

PARTICIPAÇÃO DAS MULHERES CASADAS NO MERCADO DE TRABALHO: UM ESTUDO COM BASE NOS MICRODADOS DAS PNADs¹

Roberto Alves de Lima²

RESUMO

Investiga-se de que forma e com qual intensidade algumas características pessoais e familiares atuam sobre a participação das mulheres casadas na força de trabalho da Região Metropolitana do Recife (RMR) e da Região Metropolitana de São Paulo (RMSP). Sob a ótica individual, considerou-se a idade e a escolaridade. Com relação à família, pesquisou-se o tamanho, a renda e o número de filhos com no máximo dez anos de idade.

Utiliza-se um esquema metodológico com base no Modelo Linear de Probabilidade e no Modelo Logístico, que permitem estimar as probabilidades de que uma mulher casada, pertencente a determinados agrupamentos familiares, integre a população economicamente ativa.

Entre as conclusões, demonstra-se que a escolaridade detém o mais alto poder de explicação sobre a maior participação das mulheres casadas no mercado de trabalho. Esse efeito positivo é ainda maior na RMR, especialmente se a mulher possuir doze ou mais anos de instrução. Por outro lado, a renda familiar que atua no sentido de contrair a oferta de trabalho das mulheres casadas apresenta efeitos menos intensos sobre a força de trabalho da RMR. Mostra-se, também, que o efeito negativo da renda familiar sobre o engajamento da mulher casada na população economicamente ativa, tende a se estabilizar na RMR para valores superiores a cinco salários mínimos, enquanto que para a RMSP isso só acontece para rendas familiares superiores a dez salários mínimos. Efeitos diferenciados, entre as regiões estudadas, ainda são encontrados para as variáveis que representam número de filhos menores e tamanho da família.

1 Parte deste trabalho foi apresentada no XXIV Encontro Nacional da ANPEC. Além de modificações e acréscimos ao longo do texto, foram acrescentadas as seções 6, 7, 8 e 9.

2 Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco.

1 INTRODUÇÃO

Os estudos realizados sobre o mercado de trabalho feminino, tanto para países desenvolvidos como em desenvolvimento, constataam uma forte tendência de crescimento nas taxas de participação das mulheres. A maior participação das pessoas do gênero feminino ocorre, simultaneamente, com o aumento da proporção de mulheres casadas na força de trabalho. A esse respeito, alguns textos, entre outros, podem ser consultados: Killingsworth, Heckman (1986), OIT (1987), Medina, Rossi (1991).

No Brasil, a população feminina apresenta tendência semelhante de maior participação no mercado de trabalho. Verifica-se, também, um maior engajamento das mulheres casadas em atividades de mercado como constatam Montali, Patarra (1986), Montali (1990), Jatobá (1989, 1990), Costa (1984, 1990), Oliveira, Santos (1990), Bruschini (1993).

Os estudos realizados no Brasil sobre as causas do aumento na taxa de participação feminina no mercado de trabalho, inicialmente, deram maior ênfase a uma estratégia de sobrevivência familiar no sentido de compensar a perda de poder aquisitivo dos salários dos chefes de família.

Posteriormente a essa visão foram incorporadas outras explicações que se referem: a mudanças comportamentais, tanto dos homens como das mulheres, em relação ao engajamento de pessoas do sexo feminino no mercado de trabalho; à produção industrial de bens domésticos, facilitando a ausência das mulheres em casa; à queda na taxa de fecundidade, que diminui os períodos de gestação; e, também, os cuidados que a mulher dedica às crianças pequenas; e ao crescimento do número de empregos femininos oferecidos.

Neste contexto, o objetivo deste trabalho é investigar de que forma e com qual intensidade alguns fatores individuais e familiares influenciam na decisão da mulher casada em participar do mercado de trabalho da RMR em comparação com a RMSP, regiões em diferentes estágios de desenvolvimento econômico, social e cultural.

2 DESEMPENHO ECONÔMICO BRASILEIRO NO PERÍODO ESTUDADO

Considerando que a participação no mercado de trabalho é afetada pelo desempenho econômico e visando alguma generalização, optou-se por pesquisar 1983, 1986 e 1988. Nesses anos, o Brasil vivenciou situações econômicas bastante diferenciadas, com forte declínio das atividades econômicas em 1983, expansão expressiva em 1986 e estagnação em 1988.

O País enfrentou, no final da década de setenta e início da década de oitenta, fortes dificuldades econômicas causadas pela elevação dos custos com as importações e pelas altas taxas de juros internacionais, que conduziram o País a uma forte crise cambial, situação analisada por Jatobá (1985), Sabóia (1985), Cano (1986), Gomes, Osório, Ferreira Irmão (1986).

A política de estabilização utilizada pelo Governo durante o ano de 1981 acarretou um decréscimo nos níveis de produção e de emprego. Por outro lado, a recessão internacional de 1982 provocou um grande declínio nas exportações brasileiras, agravando ainda mais a crise cambial enfrentada pelo País. Ao mesmo tempo, o Brasil convivia com crescentes taxas de inflação.

Para combater esses problemas, adotou-se, no final de 1982, uma política de estabilização ainda mais recessiva. Cortaram-se os gastos públicos, as importações, o crédito e utilizou-se uma política salarial que acarretou perdas salariais para os trabalhadores.

As conseqüências mais graves da política implementada foram sentidas em 1983, quando houve forte declínio nos níveis de atividade econômica – o produto interno bruto apresentou uma evolução negativa de 3,2% – com elevação das taxas de desemprego e de subemprego. O referido ano ficou marcado, portanto, como sendo o clímax da crise econômica que o País vivenciou no início dos anos oitenta.

No segundo semestre de 1984, observaram-se os primeiros indícios de recuperação, principalmente na indústria de transformação voltada para exportação. Esse quadro expansivo tomou maior impulso em 1985 com o crescimento da produção para o exterior, associado ao fortalecimento do mercado interno, motivado por alguns ganhos salariais obtidos por parte dos trabalhadores e pelo aumento nos níveis de emprego (Dedeca, 1986).

Panorama econômico completamente distinto ao de 1983 é o observado em 1986, período em que a Nação viveu a experiência do Plano Cruzado, concebido no início do ano, com o objetivo de eliminar a inflação de uma economia que, naquela oportunidade, apresentava a demanda interna em crescimento, exportações em elevação e queda nas importações de bens intermediários e de capital, o que gerou saldos comerciais significativos (Jatobá, 1989).

Com a implantação do Plano Cruzado, veio o represamento dos preços, que durou até quase o final do ano. Houve um forte aquecimento da procura interna, provocada por ganhos salariais e, também, por antecipação de consumo dos indivíduos que não acreditavam que a nova situação perdurasse ou porque ficaram sem opção de aplicação vantajosa no mercado financeiro. Em decorrência disso, as indústrias, que ainda operavam com capacidade ociosa, aumentaram a produção, acarretando crescimento no nível de atividade e de emprego.

No começo de 1987, continuou o esquema de liberação dos preços iniciado no final do ano anterior. Simultaneamente, utilizou-se uma política de juros elevados. Tem-se, portanto, no primeiro semestre do ano, o reinício da aceleração inflacionária (Rizzieri, 1988), e a perda do poder aquisitivo dos salários, em que pese a existência de uma legislação específica com o objetivo de protegê-los da alta dos preços (Ramos, 1989).

Visando combater a inflação e o desequilíbrio nas transações internacionais, pôe-se em prática, no meio do ano de 1987, um novo congelamento com regras mais flexíveis que o Plano Cruzado, ao mesmo tempo em que foram adotadas medidas adicionais de controle da demanda, como o realinhamento das tarifas públicas e um rígido controle cambial.

O novo plano, denominado Bresser, foi implantado no momento em que vários preços haviam sido reajustados preventivamente e os salários encontravam-se defasados. A sociedade teve seu poder de compra reduzido, e a economia mostrou sinais de estagnação, a despeito da melhoria das contas externas. Essa fase caracterizou-se por uma reversão do ciclo de crescimento (Lanzana, Cacciamali, 1988), e, ademais, apresentou recrudescimento da inflação.

