OFERTA DE FORÇA DE TRABALHO FAMILIAR E CRISE ECONÔMICA: BRASIL METROPOLITANO, 1983

Jorge Jatobá*

Resumo

Este artigo apresenta um modelo de participação da família na força de trabalho para as regiões metropolitanas do Nordeste e do Sudeste em 1983. A fonte de dados é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A unidade de análise e de decisão é a família cujo chefe é economicamente ativo. As famílias são classificadas segundo a renda e o sexo do chefe. Testam-se as hipóteses que a participação dos membros secundários da família na força de trabalho (conjuges, filhos e agregados) cresce com reduções na renda do chefe e aumentos no desemprego familiar, *ceteris paribus*. Os resultados verificam as hipóteses. No caso de variações na renda do chefe, o efeito é mais forte para as famílias cujo chefe ganha até um salário mínimo, diminuindo de intensidade e, em alguns casos sendo mesmo inexistente, para famílias com chefes de renda mais elevada. No caso de aumentos na taxa de desemprego familiar, os resultados indicam, à exceção das famílias cujo chefe ganham um salário mínimo, uma maior participação dos membros secundários da família na força de trabalho.

Palavras-chaves: Força de Trabalho, Oferta de Trabalho, Família e Trabalho, Participação na Força de Trabalho, Força de Trabalho e Ciclo Econômico.

Abstract

This article develops a labor force participation model taking the family as unity of analysis. The model is applied to the metropolitan areas of the Northeast and Southeast for the year of 1983. The source of data is the National Household Survey (PNAD). It is assumed that all heads of family are in the labor force. They are classified by income and sex. It is tested whether increases in the labor force participation rate of secondary family members is associated with declines in the income of the head and the growth of family unemployment. Both hypothesis are verified. In the case of the income-effect it was found that declines in the head's income leads to an increase in the labor force participation of secondary family members (wives or husbands, children and others). However this effect is strong only for those families whose head earns up to one minimum wage. For higher incomes the income-effect weakens and even, in a few cases, it is non-significant for some groups. For the unemployment-effect, group, increases in family unemployment leads to a growth in family labor force participation rates.

*Professor-Doutor Titular do PIMES/Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco.

Key Words: Labor Force, Labor Supply, Family and Labor, Labor Force Participation, Labor Force and Business Cycle.

1. Introdução.

A decisão de trabalhar é usualmente tomada no núcleo familiar. Esta impõe um conjunto de obrigações e direitos entre os seus membros. A decisão de trabalhar é influenciada pelas características da família (tamanho, número de filhos menores, composição sexual, etc) e pela interdependência das decisões dos seus diversos membros. Estes, no contexto da família, decidem retirar-se, entrar, adiar ou antecipar a participação no mercado de trabalho. Sendo a família, a unidade básica de decisão onde os indivíduos escolhem como, onde e quanto participar da força de trabalho, é também, por conseguinte, a unidade básica de análise nos estudos sobre decisão de trabalhar. A teoria da oferta de trabalho não só absorveu este fato como também a partir de sua modelagem desenvolveu um conjunto de experimentações empíricas. Entre estas encontram-se os estudos relativos aos determinantes da participação de grupos específicos (cor, idade, sexo, mulheres casadas, etc) e como estes responderam às variações no ciclo econômico dados um certo conjunto de variáveis de controle destinados a isolar o efeito sobre a participação na força de trabalho de alguma outra capaz de refletir as variações cíclicas da economia (Mincer, 1962, Bower e Finegan, 1969 e 1967 e Cain, 1966).

Embora muitos destes estudos partam do conceito teórico da família como unidade de decisão, do ponto de vista empírico procuram identificar os fatores que afetam a decisão de participar no mercado de trabalho de grupos específicos (sexo e idade, mulheres casadas, etc.) Isto é, usa-se o enfoque de “um grupo de cada vez” (Bowen e Finegan, 1969) onde, por exemplo, a decisão de participação de um membro do domicílio só ocorre depois de determinada a participação dos demais. A dificuldade com este método é que assume a hipótese de que as decisões relativas à participação são feitas em sua seqüência rígida e arbitrária.¹

¹ O conceito de oferta de trabalho usado no presente estudo é a taxa de participação na força de trabalho (ou, a fração da população em idade ativa que está ocupada ou procurando trabalho) em vez de horas trabalhadas, para as quais não existem informações adequadas disponíveis. O uso da taxa de participação na força de trabalho (TPFT) como medida da oferta de trabalho é

Empiricamente, as estimativas de funções oferta dos membros da família não correspondem ao rigor da teoria dado que, conceitualmente, a decisão de cada membro de participar do mercado de trabalho depende da dos demais. (Ashenfelter e Heckman, 1974, Kosters, 1966). Ou seja, a decisão de participar no mercado de trabalho de todos os membros da família é determinada simultaneamente. Assim as interrelações entre as funções oferta dos diversos membros da família faz com que a oferta de cada um seja dependente dos parâmetros da dos outros² Em outras palavras, movimentos ao longo da curva de oferta de um membro conduzem à deslocamentos na curva de oferta dos demais. A resultante instabilidade dificulta e, nos casos mais complexos, torna praticamente impossível, dada a simultaneidade da determinação, a estimativa econométrica das funções oferta para todos os membros da família. Os estudos realizados contemplam, em geral, a família constituída por casal sem filhos, ou em que os filhos não trabalham (Ashenfelter e Heckman, 1974; Lundberg, 1988)³ Daí

muito comum na literatura, especialmente após o trabalho pioneiro de Mincer (1962).

²A oferta do *i*-ésimo membro de uma família de tamanho *m*, onde todos trabalham, depende também da taxa de salário real dos demais membros da família. Neste caso, a oferta de trabalho, medida pelas horas de trabalho de mercado do *i*-ésimo membro depende da sua (própria) taxa de salário, da oferta de horas trabalhadas e dos rendimentos do trabalho por parte dos demais membros da família, bem como do conjunto da renda do não-trabalho (Lundberg, 1988). É claro que a solução de máximo só é inequívoca para o caso em que existe uma única função utilidade familiar, situação em que, por exemplo, as preferências dos demais membros da família são, por hipótese, idênticas às do chefe. Se as preferências diferirem entre os membros e cada um procurar isoladamente sua solução de máximo, as soluções para a família como um todo são múltiplas, não maximizadoras para a família como um todo e indeterminada a menos que se introduzam, como hipóteses, regras específicas de comportamento.

³No texto de Ashenfelter e Heckman, as formas reduzidas das equações de oferta de trabalho são as seguintes:

$$h_1 = h_1(w_1, w_2, Y^{ot}, P) \text{ e}$$

$$h_2 = h_2(w_2, w_1, Y^{ot}, P)$$

onde os *w*'s são taxas de salários, *y*^{ot} é a renda do não-trabalho e *P* um vetor de preços

não filhos menores. No texto de Lundberg, as equações condicionais de oferta são dadas por:

$$h_1 = h_1(w_1, h_2, Y^{ot}, +w_2 h_2)$$

$$h_2 = h_2(w_2, h_1, Y^{ot}, +w_1 h_1)$$

não se encontrar na literatura estudos que tratem o tema com o rigor exigido pela teoria.

À diferença da maioria dos estudos realizados sobre o tema, este fundamenta-se no conceito de participação da família na força de trabalho (TPFFT), em especial dos membros secundários, em vez do conceito de participação de membros de famílias com características comuns (sexo, faixa etária, status conjugal, etc.)⁴

O modelo empírico tentará aferir o grau de associação – se algum existir – entre a variável taxa de participação da família na força de trabalho e variáveis que procuram captar o ciclo econômico, uma vez isolados os efeitos de variáveis de controle associadas aos determinantes econômicos da oferta e às características demográficas e educacionais da unidade familiar.

A taxa de participação da família na força de trabalho (TPFFT) é medida pela razão entre os membros de 10 anos e mais ocupados e procurando trabalho e os membros da família em idade de trabalhar. Pode-se interpretar a taxa de participação da família na força de trabalho como sendo a fração do número de horas disponíveis da totalidade dos membros da família que é alo-

Esta forma de apresentar as equações reduzidas torna mais explícita a simultaneidade e endogeneidade da oferta de trabalho do casal. Observe-se que movimentos ao longo da curva de oferta de um membro conduzem a deslocamentos na função oferta do outro. Contudo, Lundberg (1988) conclui que a simultaneidade na determinação da oferta de esposos e esposas só ocorre na presença de filhos menores. Na família onde não há crianças pré-escolares, a oferta não é determinada conjuntamente.

