo padrão observado nos domicílios chefiados por homens, por motivos já explicados anteriormente. (É por essa razão que a Tabela 3 mostra somente as TDC – taxa de desemprego dos cônjuges – para domicílios chefiados por homens.)

TABELA 4

Áreas metropolitanas do Nordeste e do Sudeste: taxa de desemprego das famílias para o conjunto de famílias segundo a renda do chefe — 1988

(Em %)

Renda do chefe em unidades de salário mínimo	NE	SE
Abaixo de 1 sal. mín.	7,69	6,69
De 1 a 2 sal. mín.	2,88	1,70
De 2 a 5 sal. mín.	2,69	1,43
De 5 a 10 sal. mín.	3,38	1,04
Acima de 10 sal. mín.	2,22	0,86

FONTE: IBGE/PNAD.

No que diz respeito à taxa de desemprego de crianças (TDI — taxa de desemprego infantil, medida pela proporção de crianças com 10 anos ou mais que estão à procura de trabalho), os dados mostram que ela é mais alta que aquelas referentes aos cônjuges. Tal resultado corrobora a percepção geral de que o desemprego tende a ser mais comum entre os jovens do que entre os adultos. O mesmo padrão encontrado para as TDC aparece novamente no caso das TDI, que são maiores (exceto em 1983) para as AM do NE. Deve-se frisar que as TDI para domicílios chefiados por homens vivendo nas AM do NE alcançaram taxas de até 17,23% em 1988. De fato, todos os valores das TDI, em 1988, para estas últimas AM foram maiores que em 1983, quando a economia se encontrava no pior ano da recessão que havia começado em 1981. Todos estes números revelam que nas áreas urbanas das metrópoles brasileiras uma proporção grande e crescente da força de trabalho infantil se encontra sem emprego. Uma comparação entre 1978 e 1986, que foram anos de prosperidade, parece revelar que as TDI alcançaram um nível mais elevado em meados de 1980 do que nos fins de 1970.

Estes resultados apontam para o fato de que houve uma tendência crescente ao desemprego entre famílias metropolitanas brasileiras durante a década de 80. Entretanto, o desemprego parece estar afetando mais as crianças que os cônjuges. É provável que em períodos de dificuldades econômicas a estratégia familiar seja a de colocar as crianças antes que os cônjuges no mercado de trabalho.

A seguir, investigar-se-á o comportamento da renda domiciliar durante o período 1978/88. Posteriormente, será avaliada a maneira pela qual mudanças no desemprego familiar e na renda do chefe de família afetam as decisões relativas à oferta de trabalho de cônjuges, crianças e outros membros da família.

4 - Tendências na renda domiciliar

Todos os dados de renda são medidos em termos do maior salário mínimo real de 1983. Em outras palavras, a renda real em todos os anos é medida em termos do padrão “taxa de salário mínimo real de 1983”. Em primeiro lugar, será analisada a renda domiciliar e, em seguida, será descrito o comportamento da renda do trabalho de chefes, cônjuges e crianças.¹³

A queda na renda real domiciliar foi substancial durante os anos 80. O pico da renda familiar aconteceu em 1986, para todos os tipos de família e nas AM de ambas as regiões. Entretanto, o nível da renda real em 1988 ficou abaixo dos valores de 1983. Para domicílios chefiados tanto por homens quanto por mulheres (ou seja, o conjunto da amostra), e localizados nas AM do NE, a renda real do trabalho caiu de 6,47 s.m. para 2,4 s.m. entre 1986 e 1988, uma queda de 63% em termos reais. Isto foi consequência dos fracassos dos Planos Cruzado e Bresser, naquele tempo ainda em execução. Uma queda semelhante foi observada para famílias residindo nas AM do SE. A renda domiciliar do trabalho no SE é mais alta que no NE. Este é um resultado esperado, dadas as diferenças no nível de desenvolvimento das duas regiões. Não obstante, a diferença absoluta está aparentemente diminuindo com o tempo (Tabela 5).

Em contraste, a renda domiciliar é maior entre famílias chefiadas por homens em comparação com famílias chefiadas por mulheres. De fato, a renda familiar para estas últimas era, em 1988, 58 e 68% menor do que nas primeiras, para as AM do NE e do SE, respectivamente. Além do mais, a renda das famílias em que ambos os pais se encontram presentes, em 1983, era 2,33 vezes (no caso do NE) e 1,75 vez (SE) maior do que aquela das famílias chefiadas por mulheres¹⁴ [Jatobá (1990)]. Assim, estas últimas têm maior participação na força de trabalho, maiores taxas de desemprego e menores níveis de renda. Estas características tornam este grupo mais vulnerável a recessões.

A renda *per capita* familiar é uma medida bem aceita do bem-estar, mesmo que não sejam feitas correções para se levar em conta a presença de crianças. A Tabela 5 mostra que, por este padrão, houve uma queda dramática no nível de bem-estar das famílias metropolitanas brasileiras no período 1983/88. Em muitos casos, a renda *per capita* domiciliar caiu abaixo do nível de um salário mínimo. Esta situação é particularmente perversa para famílias chefiadas por mulheres, visto que a maior parte destas foi forçada para baixo da linha de pobreza.¹⁵

¹³ Infelizmente, os dados de renda para 1978 não podem ser usados, pois revelam incorreções. Dado que este erro não pode ser corrigido agora, decidiu-se descartar toda informação sobre a renda relacionada ao ano de 1978.

¹⁴ Nos Estados Unidos, a renda mediana para famílias com ambos os cônjuges é aproximadamente três vezes aquela para famílias chefiadas por mulheres [New York Times (10/5/1992, p. B6)].

¹⁵ Para os Estados Unidos em 1991, estima-se que quase 50% de todas as famílias chefiadas por mulheres com filhos com menos de 18 anos vivem em situação de pobreza [New York Times (10/5/92)].

Como se pode ver na Tabela 5, estas mesmas características se repetem para a renda dos chefes do domicílio, cônjuges e filhos. Portanto, parece claro que, durante o período 1978/88, as famílias metropolitanas brasileiras se defrontaram com desemprego crescente e queda na renda domiciliar.

A despeito das variações observadas quando se leva em consideração o sexo do chefe e o local de residência, o padrão é quase o mesmo: uma queda no nível de

TABELA 5

Áreas metropolitanas do Nordeste e do Sudeste: renda do trabalho – 1983/88

(Em salários mínimos reais de 1983)

Tipos de domicílio	NE			SE		
	1983	1986	1988	1983	1986	1988
A. Renda familiar em domicílios						
Todos*	4,64	6,47	2,44	7,08	10,84	3,67
Chefiados por homens	4,83	6,66	2,59	7,32	11,20	3,80
Chefiados por mulheres	2,51	4,78	1,50	4,33	7,08	2,58
B. Renda familiar						
<i>per capita</i> em domicílios						
Todos*	1,18	1,63	0,63	2,02	3,11	1,06
Chefiados por homens	1,22	1,66	0,65	2,07	3,17	1,08
Chefiados por mulheres	0,77	1,43	0,46	1,53	2,45	0,88
C. Renda do chefe em domicílios						
Todos*	3,61	4,97	1,81	5,33	7,66	2,60
Chefiados por homens	3,80	5,19	1,96	5,58	8,06	2,76
Chefiados por mulheres	1,45	2,83	0,81	2,32	3,46	1,22
D. Renda dos cônjuges em domicílios						
Chefiados por homens	1,68	2,45	1,02	2,44	3,55	1,33
E. Renda das crianças em domicílios						
Todos*	1,13	1,48	0,46	1,72	2,57	0,86
Chefiados por homens	1,16	1,49	0,48	1,75	2,68	0,90
Chefiados por mulheres	0,99	1,56	0,40	1,54	2,07	0,69

Fonte dos Dados Básicos: IBGE/PNAD, cálculos feitos pelo autor.