A trajetória de retração econômica e de elevadas taxas inflacionárias continuou seu curso em 1988, como destacam: Carmo (1988), Lanzana (1988), Mônaco (1988), Rizzieri (1988) e Zockun (1988). A queda do consumo, do investimento privado e a corrida para os ativos financeiros, provocaram a redução do nível de atividade voltada para o mercado interno, mantendo-se, entretanto, o bom desempenho das relações de troca com outros países, devido, essencialmente, ao avanço das exportações (Zini Jr., 1988).

O ano terminou com a economia brasileira apresentando desempenho um pouco melhor do que o havido no primeiro semestre, sem entretanto reverter os indicadores globais de produção e de emprego. Em suma, vivenciou-se no Brasil, em 1988, um período de estagnação econômica.

3 CARACTERÍSTICAS DAS MULHERES CASADAS E DE SUAS FAMÍLIAS

No intuito de poder melhor analisar o envolvimento das mulheres casadas em atividades fora do lar, na RMR e na RMSP, são relatadas algumas de suas características, bem como das de suas famílias.

Com relação à idade, constatou-se que na maioria das famílias, tanto na RMR como na RMSP, a esposa tinha idade entre 25 e 39 anos. Percebeu-se, ainda, um crescimento da média de idade, entre 1983 e 1988, que passou de 34,8 anos para 35,4 anos na RMR, enquanto que na RMSP

passou de 34,9 para 35,5. Como se observa, no que diz respeito à idade, não existem diferenças relevantes entre as duas regiões pesquisadas.

Sobre o tamanho das famílias, os dados mostraram, nas duas áreas estudadas, que o tamanho médio das famílias declinou no período analisado. Na RMR, o decréscimo foi de 5,1% – passando de 5,07 pessoas em 1983 para 4,81 pessoas em 1988 – e na RMSP, o declínio foi de 2,5% – passando de 4,35 pessoas em 1983 para 4,24 pessoas em 1988 -, valores que refletem a tendência de queda nas taxas de fecundidade do País.

Apesar do maior decréscimo no tamanho médio da família ter sido observado na RMR, nessa região as famílias ainda são compostas por um maior número de indivíduos. Vale ressaltar que as famílias maiores, constituídas por seis pessoas ou mais, representavam, em 1988, 27,7% de todas as famílias da RMR contra, apenas, 15,5% na RMSP.

A RMR, além de exibir uma estrutura familiar com maior número de pessoas, também apresentou, em 1988, uma maior razão de dependência (quociente entre o número total de pessoas e os que estão na força de trabalho, em cada família): 3,2 contra 2,8 da RMSP. Esse quadro, ao lado dos menores rendimentos observados na RMR, como se verá na continuação, é fator importante na explicação das precárias condições de vida dos que vivem na RMR.

Do ponto de vista da renda familiar, é interessante destacar que em 1988, do total das famílias que habitavam a RMSP, 45,7% e 10,0% delas mantinham-se em patamares de renda, respectivamente, de até cinco e até dois salários mínimos, enquanto que na RMR essas percentagens eram de 62,0% e 47,1%. Ao lado disso, a renda média familiar na RMSP, que em 1983 superava a da RMR em 69,9%, teve essa diferença aumentada para 81,6% em 1988.

Tudo isso, mostra um panorama de renda, com relação ao nível, à distribuição e à evolução, muito mais grave na RMR.

Com referência à escolaridade, verificou-se a existência, nas duas áreas estudadas, de uma tendência no sentido do aumento dos anos de estudo da esposa. As médias de anos de estudo para os três anos pesquisados foram as seguintes: 4,69 e 5,08 em 1983; 5,20 e 5,64 em 1986; 5,55 e 5,86 em 1988, respectivamente, para a RMR e RMSP. Portanto, no período analisado, houve um aumento na média de anos de estudos das mulheres casadas de 18,3% na primeira região e de 15,4% na segunda.

Os dados também revelaram que, no período da pesquisa, houve uma diminuição significativa na proporção de esposas com até quatro anos de estudo. Na RMR, esse declínio foi de 9 pontos percentuais, enquanto na RMSP foi de 11,4.

Na RMR, o decréscimo ocorre paralelamente à elevação, em quantidade equivalente, da proporção de mulheres casadas com nove anos ou mais de instrução. Na RMSP, entretanto, o declínio acontece ao mesmo tempo em que aumenta a participação de todos os outros níveis de escolaridade. De uma forma ou de outra, as alterações captadas indicam uma mudança estrutural importante na direção da melhoria no padrão educacional das esposas.

As informações, para 1988, são de que 52,5% das esposas residentes na RMR e 50,1% das esposas residentes na RMSP tinham mais de quatro anos de estudo, sendo que 12,7% no Recife e 7,4% em São Paulo não possuíam instrução ou, se a possuíam, tinham menos de um ano de escolaridade.

É relevante salientar, portanto, que, ao contrário do esperado, a RMR apresentou uma proporção de mulheres casadas com mais de quatro anos de estudo que supera, em todos os anos, a encontrada para a RMSP. Contudo, a primeira região também mostra uma maior proporção de esposas sem instrução ou com menos de um ano de instrução, o que explica a menor média de anos de estudo encontrada para as esposas residentes nessa área, que em 1988 foi 5,3% inferior à média encontrada para a RMSP.

A última das características da família investigada foi o número de filhos com dez anos ou menos. A justificativa é que uma maior quantidade de filhos nessa faixa etária obriga a mãe a executar uma maior quantidade de afazeres domésticos, o que impediria ou reduziria sua participação no mercado de trabalho.

Em termos gerais, os dados mostraram que, nas famílias da RMR, há uma maior quantidade relativa de filhos com até dez anos, quando comparado com as famílias da RMSP. Em consequência, a média de filhos com até 10 anos por família é mais alta na primeira região.

A média de filhos com no máximo dez anos, por família, para os três anos analisados, foram: 1,63 e 1,33 em 1983; 1,53 e 1,28 em 1986; 1,44 e 1,20 em 1988, respectivamente, para a RMR e para a RMSP. Percebe-se, portanto, que no período estudado a referida média decresceu 11,7% no Recife e 10,8% em São Paulo, não obstante a primeira área ter apresentado por família, no último ano da pesquisa, uma média de filhos com até dez anos 20% superior à RMSP.

4 EVOLUÇÃO DA PARTICIPAÇÃO DAS MULHERES NA FORÇA DE TRABALHO

Após as considerações feitas do ponto de vista da atividade econômica, do emprego e das características das famílias pesquisadas, é

interessante citar que no conjunto formado pelos indivíduos com idades entre 20 e 59 anos, a força de trabalho em 1988, era constituída por, aproximadamente, 904,4 mil pessoas na RMR e 6.319,4 mil pessoas na RMSP. Desses totais, 38,5% e 37,5%, respectivamente, eram mulheres. Esses mesmos percentuais eram, em 1983, de 36,2% e 34,1%, o que confirma a tendência de feminização da força de trabalho também detectada em Cardoso (1980), Costa (1984), Zylberstajn, Pagotto, Pastore (1985), Jatobá (1989, 1990), entre outros.

A maior representação das mulheres na força de trabalho da RMR, quando comparada com a RMSP, reflete, fundamentalmente, uma relação mulher/homem mais elevada. Em 1988, por exemplo, na faixa etária considerada no estudo, o número de mulheres, comparado com o de homens, foi 18,6% maior na RMR, enquanto que a mesma relação para São Paulo foi de 10,7%. Este fato é explicado por Pernambuco, ao contrário de São Paulo, apresentar taxas líquidas de migração negativas, inclusive com maior emigração de homens em idade produtiva, como pode ser comprovado em trabalho da Fundação Joaquim Nabuco (1986) e de Camarano (1988).