⁴Na imensa maioria dos estudos de corte seccionado, obtém-se dados de indivíduo(s) (sexo, idade, escolaridade, status conjugal, salário, etc.) membros(s) da família e do domicílio a que ele pertence (renda do não-trabalho, tamanho, etc). Com estes dados constroem-se as variáveis que constituem a unidade de observação ou elemento da amostra tanto para a análise de tabulações cruzadas, baseadas nas médias destas variáveis, quanto para a análise de regressão. No caso do presente estudo, as variáveis serão construídas com base na família como um todo (renda do não-trabalho, escolaridade da família, tamanho, composição sexual, etc, conforme ver-se-á adiante) e não nas características dos seus componentes isoladamente. As tabulações cruzadas são elaboradas com base nas médias dos atributos das famílias e a equação de regressão tem como elemento básico da amostra (ou de observação) a família, ou seja, cada família constitui-se na unidade de informação do atributo. No caso dos membros da família, o tamanho da amostra é formado pelo número de indivíduos, que pode ser igual ou não ao número de famílias (no caso de mulheres casadas é, no caso de mulheres em geral, não é). No caso da família como um todo, o tamanho da amostra é sempre igual ao número de famílias.

cada ao trabalho de mercado. Isto é, considerando nT o número total de horas que uma família de tamanho n tem disponível, onde T é o número máximo de horas disponíveis para cada membro da família, tem-se que $nT = \sum_{i=1}^n h_i + \sum_{i=1}^n l_i$, onde h_i é o número de horas dedicadas ao trabalho de mercado e l_i o número de horas dedicadas às outras atividades pelo membro i da família j . Por conseguinte, a taxa de participação da família j na força de trabalho pode ser considerada como $a_j^0 = \sum_{i=1}^n h_i / nT$ onde $0 \leq a_j^0 < 1$ que pode ainda ser interpretada como a probabilidade da família como um todo participar da força de trabalho.

2. A metodologia, especificação do modelo empírico.

Este estudo utilizar-se-á da análise multivariada de corte seccionado usando dados desagregados. O método e o tipo de dados trazem implicações que devem ser apresentadas de início.

Em primeiro lugar, devido a falta de informações sobre variáveis de mercado em dados dessa natureza, é impossível especificar a curva de demanda com que se defronta cada membro da família individualmente. Ou seja, com microdata não existe informação disponível sobre o mercado de trabalho com que se defrontam os componentes da unidade familiar. A incapacidade de se construir taxas de desemprego e de salário de mercado a partir de dados desagregados, é o preço que se paga pela maior quantidade de informações econômicas e demográficas ao nível dos indivíduos e dos domicílios e pelo maior número de observações. Todavia, o uso de dados desagregados supera o problema da identificação oferta/demanda que é tão comum nas análises com macrodata.

Em segundo lugar, o uso de dados individuais e familiares aumenta a importância dos fatores associados aos sistemas de preferências que, no caso de dados agregados, supõe-se que se cancelam.

2.1. Base de dados, conteúdo e tamanho da amostra e tipologia da família.

A fonte primária de dados é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD/FIBGE) para o ano de 1983. Este, foi o pior ano do ciclo recessivo de 1981-1983. Por conseguinte, a crise econômica afetou severamente o nível de renda e de emprego

das famílias brasileiras, especialmente as residentes nas principais AM's do país.

A unidade de observação é a família situada em domicílio urbano nas áreas metropolitanas do Nordeste e do Sudoeste. São apenas considerados os domicílios particulares permanentes que tenham *chefe economicamente ativo* e que sejam unifamiliares. Não são considerados para efeito da análise os membros do domicílio que não sejam o chefe, o cônjuge, os filhos, os outros parentes e agregados. Entre estes últimos não se incluem as empregadas domésticas, os filhos destas e os pensionistas. A razão para tal exclusão é que estas pessoas não fazem parte do núcleo da família e não participam diretamente da decisão de engajar ou não os demais membros na força de trabalho.

Adotou-se uma tipologia de famílias. As equações de regressão referir-se-ão às famílias chefiadas por homens, por mulheres e por homens ou mulheres. O fundamento para a adoção de tal tipologia é a hipótese de que a vulnerabilidade da família às condições da economia e do mercado de trabalho depende do sexo do chefe. Portanto, supõe-se que a sensibilidade TPFT diferem segundo as famílias sejam chefiadas por homens ou mulheres.

O tamanho da amostra para as áreas metropolitanas consta da Tabela 1. Os domicílios chefiados por homens são dominantes e correspondem, em média, a 90% da amostra selecionada. Foram consideradas, de forma agregada, as três AM's do Nordeste (Fortaleza, Recife, Salvador) e do Sudoeste (Belo Horizonte, Rio, S. Paulo). A agregação (pool) foi feita com base nos pesos-domicílios da PNAD. Estes pesos, internos à PNAD, permitiram ao Programa SAS estimar as regressões com base nos dados agregados para o conjunto das AM's de cada macrorregião.

2.2. Hipóteses e a especificação do modelo empírico.

A especificação do modelo empírico fundamenta-se na Teoria da Oferta de Trabalho e na hipótese que permite operar com o conceito TPFT em vez de horas de trabalho como medida de oferta.

Supõe-se, inicialmente que a participação da família na força de trabalho, bem como a sua sensibilidade ao ciclo econômico, varia segundo o nível de renda. Hipotetiza-se que as famílias de menor renda respondem diferentemente ao ciclo em comparação

Tabela 1.
Áreas metropolitanas do Nordeste
e Sudeste: tamanho da amostra, 1983

	1983
1. AMR	
(a) Total	2689 (8,7%)*
(b) Chefiados por Homem	2432 (90,4%)**
(c) Chefiados por Mulheres	257 (9,6%)
2. AMF	
(a) Total	2006 (3,5%)
(b) Chefiados por Homem	1819 (90,7%)
(c) Chefiados por Mulheres	187 (9,3%)
3. AMSA	
(a) Total	2064 (6,7%)
(b) Chefiados por Homem	1844 (90,20%)
(c) Chefiados por Mulheres	220 (10,7%)
4. NORDESTE (1+2+3)	
(a) Total	6759 (21,95%)
(b) Chefiados por Homem	6095 (89,3%)
(c) Chefiados por Mulheres	664 (9,90%)
5. AMRJ	
(a) Total	4951 (12,1%)
(b) Chefiados por Homem	4488 (90,6%)
(c) Chefiados por Mulheres	463 (9,4%)
6. AMSP	
(a) Total	5313 (12,9%)
(b) Chefiados por Homem	4967 (93,5%)
(c) Chefiados por Mulheres	463 (6,5%)
7. AMBH	
(a) Total	3611 (8,8%)
(b) Chefiados por Homem	3319 (91,9%)
(c) Chefiados por Mulheres	292 (8,1%)
8. SUDESTE (5+6+7)	
(a) Total	13875 (33,8%)
(b) Chefiados por Homem	12774 (92,1%)
(c) Chefiados por Mulheres	1101 (7,9%)

* Sobre o total de domicílios investigados pela PNAD na Região

** Distribuição da amostra final entre domicílios chefiados por Homens e Mulheres

com as famílias de maior renda, ou seja, que as decisões de participação, das famílias ao se confrontarem com distintas condições da economia e do mercado de trabalho (Cain e Mincer, 1969) irão variar segundo a classe de renda do chefe. Por esta razão as regressões para o total das famílias serão estimadas por classes de renda.

Dada a simultaneidade na determinação da oferta de trabalho

de cada membro da família, muitos autores, ao estudarem os determinantes da participação de grupos específicos (homens e mulheres por faixa etária), assumiram o enfoque de “um grupo de cada vez”. O método, destinado a superar um problema de difícil trato teórico e econométrico, supõe que as decisões relativas a participação são feitas em uma sequência rígida e arbitrária, ou seja, que a decisão de participação de um membro da família como a esposa, por exemplo, só ocorre depois de determinada a participação dos demais. No presente estudo far-se-á hipótese semelhante dado que analisar-se-á a participação da família na força de trabalho onde, dada a participação do chefe, analisa-se as variações na participação dos demais membros (cônjuge, filhos, parentes e agregados), que constituem a força de trabalho secundária da família. Portanto, adota-se o enfoque “segmento da família de cada vez” o que, supõe que a decisão de participação é feita na sequência descrita acima.