*Domicílios chefiados por homens e mulheres.

bem-estar das famílias brasileiras nas maiores cidades do país. Na Seção 2, ficou evidente que as taxas de participação familiar na força de trabalho aumentaram durante este período. Embora fatores estruturais possam ter contribuído para aumentar estas taxas, nossa hipótese é de que parte deste aumento se deve a condições econômicas adversas, refletidas nas altas taxas de desemprego e rendas declinantes. Na próxima seção, será estimado um modelo de oferta de trabalho familiar que procura mostrar que existem efeitos-renda e desemprego significativos no processo de decisão que orienta a resposta da oferta de trabalho dos membros da família a mudanças nas condições do mercado de trabalho.

5 - Um modelo de oferta de trabalho familiar

5.1 - Hipóteses

Tentaremos mostrar que: *a*) a oferta de trabalho familiar aumenta à medida que a renda do chefe do domicílio diminui (efeito-renda); *b*) este efeito-renda está sujeito a retornos decrescentes, isto é, quanto maior a renda do chefe mais fraco será o efeito-renda; *c*) a oferta de trabalho familiar aumenta com a taxa de desemprego na família; e *d*) o efeito-desemprego será tão mais forte quanto menor for a renda do chefe, isto é, o efeito-desemprego também está sujeito a retornos decrescentes.

De forma mais analítica, a taxa de participação familiar na força de trabalho (a_{ij}) depende da renda do chefe (Y_1), da taxa de desemprego familiar (d_0) e do vetor das características domiciliares (X), isto é:

$$a_{ij} = F(Y_1, d_0, X) \quad (1)$$

onde $da_{ij} / dY_1 < 0$, $da_{ij} / dd_0 > 0$ (i e j representam, respectivamente, o sexo e o nível de renda do chefe do domicílio) e da_{ij} / dX pode ser maior ou menor que zero. As segundas derivadas de a_{ij} com respeito a Y_1 e d_0 são, por hipótese, maior e menor que zero, respectivamente.

5.2 - Dados e metodologia

Estas hipóteses serão testadas estimando-se um modelo de regressão multivariada de oferta de trabalho familiar para as AM do SE e do NE. O modelo usa dados da PNAD de 1988. O uso de análise multivariada baseada em dados em nível micro para um dado período apresenta algumas implicações que precisam ser, desde logo, esclarecidas.

Primeiro, devido ao fato de que dados em nível micro não oferecem informações relativas a variáveis de mercado, não é possível especificar a curva de demanda com que se depara cada indivíduo membro da família. Isto significa que não há qualquer informação disponível sobre o mercado de trabalho com que se defronta cada membro da unidade familiar. A impossibilidade de gerar informações sobre salários de mercado e taxas de desemprego a partir de dados em nível micro é o preço a pagar por se trabalhar com um conjunto mais amplo de informações a respeito das características econômicas e demográficas de indivíduos e domicílios, e também por se trabalhar com um grande tamanho de amostra. Idealmente, as variáveis sobre renda e desemprego deveriam ser as do mercado. A combinação de dados em nível micro (fornecendo as características individuais e do domicílio) com dados em nível macro (fornecendo as condições do mercado de trabalho) é a ideal, uma vez que tornaria possível interpretar como exógenas variáveis como a taxa de desemprego aberto e os salários médios.

Segundo, o uso de dados em nível micro contorna o problema de identificação entre oferta e demanda, tão comum na análise de dados em nível macro.

Terceiro, o uso de dados sobre indivíduos e domicílios aumenta a relevância de fatores associados aos sistemas de preferência. No caso de dados em nível macro, em geral se assume (heroicamente) que estes fatores se cancelam entre si.

Em quarto lugar, uma dificuldade adicional, decorrente do uso de dados em nível micro, em *cross-section*, para análise multivariada, deriva do fato de que, embora os membros de uma dada família possam alocar seu tempo entre trabalho no mercado e fora dele com base em suas expectativas (*ex-ante*) do retorno econômico em decorrência de sua participação no mercado de trabalho, a análise resultante oferece apenas medidas *ex-post*. A hipótese normalmente adotada para contornar esta dificuldade é a de que os dados *cross-section* captam os indivíduos em suas posições de equilíbrio, quando todas as expectativas já foram realizadas.¹⁶

O modelo de regressão multivariada descrito adiante será estimado: *a*) para os domicílios independentemente do sexo do chefe; e *b*) para aqueles classificados de acordo com o sexo do chefe. Diferenciando os tipos de domicílio de acordo com o sexo do chefe, admite-se também a existência de distintos sistemas de preferência, pois a renda em mãos de mulheres é usada de modo diferente da renda em mãos de homens [Thomas (1992)].

Para cada família do arquivo de domicílio da PNAD, foram usadas algumas características já registradas (sexo, idade, escolaridade etc.), enquanto outras foram construídas (renda familiar do trabalho, taxas de participação etc.). O conceito de participação na força de trabalho usado pelo IBGE (a de quem se encontra ou ocupado ou procurando trabalho) foi utilizado para diferenciar entre os economicamente ativos e os inativos. O tamanho da amostra (após a aplicação de filtros), de acordo com o sexo do chefe e por região, é mostrado na Tabela 6.

16 Esta premissa é válida na média. É aceitável que uma posição de desequilíbrio individual seja captada pelo termo de erro desde que este erro seja "bem comportado".

TABELA 6

Áreas metropolitanas do Nordeste e do Sudeste: tamanho da amostra – 1988

Tipos de domicílio	(Número de domicílios)	
	NE	SE
Famílias chefiadas por homens	3.601 (86,6%)	6.813 (89,5%)
Famílias chefiadas por mulheres	556 (13,4%)	797 (10,5%)
Todas as famílias (<i>pool</i>)	4.157 (100%)	7.610 (100%)

FONTE: IBGE/PNAD

Domicílios chefiados por homens totalizam entre 87 e 90% do tamanho da amostra. Foram aplicados filtros para todo o arquivo dos domicílios da PNAD de forma que se pudesse construir a base de dados com as características desejadas. Assim, foram excluídos todos os domicílios não-urbanos, todos os domicílios urbanos não-metropolitanos, domicílios com múltiplas famílias, domicílios não-nucleares, bem como todos os domicílios metropolitanos não-agrícolas onde o chefe não estava economicamente ativo. Depois de todas estas subtrações da fita original da PNAD, restou uma subamostra que corresponde a aproximadamente 20% do tamanho inicial em cada uma das regiões.

5.3 - A equação de regressão

A especificação da equação de regressão é a seguinte:

$$a_{ij} = F(Y_1, Y_f, E_f, NCF, A, d_0, F_1) \quad (2')$$

para:

- $i = 0$ domicílios chefiados por mulheres;
- $i = 1$ domicílios chefiados por homens;
- $i = 2$ domicílios chefiados por homens e mulheres (*pool*);
- $j = 0$ para todas as classes de renda do chefe;
- $j = 1$ de acordo com a classe de renda do chefe, com as classes medidas em unidades de salário mínimo (até 1, 1-2, 2-5, 5-10, 10 e mais);

e onde:

- a_{ij} = taxa de participação da família na força de trabalho, conforme definido anteriormente, para o tipo de família (i) e segundo a classe (j) de renda do chefe;
 Y_1 = renda do trabalho do chefe;
 Y_f = renda do não-trabalho da família;
 E_f = variável que indica a escolaridade dos membros da família que estão na força de trabalho;
 F_1 = variável que indica a composição por sexo, da família, medida pela proporção de mulheres entre os membros da família com 10 anos ou mais;
 NCF = indica o tamanho da família (número de membros da família);
 A = indica a estrutura etária da família, medida pelo quociente entre membros com menos de 10 anos de idade e aqueles com 10 anos ou mais; e
 d_0 = taxa de desemprego aberto da família, conforme definido anteriormente.