Embora crescente, a participação das mulheres nas regiões estudadas é muito inferior à observada para os homens. Com efeito, no ano de 1988, os homens detinham índices de participação de 89,9% e 93,6%, enquanto que para as mulheres os mesmos índices não passavam de 47,4% e 51,1%, respectivamente, na RMR e na RMSP.

Por sua vez, o nível de participação das mulheres casadas é mais baixo que o encontrado para o conjunto das mulheres. Os dados para 1988, por exemplo, revelam uma participação das esposas de 36,0% na RMR e de 35,4% na RMSP.

Deve-se destacar que os dados apontam a existência de uma distância menor entre os níveis de participação das mulheres casadas e solteiras na RMR, quando confrontados com os níveis existentes na RMSP. Este fato reflete uma maior participação de mulheres solteiras na força de trabalho da RMSP.

Nos três anos considerados, a participação das esposas na força de trabalho foi de 31,1% e 29,7%, em 1983; 35,4% e 37,7%, em 1986; e, 36,0% e 35,4%, em 1988; respectivamente para a RMR e RMSP. Como se observa, a participação no mercado de trabalho das mulheres casadas que residem na RMR só não superou a das mulheres casadas da RMSP no ano de 1986, apesar de que, nesse ano, o nível de participação das esposas da RMR tenha sido 13,8% mais elevado que o registrado em 1983.

É importante assinalar que o índice de participação na força de trabalho das esposas que vivem na RMR, comparado com o das esposas que moram na RMSP, contraria a percepção de que, em áreas urbanas, ao maior

nível de desenvolvimento econômico está associada uma maior taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho, e dentre estas as casadas.

Ressalta-se, também, que o grande impulso no nível de atividade econômica do País verificado em 1986 favoreceu mais o mercado de trabalho das mulheres casadas da região mais industrializada.

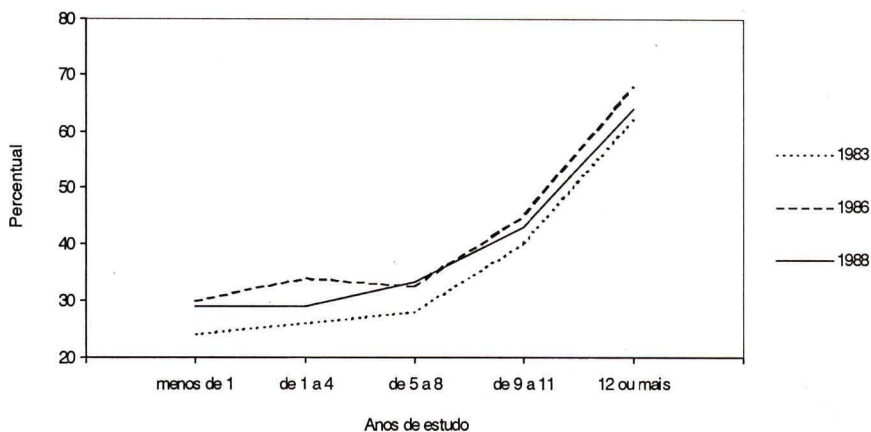
No ano de 1983, quando o nível de atividade econômica foi baixo, com taxas de desemprego elevadas e menor renda média familiar, a participação das esposas foi a mais baixa dos anos pesquisados, aumentando fortemente em 1986, quando os níveis de produção foram altos, a renda média das famílias eram maiores e as taxas de desemprego estavam em padrões mínimos.

Com a estagnação econômica havida em 1988, novamente o mercado de trabalho das mulheres em São Paulo sofreu maior impacto, apresentando uma redução no nível de participação. No Recife, por outro lado, no ano de 1988, observa-se um arrefecimento na taxa de crescimento do nível de participação das esposas, que ainda assim apresenta um crescimento de 1,7%, se comparado com o ano de 1986. Essa situação pode ser visualizada nos Gráficos 1 e 2 que mostram a participação das esposas, por ano, segundo a escolaridade, para as regiões metropolitanas pesquisadas.

Percebe-se, pelos gráficos, que em 1986 na RMSP o nível de participação das mulheres casadas foi sempre superior ou igual ao observado em 1988, qualquer que seja o padrão de escolaridade. Por outro lado, em 1983, as taxas de participação foram as menores dentre os anos analisados, independentemente do número de anos de estudo da esposa. O mesmo não ocorreu na RMR. Evolução análoga para a taxa de participação das mulheres casadas também se verificou quando a mesma é desagregada segundo qualquer das características familiares pesquisadas como, por exemplo, o número de filhos com no máximo dez anos de idade existente no domicílio, situação mostrada nos Gráficos 3 e 4.

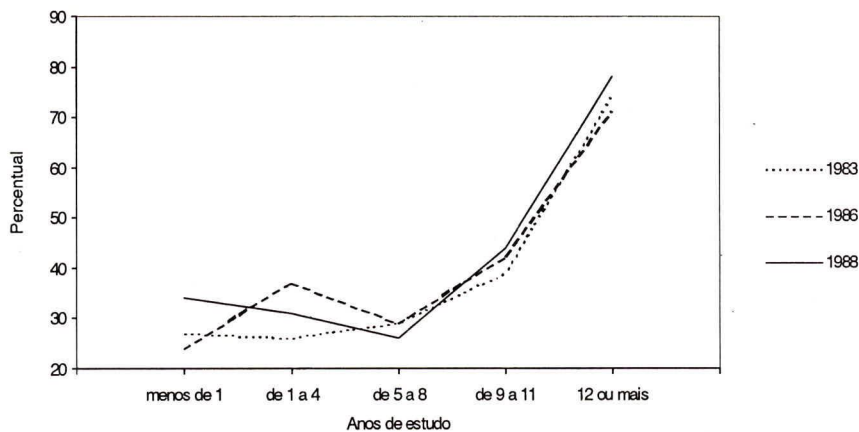
Como se vê, de uma maneira geral, pode-se afirmar que, nas áreas investigadas, o engajamento das mulheres casadas em atividades de mercado vem evoluindo positivamente e é intensificado em épocas de bom desempenho econômico. Salienta-se, no entanto, que a RMR exibiu menor sensibilidade cíclica que a de RMSP.

Gráfico 1
REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO
PARTICIPAÇÃO DAS MULHERES CASADAS NA PEA
SEGUNDO ANOS DE ESTUDO
1983/1986/1988



Fonte: Gráfico do autor, com base nos microdados das PNADs.

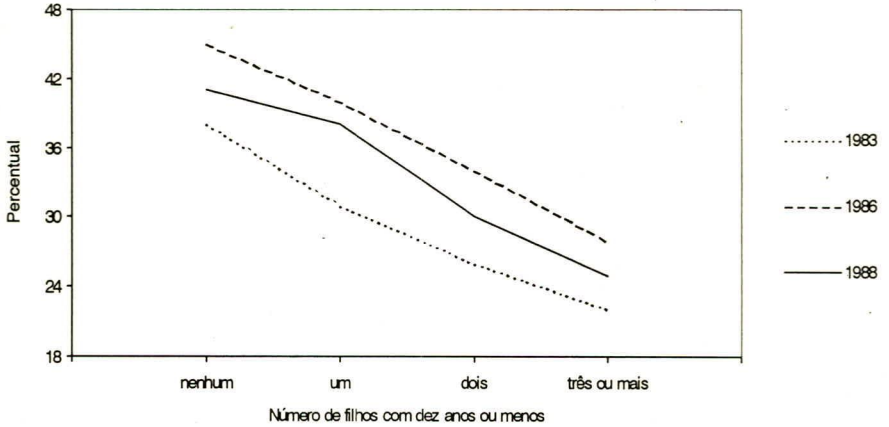
Gráfico 2
REGIÃO METROPOLITANA DO RECIFE
PARTICIPAÇÃO DAS MULHERES CASADAS NA PEA
SEGUNDO ANOS DE ESTUDO
1983/1986/1988



Fonte: Gráfico do autor, com base nos microdados das PNADs.