A taxa de participação na força de trabalho dos membros secundários da família tem – de acordo com estudos realizados para os EUA – sido sensível ao ciclo econômico (Mincer, 1966, Cain, 1967). A assertiva de que a sensibilidade da força de trabalho às condições do emprego é uma característica dos membros secundários da família, tem permeado a literatura desde os anos sessenta. A maior sensibilidade cíclica deste segmento expressa-se pelo grau com que responde às variações transitórias nos salários e na renda em decorrência da maior flexibilidade na alocação do seu tempo ao mercado de trabalho. Não é por uma mera coincidência que o desemprego disfarçado situa-se, frequentemente, entre os membros secundários da família⁵ Isto decorre da forte correlação inversa, previsível a partir da teoria econômica, entre o grau de sensibilidade da força de trabalho ao ciclo e o grau de comprometimento com o mercado de trabalho. Este segmento tem menor dependência com relação ao mercado de trabalho pois não possui as responsabilidades do chefe de família e ao mesmo tempo possui maior flexibilidade para substituir as atividades de não-mercado pela de mercado.

Dado que o chefe sempre participa, ou seja, está sempre ocupado ou desempregado, variações na TPFT da família correspo-

⁵O desemprego disfarçado é medido pela diferença entre o nível estimado de pleno emprego e o nível observado de desemprego aberto.

dem à variações na TPFT dos membros secundários da família.

2.3. A equação de regressão.

Desta forma a especificação das variáveis da equação de regressão é a seguinte:

$$a_{ij}^0 = j(Y_1^t, Y_f^{nt}, E_f, F_1, NCF, A, d_0) \quad (1)$$

para:

$i = 0$ Famílias chefiadas por Mulheres

$i = 1$ Famílias chefiadas por Homens

$i = 2$ Famílias chefiadas por Homens ou Mulheres

$j = 0$ Todas as classes de renda do chefe

$j \neq 0$ Por classes de renda do chefe (D_1^i) : $j = 1, 2 \dots 5$ dado $i = 2$,

onde

a_{ij}^0 = Taxa de participação da família na força de trabalho por tipo de família e classe de renda, definida como a razão entre o número total de membros ocupados ou procurando trabalho de 10 anos e mais e o número de membros em idade ativa;

Y_1^t = Renda de trabalho do chefe (monetária de todas as fontes);

Y_f^{nt} = Renda do não-trabalho da família;

E_f = Variável indicativa da escolaridade dos membros economicamente ativos da família;

F_1 = Variável indicativa da composição sexual da família: percentagem de mulheres entre os membros de 10 anos e mais;

NCF = Variável indicativa do tamanho da família (número de componentes da família);

A = Variável indicativa da composição etária da família: razão entre os membros da família com menos de 10 anos e mais e;

d_0 = Taxa de desemprego aberto da família: razão entre os membros de 10 anos ou mais procurando trabalho e os membros engajados na força de trabalho (ocupados + procurando trabalho).

2.4. A variável dependente.

A variável dependente é contínua no intervalo $0 \leq a_{ij}^0 < 1$ dado que na amostra pelo menos o chefe participa na força de trabalho. A medida da participação no mercado de trabalho é baseada no conceito convencional de Força de Trabalho: os que participam estão ocupados ou procurando trabalho. Recorde-se que a taxa de participação a^0 pode ser interpretada como sendo a probabilidade dos membros da família alocarem a fração $a^0 = \sum_{i=1}^n h_i/nT$ do seu tempo total disponível (nT) ao trabalho de mercado.

De fato, uma das especificações alternativas da variável dependente é o número de horas ofertadas ao trabalho de mercado. Todavia, as informações disponíveis na PNAD referem-se apenas ao número de horas efetivamente trabalhadas na semana. Esta variável é influenciada pelas condições da demanda e pelas instituições legais que regulam o funcionamento do mercado de trabalho. Do ponto de vista teórico, a estatística relevante para a medida da oferta de trabalho baseada na alocação de tempo, seria o número desejado de horas de trabalho (por dia ou por semana) de mercado face às diversas condições do emprego, especialmente o salário, com que o indivíduo se defrontaria na economia. Tais informações, que deveriam corresponder ao rigor da teoria, entretanto, são inexistentes. Recorde-se que os modelos de oferta de trabalho repousam nos fatores que determinam a alocação de unidade divisíveis de tempo (horas e fração).

Por outro lado, as variações no número de horas trabalhadas podem ocorrer, tanto no longo quanto no curto prazo, sem que haja necessariamente, aderência com as variações na taxa de participação. O número total de horas dedicadas ao trabalho de mercado pode variar sem mudanças correspondentes na TPFT e vice-versa. Por exemplo, a redução secular na jornada semanal de trabalho pode ocorrer sem que haja uma tendência semelhante no comportamento da taxa de participação. Por outro lado, é provável que durante uma recessão decline tanto o número de horas trabalhadas quanto a taxa de participação. Todavia, as variações na primeira devem ser muito mais acentuadas e sensíveis ao ciclo do que a segunda, dado que aquela reflete fortemente tanto a redução no número de horas extras quanto no nível de emprego.

2.5. As variáveis independentes.

As variáveis independentes representam as características das famílias (de rendimento, demográficas e educacionais) e as condições de remuneração do trabalho e de desemprego com que elas se defrontam.

A variável Y_f^{nt} representa os rendimentos do não-trabalho da família. As variáveis que sumariam as características demográficas e educacionais são dadas por E_f , F_1 , NCF e A e as que estão associadas aos rendimentos do trabalho e à taxa de desemprego da família são dadas por Y_1^t e d_0 . As variáveis de rendimento estão medidas em múltiplos do maior salário mínimo de 1983. Não é excessivo repetir que as variáveis foram selecionadas à luz da Teoria da Oferta de Trabalho e das evidências empíricas acumuladas nas últimas três décadas nos estudos sobre participação na força de trabalho (Stading e Sheehan, 1978; Mincer, 1962; Cain, 1966; Pencavel, 1986, Killingsworth e Heckman, 1986; Gronau, 1986; Ashenfelter e Heckman, 1973).

As variáveis representativas dos rendimentos do não-trabalho e das características demográficas e educacionais das famílias são apenas de controle na medida em que não se objetiva investigar os determinantes da participação da família no mercado de trabalho.

A taxa de participação da família na força de trabalho deve, "ceteris paribus", variar inversamente com a renda do chefe, que é considerada como variável exógena, isto é, não determinada dentro do modelo. O coeficiente negativo da variável renda do chefe significa que reduções nesta renda conduzem a uma maior participação dos demais membros da família na força de trabalho. Este é um dos mecanismos centrais pelos quais o ciclo econômico afeta a oferta de trabalho da família. O declínio na renda do chefe, ao refletir as condições adversas da economia, conduz a uma crescente participação dos membros secundários da família na força de trabalho. Em outras palavras, espera-se que o efeito renda seja negativo.

Na suposição de que a taxa de desemprego aberto da família reflita o ciclo e, adicionalmente, esteja negativamente correlacionada com os desvios cíclicos dos rendimentos do trabalho com relação aos seus valores permanentes, o sinal do coeficiente da variável taxa de desemprego deve indicar a direção da resposta líquida da força de trabalho familiar às variações na sua taxa

de desemprego. Se o coeficiente for positivo, aumentos na taxa de desemprego da família, estariam estimulando uma maior participação dos seus membros na força de trabalho. Em caso contrário, o efeito de elevações na taxa de desemprego familiar, especialmente se já forem persistentemente altas, estimulariam a interrupção da busca de emprego e, por conseguinte, a retirada da força de trabalho, fato que se evidencia pela redução na taxa de participação da família no mercado de trabalho. Se o coeficiente não for estatisticamente significativo, a evidência é a de que as taxas de participação são insensíveis às variações na taxa de desemprego da família que supostamente têm um comportamento anti-cíclico. Convém ressaltar que a taxa de desemprego familiar é importante em si mesma e não deve ser considerada apenas como uma *proxy* para os rendimentos transitórios do trabalho.