A especificação do modelo baseia-se na Teoria da Oferta de Trabalho [Kilingsworth (1983)], na evidência empírica de como outros trabalhadores na família além do chefe respondem a uma queda da renda domiciliar [Mincer (1966) e Cain (1967)] e na hipótese que permite o uso do conceito de taxa de participação familiar na força do trabalho (TPFFT), ao invés do conceito de horas de trabalho, como uma medida da oferta. Esta hipótese está baseada no seguinte raciocínio: se assumirmos que nT é o número total de horas disponível para uma família de tamanho n , onde T é o número máximo de horas disponível para cada membro da família, obtém-se $nT = \sum h_i + \sum l_i$, onde h_i é o número de horas direcionado a atividades no mercado e l_i o número de horas alocado a atividades fora do mercado (trabalho doméstico, lazer etc.) por um membro da família i . Assim, a TPFFT pode ser escrita como $a_{ij} = \sum h_i / (nT)$, onde $0 \leq a_{ij} \leq 1$, e pode ser interpretada como a probabilidade de a família como um todo estar na força de trabalho. Além do mais, a informação sobre horas de trabalho disponível na PNAD refere-se apenas ao número de horas efetivamente trabalhadas, e não ao número de horas que cada membro da família estaria disposto a oferecer a uma dada taxa de salário. Portanto, não há correspondência entre o sentido teórico da variável horas de trabalho e a informação disponível na PNAD.

A especificação do modelo empírico, embora baseada na Teoria da Oferta de Trabalho, não deveria ser interpretada como tendo sido derivada de um modelo estrutural de participação familiar na força de trabalho. Em outras palavras, não deveria ser tomada como uma forma reduzida do modelo de determinação da oferta de trabalho familiar. A especificação abaixo utilizada foi inspirada pela Teoria da Oferta de Trabalho, que sugere a identificação, definição e mensuração das variáveis relevantes e, pelo que se sabe e conforme exposto na literatura relevante sobre o assunto, também por sua sensibilidade a flutuações econômicas. É, portanto, um exercício de análise multivariada cuja finalidade é testar uma associação — se existir — entre a decisão da família quanto a envolver seus membros na força de trabalho e as condições do mercado de trabalho. Em outras palavras, destina-se a um melhor

entendimento de como uma unidade econômica que combina recursos, no caso o domicílio, toma suas decisões de participação na força de trabalho quando confrontada com condições de renda e de emprego adversas.

A participação na força de trabalho e sua sensibilidade à demanda agregada deveriam variar entre níveis de renda. Nossa hipótese é que famílias de renda mais baixa têm uma resposta diferenciada a uma queda de renda domiciliar ou a um aumento no desemprego familiar, comparativamente a domicílios de renda mais elevada. Em outras palavras, as decisões de participação na força de trabalho de famílias confrontadas com determinadas condições econômicas e de mercado de trabalho serão diferentes, dependendo dos níveis de renda dos chefes. Espera-se que famílias de baixa renda tenham uma reação mais forte a choques econômicos externos, em termos de oferta de trabalho, que famílias mais bem aquinhoadas. Assim, serão estimadas regressões para diferentes níveis de renda dos chefes (até um salário mínimo, 1-2, 2-5, 5-10, 10 e acima) para se testar esta hipótese.

Dada a simultaneidade na determinação da oferta de trabalho de cada membro da família, muitos autores assumem uma abordagem do tipo “um grupo por vez” para poder contornar este complexo problema teórico e metodológico. Esta suposição, entretanto, implica as decisões de participação na força de trabalho serem tomadas numa seqüência arbitrária e rígida, como, por exemplo, a de que as decisões de participação na força de trabalho das mulheres só ocorrem quando todos os demais membros do domicílio já estão empregados no mercado de trabalho. Neste artigo se fará uma suposição semelhante. Na verdade, bem mais simples e direta. A análise considera as variações na oferta de trabalho dos membros secundários da família *dado que o chefe da família já está na força de trabalho*. Isto significa que os outros membros apenas podem seguir o chefe nas suas decisões de participação, mas nunca liderar. Esta suposição é mais simples e realista. É mais simples porque se toma como um todo o grupo de trabalhadores secundários da família, não importando a seqüência na qual os membros individuais da família entram na força de trabalho (mulheres e depois filhos etc., ou qualquer outra combinação). É obviamente realista por causa das responsabilidades inerentes à condição de chefe, que é o principal provedor de renda da família.

A taxa de participação na força de trabalho dos membros secundários da família é — de acordo com estudos realizados para os Estados Unidos — sensível ao ciclo econômico [Mincer (1966) e Cain (1967)]. Mincer (1966, p. 10) declara, por exemplo:

“Para resumir: uma sensibilidade positiva ao ciclo (líquida do efeito ‘desencorajamento’) é facilmente identificável no comportamento da força de trabalho secundária ao longo do tempo. Também o é a resposta em termos de trabalhador adicional em alguns grupos de baixa renda.”

A maior sensibilidade cíclica deste grupo manifesta-se no seu grau de resposta a variações transitórias nos salários e na renda. Esta resposta está baseada na maior flexibilidade do grupo na distribuição do tempo alocado ao mercado de trabalho. Logo, não é só uma simples coincidência que muitos dos assim chamados “desempregados disfarçados” se encontrem freqüentemente entre os trabalhadores secundários da família. Isto resulta de uma relação inversa entre a sensibilidade cíclica da força de trabalho do grupo e do seu comprometimento com o mercado de trabalho.

Este segmento é menos dependente do mercado de trabalho, visto que seus componentes não têm as responsabilidades do chefe de família e, ao mesmo tempo, têm maior flexibilidade para substituir atividades no mercado por atividades fora dele. Dado que o chefe de família está sempre na força de trabalho, qualquer variação na TPFPT deveria ser atribuída a variações na taxa de participação na força de trabalho dos demais trabalhadores na família.

A variável dependente é contínua no intervalo $0 < a_{ij} \leq 1$, dado que em nossa amostra o chefe do domicílio está sempre na força de trabalho.

As variáveis independentes captam as características econômicas, demográficas e educacionais da família. A variável Y_f mede a renda do não-trabalho da família, E , F_1 , NCF e A respondem por características demográficas e educacionais do domicílio, enquanto o rendimento do chefe e o desemprego familiar estão representados, respectivamente, por Y_1 e por d_0 .

As variáveis que representam a renda do não-trabalho familiar e as características demográficas e educacionais domiciliares são apenas variáveis de controle. Não é nossa intenção analisar cada um dos coeficientes correspondentes. A análise focalizará os coeficientes das variáveis renda do chefe e desemprego familiar. Eles deverão fornecer uma medida do que chamamos, respectivamente, de efeito-renda e efeito-desemprego. Primeiro, espera-se que a taxa de participação na força de trabalho familiar varie inversamente com a renda do chefe, a qual é tomada como uma variável exógena.¹⁷

Um coeficiente negativo para esta variável significa que uma queda na renda do chefe, como resultado de uma recessão, por exemplo, levaria a um aumento na oferta de trabalho de outros membros da família (efeito-renda). Se assumimos que a taxa de desemprego familiar reflete também o impacto de flutuações econômicas no domicílio e, além disso, que está negativamente relacionada com os desvios cíclicos da renda do trabalho em relação a seus valores permanentes, então o coeficiente da variável TDF deveria indicar como a oferta de trabalho dos trabalhadores de uma família responde a um aumento no desemprego familiar. Se positivo, aumentos na TDF levarão a uma oferta crescente de trabalhadores da família. De maneira inversa, um coeficiente negativo significa que um aumento na TDF leva a uma desistência na procura por trabalho. Assim, os trabalhadores na família apenas deixariam a força de trabalho, e a TPFPT cairia. De qualquer forma, a resposta da família ao desemprego crescente é provavelmente diferenciada de acordo com o nível de renda. Portanto, este experimento analítico se concentrará no sinal, magnitude e significância estatística dos coeficientes da renda do chefe e do desemprego familiar.

17 Para se tomar a renda do chefe como exógena, assumimos que o tempo gasto no trabalho seja exógeno. É mais fácil considerar o salário do chefe dessa forma. Os rendimentos do trabalho do chefe dependem de quanto tempo o chefe trabalha. No caso brasileiro, o tempo gasto no trabalho, especialmente entre assalariados, não é passível de escolha, mas sim determinado institucionalmente.

Os coeficientes das demais variáveis não serão aqui objeto de discussão, uma vez que não está-se procurando testar os determinantes da participação da família na força de trabalho.