Gráfico 3

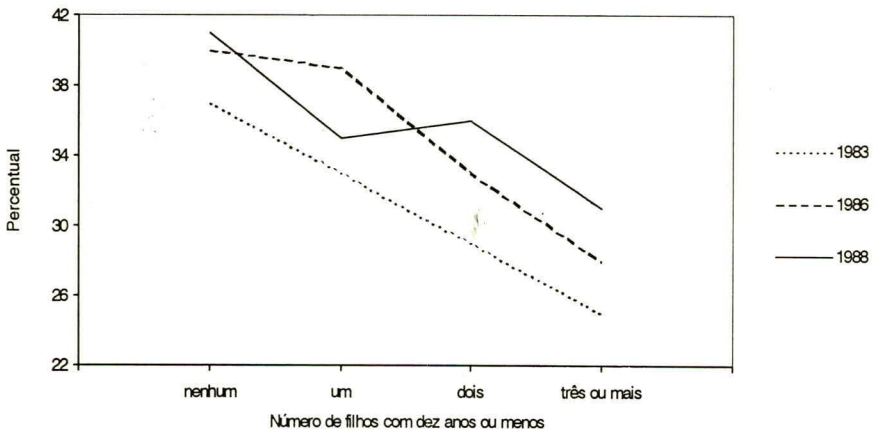
REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO
PARTICIPAÇÃO DAS MULHERES CASADAS NA PEA
SEGUNDO NÚMERO DE FILHOS COM DEZ ANOS OU MAIS
1983/1986/1988



Fonte: Gráfico do autor, com base nos microdados das PNADs.

Gráfico 4

REGIÃO METROPOLITANA DO RECIFE
PARTICIPAÇÃO DAS MULHERES CASADAS NA PEA
SEGUNDO NÚMERO DE FILHOS COM DEZ ANOS OU MAIS
1983/1986/1988



Fonte: Gráfico do autor, com base nos microdados das PNADs.

5 ASPECTOS TEÓRICOS E METODOLÓGICOS

Entende-se que as decisões de trabalhar no mercado estão condicionadas a uma estratégia familiar. É no âmbito da família, de acordo com suas peculiaridades e considerando-se a demanda por mão-de-obra, que é decidida a forma de participação. Argumentos nessa direção são encontrados em Chahad (1981), Ehremberg, Smith (1982), Killingsworth, Heckman (1986), Jatobá (1989).

A simultaneidade das decisões dos diversos membros da família sobre ofertar trabalho não permite uma abordagem empírica com todo o rigor teórico, especialmente quando se admite famílias formadas por mais de duas pessoas. Mesmo teoricamente, soluções particulares só são obtidas com hipóteses muito restritivas sobre o tipo de família e o comportamento dos seus integrantes. Discussões a esse respeito, são realizadas em Manser, Brown (1980), McElroy, Horney (1981), Bjorn, Vuong (1984, 1985) e Lundberg (1988).

O procedimento usado neste trabalho para enfrentar a simultaneidade das decisões de oferta dos diversos membros da família foi o de estabelecer uma seqüência nas decisões de participação. A hipótese, sobre esse aspecto, é a de que a decisão da participação da esposa só acontece após a participação de, pelo menos, o chefe da família.

Deve-se ressaltar, também, que o tempo em horas que o indivíduo aloca para o trabalho de mercado, teoricamente, depende de suas preferências (ou da família) e reflete uma situação de equilíbrio, podendo ser qualquer fração do seu tempo disponível, que, inclusive, não pode sofrer qualquer tipo de restrição. No entanto, a informação existente sobre horas de trabalho, obtida das PNADs, fornece a quantidade de horas que o indivíduo efetivamente trabalhou em um determinado período de referência. Os dados disponíveis, portanto, além de refletirem situações de desequilíbrio de pessoas que desejariam trabalhar mais (ou menos), parecem indicar condições de demanda impostas pelos empregadores ou mesmo aspectos institucionais. Isto faz com que as observações concentrem-se, para as pessoas que trabalham, em valores como: 20, 30, 40 e 48 horas, o que não permite a estimação consistente de um modelo estrutural de oferta de trabalho.

A opção usada nesta pesquisa é que, dadas determinadas situações de mercado, demanda e salário, cabe ao indivíduo decidir se participa ou não do mercado de trabalho. No caso específico da mulher casada, que integra famílias onde pelo menos o marido participa da força de trabalho, essa decisão se verifica no âmbito familiar, levando em conta a renda da família, o número de filhos menores, a idade, a escolaridade e o tamanho da família. Entre esses fatores, a escolaridade e a idade permitem que a família avalie as possibili-

dades de ganhos no mercado, *vis-à-vis*, o trabalho doméstico. Portanto, o interesse deste trabalho é, fundamentalmente, com os fatores que influenciam a decisão de participar, e não com a intensidade com que a esposa participa da força de trabalho.

O esquema metodológico adotado neste estudo compreende a utilização de modelos de regressão onde a variável dependente é indicadora, isto é, uma variável que toma o valor zero se a mulher casada não participa da força de trabalho ou toma o valor um se a mulher casada tem trabalho ou procura trabalho.

A razão dessa escolha é que os referidos modelos possibilitam averiguar a probabilidade de que uma mulher casada, com um determinado conjunto de características familiares e pessoais, participe do mercado de trabalho. Em decorrência disso, ao se fazer variar o conjunto de características ou, de forma equivalente, o nível das variáveis independentes, pode-se determinar combinações mais ou menos favoráveis à participação das esposas na força de trabalho.

Os modelos de regressão, que inicialmente se pensou utilizar, incluíam as seguintes variáveis explicativas: renda monetária do trabalho da família, com exceção da renda da esposa; renda monetária do não-trabalho da família; tamanho da família; escolaridade da mulher casada; idade da mulher casada; e o número de filhos com dez anos ou menos.

Posteriormente, a variável que representava a renda do não-trabalho da família foi excluída dos modelos pois, da maneira como é obtida pelas PNADs, tem pouca relevância na formação da renda familiar total. A grande maioria das famílias pesquisadas ou não declarou renda do não-trabalho, ou quando o fizeram esta mostrou-se pouco expressiva. Em todos os anos pesquisados a porcentagem de famílias com renda do não-trabalho ou com a mesma não superando 1/4 do salário mínimo sempre esteve acima de 80%, tanto para a RMR como para a de RMSP.

A escolha das variáveis independentes se justifica na medida em que a renda do trabalho aparece nos modelos teóricos como determinante importante da oferta de trabalho e tem sido usada, de uma forma ou de outra, nos estudos sobre mercado de trabalho. Também admite-se que o maior nível de escolaridade leva a pessoa a ter maiores oportunidades de trabalho e acesso a rendas mais elevadas. As outras características da família que foram incluídas nos modelos – tamanho e número de filhos menores – justificam-se porque a oferta de trabalho das esposas pode ser afetada por cuidados e educação dos filhos e, também, por afazeres domésticos associados a essas variáveis. Finalmente, a inclusão da idade das mulheres casadas possibilita a identificação, dentro do grupo de mulheres adultas, de faixas etárias mais favoráveis à participação das esposas na força de trabalho.

6 O MODELO GERAL

Os modelos de regressão usados são representados a partir da seguinte relação:

$$Z = f(Y, T, E, I, M; \epsilon)$$

onde: $Z = 1$, se a mulher casada trabalha, tem trabalho ou procura trabalho;

$Z = 0$, se a mulher casada não participa da força de trabalho;

Y representa a renda monetária do trabalho da família, com exceção da renda da esposa;

T representa o número de componentes da família;

E indica a escolaridade da mulher casada, obtida através do número de anos de estudo;

I é a idade da mulher casada;

M é o número de filhos com dez anos ou menos na família;

ϵ são as perturbações aleatórias associadas ao modelo.

Cada uma das variáveis explicativas é representada nos modelos por um conjunto de variáveis indicadoras, como detalhados na continuação.