Todavia, os sinais dos coeficientes são influenciados por forças que operam em sentidos opostos, sendo na verdade, para alguns deles, difícil antecipar se serão positivos ou negativos. O sistema de preferências, os efeitos-substituição resultantes da renda do trabalho e do não-trabalho, e os correspondentes efeitos-renda inclusive os associados com a dotação de recursos da família podem determinar sinais distintos dos indicados acima (Bowen e Finegan, 1969, p.20). Ademais, os sinais dos coeficientes podem mudar de acordo com o tipo de família e o seu status econômico medido pela classe de renda do chefe. Portanto, a interpretação dos sinais de algumas variáveis pode ser ambígua em decorrência do efeito de forças opostas.

A análise estará particularmente atenta para a significância, magnitude e sinal do coeficiente das variáveis Y_1^t e d_0 que hipoteticamente devem captar os efeitos do ciclo.

Variações na renda do chefe e na taxa de desemprego da família, após se levar em conta o efeito das demais variáveis, transmitem-se à taxa de participação. Esta é uma forma pela qual o modelo empírico capta o ciclo.

Um problema típico da análise multivariada com base em microdata de corte seccionado, é que embora os membros da família distribuam o seu tempo entre o trabalho de mercado e o de não-mercado à base de sua estimativa (ex-ante) do retorno esperado pela sua participação no mercado de trabalho, a análise fornece apenas medidas ex-post. A suposição para superar esta dificuldade é a de que os dados de corte seccionado captam os indivíduos

na sua posição de equilíbrio, ou seja, quando as expectativas foram realizadas (Russel, 1973).

2.6. Problemas associados à especificação das variáveis independentes e à equação de regressão.

A análise multivariada nos estudos sobre participação a força de trabalho enfrenta algumas dificuldades metodológicas que são descritas a seguir. Standing e Sheehan (1978, p.4), por exemplo, classificam estas dificuldades em quatro grupos:

- (i) as derivadas da escolha da amostra;
- (ii) as decorrentes da forma funcional da equação de regressão e da técnica de estimação utilizada;
- (iii) os resultantes da exclusão ou inclusão de variáveis e;
- (iv) as derivadas das dificuldades associadas com a tentativa de operacionalizar ou medir conceitos teóricos, à partir das informações disponíveis ao pesquisador.

Quanto à escolha da amostra, que no presente estudo é retirada do arquivo de domicílios do PNAD, enfrentam-se as dificuldades naturais de quem usa tais dados para a análise da força de trabalho (Arias, 1988). Todavia, em comparação com estudos similares realizados nos países em desenvolvimento tem-se informação em qualidade e quantidade satisfatórias para a realização do estudo.

A especificação funcional das equações de regressão é linear e a estimativa será feita pelo método dos mínimos quadrados. O modelo de regressão é aditivo, não levando em consideração como a interação entre as variáveis independentes afetam a taxa de participação.

Se o modelo de regressão não for bem especificado ou por omissão de variáveis ou por elas não corresponderem ao conceito teórico, os coeficientes estimados – especialmente o das variáveis que procuram captar o efeito das condições da economia transmitidas via mercado de trabalho para a unidade familiar – serão viesados. A omissão de variáveis conduz os coeficientes das variáveis incluídas a capturar não apenas o seu efeito direto mas o efeito indireto daquelas que foram deixadas de fora e que com elas estão correlacionadas.

Entre as variáveis omitidas em estudos desse tipo, destacam-se, como principais as seguintes: (i) preferências por trabalho de

mercado relativamente às atividades de não-mercado; (ii) habilidades e produtividade em atividades relevantes desenvolvidas fora do mercado de trabalho e, (iii) várias características não mensuradas que afetam salários, renda e a oferta de trabalho tais como qualidade da educação, treinamento, experiência no trabalho e saúde física e mental.

Por outro lado, a não correspondência entre a medida da variável e seu conceito teórico gera dificuldades de interpretação dos coeficientes. A não imputação da renda do trabalho esperada àqueles que são inativos mas que poderiam ser conduzidos a participar na força de trabalho, caso as condições de mercado fossem atraentes, é uma dessas situações, dado que a renda observada para os participantes não corresponde ao conceito exigido pela teoria. Heckman (1974) escreveu um artigo clássico que lida com o viés na medida do salário que decorre da exclusão de pessoas inativas na amostra usada para medir o salário. Este estudo de Heckman, todavia, é mais amplo porque trata formalmente o problema da endogeneidade no salário de mercado de um indivíduo e sua relação com o salário doméstico que não é mensurável e que corresponde ao valor marginal do tempo dedicado ao não-mercado.

Erros de medidas das variáveis, especialmente as de renda bem como o problema de "missing values" tão comuns à base de dados que está sendo utilizada, são dificuldades típicas desse tipo de estudo. Quanto ao problema de "missing values", decidiu-se descartar da amostra a unidade familiar para a qual informação relativa aos membros do domicílio estivesse faltando. Todavia, este critério tem a desvantagem de reduzir o tamanho da amostra e de viesar os coeficientes, se os "missing values" não tiveram uma distribuição aleatória.

Em estudos desse tipo, algumas das variáveis consideradas como exógenas deveriam ser rigorosamente determinadas dentro do modelo. De fato, ao longo do tempo os analistas do tema avançaram no sentido de endogenizar algumas das variáveis. Todavia, para tal ter-se-ia que elaborar um modelo de equações simultâneas. A dificuldade, entretanto, não se encontra na sua formalização ou mesmo na maior complexidade das estimativas mas, sobretudo, na tarefa de obter e medir empiricamente variáveis que correspondam às exigências teóricas. Modelos simples como o do presente estudo, que são aditivos e não multiplicativos, tendem a desconsiderar também a interação entre variáveis independen-

tes. Assim, por exemplo, a associação entre nível educacional da família e renda do chefe aparenta não estar relacionada com o tamanho da família, quando se sabe que a taxa de fecundidade tende a cair com níveis crescentes de renda. Apesar de suas limitações estes modelos têm sido amplamente utilizados na literatura e se não captam todas as relações contidas no problema, são capazes, entretanto, de explicitar as fundamentais. Ademais, podem ser estimados com a base de dados disponível.

3. Os resultados da análise multivariada.

Às variáveis identificadas à luz da Teoria da Oferta de Trabalho e construídas com base nos dados do PNAD, foi ajustada a seguinte regressão linear múltipla através dos mínimos quadrados:

$$a_{ij}^0 = m_0 + m_1 Y_1^t + m_2 EF1 - 8 + m_3 EF9 - 11 + m_4 EF12 + m_5 F1 + m_6 NCF + m_7 A + m_8 d_0 + e \quad (2)$$

Onde as variáveis já foram denominadas na seção anterior e os m 's são os parâmetros a serem estimados⁶ para o conjunto das famílias ($i = 0$), para a sua desagregação segundo classes de renda do chefe ($j = 1, 2, 3, 4, 5$) e para as famílias chefiadas por homens ($i = 1$) e por mulheres ($i = 2$).

A variável educação da família foi construída por grupos de anos de estudo. Ou seja, para: (i) 1 a 8 anos; (ii) 9 a 11 anos e (iv) 12 e mais anos de estudo. Para evitar multicolinearidade só as últimas três foram incorporadas à equação de regressão. O efeito da variável omitida é capturado pela constante.

A equação de regressão (2), entendida como expressão da oferta de trabalho familiar supõe que, dada a renda do chefe, – sempre participando na força de trabalho – os demais membros da

⁶Os membros de cada família foram distribuídos em quatro classes de anos de estudo: analfabetos e menos de 1 ano, 1 a 8 anos; 9 a 11 e 12 ou mais. Quando um membro não caiu em alguma das classes foi-lhe atribuído um zero. – A presença das quatro classes de anos de estudo na equação de regressão geraria uma interdependência entre estas variáveis dado que uma classe seria igual à combinação linear das demais. Por esta razão, omitiu-se a primeira classe e o efeito das outras variáveis, medida pelos seus coeficientes, deve ser interpretado como sendo diferencial com relação a ela.

família decidem sobre a sua integração ao mercado de trabalho. Esta hipótese decorre da necessidade de lidar com o problema teórico e metodológico resultante do fato de a oferta de trabalho dos membros da família ser simultânea e interdependente.