5.4 - A forma funcional

A equação de regressão estimada foi a seguinte:¹⁸

$$a_{ij} = m_0 + m_1 Y_1 + m_2 EF1-8 + m_3 EF9-11 + m_4 EF12 + m_5 F_1 + \\ + m_6 NCF + m_7 A + m_8 d_0 + \varepsilon \quad (2'')$$

onde as variáveis já foram previamente identificadas e m_i , $i = 0,1,\dots,8$ são os parâmetros a serem estimados.¹⁹ Os coeficientes serão estimados para o conjunto de famílias ($i=2$), para as famílias estratificadas de acordo com a renda do chefe ($j=1$) e para famílias chefiadas por homens ($i=1$) e por mulheres ($i=0$).

Espera-se que os sinais dos coeficientes sejam os seguintes: $m_1 < 0$; $m_2, m_3, m_4 > 0$; $m_5 < 0$; $m_6 < 0$; $m_7 > 0$; e $m_8 > 0$. Os coeficientes e estatísticas da regressão se encontram nas Tabelas A.1 e A.2 no Anexo.

Todas as equações de regressão foram estatisticamente significativas a menos que 1%. Os coeficientes de determinação (não ajustados) são bastante altos se considerarmos que a unidade de observação é a família. Se estes R^2 forem comparados com aqueles obtidos em estudos similares realizados para outros países, concluiremos que são adequados [Wery, Rodgers e Peck (1978) e Rodgers (1978)].

A variável representando a renda do não-trabalho foi omitida da equação (2''), embora estivesse contida na (2'). Sua exclusão se deve ao fato de não se ter mostrado estatisticamente significativa quando a equação de regressão baseada na expressão (2'') foi estimada. Isto se deveu a erros de mensuração dessa variável pela PNAD. De fato, esta variável foi subestimada pela PNAD, dado que incluiu principalmente pensões e fundos de aposentadoria. Desta forma, é responsável por apenas uma pequena parcela da renda familiar total. Para as AM do NE, seu peso foi 15,6% em

18 A forma funcional da equação de regressão é linear. O modelo de regressão é aditivo e, portanto, não leva em conta como a interação entre variáveis independentes pode afetar a TPFPT.

19 Os membros da família foram classificados de acordo com os anos de escolaridade: analfabetos e menos de um ano, de 1 a 8, de 9 a 11 e 12 e mais. Se um membro não se encaixa numa classe, então se lhe atribui um valor zero; alternativamente, será atribuído o valor 1. Portanto, E é um vetor de *dummies*: $EF0-1$, $EF1-8$, $EF9-11$ e $EF12$. Dado que qualquer destas classes é uma combinação linear das outras, omitimos a primeira classe. Assim, os efeitos das demais variáveis deveriam ser interpretados como um diferencial com respeito à primeira classe.

1988 para todas as famílias (*pool*). A renda proveniente de alugueis e ativos reais ou financeiros ou é subestimada ou totalmente omitida. Além disso, pensões e fundos de aposentadoria não são considerados renda do não-trabalho no sentido estrito do termo, dado que estão fortemente correlacionados com os ganhos de trabalho do passado. Este é um caso típico em que a medida da variável não corresponde à sua natureza teórica. Decidiu-se então retirar esta variável da equação de regressão estimada, a despeito de seus efeitos sobre os estimadores dos demais coeficientes, especialmente sobre a magnitude do coeficiente da renda do chefe. Dado que existe uma correlação positiva entre a renda do não-trabalho e a renda do chefe, e dado que o coeficiente da variável omitida seria negativo (efeito-renda negativo, assumindo-se que o lazer não é um bem inferior), espera-se que o viés resultante subestime o coeficiente da renda do chefe.²⁰

Não serão analisados os coeficientes das variáveis de controle. O leitor, se estiver interessado, poderá olhar nas Tabelas A.1 e A.2 do Anexo. Basta dizer que os sinais dos coeficientes foram os esperados, a não ser pela variável composição sexual da família, que em 50% dos casos não foi estatisticamente significativa.

20 A direção do viés pode ser inferida da seguinte maneira: assume-se que a equação de regressão que inclui a variável de renda do não-trabalho é dada por:

$$a^0 = q_0 + q_1Y_1 + q_2Y_f + q_3X + E \quad (1)$$

onde Y_1 e Y_f são, respectivamente, a renda do chefe e a renda familiar do não-trabalho, X é um vetor de variáveis de controle e E o termo de erro. A TPFPT é tomada como sendo a^0 . Entretanto, a equação estimada foi a seguinte:

$$a^0 = m_0 + m_1Y_1 + m_2X + \varepsilon \quad (2)$$

Se Y_1 e Y_f estiverem correlacionados, essa relação pode ser avaliada através da seguinte regressão:

$$Y_f = b_0 + b_1Y_1 + z \quad (3)$$

Se substituirmos (3) em (1), obtemos (2), onde:

$$m_0 = q_0 + q_2b_0 \quad (4)$$

$$E = q_2z + E \quad (5)$$

e:

$$m_1 = q_1 + q_2b_1 \quad (6)$$

ou:

$$q_1 = m_1 - q_2b_1$$

A expectativa teórica é que $b_1 > 0$, isto é, quanto maior a renda do chefe, maior a renda familiar do não-trabalho. A matriz de correlação, apesar da subestimação de Y_f pela PNAD, confirma esta expectativa. Por outro lado, esperamos que $q_2 < 0$, isto é, que o efeito-renda seja negativo se considerarmos o lazer como um bem não-inferior. Assim, se $q_2 < 0$ e $b_1 > 0$, então $m_1 < q_1$, implicando o coeficiente estimado ser menor que o verdadeiro. Existe, portanto, uma subestimação do coeficiente da renda do chefe na regressão. No caso de q_2 ou b_1 serem iguais a zero, não haveria viés na estimação do coeficiente.

TABELA 7

Áreas metropolitanas do Nordeste e do Sudeste: elasticidade da TPFFT com respeito a variações na renda do chefe (efeito-renda) e desemprego familiar (efeito-desemprego) – 1988

Região e tipos de famílias	Elasticidade total		Semi-elasticidade	
	renda	desemprego	renda	desemprego
1. Nordeste				
Todas as famílias (<i>pool</i>)	-0,0154	0,0114	-0,0092	0,2018
(a) Até 1 sal. mín.	-0,1071	n.s.	-0,0658	n.s.
(b) 1 a 2 sal. mín.	n.s.	0,0122	n.s.	0,4231
(c) 2 a 5 sal. mín.	-0,0637**	0,0112	-0,0374**	0,4159*
(d) 5 a 10 sal. mín.	n.s.	0,0166	n.s.	0,4930
(e) Mais de 10 sal. mín.	n.s.	0,0088**	n.s.	0,3972**
Famílias chefiadas por homens	-0,0140*	0,0096	-0,0083	0,1804
Famílias chefiadas por mulheres	-0,0116**	0,0135	-0,0079**	0,1703
2. Sudeste				
Todas as famílias (<i>pool</i>)	-0,0278	0,0035	-0,0174	0,1063
(a) Até 1 sal. mín.	-0,0634*	-0,0041*	-0,0413	-0,0608*
(b) 1 a 2 sal. mín.	-0,0798	0,0065	-0,0490	0,3841
(c) 2 a 5 sal. mín.	-0,0448**	0,0032	-0,0273**	0,2267
(d) 5 a 10 sal. mín.	n.s.	0,0046	n.s.	0,4413
(e) Mais de 10 sal. mín.	n.s.	0,0022**	n.s.	0,2541**
Famílias chefiadas por homens	-0,0247	0,0021	-0,0152	0,0706
Famílias chefiadas por mulheres	-0,0264	0,0048**	-0,0197	0,0732**

*Significativo a 5% ou menos.

**Significativo a 15% ou menos.

n.s. = não-significativo.

Todos os outros foram significativos a 0,01%.