Para a renda familiar usou-se cinco variáveis indicadoras: Y_1 representando, na RMR, famílias com renda igual ou inferior a 1SM (salário mínimo) e, na RMSP, igual ou inferior a 2SM; Y_2 indicando renda familiar maior que 1SM e menor ou igual a 2SM na RMR e, na RMSP, maior que 3SM e menor ou igual a 5SM; Y_3 indicando renda familiar maior que 3SM e menor ou igual a 5SM na RMR e, na RMSP, maior que cinco 5SM e menor ou igual a 10SM; Y_4 representando renda familiar maior que 5SM e menor ou igual a 10SM na RMR e, na RMSP, maior que 10SM e menor ou igual a 20SM; e Y_5 significando renda familiar na RMR maior que 10SM e, na RMSP, maior que 20SM. Para essa categoria, adotou-se como grupo de referência as famílias com renda do trabalho maior que dois e menor ou igual a três salários mínimos.

Para o tamanho da família, usou-se quatro variáveis indicadoras: T_1 representando famílias com três pessoas; T_2 , com quatro pessoas; T_3 , com cinco pessoas; e, T_4 , com seis pessoas ou mais. Para essa categoria, adotou-se como grupo de referência famílias constituídas por duas pessoas.

Para a escolaridade, usou-se três variáveis indicadoras: E_1 representando esposas com cinco a oito anos de estudo; E_2 , entre nove e onze

anos de estudo; e, E₃, doze ou mais anos de estudo. Para essa categoria, adotou-se como grupo de referência famílias onde a esposa possuía até quatro anos de estudo.

Para a idade, usou-se sete variáveis indicadoras: I₁, I₂, I₃, I₄, I₅, I₆ e I₇. Cada uma dessas variáveis indicando faixas de idades da esposa com intervalos de 5 anos, com o I₁ representando a classe de 25 a 29 anos. Para essa categoria, adotou-se como grupo de referência famílias onde a idade da esposa variava de vinte a vinte e quatro anos.

Para o número de filhos menores com até dez anos, usou-se três variáveis indicadoras: M₁, um filho; M₂, dois filhos; e, M₃, três ou mais filhos. Para essa categoria, adotou-se como grupo de referência famílias onde não existiam filhos com até dez anos de idade.

As características das famílias incluídas nos modelos são, portanto, representadas por vinte e duas variáveis indicadoras, estimando-se, conseqüentemente, em cada modelo, vinte e três parâmetros, incluindo o termo constante.

7 O MODELO LINEAR DE PROBABILIDADE

O modelo apresentado no tópico anterior pode ser detalhado da forma que segue:

$$\begin{aligned}
 Z_i = & a + \alpha_1 Y_{1,i} + \alpha_2 Y_{2,i} + \alpha_3 Y_{3,i} + \alpha_4 Y_{4,i} + \alpha_5 Y_{5,i} + \\
 & + \beta_1 T_{1,i} + \beta_2 T_{2,i} + \beta_3 T_{3,i} + \beta_4 T_{4,i} + \\
 & + \mu_1 E_{1,i} + \mu_2 E_{2,i} + \mu_3 E_{3,i} + \\
 & + \theta_1 I_{1,i} + \theta_2 I_{2,i} + \theta_3 I_{3,i} + \theta_4 I_{4,i} + \theta_5 I_{5,i} + \theta_6 I_{6,i} + \theta_7 I_{7,i} \\
 & + \lambda_1 M_{1,i} + \lambda_2 M_{2,i} + \lambda_3 M_{3,i} + \\
 & + \varepsilon_i \qquad \qquad \qquad i = 1, 2, 3, \dots, n
 \end{aligned}$$

ou, em notação mais compacta:

$$Z_i = a + \sum \alpha_j Y_{j,i} + \sum \beta_k T_{k,i} + \sum \mu_l E_{l,i} + \sum \theta_q I_{q,i} + \sum \lambda_r M_{r,i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde todas as variáveis indicadoras já foram definidas: a é o termo constante e ε é o termo de erro associado às suposições habituais de média zero, variância constante e covariâncias nulas.

Como $E(\varepsilon_i) = 0$ para todo i, tem-se que:

$$E(Z_i) = a + \sum \alpha_j Y_{j,i} + \sum \beta_k T_{k,i} + \sum \mu_l E_{l,i} + \sum \theta_q I_{q,i} + \sum \lambda_r M_{r,i} \quad (2)$$

Cada coeficiente de regressão pode ser interpretado como o efeito sobre $E(Z_i)$ da família i pertencer a uma determinada classe de uma variável independente, em vez de pertencer ao grupo de referência dessa variável.

A variável Z assume apenas os valores zero ou um, portanto, sem perda de generalidade, pode-se representar:

$$\begin{aligned} P(Z_i = 1) &= P_i \\ P(Z_i = 0) &= 1 - P_i \end{aligned}$$

Conseqüentemente,

$$E(Z_i) = 1 \cdot P_i + 0 \cdot (1 - P_i) = P_i \quad (3)$$

Igualando-se as expressões (2) e (3), obtém-se:

$$E(Z_i) = a + \sum \alpha_j Y_{j,i} + \sum \beta_k T_{k,i} + \sum \mu_l E_{l,i} + \sum \theta_q I_{q,i} + \sum \lambda_r M_{r,i} = P_i \quad (4)$$

Observa-se, de (4), que o valor esperado de Z_i é a probabilidade de que Z_i tome o valor 1 quando as variáveis indicadoras tomam os valores: $Y_{1,i}$ a $Y_{5,i}$; $T_{1,i}$ a $T_{4,i}$; $E_{1,i}$ a $E_{3,i}$; $I_{1,i}$ a $I_{7,i}$; e, $M_{1,i}$ a $M_{3,i}$. Ou, de outra forma, o valor esperado de Z_i é a probabilidade de que a mulher casada integrante da i -ésima família participe da força de trabalho. Os parâmetros desse modelo são de fácil interpretação e indicam o efeito sobre P_i , da família i pertencer a uma determinada classe de uma variável independente, em vez de pertencer ao grupo de referência dessa variável. Considere, por exemplo, uma família, na RMR, com as seguintes características:

- renda familiar maior do que cinco e menor ou igual a dez salários mínimos ($Y_1 = 0$, $Y_2 = 0$, $Y_3 = 0$, $Y_4 = 1$ e $Y_5 = 0$);
- constituída por quatro pessoas ($T_1 = 0$, $T_2 = 1$, $T_3 = 0$ e $T_4 = 0$);
- a esposa com mais de doze anos de estudo ($E_1 = 0$, $E_2 = 0$ e $E_3 = 1$);
- a esposa com quarenta anos de idade ($I_1 = 0$, $I_2 = 0$, $I_3 = 0$, $I_4 = 1$, $I_5 = 0$, $I_6 = 0$ e $I_7 = 0$);
- e com um único filho com no máximo dez anos ($M_1 = 1$, $M_2 = 0$ e $M_3 = 0$).

Para essa estrutura familiar obtém-se:

$$E(Z_i) = a + \alpha_4 + \beta_2 + \mu_3 + \theta_4 + \lambda_1$$

- α_4 indica o efeito sobre o valor esperado de Z_i da renda familiar ser superior a cinco e menor ou igual a dez SM, quando comparada com outras famílias que pertençam ao grupo padrão de renda – maior que dois e menor ou igual a três salários mínimos –, desde que os demais fatores familiares, incluídos no modelo, não se alterem;
- β_2 indica o efeito sobre o valor esperado de Z_i da família ser constituída por quatro pessoas, quando comparada com outras famílias que pertençam ao grupo padrão de tamanho – famílias compostas por duas pessoas – desde que as demais características familiares estejam constantes;
- μ_3 , θ_4 , e λ_1 têm interpretações análogas quando comparados com os grupos de referência de suas respectivas variáveis.