De acordo com o conhecimento teórico acumulado sobre o tema, espera-se que os sinais dos coeficientes sejam os seguintes:

$m_1 < 0$, m_2 , m_3 e $m_4 > 0$, $m_5 < 0$, $m_6 < 0$, $m_7 > 0$ e m_8 podendo ser maior ou menor que zero. Os resultados estão apresentados na Tabela 1 constante do Apêndice.

As regressões foram significativas a 1% ou menos. A fração das variações na TPFFT que é explicada pelas variações nas variáveis independentes (medida pelo R^2) é relativamente alta ao se considerar que a unidade de observação é bastante desagregada (família). Estudos semelhantes realizados para outros países também com microdata, evidenciam que os coeficientes de determinação obtidos no presente estudo são muito bons apesar da considerável variância na TPFFT que ainda está contida no resíduo (Wery, Rodgers e Peek, 1978; Rodgers, 1978).

Ao se comparar a equação de regressão (2) com a expressão (1) da seção anterior observa-se a omissão da variável renda do não-trabalho da família (y_j^{nt}) da primeira. Isto deve-se ao fato desta variável não ter sido com frequência significativamente diferente de zero nas primeiras estimativas da equação de regressão tal como está especificada na expressão (1). De fato, a medida da renda do não-trabalho na PNAD é subestimada. Neste levantamento, a renda do não-trabalho constitui, em média, uma fração pouco significativa da renda familiar total. Para a AM do Recife, por exemplo, em 1983, este percentual não atingiu mais de 8,4%. A renda do não-trabalho, medida pela PNAD, origina-se fundamentalmente de pensões e aposentadorias. A renda derivada de aplicações financeiras e no mercado de capitais, bem como as originais de aluguéis, estão subdeclaradas ou são omitidas por ocasião das entrevistas de campo. Este é um caso em que a medida da variável não corresponde a sua natureza teórica. Decidiu-se, portanto, omitir esta variável da equação da regressão estimada, a despeito de suas consequências sobre os estimadores dos outros coeficientes, particularmente sobre o da renda do trabalho do chefe. Dado que existe uma correlação positiva entre a renda do não-trabalho da família e a renda do chefe, e dado

que o coeficiente da variável omitida é negativo (efeito-renda negativo, supondo que lazer não é um bem inferior), espera-se que o coeficiente da variável renda do chefe seja subestimado.⁷

Não se fará uma análise dos coeficientes estimados para as variáveis de controle. Estas, não constituem o tema central deste estudo. Tal ênfase seria justificável em pesquisa voltada para a análise dos determinantes da oferta de trabalho da família. Tendo sido escolhidos e especificados à luz da Teoria da Oferta de Trabalho, estas variáveis, no presente caso, cumprem a função de isolar os efeitos decorrentes de variações na renda do chefe e na taxa de desemprego da família sobre a participação dos membros

⁷A direção do viés é obtida da seguinte maneira. Suponha que a equação de regressão que contém a variável renda do não trabalho da família é dada por:

$$a^0 = q_0 + q_1 Y_1^t + q_2 Y_f^{nt} + q_3 X + E \quad (1)$$

onde Y_1^t e Y_f^{nt} são, respectivamente, a renda do chefe e a renda do não-trabalho da família, X um vetor de variáveis de controle e E o resíduo. A TPFFT é representada por a^0 . Todavia, a equação estimada foi:

$$a^0 = m_0 + m_1 Y_1^t + m_2 X + e \quad (2)$$

Se Y_1^t e Y_f^{nt} forem correlacionadas, a relação pode ser aferida pela seguinte equação de regressão:

$$Y_f^{nt} = b_0 + b_1 Y_1^t + z \quad (3)$$

substituindo (3) em (1), obtém-se (2), onde

$$m_0 = q_0 + q_2 b_0 \quad (4)$$

$$E = q_2 z + E \quad e \quad (5)$$

$$m_1 = q_1 + q_2 b_1 \quad (6)$$

$$\text{ou } q_1 = m_1 - q_2 b_1$$

A expectativa teórica é que $b_1 > 0$, ou seja, que quanto maior a renda do chefe, maior é a renda do não-trabalho da família. A matriz de correlação, apesar da subestimação de Y_f^{nt} na PNAD confirma esta expectativa. Por outro lado, espera-se que $q_2 < 0$, ou seja, que o efeito renda seja negativo, na suposição de que lazer não é um bem inferior. Assim, com $q_2 < 0$ e $b_1 > 0$, é claro que $m_1 < q_1$, ou seja, o coeficiente estimado é menor do que o verdadeiro, havendo por conseguinte, uma subestimativa da medida do efeito-renda do chefe. Caso q_0 ou b_1 fossem nulos, o coeficiente m_1 não teria nenhum viés.

da família na força de trabalho após se levar em conta os seus impactos sobre as variações na TPFFT. A análise enfatizará apenas o efeito-renda do chefe e o efeito-desemprego familiar.

3.1. O efeito-renda: o impacto de variações na renda do chefe sobre a TPFFT.

O efeito-renda, medido pela resposta da TPFFT, ou alternativamente, da TP dos membros secundários da família às variações na renda do chefe, dado que este sempre participa da força de trabalho, é medido, “*ceteris paribus*”, pelo coeficiente m_1 da equação de regressão (2). A hipótese é que este coeficiente é usualmente negativo, ou seja que, em média, as famílias aumentam a sua participação em resposta a redução na renda do chefe e vice-versa. Este coeficiente pode ser também interpretado como uma medida da direção da associação entre a TPFFT e a renda do chefe, isolados os efeitos das demais variáveis. Assim, “*ceteris paribus*”, variações interfamilias na renda do chefe estão negativamente associadas à variações nas suas taxas de participação. Supõe-se, assim, que as variações entre famílias são representativas, em média, do comportamento de uma família típica do grupo que está estudando.

Os coeficientes da variável renda do chefe, para o total das famílias, e, destas, estratificadas segundo a renda do chefe, e, por tipo de família classificada pelo sexo do chefe, constam da Tabela 1 do Apêndice.

De início, cabe destacar que o efeito-renda é maior nas famílias cujo chefe ganha até um salário-mínimo. Assim, por exemplo, para as AM's do Nordeste e do Sudeste, este coeficiente assumiu respectivamente, os valores $-0,1279$ e $-0,1495$. De fato, por classes de renda, os coeficientes tendem a reduzir a sua magnitude à medida que a classe de renda do chefe se eleva. Na última classe de renda (mais de 10 salário-mínimo), o efeito-renda já não é significativo para as famílias das AM's do Nordeste e do Sudeste. No caso das AM's do Nordeste, já não o foi para as famílias cujo chefe recebia de 5 a 10 salários-mínimos. Por tipos de família, os coeficientes são significativos, porém pequenos. Assim para as AM's do Sudeste, os coeficientes para o “pool” das famílias, i.e., para as chefiadas por homens e para as chefiadas por mulheres foram, respectivamente, de $0,000638$, $-0,000557$ e $-0,00596$, todos estatisticamente diferentes de zero pois seus erros padrão foram pequenos (vide Tabela 1, Apêndice). A evidência mais forte,

Tabela 2.
Áreas metropolitanas do Nordeste e do
Sudeste: elasticidade da TPFFT a variação
na renda do chefe e na taxa de desemprego
familiar, 1983