5.5 - Resultados da regressão

O efeito-renda é uma medida do grau de resposta da oferta de trabalho dos membros da família a variações na renda do chefe. Esta medida é fornecida, *caeteris paribus*, pelo coeficiente m_1 da equação de regressão (2''). Este coeficiente pode também ser interpretado como uma medida da associação entre a TPFPT e a renda do chefe do domicílio, isolados os efeitos das outras variáveis que supostamente afetam a participação na força de trabalho. Assim, *caeteris paribus*, as variações interfamilias na renda do chefe estão associadas negativamente com variações em suas taxas de participação na força de trabalho. Assume-se, portanto, que variações interfamilias são uma boa representação, na média, de uma família típica pertencente ao grupo em estudo.²¹

A análise da sensibilidade da TPFPT a variações na renda do chefe fica mais transparente quando traduzida em termos de elasticidade. Assim, duas elasticidades são calculadas: uma elasticidade total e uma semi-elasticidade. No primeiro caso, mede-se a variação proporcional na TPFPT decorrente de uma variação proporcional de 1% na renda do chefe. No último caso, mediu-se a variação absoluta da TPFPT, calculada em pontos percentuais, em decorrência de uma variação proporcional de 1% na renda do chefe.²² As elasticidades computadas estão na Tabela 7.²³

Primeiro, o efeito-renda, quando estatisticamente significativo, sempre foi negativo. Segundo, é maior para famílias cujo chefe ganha até um salário mínimo. Assim, para este grupo de famílias vivendo nas AM do NE e do SE, os coeficientes da renda do chefe foram -0,1358 e -0,0736. Na verdade, estes são os maiores coeficientes de renda do chefe e estão entre as maiores elasticidades-renda. Não deveria passar despercebido que a magnitude do coeficiente da renda do chefe diminui até a categoria de cinco salários mínimos. Entretanto, para os dois últimos e mais altos níveis de renda do chefe, os coeficientes não são significativos para as AM de ambas as regiões, significando que a resposta dos membros da família, em termos de oferta de trabalho, é nula a variações de renda do chefe para famílias localizadas no nível de renda superior. Para famílias cuja renda do chefe se situa no intervalo de um a dois s.m., e que estavam vivendo nas AM do Nordeste, no entanto, o efeito-renda foi surpreendentemente insignificante. O mesmo grupo para as AM do SE apresentou um coeficiente da renda negativo e significativo.

21 Quando as regressões são estimadas de acordo com uma variável (como renda do chefe) estratificada por algum critério (como unidades de salário mínimo), o coeficiente de tal variável tende a ser viesado para baixo. Assim, espera-se que o coeficiente da renda do chefe esteja subestimado nas regressões estimadas segundo os intervalos de renda.

22 A elasticidade total será dada por $E_y = m_1 \cdot Y^1 / a^0$, onde m_1 é o coeficiente da variável renda do chefe na equação (2'') e y^1 e a^0 são as médias das rendas de chefes e das TPFPT. A semi-elasticidade é dada por $E_y^s = m_1 Y^1$.

23 O efeito da omissão da variável do não-trabalho na regressão é viesar para baixo o coeficiente da renda do chefe em todas as regressões. Naquelas regressões estimadas segundo os intervalos de renda do chefe, o viés para baixo é duplo: um com origem na omissão da variável renda do não-trabalho e o outro decorrente da estratificação da variável da renda do chefe em unidades de salário mínimo.

Não obstante este último resultado, a evidência obtida da análise multivariada até aqui é de que as famílias nas classes de renda baixa e intermediária são muito mais sensíveis em termos da resposta de sua participação na força de trabalho a variações na renda do chefe que qualquer outro grupo sociodemográfico de famílias.

Para o conjunto de famílias, o efeito-renda é negativo para as AM de ambas as regiões. Para as famílias chefiadas por homens, ele é negativo e estatisticamente significativo para ambas as regiões. Para as famílias chefiadas por mulheres, ele é mais fraco que em famílias chefiadas por homens. Além disso, o coeficiente da renda para este tipo de família morando nas AM do NE só é aceito como diferente de zero ao nível de significância de 11,7% que fica muito próximo do limiar para o qual se descartaram os coeficientes como não-significativos. Esta menor sensibilidade dos domicílios chefiados por mulheres a mudanças na renda do chefe provém do fato de que eles têm alta TPFPT, o que significa que uma grande parcela de seus membros em idade de trabalhar já está no mercado de trabalho. Como foi visto anteriormente, estas famílias têm rendimentos mais baixos e taxas de desemprego mais altas quando comparadas a famílias chefiadas por homens.

Resumidamente, o efeito-renda não foi significativo em cinco das 16 regressões estimadas (31,25%), das quais quatro estavam relacionadas a famílias cujo chefe recebia cinco ou mais salários mínimos. O único resultado que constitui uma exceção, e que até aqui não foi explicado, é o que trata das famílias classificadas no intervalo de renda entre um e dois salários mínimos, e que vivem nas AM do NE.

A comparação entre as AM do SE e do NE mostra mais similaridades que diferenças. De fato, exceto pelo grupo de renda mencionado acima, as famílias para as quais o efeito-renda não foi significativo foram as mesmas em ambas as regiões (5-10 e 10 ou mais s.m.). Deixando de lado as estimativas entre níveis de renda dos chefes, parece no entanto que os coeficientes da renda, bem como as elasticidades, são maiores para as AM do SE. Isto significa que as famílias vivendo nas AM mais desenvolvidas do SE respondem mais intensamente a mudanças no nível de renda do chefe do que as que vivem nas AM do NE.

Assim, no que se refere ao efeito-renda, a regressão estimada mostra que, em geral, um declínio no nível de renda do chefe leva a um aumento da oferta de outros membros da família. Esta conclusão, entretanto, não se aplica às famílias em seu conjunto (*pooled*) cujo chefe recebia mais de cinco s.m. por mês em ambas as regiões, nem para famílias nordestinas cuja renda do chefe se situa na classe entre um e dois s.m. Pode-se afirmar, portanto, que normalmente as famílias pobres tendem a aumentar sua participação na força de trabalho à medida que a renda do chefe cai. Esta conclusão se aplica, de forma ampla, seja a famílias chefiadas por homens, seja àquelas chefiadas por mulheres, em ambas as regiões e para o conjunto de famílias.

A outra medida de sensibilidade da oferta de trabalho a condições adversas enfrentadas pela família no mercado de trabalho é dada, *caeteris paribus*, pelo coeficiente m_8 da equação (2''). Assume-se que a decisão de participação na força de trabalho pelos membros da família depende, tudo mais constante, da sua taxa de

desemprego.²⁴ Assim, o coeficiente do desemprego mostra a direção da associação entre a TPFPT e a taxa de desemprego familiar.²⁵

É provável que taxas mais altas de desemprego estejam associadas a maiores TPFPT, significando que uma variação absoluta de 1% no desemprego familiar aumentaria a TPFPT em m_8 pontos percentuais. Transformando o coeficiente da variável desemprego familiar em elasticidade, facilita a análise. Assim, definem-se uma elasticidade total e uma semi-elasticidade. Esta última mede a variação proporcional na TPFPT diante de uma variação proporcional de 1% na taxa de desemprego familiar.²⁶ A primeira mede a variação proporcional na TPFPT proveniente de uma variação absoluta de 1% na taxa de desemprego aberto da família. O efeito-desemprego foi significativamente diferente de zero em 15 das 16 regressões. A elasticidade-desemprego foi nula para famílias nordestinas cujo chefe recebeu até um salário mínimo (na equação de regressão para o *pool* de famílias). Com exceção de famílias do SE cujo chefe também recebeu até um salário mínimo, todas as elasticidades-desemprego foram positivas.

Para as regressões estimadas entre as classes de renda do chefe, a tendência da elasticidade-desemprego, a despeito de algumas inversões, é de declinar com o nível de renda do chefe. Assim, os efeitos-desemprego mais fracos foram localizados entre famílias que estavam no topo do perfil de distribuição da renda (10 s.m. ou mais) em ambas as regiões. Adicionalmente, estes coeficientes apenas foram aceitos ao nível de significância de 15% ou menos. Em todos os outros casos em que a elasticidade-desemprego foi positiva, o nível de aceitação foi menor que 1%.