O modelo descrito é chamado de Modelo Linear de Probabilidade porque, como se mostrou, o valor esperado da variável dependente condicionado a uma determinada estrutura das variáveis explanatórias é interpretado como a probabilidade do evento ocorrer, que, no caso deste trabalho, significa a probabilidade de a mulher casada participar do mercado de trabalho (Goldberg, 1964; Amemiya, 1981; Maddala, 1987, 1988; Greene, 1993 e Gujarati, 1995).

Chama-se a atenção sobre três aspectos adicionais relacionados com o modelo linear de probabilidade:

7.1 A variável ε_i não é normalmente distribuída

$$\text{Quando } Z_i = 1 \text{ então } \varepsilon_i = 1 - E(Z_i)$$

$$\text{Quando } Z_i = 0 \text{ então } \varepsilon_i = -E(Z_i)$$

Conseqüentemente, ε_i só pode assumir dois valores distintos o que não caracteriza uma distribuição normal. No entanto, mesmo que os desvios não explicados não sejam normalmente distribuídos, o Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO) ainda fornece estimadores que são lineares, sem viés, de variância uniformemente mínima e que, ademais, são assintótica e normalmente distribuídos, como demonstra Graybill (1976). Portanto, para grandes amostras, a inferência estatística dos modelos com variável dependente binária é feita seguindo o procedimento dos MMQO, sob a suposição de normalidade.

7.2 A variância dos termos de erro não é constante (heteroscedasticidade)

$$\begin{aligned}\text{Var}(Z_i) &= E\{[Z_i - E(Z_i)]^2\} = (1 - P_i)^2 P_i + (0 - P_i)^2 (1 - P_i) \\ &= P_i(1 - P_i) = E(Z_i)[1 - E(Z_i)]\end{aligned}$$

Observa-se que a variância da variável dependente é uma função das variáveis explicativas e, em decorrência disso, serão desiguais para diferentes valores dessas variáveis. O mesmo acontece com a variância dos termos de erro incluídos no modelo porque $\text{Var}(Z_i) = \text{Var}(\varepsilon_i)$.

A existência de heteroscedasticidade leva a que os estimadores de mínimos quadrados, apesar de continuarem sem viés, deixem de ser de mínima variância. A alternativa usada neste trabalho, para enfrentar essa questão, foi a utilização do Método de Mínimos Quadrados Ponderados (MMQP) para estimar os parâmetros do modelo, porque este procedimento fornece estimadores não tendenciosos e de mínima variância (Draper, 1981; Gujarati, 1995, entre outros).

Na utilização do MMQP, supõe-se que a matriz de covariâncias do vetor de resíduos seja igual a $V\sigma^2$ onde V é uma matriz diagonal cujos elementos da diagonal são v_i com o i variando de 1 até n , indicando que as variâncias dos termos aleatórios ε_i não são constantes.

Definiu-se uma outra matriz W , também diagonal, cujos elementos da diagonal são: $w_i = (v_i)^{-1/2}$ $i = 1, 2, 3, \dots, n$. Logo, $WW = V^{-1}$ isto é $V = W^{-1}W^{-1}$. Necessita-se, portanto, determinar os elementos de W para que se possa realizar uma transformação do modelo original, através da pré-multiplicação por W .

Denotando-se o modelo original por: $Z = X\delta + \varepsilon$, e pré-multiplicando-o por W , obtém-se: $WZ = WX\delta + W\varepsilon$.

Fazendo $H = WZ$, $Q = WX$ e $\xi = W\varepsilon$, obtém-se

$$H = Q\delta + \xi \quad (5)$$

onde ξ é o novo vetor de erros com as propriedades necessárias para a utilização do MMQO, já que:

$$\begin{aligned}E[\xi] &= E[W\varepsilon] = 0 \quad e, \\ \text{cov}[\xi] &= E[\xi\xi'] = E[W\varepsilon\varepsilon'W'] = WE[\varepsilon\varepsilon']W' = W\sigma^2VW' \\ &= \sigma^2WVW' = \sigma^2WW^{-1}W^{-1}W' = \sigma^2I\end{aligned}$$

Então, utilizando-se o MMQO para a expressão (5), encontra-se que o estimador para δ é dado por:

$$(X'W'WX)^{-1}X'W'WZ = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}Z \quad (6)$$

que é um estimador não tendencioso para δ , de mínima variância, cuja matriz de covariância pode ser representada pela expressão seguinte:

$$(X'W'WX)^{-1}\sigma^2 = (X'V^{-1}X)^{-1}\sigma^2$$

A matriz W necessária para a estimação de δ é obtida como segue:

$$\begin{aligned} w_i &= v_i^{-1/2} = [\text{Var}(Z_i)]^{-1/2} = \{E(Z_i)[1 - E(Z_i)]\}^{-1/2} \\ &= [P_i(1 - P_i)]^{-1/2} \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \end{aligned}$$

Conseqüentemente, a matriz V será formada por:

$$v_i = w_i^{-2} = P_i(1 - P_i) \quad i = 1, 2, 3, \dots, n$$

e os elementos de V^{-1} , denominados pesos, são:

$$v_i^{-1} = [P_i(1 - P_i)]^{-1} \quad i = 1, 2, 3, \dots, n$$

Feitas essas considerações, destaca-se que neste trabalho a utilização do Método de Mínimos Quadrados Ponderados seguiu as três etapas relacionadas a seguir:

Etapa 1 – Ajustou-se a regressão utilizando o MMQO;

Etapa 2 – Estimaram-se os pesos, v_i^{-1} , através dos resultados da etapa 1, ou seja,
 $v_i^{*-1} = [P_i^*(1 - P_i^*)]^{-1} = [Z_i^*(1 - Z_i^*)]^{-1} \quad i = 1, 2, \dots, n$
 e, em seguida, substituíram-se esses valores na matriz V^{-1} obtendo-se a estimativa para δ como em (6); Goldgerg (1964), McGillivray (1970), Neter, Wasserman, Kutner (1983), Gujarati (1995).

Etapa 3 – Refinaram-se os pesos v_i^{*-1} com as probabilidades estimadas na Etapa 2, repetindo-se todo o procedimento.

7.3 Restrição no valor de $E[Z_i]$

É importante considerar que $E[Z_i]$, conforme se mostrou, representa a probabilidade de a variável dependente tomar o valor 1, e, portanto, deveria obedecer à seguinte restrição:

$$0 \leq E[Z_i] = P_i \leq 1 \quad \forall i$$

No entanto, como o modelo linear de probabilidade não é limitado, não existe certeza de que Z_i^* , a estimação de P_i , necessariamente, satisfaça a relação acima. Pode acontecer que a estimativa de Z_i seja inferior a zero ou superior a um. Para contornar esse problema, usou-se também o modelo Logit que, embora tenha parâmetros de mais difícil interpretação, tem a vantagem de ser construído de forma que as probabilidades estimadas, Z_i^* , pertençam sempre ao intervalo $[0, 1]$, como será mostrado no tópico a seguir.

8 O MODELO LOGÍSTICO

Contornou-se o problema dos valores estimados das probabilidades de as mulheres casadas participarem da força de trabalho, Z_i^* , ficarem, eventualmente, fora do intervalo $[0, 1]$, ajustando-se também uma função de resposta curvilínea com assíntotas em zero e em um, chamada de função logística (Neter, Wasserman, Kutner, 1983; Maddala, 1987).

Denotando-se o membro direito da equação (2) por $\delta'x_i$, pode-se representar a função resposta logística por:

$$E(Z_i) = \exp(\delta'x_i) / [1 + \exp(\delta'x_i)] \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

onde δ indica o vetor de parâmetros e x_i o i -ésimo vetor de observações. Essa função pode ser linearizada de acordo com o seguinte esquema:

$$E(Z_i) = P_i \quad \forall i$$

logo,

$$\begin{aligned} P_i &= \exp(\delta'x_i) / [1 + \exp(\delta'x_i)] \\ 1 - P_i &= 1 / [1 + \exp(\delta'x_i)] \\ P_i / (1 - P_i) &= \exp(\delta'x_i) \\ \text{Ln}[P_i / (1 - P_i)] &= \delta'x_i \end{aligned}$$

então,

$$P_i^L = \delta'x_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, n$$

A transformação $P_i^L = \text{Ln}[P_i / (1 - P_i)]$, $\forall i$, é chamada de transformação logística da probabilidade P_i .