	Elasticidade - Total		Elasticidade -Parcial	
	Renda	Desemprego	Renda	Desemprego
1. NORDESTE				
Total das Famílias	-0,00734*	0,00854*	-0,0041*	0,186058*
(a) Até 1 S.Mínimo	-0,12998*	-0,03505*	-0,0798*	-0,24937*
(b) De 1 a 2 S.Mínimo	-0,11826*	0,011181*	-0,06555*	0,559083*
(c) De 2 a 5 S.Mínimo	-0,14292*	0,011655*	-0,07679	0,525032*
(d) De 5 a 10 S.Mínimos	N.S.	0,009831*	N.S.	0,599490*
(e) Mais de 10 S.Mínimo	N.S.	0,006844*	N.S.	0,397921*
Chefiadas por Homens	-0,00824*	0,007375*	-0,00453*	0,169543*
Chefiadas por Mulheres	N.S.	0,01337*	N.S.	0,188460*
2. SUDESTE				
Total das Famílias	-0,00673*	0,010141*	-0,00410*	0,171892*
(a) Até 1 S.Mínimo	-0,09968*	-0,10458*	-0,06766*	-0,33500*
(b) De 1 a 2 S.Mínimo	-0,12121*	0,015634*	-0,07663*	0,394811*
(c) De 2 a 5 S.Mínimo	-0,10609*	0,013242*	-0,06368*	0,450441*
(d) De 5 a 10 S.Mínimos	-0,09986*	0,009035*	-0,05797*	0,485788*
(e) Mais de 10 S.Mínimo	N.S.	0,003231*	N.S.	0,184641*
Chefiadas por Homens	-0,00629*	0,008287*	-0,00376*	0,148253*
Chefiadas por Mulheres	-0,01863*	0,009871*	-0,01381*	0,101038*

FONTE: Processamento do Autor com base na Tabela 1. Apêndice

* Aceito a 1% de Significância

todavia, foi a de que as famílias de baixa renda (até 1 salário-mínimo) são muito sensíveis, em termos de participação na força de trabalho, às variações na renda do chefe do que qualquer outro grupo sócio-demográfico de famílias.

A análise da sensibilidade da TPFFT a variações na renda do chefe é mais transparente quando traduzida em termos de elasticidade. Por esta razão, calcular-se-ão duas elasticidades: uma *plena* e outra *parcial*, ou seja, uma semi-elasticidade. No primeiro caso, mede-se a variação proporcional na taxa de participação decorrente da variação proporcional de 1% na renda do trabalho do chefe. No segundo, afere-se a variação absoluta na TPFFT (medida em pontos percentuais) decorrente da variação proporcional de 1% na renda do chefe⁸ Os dois tipos de elasticidade-renda cons-

⁸ A elasticidade plena é dada por: $E_{y_j} = m_1 \cdot \frac{\bar{y}_1^t}{\bar{a}_0}$ onde m_1 é o coeficiente da

tam da Tabela 2. Assim, a elasticidade-renda plena para o total das famílias nas AM's do Nordeste foi de -0,00734, ou seja, que, dada a variação de 10% na renda do chefe, "ceteris paribus", a TPFFT variará, em média, em quase 0,073%. A correspondente semi-elasticidade é -0,0041, indicando que para uma variação na renda do chefe, a variação absoluta na TPFFT será de 0,041 pontos percentuais.

Para o conjunto das famílias (pool), o efeito-renda do chefe é negativo e significativamente diferente de zero a menos de 1%, tanto para as AM's do Nordeste quanto para as do Sudeste. Nas regressões por classe de renda do chefe, observa-se que o efeito-renda foi significativo, a menos de 1%, em 70% dos casos. Todavia, 85,7% dos casos em que as elasticidades-renda foram significativas, ocorreram nas três primeiras classes de renda. O efeito-renda, por conseguinte, é mais frequente nos três primeiros estratos de renda que compreendem os chefes de família cujos chefes não ultrapassaram cinco salários-mínimo. Nestas famílias, reduções na renda do chefe "ceteris paribus", tende a aumentar a taxa de participação dos membros secundários da família na força de trabalho.

Para as famílias chefiadas por homens, o efeito-renda foi negativo e significativo tanto nas AM's do Sudeste quanto do Nordeste. Todavia, para as famílias cujo chefe é mulher, o coeficiente só foi significativo nas AM's do Sudeste. No caso das AM's do Nordeste, variações na renda do chefe feminino não afetam a taxa de participação. Em contraste com as famílias chefiadas por homens onde o cônjuge mulher é frequentemente presente, e, em muitos casos, participa na força de trabalho, as famílias chefiadas por mulheres têm, na grande maioria dos casos, o cônjuge masculino ausente. Para compensar esta ausência, outros membros da família em idade ativa tendem, em bases mais permanentes, a participar na força de trabalho. Isto reflete-se na elevada taxa de participação destas famílias que, em todas as AM's, é bem superior a das famílias cujo chefe é homem⁹ Com efeito, os resultados

variável renda do chefe na equação de regressão (2) e $\bar{Y}_1^t$ e $\bar{\alpha}^0$ são as médias da renda do chefe e da taxa de participação da família na força de trabalho para cada um dos tipos de família e classe de renda do chefe. A semi-elasticidade é dada por: $E_y = m_1 \cdot \bar{Y}_1^t$.

⁹A taxa de participação na força de trabalho das famílias chefiadas por mulheres é bem superior a das famílias chefiadas por homens. Isto se verifica tanto nas AM's do Nordeste quanto do Sudeste. De fato, em 1983, a TPFFT

das regressões desagregadas por AM (não mostradas neste trabalho) sugerem que a frequente insensibilidade da TPFFT às variações na renda do chefe feminino decorre do fato destas famílias já estarem alocando uma fração muito alta dos seus membros disponíveis no mercado de trabalho. Estas famílias têm, em média, renda do chefe inferior às chefiadas por homens e taxas de desemprego muito mais elevadas.¹⁰ Dada a sua fragilidade, o esforço destas famílias traduz-se em uma elevada participação na força de trabalho.

Em resumo, pode-se afirmar com base nos resultados obtidos que, a depender da classe de renda do chefe e do tipo de família, reduções na renda do chefe, “*ceteris paribus*,” conduzem a aumentos na taxa de participação dos membros secundários da família na força de trabalho.

3.2. O efeito-desemprego: o impacto da variação na taxa de desemprego da família sobre a TPFFT.

Uma medida da sensibilidade da oferta de trabalho com relação às condições enfrentadas pelas famílias quanto ao status dos membros na força de trabalho, é dada, “*ceteris paribus*”, pelo coeficiente m_8 da equação de regressão (2). A suposição é que as decisões de participação dos membros da família depende, tudo o mais permanecendo constante, da sua taxa de desemprego.¹¹ Dada a renda do chefe e os valores das outras variáveis, m_8 indica o sentido da associação entre a TPFFT e a sua taxa de desemprego aberto, entendida como a fração dos membros engajados na força de trabalho que estão ativamente à procura de emprego. É provável que maiores taxas de desemprego estejam associadas a maiores taxas de participação.

Neste caso, variações nas taxas de participação entre famílias

nas famílias chefiadas por mulheres foi 64,5% e 74,1% nas AM's do Nordeste e do Sudeste, respectivamente. Os valores correspondentes para as famílias chefiadas por homens foram, no mesmo ano, 55,0% e 59,8%. Vide também a Tabela 1, Apêndice.

¹⁰ Nas AM's do Nordeste, em 1983, a renda do chefe em famílias chefiadas por mulheres corresponde a apenas 62%, em média, da renda dos chefes masculinos. Nas AM's do Sudeste, o diferencial é ainda mais acentuado (34,3%). Vide Tabela 1, Apêndice.

¹¹ Esta taxa de desemprego não é a de mercado mas a da família. Portanto, a fração dos membros ativos da família que estão desempregados, constitui variável importante na decisão de participação.

estão positivamente associadas a variações nas suas taxas de desemprego. Ou ainda, que uma variação absoluta de 1% na taxa de desemprego aumenta, em média e, em termos absolutos, a taxa de participação em m_8 pontos percentuais. Os dados constantes da Tabela 1 do Apêndice apresentam os valores assumidos por estes coeficientes para as AM's do Nordeste e do Sudeste em 1983.

Os coeficientes-desemprego são todos significativos a 1% ou menos. Ademais, não são tão pequenos quanto os coeficientes-renda. Os coeficientes-desemprego estimados por sexo do chefe de família, contudo, tendem a ser menores, com algumas exceções do que os estimados por classes de renda do chefe. Estes, por sua vez, são negativos para as famílias cujo chefe tem renda do trabalho até 1 salário-mínimo. Por outro lado, os coeficientes para a classe de renda do chefe igual ou superior a 10 salários-mínimo são os menores. Isto significa que para estas famílias a taxa de participação é menos sensível à condição de desemprego do grupo, medida pela fração dos que, na força de trabalho familiar, estão à procura de emprego.