Para domicílios chefiados por homens, a elasticidade-desemprego foi positiva e altamente significativa em ambas as regiões. Nas regressões para domicílios chefiados por mulheres, os coeficientes foram também positivos. Entretanto, para famílias do SE chefiadas por mulheres, o coeficiente somente foi aceito a um nível de significância de 15% ou menos.

24 Esta é a taxa de desemprego familiar e não a taxa de desemprego do mercado.

25 Uma questão a ser esclarecida é se existe uma correlação negativa espúria entre a TDF e a TPFPT, como resultado da maneira pela qual estas variáveis foram construídas. A primeira variável tem a força de trabalho familiar no denominador e a última no numerador. Seria possível ocorrer uma correlação espúria? Ademais, erros de mensuração na contagem dos participantes na força de trabalho ou omissão de variáveis que estão associadas a isto, positiva ou negativamente, podem também gerar uma correlação espúria. Entretanto, o denominador da TPFPT, que é formado pelo número de pessoas em idade de trabalhar (10 ou mais), é menos sujeito a erros de mensuração porque é mais fácil identificar quem está em idade de trabalhar do que saber quem está na força de trabalho. Além disso, todos os coeficientes do desemprego, exceto um, são negativos, e mesmo este único caso pode ser explicado teórica e empiricamente. Todavia, se a taxa de desemprego familiar tivesse sido medida pela proporção de pessoas procurando trabalho em relação ao número de pessoas em idade de trabalhar, então haveria uma correlação espúria positiva, já que a taxa de participação na força de trabalho seria igual, por construção, à taxa de desemprego mais a taxa de ocupação (ou taxa de emprego), isto é, $a_0 = q_0 + d_0$. O fato de que todos os coeficientes da variável desemprego, exceto um, foram positivos significa que um aumento na TPFPT em resposta a um aumento no desemprego familiar foi suficiente para contrabalançar qualquer correlação espúria negativa entre as duas variáveis.

26 A elasticidade total é dada por $E_d = m_8 d^0 / a^0$, onde m_8 é o coeficiente da variável desemprego familiar na equação (2^a) e d^0 / a^0 a proporção entre as médias das TDF e TPFPT. A semi-elasticidade é dada por $E^s_d = m_8 / a^0$.

Em geral, as elasticidades-desemprego são maiores para as AM do NE. Esta maior sensibilidade da oferta de trabalho ante a condições de desemprego entre famílias nordestinas deriva de seu menor nível de renda quando comparado com aquele do SE. Como mostram as Tabelas 1 e 2, existe uma grande diferença regional de renda entre as AM das duas regiões. Na verdade, para as famílias tomadas como um todo, a média da renda do chefe nas AM do NE é quase 70% da do SE. Ademais, exceto pelos anos de recessão, as taxas de desemprego nas AM do NE são sempre mais altas. Assim, este estado de desemprego crônico numa região de baixa renda média torna a TPFPT mais sensível a situações de desemprego dentro da unidade familiar.

Três resultados merecem atenção na análise dos coeficientes do desemprego. Primeiro, a elasticidade-desemprego mostra-se ou nula (NE) ou negativa (SE) para famílias muito pobres (até um s.m.), significando que taxas de desemprego crônicas e extremamente altas ou não afetam ou desencorajam a oferta de trabalho dos membros da família, dado que a maioria ou a totalidade destes já se encontra no mercado de trabalho. As taxas de desemprego observadas para famílias pertencentes a este intervalo inferior de renda são impressionantemente altas (ver Tabela 4 e Tabelas A.1 e A.2 do Anexo). Tais taxas funcionam como um sinal transmitido pelo mercado de trabalho para o interior de cada unidade domiciliar, desencorajando qualquer membro a entrar no mercado de trabalho. Segundo, a sensibilidade da TPFPT a variações na taxa de desemprego familiar é um fenômeno que afeta famílias tanto chefiadas por homens quanto por mulheres, apesar da baixa confiança estatística do coeficiente da equação de regressão estimada para domicílios chefiados por mulheres nas AM do SE.²⁷ Terceiro, o grau de sensibilidade da oferta de trabalho familiar às condições de desemprego crescente é maior entre famílias nordestinas.

Resumindo, a evidência fornecida até aqui mostra que, em geral, a elasticidade-desemprego é positiva. Assim, um aumento no desemprego entre os membros da família deveria conduzi-los em maior número ao mercado de trabalho.

6 - Sumário e conclusões

Vimos que, no período 1978/88, as famílias brasileiras levaram seus membros a participar mais intensamente do mercado de trabalho. Durante os anos 80, uma década de crescimento lento e instável, as famílias brasileiras depararam-se com o desemprego, a inflação e a queda de renda real.

²⁷ Nas regressões que foram estimadas separadamente para cada uma das AM de ambas as regiões (que não são mostradas aqui), achou-se que a elasticidade-desemprego era freqüentemente menor e estatisticamente menos confiável em famílias chefiadas por mulheres, em comparação com aquelas chefiadas por homens, por causa de suas já elevadas taxas de participação na força de trabalho e de desemprego [Jatobá (1990)].

Este trabalho objetivou mostrar que os dois fenômenos estão intimamente relacionados, isto é, o desemprego familiar e o declínio da renda real tendem a direcionar um número maior de membros da família para o mercado de trabalho, dado que este é o mecanismo mais acessível a estas famílias para tentarem neutralizar ou compensar as forças econômicas que diminuem seu bem-estar. Portanto, existem ajustes entre pessoas sendo feitos dentro da família quando esta se vê diante de adversidades econômicas.

O modelo de regressão estimado apresenta evidência, após controlar por uma série de características que influenciam as decisões de participação na força de trabalho, de que existem significativos efeitos-renda e desemprego na resposta da oferta de trabalho das famílias brasileiras a condições econômicas adversas. Estes resultados se aplicam a famílias residindo tanto nas áreas metropolitanas mais desenvolvidas do país quanto nas menos desenvolvidas. Entretanto, deve-se destacar que, enquanto o efeito-renda é mais forte nas AM do SE, o efeito-desemprego parece ser mais importante nas AM do NE.

O efeito-renda é forte entre os muito pobres (até um s.m.) e diminui à medida que a renda do chefe aumenta até o nível de cinco s.m. Para famílias cujo chefe ganha mais de cinco s.m., o efeito-renda não existe. Para todas as famílias (*pool*), bem como para famílias chefiadas tanto por homens quanto por mulheres, os resultados da regressão mostram que, geralmente, uma diminuição da renda do chefe do domicílio ou um aumento no desemprego familiar elevará a oferta de trabalho da família.

O efeito-desemprego é mais generalizado entre as classes de renda do chefe, mas mesmo assim enfraquece à medida que a renda cresce. Seu efeito, no entanto, e contrariamente ao efeito-renda, permanece estatisticamente significativo entre os grupos de renda mais alta. A não ser por uma regressão, o efeito-desemprego foi sempre significativamente diferente de zero. Além disso, quando estatisticamente significativos, todos os coeficientes de desemprego, exceto um deles, se mostraram positivos.

A taxa de participação da família na força de trabalho está crescendo não apenas devido a mudanças estruturais no mercado de trabalho, mas também como resultado de uma economia estagnada, que eleva as taxas de desemprego e estrangula a renda familiar. Entre os trabalhadores da família, os cônjuges têm aumentado sua TPFPT a uma taxa mais rápida do que a dos filhos, embora a taxa de desemprego seja maior para este último grupo do que para o primeiro. A taxa de participação na força de trabalho dos chefes de domicílio é alta e estável. O desemprego do chefe, entretanto, também aumenta durante uma recessão. Todavia, os chefes de domicílio, devido a seus compromissos familiares, continuam procurando emprego e, portanto, permanecem na força de trabalho.