A estimação dos parâmetros do modelo logístico é feita pelo método de máxima verossimilhança usando-se um procedimento iterativo devido a não linearidade, em relação a δ , da função de verossimilhança (Amemiya, 1981; Maddala, 1987). Uma vez estimado o vetor de parâmetros

δ , estima-se a probabilidade de que a i -ésima observação tome o valor 1, ou, em outras palavras, a probabilidade de que a mulher casada proveniente da i -ésima família participe da força de trabalho. Essa estimativa, como foi visto, é dada por:

$$\exp(\delta^* x_i) / [1 + \exp(\delta^* x_i)] \quad \forall i$$

Para testar a hipótese de significância dos parâmetros do modelo logístico usa-se a estatística de Wald, cuja distribuição de probabilidade assintótica é qui-quadrada. A hipótese será rejeitada, portanto, se o valor calculado da estatística exceder o valor crítico associado a um nível de significância pré-estabelecido.

9 CRITÉRIO USADO PARA COMPARAR O MODELO LINEAR DE PROBABILIDADE COM O MODELO LOGÍSTICO

Quando se usa modelos onde a variável dependente é binária, como acontece neste trabalho, alguns critérios podem ser usados para indicar o modelo mais adequado, ou que melhor se ajusta aos dados. Esses critérios representam papel semelhante ao conhecido coeficiente de determinação (R^2) no modelo de regressão múltipla. As três alternativas usadas neste estudo são apresentadas na continuação deste texto.

9.1 Proporção de Predições Corretas

$$\text{Seja } A = \sum_i (z_i - z_i^*)^2$$

onde $z_i^* = 1$, se $P_i^* \geq 1/2$ e $z_i^* = 0$, se $P_i^* < 1/2$.

Conseqüentemente, haverá uma predição incorreta se $z_i \neq z_i^*$, o que só ocorrerá no caso em que:

$$(z_i - z_i^*)^2 = 1$$

Portanto, A representa o número total de predições incorretas e, em decorrência disso,

$$B = 1 - A/n$$

indica a proporção de predições corretas e, evidentemente, quanto maior for essa proporção, melhor o modelo se ajusta aos dados observados.

9.2 Logarítimo da função de verossimilhança

A função de verossimilhança para os modelos analisados pode ser escrita como:

$$FV = \prod_i f(\delta'x_i)^{z_i} [1 - f(\delta'x_i)]^{1 - z_i}$$

onde: $f(\delta'x_i) = \delta'x_i$ para o modelo linear de probabilidade e,
 $f(\delta'x_i) = e^{\delta'x_i} / (1 + e^{\delta'x_i})$ para o modelo logístico.

Chamando de L o logarítimo natural de FV , tem-se:

$$L = \sum_i z_i \log f(\delta'x_i) + \sum_i (1 - z_i) \log[1 - f(\delta'x_i)]$$

A estimativa de máxima verossimilhança, δ^* , é definida como o valor de δ , que maximiza a função de verossimilhança ou o seu logarítimo. O máximo do logarítimo da função de verossimilhança é dado por:

$$L^* = \sum_i z_i \log f_i^* + \sum_i (1 - z_i) \log[1 - f_i^*]$$

onde $f_i^* = f(\delta^* x_i)$

De acordo, portanto, com o critério do logarítimo da função de verossimilhança o modelo que apresentar um maior valor para L^* é o de melhor desempenho ou que melhor se ajusta aos dados.

9.3 Critério de informação de Akaike - AIC

Um terceiro método, também baseado na função de verossimilhança, é o Critério de Informação de Akaike, que consiste em estimar a seguinte função:

$$AIC = -L + K$$

onde L já foi definido e K representa o número de parâmetros a serem estimados no modelo. Como a função de verossimilhança está multiplicada por -1 , o melhor ajuste ou o modelo com melhor desempenho é aquele que apresentar menor estimativa para AIC.

10 BASE DE DADOS

É importante salientar, que objetivando a operacionalização dos modelos propostos, contou-se com a existência de uma base de dados compatível com as estruturas modelares escolhidas.

Neste tópico, apresenta-se de forma resumida como a base de dados foi construída, a partir das informações primárias contidas nos arquivos das Pesquisas Nacionais por Amostras de Domicílios – IBGE, nos anos de 1983, 1986 e 1988.

Os arquivos originais contendo os microdados das PNADs foram cedidos em cinco fitas magnéticas. Nesses arquivos, cada registro refere-se a um conjunto de características individuais, como: código da família, sexo, condição no domicílio, anos de estudo, se trabalhou, procurou trabalho ou não trabalhou no período de referência, idade e renda.

Com base nos arquivos mencionados, geraram-se inicialmente seis outros arquivos – um para cada ano e região metropolitana – denominados RE83, RE86, RE88, SP83, SP86 e SP88. A diferença básica entre esses novos arquivos e os originais é que, nos novos, cada registro contém informações relativas à unidade familiar, o que permite atender aos objetivos da pesquisa.

Os dados incluídos em cada registro dos novos arquivos foram os seguintes: código da família; renda do trabalho da família, com exceção da renda da esposa; anos de estudo do cônjuge; número de filhos com até dez anos; idade da esposa; tamanho da família; e, um indicador de participação no mercado de trabalho.

Do ponto de vista da tipologia das famílias, considerou-se aquelas residentes em domicílios metropolitanos, unifamiliares, com chefe economicamente ativo e onde estivessem presentes, pelo menos, marido e esposa. Em resumo, as famílias, para efeito deste estudo, foram constituídas pelo marido, esposa, filhos e outros parentes e agregados.

Deve-se mencionar que, nesta pesquisa, mulher casada é entendida como pessoa do sexo feminino que vive conjugalmente com o homem classificado como chefe da unidade familiar, existindo ou não vínculo matrimonial.

Por razões associadas à representatividade ou adequação aos objetivos do trabalho, foram eliminadas das amostras as famílias com, ao menos, uma das seguintes características: chefiadas por mulher, a maior representação desse grupo foi observada no ano de 1988, correspondendo a 0,5% do número total de famílias; com idade da esposa inferior a vinte anos ou superior a cinquenta e nove anos; cujos membros da família não auferissem nenhum rendimento proveniente do trabalho; e, com renda familiar do trabalho superior a cem salários mínimos, cuja representação, no ano de 1988, foi nula na RMR e foi de aproximadamente 0,1% na RMSp.

A partir dos seis arquivos citados geraram-se outros seis arquivos que, além das variáveis mencionadas, incluíram duas novas variáveis: uma representando um agrupamento de idades e outra de rendas familiares.

Ademais, foi necessário definir algumas variáveis indicadoras, já referidas neste texto, assim distribuídas: três para os anos de estudo, três para o número de filhos com até dez anos, sete para a idade da esposa, cinco para a renda familiar e quatro para o tamanho da família.

As vinte e duas variáveis indicadoras também foram acrescentadas aos arquivos, formando a base de dados utilizada neste trabalho. Dessa forma, os arquivos finais contêm em cada um de seus registros, que representa uma família, trinta variáveis. O número de famílias pesquisadas em cada ano foi:

ANO	RMR	RMSP
1983	2150	4492
1986	1129	2438
1988	1157	2367

11 RESULTADOS E CONCLUSÕES

O valor estimado para cada parâmetro e as respectivas probabilidades de significância estão distribuídos, para o ano de 1988, segundo o modelo usado, nas duas tabelas incluídas no final deste tópico. É relevante ressaltar que o exame dos resultados revela que os dois modelos empregados foram coincidentes, ao apontarem os fatores que mais influenciam, negativamente ou positivamente, na participação da esposa no mercado de trabalho. A proporção de predições corretas, em cada caso, esteve sempre acima de 0,70, indicando bons ajustes.