Uma questão que merece ser esclarecida é se existe alguma correlação negativa espúria entre a taxa de desemprego da família e a taxa de participação da família na força de trabalho em decorrência da forma como as taxas foram definidas e medidas. A primeira variável, tem a força de trabalho no denominador, e, a segunda, a força de trabalho no numerador. Existiria, portanto, o perigo de uma correlação negativa espúria. Adicionalmente, erros na medida da força de trabalho ou a omissão de variáveis que com ela estejam associados, positiva ou negativamente, poderiam produzir uma correlação espúria. Todavia, o denominador da taxa de participação que é constituído pelo número de pessoas da família em idade ativa, é menos sujeito a erros pois é mais fácil identificar quem está em idade de trabalhar que apontar quem está, de fato, na força de trabalho. Ademais, com exceção dos coeficientes estimados para as famílias cujo chefe recebia até 1 salário-mínimo, todos os demais foram positivos, sendo que todos, positivos ou negativos, conformam-se ao corpo da teoria. Entretanto, se a taxa de desemprego da família fosse medida pela fração dos que, em idade de trabalhar na família, estão à procura de emprego, então seria possível uma correlação positiva espúria pois a taxa de participação seria igual por construção à taxa de desemprego mais a taxa de ocupação.

O fato de a maioria dos coeficientes-desemprego terem sido positivos, significa que um aumento na taxa de participação da família em resposta a variações positivas na taxa de desemprego, foi mais que suficiente para eliminar o efeito da possível associação espúria e negativa entre as duas taxas.

Portanto, pode-se concluir que a possível associação espúria devido a problemas de definição não invalida de nenhuma forma os resultados obtidos.

Estes coeficientes podem ser transformados em elasticidades: uma plena e outra parcial¹². A elasticidade plena mede a variação proporcional na TPFFT decorrente da variação proporcional de 1% na taxa de desemprego aberto da família. A outra é uma semi-elasticidade que mede a variação proporcional na TPFFT decorrente da variação absoluta de 1% na taxa de desemprego aberto da família. As elasticidades plena e parcial para as AM's do Nordeste e do Sudeste, em 1983, constam da Tabela 2.

Para o conjunto das famílias a elasticidade-desemprego é positiva e significativa a menos de 1%, sugerindo que um aumento proporcional na taxa de desemprego conduz, em média, a uma variação proporcional na TPFFT, "ceteris paribus". Por outro lado, a elasticidade foi positiva para todas as classes de renda exceto a primeira. Para a classe de renda onde o chefe ganha até 1 salário-mínimo, altas taxas de desemprego estão associadas a baixas taxas de participação. Ou seja, as variações observadas entre as famílias desta classe de renda indicam, "ceteris paribus", que aumentos proporcionais na taxa de desemprego conduzem a reduções na TPFFT. As taxas de desemprego observadas para as famílias pertencentes a esta classe de renda são muito altas¹³. Tais taxas, transmitidas pelo mercado de trabalho para o interior das famílias, podem desestimular uma maior participação dos seus membros na força de trabalho. Ademais, os desempregados nestas famílias devem possuir baixa qualificação, o que dificulta adicio-

¹² A elasticidade plena é dada por $E_d = m_8 \cdot \bar{d}_0 / \bar{a}^0$ onde m_8 é o coeficiente da variável taxa de desemprego aberto da equação da regressão (2) e $\bar{d}_0 / \bar{a}^0$ a relação entre as médias das taxas de desemprego e de participação para cada um dos tipos de família e para o conjunto de famílias classificadas segundo a classe de renda do chefe. A semi-elasticidade é dada por $E_d = m_8 / \bar{a}^0$.

¹³ Nas AM's do Nordeste e do Sudeste, respectivamente, as taxas de desemprego aberto deste grupo foi, em 1983, de 14,4% e 31,2%. (Vide Tabela 1, Apêndice).

nalmente sua inserção no mercado de trabalho. Mooney (1967) encontrou uma forte relação inversa entre taxa de desemprego e taxa de participação para o grupo de mulheres não-brancas, maridos presentes. Como este grupo é tipicamente pobre, Mooney conclui que o efeito-desemprego negativo é mais pronunciado neste segmento que nos demais.

Tanto nas famílias chefiadas por homens quanto por mulheres as elasticidades são positivas e não diferem muito entre si.

Em resumo, observou-se que a elasticidade da TPFFT às variações na taxa de desemprego foram significativamente diferentes de zero. Em todos os casos, a elasticidade foi positiva exceto para as famílias cuja renda do chefe não ultrapassa um salário-mínimo.

4. Considerações finais.

O fato de as elasticidades-renda e desemprego terem sido significativas na quase totalidade das regressões constitui forte evidência de que variações na renda do chefe e na taxa de desemprego da família afetam a TPFFT. Na recessão, quando a renda declina e a taxa de desemprego eleva-se, o modelo prevê, "ceteris paribus", que os membros secundários da família tenderão a incorporar-se à força de trabalho. Na fase de recuperação, quando a renda do chefe tende a elevar-se juntamente com a queda na taxa de desemprego da família, a taxa de participação tende a declinar. Desta forma, a evidência apresentada, a despeito das variantes observadas para tipos de família e classes de renda, é claramente no sentido de que as taxas de participação, para as famílias caracterizadas na amostra, têm um movimento anti-cíclico, ou seja, variações cíclicas na renda do chefe e na taxa de desemprego da família são transmitidas à TPFFT que, por sua vez, mudam na direção oposta ao comportamento do PIB.

A frequência de coeficientes-renda estatisticamente significativos bem como a magnitude das elasticidades não apresenta evidência de que AM's de uma região são mais sensíveis, em média, de que os da outra no que diz respeito a resposta da taxa de participação dos membros secundários da família a variações na renda do chefe.

Com relação às elasticidades-desemprego não há também evidência de significativas diferenças entre as duas regiões.

A evidência de que os membros secundários da família aumentam a sua TPFFT em momentos de crise é consistente com o

aumento da informalização do mercado de trabalho observado no período 1981-1983 tanto para o Nordeste quanto para o Sudeste urbano (Jatobá, 1989). De fato, há evidências (Rodgers, 1978) que o dualismo formal-informal é uma variável explicativa importante na oferta de trabalho dos não-chefes. A incorporação de variáveis que refletem as oportunidades de emprego e a posição na ocupação tenderia a aumentar o poder explicativo da função participação na força de trabalho que assim passaria a depender não apenas de fatores micro (características das pessoas e do domicílio) mas também macro (distribuição setorial do emprego e taxa de absorção de mão-de-obra no setor moderno). Wery, Rodgers e Peek (1978), encontraram que as variáveis setor de ocupação do chefe e dos não-chefes e as oportunidades de emprego nele disponíveis têm se mostrado amplamente significativas em análises multivariadas de participação na força de trabalho. O modelo empírico desenvolvido neste artigo, todavia, não incorporou estas variáveis tanto por causa da natureza das informações utilizadas (micro-data) quanto pela escolha do autor. Especificações alternativas em futuras pesquisas devem esclarecer melhor esta questão.

O fato a ressaltar neste artigo é que durante a recessão, quando: (i) um número considerável de chefes de família estão perdendo emprego ou ganhando menos e (ii) a renda do trabalho da família está transitoriamente caindo, outros membros da família, para compensar esta perda, entram no mercado de trabalho. Estes, por sua vez, defrontam-se com um mercado de trabalho desfavorável onde a procura de emprego pode ser longa, os poucos empregos disponíveis são mal-remunerados e a entrada no setor informal a única alternativa possível para a obtenção de renda no curto prazo.

Comparada com a evidência empírica gerada para os Estados Unidos, por exemplo, o caso brasileiro apresenta dois fatos contrastantes. Em primeiro lugar, a taxa de participação dos membros secundários da família não varia pro-cíclicamente. Em segundo-lugar, se os fenômenos captados pelos coeficientes da variável taxa de desemprego forem designados como o efeito trabalhador-desalentado (se negativo) ou adicional (se positivo), o caso brasileiro aponta na direção deste último dado que, na grande maioria das regressões estimadas para as famílias classificadas segundo a renda e o sexo do chefe, os coeficientes desemprego foram positivos.

Da análise, infere-se que, durante uma recessão, os grupos de baixa renda e as famílias chefiadas por mulheres devem ser objeto de políticas sociais compensatórias (grupos-alvos).