Durante uma recessão: a) um número considerável de chefes de domicílio está ou perdendo seu emprego ou ganhando menos;²⁸ b) a renda familiar do trabalho está

28 Em 1981, 21,3% dos desempregados urbanos no Brasil eram chefes de família. Em 1983, esta proporção subiu para 24,2%. Entre os homens, a proporção de chefes de domicílios desempregados era ainda maior, isto é, 27,6% em 1981 e 31,6% em 1983 [cf. Jatobá (1989a, Tabela III.17, p. 87)].

temporariamente declinando; e c) para compensar tal queda na renda real, outros membros da família (cônjuges, filhos, parentes etc.) estão ingressando na força de trabalho. No entanto, eles enfrentam um mercado de trabalho desfavorável, no qual a procura por trabalho pode ser longa e os poucos empregos disponíveis pagam baixos salários. Nesta situação, entrar no setor informal pode significar a única saída para que estas pessoas possam obter alguma renda a curto prazo.²⁹ Dado que a oferta de trabalho dos chefes, medida por suas TPFPT, é inelástica ao ciclo econômico no curto prazo, enquanto a oferta de cônjuges, filhos e outros membros da família apresenta efeitos-renda e desemprego que os impulsionam para o mercado de trabalho, se entende por que a TPFPT cresceu tão firmemente durante o período 1978/88 (ver Tabela 2). Uma consequência de longo prazo é que a pobreza tende a se perpetuar, visto que crianças carentes são retiradas prematuramente da escola para trabalhar. Em 1987, a taxa de participação na força de trabalho de crianças com idades entre 10 e 17 anos e vivendo em domicílios urbanos pobres (renda familiar *per capita* igual ou menor a meio salário mínimo por mês) era de 23,8%. Para o Brasil como um todo, naquele mesmo ano, 20,8% das crianças no intervalo entre 10 e 17 anos que viviam em domicílios pobres *somente* trabalhavam, enquanto 12,4% trabalhavam e iam à escola [IBGE/Unicef (1990)].

Ao se comparar a experiência brasileira com a evidência empírica disponível para os Estados Unidos, duas diferenças deveriam ser destacadas. Primeiro, a oferta de trabalhadores familiares, especialmente de mulheres casadas e crianças, tem um comportamento anticíclico, no sentido de que cresce durante as recessões e diminui durante a prosperidade. Como pano de fundo, tanto forças econômicas de longo prazo quanto fatores de curto prazo respondem por tal comportamento. No curto prazo (às vezes não tão curto), os brasileiros enfrentaram durante os anos 80 uma crise econômica prolongada que ainda não acabou. Segundo, se classificarmos o efeito-desemprego positivo como um caso especial do assim chamado efeito-trabalhador adicionado, nossos resultados mostram que o caso brasileiro exhibe uma resposta da oferta de trabalho diferente daquela encontrada no mercado de trabalho dos Estados Unidos [Cain (1967)]. Baseados em estimativas de corte seccionado, encontramos que os efeitos-desemprego e renda explicam por que a oferta de membros da família cresceu tão acentuadamente durante uma década de fraco desempenho econômico.

29 Os assim chamados trabalhos inferiores, que pagam apenas um salário mínimo, cresceram a uma taxa de 20% a.a. no período 1981/83. Os valores correspondentes para o Nordeste e para o Sudeste foram, respectivamente, 13,2 e 23,7% [cf. Jatobá (1989a, Tabela III.7, p. 73)].

Anexo

TABELA A.1

Áreas metropolitanas do Nordeste: equação de regressão múltipla, coeficientes e estatísticas (variável dependente: TPFFT) – 1988

	Todas as famílias (pool)	Segundo a renda do chefe					Famílias chefiadas por homens	Famílias chefiadas por mulheres
		-1 sm	1-2 sm	2-5 sm	5-10 sm	+ 10 sm		
Const.	0,5464 (37,905)	0,6343 (31,065)	0,5146 (12,017)	0,4647 (10,241)	0,4925 (5,693)	0,5474 (6,915)	0,5840 (37,427)	0,7290 (16,714)
Y ₁	-0,0051 (-6,149)	-0,1358 (-7,722)	-0,0046 ⁺ (-0,212)	-0,0126 ^{**} (-1,437)	-0,0105 ⁺ (-1,329)	0,0007 ⁺ (0,739)	-0,0042 (-5,315)	-0,0097 ^{**} (-1,567)
EF 1-8	0,1489 (32,785)	0,1299 (23,084)	0,1940 (19,361)	0,2190 (18,110)	0,2663 (10,133)	0,2050 (3,349)	0,1621 (34,306)	0,1031 (8,242)
EF 9-11	0,1511 (27,689)	0,1426 (15,718)	0,2156 (21,488)	0,2118 (17,499)	0,2895 (13,813)	0,2342 (9,911)	0,1671 (30,234)	0,1049 (5,459)
EF 12	0,1805 (22,596)	0,1572 (6,567)	0,2458 (11,528)	0,2449 (18,804)	0,3104 (14,907)	0,2317 (9,847)	0,1957 (24,595)	0,1155 (3,473)
F1	-0,0195 ⁺ (-1,045)	-0,0068 ⁺ (-0,286)	-0,1642 (-4,057)	0,0117 ⁺ (0,260)	-0,1342 ^{**} (-1,768)	-0,0888 ⁺ (-0,962)	-0,1706 (-7,220)	-0,1250 (-2,919)
NFC	-0,0409 (-25,272)	-0,0338 (-16,505)	-0,0451 (-13,422)	-0,0573 (-13,945)	-0,0695 (-9,120)	-0,0910 (-8,213)	-0,0388 (-23,383)	-0,0379 (-7,430)
A	0,1216 (21,323)	0,1015 (13,747)	0,1354 (11,485)	0,1637 (12,285)	0,2116 (9,525)	0,2697 (7,434)	0,1111 (18,105)	0,1802 (12,459)
d ₀	0,1215 (7,005)	0,0113 ⁺ (0,533)	0,2437 (4,229)	0,2442 (3,568)	0,3001 (2,985)	0,2307 ^{**} (1,482)	0,1063 (5,767)	0,1162 (2,718)
R ²	0,3718	0,3150	0,5370	0,5821	0,6731	0,7088	0,4103	0,3370
N(1)	4158	2461	792	567	226	108	3601	556
F	306,963	140,980	113,650	97,319	56,108	30,423	312,447	34,816
a ⁰ (2)	0,6018	0,6137	0,5760	0,5872	0,6087	0,5808	0,5893	0,6825
Y ¹ (3)	1,8122	0,4842	1,3976	2,9696	6,8319	18,3359	1,9664	0,8148
d ⁰ (4)	0,0567	0,0769	0,0288	0,0269	0,0337	0,0222	0,0532	0,0795

(1) Número de observações.

(2) Média da variável dependente.

(3) Média da renda do chefe.

(4) Média da taxa de desemprego familiar.

Todas as outras foram significativas a 0,01%.

+ N.S. (15% ou mais).

* 5% ou menos.

** 15% ou menos.

TABELA A.2

Áreas metropolitanas do Sudeste: equação de regressão múltipla, coeficientes e estatísticas (variável dependente: TPFPT) – 1988

	Todas as famílias (pool)	Segundo a renda do chefe					Famílias chefiadas por homens	Famílias chefiadas por mulheres
		-1 sm	1-2 sm	2-5 sm	5-10 sm	+10 sm		
Const.	0,5327 (50,589)	0,6046 (30,816)	0,5520 (19,975)	0,5413 (20,848)	0,4837 (11,367)	0,5437 (12,805)	0,5697 (50,723)	0,7171 (20,072)
Y ₁	-0,0067 (-10,431)	-0,0736 (-4,668)	-0,0348 (-2,537)	-0,0090** (-1,853)	-0,0047 ⁺ (-1,139)	-0,004 ⁺ (-0,502)	-0,0055 (-8,762)	-0,0161 (-3,909)
EF 1-8	0,1764 (57,140)	0,1400 (30,269)	0,1924 (32,961)	0,2130 (32,770)	0,3001 (23,855)	0,3261 (15,053)	0,1833 (56,284)	0,1360 (16,646)
EF 9-11	0,1787 (46,353)	0,1350 (17,416)	0,1922 (27,104)	0,2298 (34,984)	0,2973 (27,780)	0,2943 (18,920)	0,1872 (47,312)	0,1327 (10,795)
EF 12	0,2095 (43,897)	0,1561 (9,921)	0,1910 (15,541)	0,2469 (32,061)	0,3090 (32,289)	0,3004 (25,478)	0,2186 (45,482)	0,1329 (7,109)
F1	0,0111 ⁺ (0,836)	0,0461* (2,190)	0,0017 ⁺ (0,068)	-0,0849 (-3,084)	0,0046 ⁺ (0,116)	-0,0696** (-1,465)	-0,1371 (-8,314)	-0,0119 ⁺ (-0,367)
NFC	-0,0508 (-36,457)	-0,0385 (-17,988)	-0,0539 (-20,978)	-0,0638 (-21,759)	-0,1024 (-21,849)	0,1186 (-19,209)	-0,0465 (-32,661)	-0,0568 (-11,364)
A	0,1148 (25,662)	0,0845 (11,754)	0,1127 (13,127)	0,1379 (15,550)	0,2287 (18,322)	0,2749 (16,767)	0,1043 (21,986)	0,1568 (12,780)
d ₀	0,0666 (4,355)	-0,0396* (-1,925)	0,2351 (4,880)	0,1385 (2,707)	0,2718 (3,522)	0,1568** (1,489)	0,0432 (2,625)	0,0548** (1,465)
R ²	0,4451	0,3533	0,4704	0,5732	0,7343	0,7861	0,4618	0,4172
N(1)	7611	2754	2084	1770	660	339	6813	797
F	759,220	187,556	230,449	295,744	225,226	152,100	729,771	70,588
a ⁰ (2)	0,6265	0,6512	0,6121	0,6108	0,6159	0,6169	0,6122	0,7486
Y ¹ (3)	2,6020	0,5609	1,4084	3,0423	6,7455	16,1111	2,7632	1,2255
d ⁰ (4)	0,0333	0,0669	0,0170	0,0142	0,0104	0,0086	0,0296	0,0651

- (1) Número de observações.
 (2) Média da variável dependente.
 (3) Média da renda do chefe.
 (4) Média da taxa de desemprego familiar.
 Todas as outras foram significativas a 0,01%.
 + N.S. (15% ou mais).
 * 5% ou menos.
 ** 15% ou menos.

Abstract

This paper aims at a better understanding of how individuals who pool resources in the context of a family share labor force participation decisions. The source of data is the National Household Survey (PNAD). The unit of observation is the family, classified by the sex of the head, living in the metropolitan areas of the Northeast and of the Southeast.

The paper is divided into two parts. The first one provides an analysis of the trends on labor force participation rate, unemployment and income over the period 1978/88. The second part specifies a cross section family labor force participation model for 1988 in order to test the hypothesis that: a) a lowering of head's income or b) an increase in family unemployment, rises the labor supply of family members (spouse, sons/daughters, other).

It was found that either a drop in head's income (income-effect) or an increase in family's unemployment (unemployment-effect) rate leads to a rise in the labor supply of the other family members. However, the income-effect is stronger in the Southeast and the unemployment-effect more powerful in the Northeast. The income-effect is also stronger among the poor. However, it fades away as head's income increases. The unemployment-effect is more generalized across head's income but, nevertheless, gets weaker as income grows.

Bibliografia

- ASHENFELTER, O. C., HECKMAN, J. Estimating labor supply functions. In: CAIN, G. G., WATTS, H. W. (eds.). *Income maintenance and labor supply*. Chicago: Rand McNally, p. 265-278, 1973.
- . The estimation of income and substitution effects in a model of labor supply. *Econometrica*, v. 42, n. 1, p. 73-85, Jan. 1974.
- BARROS, R. P. de, MENDONÇA, R. S. P. de. *Determinantes da participação de menores na força de trabalho*. Rio de Janeiro: IPEA, 1990, mimeo (Texto para Discussão, 200).
- BECKER, G. A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, v. 75, p. 493-517, Sept. 1965.
- BENFAM/DHS. *Pesquisa nacional sobre saúde materno-infantil e planejamento familiar (PNSMIPF)*. Rio de Janeiro, 1987.
- BILAC, E. D. *Convergências e divergências nas estruturas familiares no Brasil. Ciências Sociais Hoje, 1991*, São Paulo: Vértice e Anpocs, 1991.
- BOWEN, W. G., FINEGAN, T. A. *The economics of labor force participation*. New Jersey: Princeton University Press, 1969.
- CAIN, G. C. *Married women in the labor force*. Chicago: University of Chicago Press, 1966.

- CAIN, G. G. Unemployment and the labor force participation of secondary workers. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 20, n. 2, p. 275-297, Jan. 1967.
- GRONAU, P. Home production: a survey. In: ASHENFELTER, O. C., LAYARD, R. (eds.). *Handbook of labor economics*. Amsterdam: North Holland, p. 273-304, v. 1, 1986.
- IBGE. *Pesquisa nacional sobre saúde e nutrição (PNSN)*. Rio de Janeiro, 1989a.
- . *Família: indicadores sociais*. Rio de Janeiro, v. 1, 1989b.
- IBGE/UNICEF. *Sistema de acompanhamento da situação socioeconômica de crianças e adolescentes*. Rio de Janeiro, 1990 (Série Perfil Estatístico de Crianças e Mães no Brasil).
- JATOBÁ, J. The labor market in a recession hit region: the Northeast of Brazil. *International Labour Review*, v. 125, n. 2, p. 227-241, Mar./Apr. 1986.
- . A dimensão da pobreza urbana e os mercados de trabalho: o caso brasileiro, 1970-1983. In: ŠEDLACEK, G., BARROS, R. P. de (eds.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 35-63, 1989a.
- . Urban poverty, labour markets and regional differentiation in Brazil. In: RODGERS, R. (ed.). *Urban poverty and the market*. Geneva: ILS/ILO, p. 35-93, 1989b.
- . *Ciclo econômico e força de trabalho no Brasil urbano: 1978/1987*. Rio de Janeiro: IPEA, 1990 (Série Cadernos de Economia, 1).
- KILLINGSWORTH, M. R. *Labor supply*. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- KILLINGSWORTH, M. R., HECKMAN, J. J. Female labor supply: a survey. In: ASHENFELTER, O. C., LAYARD, R. (eds.). *Handbook of labor economics*. Amsterdam: North Holland, p. 103-204, v. 1, 1986.
- MINCER, J. Labor force participation of married women: a study of labor supply. *Aspects of labor Economics*, New Jersey: Princeton University Press, p. 63-105, 1962.
- . Labor force participation and unemployment: a review of recent evidence. In: GORDON, R. A., GORDON, M. S. (eds.). *Prosperity and unemployment*. New York: John Wiley and Sons, Inc., p. 73-107, 1966.
- NEW YORK TIMES. Sharp rise in single parenthood is reshaping the American landscape. Second article of the series. *The Good Mother*, p. B6, Oct. 5, 1992.

- PENCARVEL, J. Labor supply of men: a survey. In: ASHENFELTER, O. C., LAYARD, R. (eds.). *Handbook of labor economics*. Amsterdam: North Holland, p. 2-102, 1986.
- RODGERS, G. B. Labour absorption and labour force participation: some evidence from Thailand. In: STANDING, G., SHEEHAN, G. (eds.). *Labour force participation in low income countries*. Geneva: ILO, p. 293-306, 1978.
- SCHULTZ, T. P. Women's changing participation in the labor force: a world perspective. *Economic Development and Cultural Change*, v. 38, n. 4, p. 457-487, Apr.-June 1990.
- SEDLACEK, G., SANTOS, E. A evolução da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro de 1983 a 1988. *Revista de Econometria*, v. X, n. 2, p. 225-241, 1990.
- STANDING, G., SHEEHAN, G. *Labour force participation and development case studies*. Geneva: ILO, 1978.
- THOMAS, D. *The expenditure of income and expenditure within the household*. Yale University, 1992, mimeo (Economic Growth Center Discussion Paper, 669).
- WERY, R., RODGERS, G. B., PEEK, P. A model of labour supply in the Philippines. In: STANDING, G., SHEEHAN, G. (eds.). *Labour force participation in low-income countries*. Geneva: ILO, p. 227-338, 1978.

(Originais recebidos em julho de 1993. Revisos em novembro de 1993.)