Referências

- Arias, Alfonso R. Revisando a PNAU – força de trabalho à luz dos resultados divulgados na década dos 80, em Diana D. Sawyer (ed.). *PNAD's em Foco: Anos 80* Belo Horizonte: ABEP, 65–88, (1988).
- Ashenfelter, O. C. e Heckman, J. Estimating labor supply functions, em Cain, G.G. e Watts, H. W. (eds.). *Income Maintenance and Labor Supply* Chicago: Rand-McNally, 265–278, (1973).
- _____. The estimation of income and substitution effects in a model of labor supply. *Econometrica*, 42 n^o1 (January): 73–85, (1974).
- Bowen, W. G. e Finegan, T. A. Labor force participation and unemployment, em Ross, A. M. (ed.). *Employment Policy and the Labor Market*. Berkeley: University of California Press, 115–161, (1967).
- _____. *The Economics of Labor Force Participation*. New Jersey: Princeton University Press. (1969).
- Cain, G. G. *Married Women in the Labor Force*. Chicago: University of Chicago Press, também reproduzido em Reynolds, Lloyd G.: Masters, Stanley H. e Moser, Collette H. *Readings in Labor Economics and Labor Relations*. New Jersey: Prentice Hall Inc. (1966).
- _____. Unemployment and the labor force participation of secondary workers. *Industrial and Labor Relations Review*, 20 n^o2 (January): 275–297, (1967).
- Gronau, Reuben. Home production: a survey, em ashenfelter, Orley C. e Layard, R. (eds). *Handbook of Labor Economics*, 1 North-Holland, Amsterdam: 273–304, (1986).
- Jatobá, Jorge. A dimensão regional da pobreza urbana e os mercados de trabalho: o caso brasileiro, 1970-1983, em Sedlacek, G. e Paes de Barros, R. (eds). *Mercado de Trabalho e Distribuição de Renda: Uma Coletânea* Rio de Janeiro IPEA/INPES, 35–95, (1989a).

-
- Urban poverty, labour markets and regional differentiation in Brazil, em Rodgers, G. (ed). *Urban Poverty and the Labour Market* Geneva: ILS/ILO, 35-63, (1989b).
- Killingsworth, Mark R. e Heckman, James J. Female labor supply: a survey, em ashenfelter, Orley C. e Layard, R. (eds). *Handbook of Labor Economics*, 1 North-Holland, Amsterdam 103-204: (1986).
- Kosters, M. H. *Income and Substitution Effects in a Family Labor Supply Model*. The Rand Corporation. p.3339. (1966).
- Lundberg. Labor supply of husbands and wives: a simultaneous equations approach. *The Review of Economics and Statistics* vol. LXX, n^o 2 (may), 224-235, (1988).
- Mincer, Jacob. Labor force participation of married women. A study of labor supply. In *Aspects of Labor Economics*, N.B.E.R. pp. 63-105. New Jersey, Princeton University Press, (1962).
-
- Labor force participation and unemployment: a review of recent evidence, em Gordon, R. A. e Gordon, M. S. (eds.). *Prosperity and Unemployment* New York: John Wiley and Sons, Inc, 73-107, (1966).
- Mooney, J. D. Urban poverty, and labor force participation. *American Economic Review*, 57 (March): 104-119, (1967).
- Pencavel, Jonh. Labor supply of men: a survey, em Ashenfelter, Orley C. e Layard, R (eds). *Handbook of Labor Economics*, 1 North-Holland, Amsterdam: 2-102, (1986).
- Rodgers, G. B. Labour absorption and labour force participation. Some evidence from Thailand, em Standing, G. e Sheehan, G. (eds.). *Labour Force Participation in Low-Income Countries* Geneva: ILO, 293-306, (1978).
- Russel, Hill C. The determinants of labor supply for the working urban poor em Cain, G. e Watts, H. W. (eds). *Income Maintenance and Labor Supply* Chicago: Rand-McNally, 182-204, (1973).
- Standing, Guy e Sheehan, Glen. *Labour Force Participation and Development*. Case Studies, Geneva: ILO. (1978).
- Wery, R. Rodgers, G. B. e Peek, P. A model of labour supply in the Phillipines, em Standing, G. e Sheehan, G. (eds.). *Labour Force Participation in Low-Income Countries* Geneva: ILO, 237-338, (1978).

APÊNDICE

Tabela 1.
Áreas metropolitanas do Nordeste e do
Sudeste. Equação de regressão múltipla:
parâmetros e estatísticas (variável dependente:
TPFFT), 1983

Áreas Metropolitanas, Tipos de Família	Y_1^t (1)	$\bar{d}_0$ (2)	$\bar{a}_0$ (3)	$\bar{Y}_1^t$ (4)	$\bar{d}_0$ (5)	R^2 (6)	F (7)	N (8)
1. Nordeste								
Total das Famílias	-0.00094* (-6.202)	0.1041* (7.459)	0.55954.37110,04590,3749505.973*					6757
(a) Até 1 SM	-0.1279 (-5.597)	-0.1498* (-5.880)	0.61400.62400.14370.3479			95.277*		1437
(b) de 1 a 2 SM	-0.0444* (-2.676)	0.3099* (6.445)	0.55431.47640.02000.3380			119.740*		1884
(c) de 2 a 5 SM	-0.0253* (-5.324)	0.2821* (7.238)	0.53733.03530.02220.4674			239.057*		2187
(d) de 5 a 10 SM	0.00313 (0.689)	0.3293* (4.580)	0.5493 6.805 0.01690.5703			123.92*		755
(e) mais de 10 SM	-0.000167 (-1.282)	0.2144* (2.815)	0.538827.83380.01720.6726123.762*					490
Chefiadas por Homens	-0.001* (-6.251)	0.0933* (6.470)	0.5503 4.539 0.04350.3914489.207*					6093
Chefiadas por Mulheres	-0.000464 (-1.102)	0.1215* (2.792)	0.64472.82310.06780.4122			57.408*		663
2. Sudeste								
Total das Famílias	-0.000638* (-7.472)	0.1047* (12.464)	0.60916.42810.05900.42421276.207*13870					

Tabela 1.
Áreas metropolitanas do Nordeste e do
Sudeste. Equação de regressão múltipla:
parâmetros e estatísticas (variável dependente:
TPFFT), 1983

Áreas Metropolitanas, Tipos de Família	t Y_1 (1)	$\bar{d}_0$ (2)	$\bar{a}_0$ (3)	$\bar{Y}_1$ (4)	$\bar{d}_0$ (5)	R^2 (6)	F (7)	N (8)
(a) Até 1 SM	-0.1495* (-8.790)	-0.2274* (-12.110)	0.67880 -	0.45260 -	0.31220 -	0.3462 -	125.935* -	1767
(b) de 1 a 2 SM	-0.0514* (-3.851)	0.2496* (8.487)	0.63221 -	0.49090 -	0.03960 -	0.3749 -	206.879* -	2768
(c) de 2 a 5 SM	-0.0199* (-6.979)	0.2704* (12.070)	0.6003 -	0.3200 -	0.02940 -	0.4636 -	554.331* -	5138
(d) de 5 a 10 SM	-0.00854* (-3.388)	0.2820* (7.522)	0.58056 -	0.78820 -	0.01860 -	0.5851 -	425.018* -	2419
(e) mais de 10 SM	0.0000604 (0.787)	0.1082* (2.618)	0.586026 -	0.5070 -	0.01750 -	0.6628 -	433.916* -	1774
Chefiadas por Homem	-0.000557* (-6.731)	0.0887* (10.227)	0.5983 -	6.765 -	0.05590 -	0.44221 -	264.505* -	12771
Chefiadas por Mulheres	-0.00596* (-3.199)	0.0749* (2.925)	0.741 -	32.318 -	0.09770 -	0.4333 -	104.170* -	1098

* Aceito a 1% de significância

** Aceito a 10% de significância

*** Aceito a 15% de significância

(1) Coeficiente da Variável Renda do Chefe

(2) Coeficiente da Variável Taxa de Desemprego Familiar

(3) Média da Variável Dependente (TPFFT)

(4) Média da Renda do Chefe

(5) Média da Taxa de Desemprego da Família

(6) Coeficiente de Determinação

(7) Teste F

(8) Número de Observações