Ressalta-se que o Modelo Linear de Probabilidade apresentou um desempenho semelhante ao do Modelo Logístico, em todos os anos pesquisados e sob qualquer dos critérios de avaliação. Com base nesses resultados, entende-se que em situações semelhantes a deste trabalho, não se deve descartar o Modelo Linear de Probabilidade apenas sob o argumento de que as probabilidades estimadas poderão, eventualmente, não se situarem entre zero e um. No caso deste estudo, essas eventuais ocorrências não desestabilizaram o modelo, além disso, a simplicidade de análise e interpretação das estimativas dos parâmetros favorecem, por outro lado, a utilização deste modelo, desde que seja enfrentada a questão da heteroscedasticidade que lhe é inerente.

Ao se tentar isolar os efeitos das diversas variáveis, incluídas nos dois modelos, verifica-se que, tanto para a RMR como para a RMSP, a escolaridade da esposa, a partir de nove anos de estudo, é a que detém maior poder de explicar seu engajamento na população economicamente ativa, especialmente se a mesma possuir doze ou mais anos de instrução.

Para a RMR, de acordo com os parâmetros estimados, doze ou mais anos de estudo aumenta a probabilidade de a mulher casada participar da força de trabalho em mais de 0,50, quando em confronto com o grupo padrão com até quatro anos de instrução. Com referência à de São Paulo, esse aumento de probabilidade é menor, mesmo assim atingindo 0,40.

É importante salientar que nos anos analisados, os parâmetros estimados para as variáveis associadas à escolaridade apresentam regularidade a partir dos nove anos de estudo, em ambas as áreas consideradas, refletindo a estabilidade dos modelos ao indicarem que o maior nível de escolaridade influencia positivamente na probabilidade de a esposa participar da força de trabalho, inclusive, sem demonstrar sensibilidade ao ciclo econômico.

Além das constatações já assinaladas, algumas diferenças importantes entre os resultados encontrados para as duas regiões merecem registro. Primeiro, a probabilidade de participação no mercado de trabalho de uma mulher casada com nove a onze anos de estudo, é menos elevada que a de uma outra com doze ou mais anos de estudo, sendo que, na RMR, essa diferença, em 1988, foi de aproximadamente 0,38 e na RMSP, no mesmo ano, foi de 0,21. Segundo, a probabilidade de participação no mercado de trabalho de uma mulher casada com cinco a oito anos de estudo é menos elevada que a de uma outra com nove a onze anos de estudo. Na RMR, essa diferença, em 1988, foi de aproximadamente 0,21 e na RMSP, no mesmo ano, foi de 0,12. Terceiro, para as mulheres casadas com cinco a oito anos de estudo a influência positiva da escolaridade só é evidente para a RMSP.

De uma forma geral, no que diz respeito à escolaridade, os resultados encontrados identificam influência positiva sobre a participação da esposa na força de trabalho. No entanto, os resultados também revelam que a influência da escolaridade sobre a maior participação das mulheres casadas no mercado de trabalho, para aquelas esposas com doze ou mais anos de estudo, é mais forte na RMR.

Com relação à idade os resultados encontrados revelam, em que pese algumas variações havidas nos três anos pesquisados, que na faixa etária que engloba as idades de 30 a 44 anos predomina a maior influência positiva da idade da esposa sobre sua participação no mercado de trabalho da RMR. Por sua vez, na RMSP o efeito positivo é mais evidente para mulheres casadas com idade de trinta a trinta e quatro anos.

Sobre o tamanho da família, os parâmetros estimados para a RMR, tanto através do modelo linear de probabilidade como através do modelo logístico, revelam, para o ano de 1988, que o maior tamanho da família atua, essencialmente, no sentido de aumentar a probabilidade de participação das mulheres casadas, com destaque para aquelas que convivem em famílias constituídas por cinco pessoas.

Na RMSP, os parâmetros estimados para as variáveis associadas ao tamanho da família, revelam que as mulheres casadas que integram lares formados por menor número de pessoas têm uma maior probabilidade de participar da força de trabalho, indicando, em termos de probabilidade, que o maior tamanho da família induz à retração na oferta de trabalho das mulheres casadas na RMSP. Deve-se mencionar, entretanto, que, nas famílias compostas por seis ou mais pessoas, nota-se uma tendência de declínio no poder explicativo do tamanho da família como fator importante para a baixa participação das esposas. Esta situação, em geral, é explicada pela presença na família de alguma pessoa (parente ou filho maior) que assuma parte das atividades domésticas, liberando a esposa para o mercado de trabalho.

No confronto entre as duas regiões metropolitanas, conclui-se que nos últimos anos o maior tamanho das famílias tende a aumentar a probabilidade de participação das mulheres casadas no mercado de trabalho da RMR e a diminuir no mercado de trabalho da RMSP. Esse comportamento distinto entre as duas regiões indica que em São Paulo o maior nível de desenvolvimento econômico, os maiores salários, associados a aspectos culturais mais favoráveis à atuação da mulher em tarefas fora do lar, concorre para um maior engajamento na força de trabalho das mulheres solteiras e daquelas em fase inicial do casamento. Entretanto, à medida que os casamentos ocorrem ou quando aumentam as atribuições domésticas associadas ao mesmo, há uma retração no nível de participação. No caso do Recife, por outro lado, as esposas que convivem em famílias maiores são obrigadas a exercer, também, alguma tarefa remunerada fora do lar, como forma de complementar a insuficiente renda do chefe da família.

Os valores estimados para os parâmetros das variáveis associadas à renda familiar, para a RMR, também revelam bastante regularidade, em que pese as diferentes situações econômicas dos anos pesquisados. O efeito explicativo da renda familiar sobre a probabilidade de a mulher casada trabalhar ou procurar trabalho é positivo ou insignificante, em relação ao conjunto usado como padrão, para os agrupamentos constituídos por famílias com até cinco salários mínimos de renda, e, por outro lado, é negativo quando a renda familiar supera esse patamar.

É relevante frisar que os valores estimados, na RMR, para os parâmetros de renda são muito próximos. Por exemplo, a estimativa do parâmetro associado à variável que representa renda familiar acima de dez salários mínimos é: -0,1382 em 1983, -0,1313 em 1986 e -0,1303 em 1988. Portanto, como se observa, nesse caso, não há praticamente nenhuma diferença entre as estimações. Esses dados, indicam que a renda familiar do trabalho superior a dez salários mínimos, na RMR, influi negativamente na probabilidade de a esposa participar da força de trabalho em aproximada-

mente 0,13, quando comparado com as esposas que integram as famílias que compõem o conjunto de referência.

No que diz respeito à RMSP, ressalta-se que a relação inversa entre níveis de renda familiar e probabilidade de participação da esposa se verifica e é crescente para todas as classes de renda acima de dois salários mínimos, com valores estimados muito próximos para os dois primeiros anos investigados. No entanto, percebe-se no ano de 1988 uma menor influência negativa da renda familiar sobre a decisão da mulher casada de participar da força de trabalho.

Deve-se salientar que na RMR o efeito negativo, da renda familiar sobre a probabilidade de participação da esposa, tende a se estabilizar para valores superiores a cinco salários mínimos, enquanto que, na RMSP, isto só acontece para as esposas que convivem em estruturas familiares com renda acima de dez salários mínimos. Isto significa que a partir das referidas faixas de renda o efeito negativo, sobre a participação da mulher casada, é pequeno e diminui ao longo do período pesquisado, inclusive, em 1988, ele deixa de existir, tanto na RMR como na RMSP.

Outro aspecto interessante é que para a RMR os resultados encontrados para as rendas mais altas (acima de cinco salários mínimos) não apresentaram sensibilidade ao ciclo econômico. Na RMSP isso também ocorreu: os parâmetros estimados foram -0,1515 (α_3), -0,2247 (α_4) e -0,2693 (α_5), em 1983; e -0,1693 (α_3), -0,2395 (α_4) e -0,2797 (α_5), em 1986. Todavia, deve-se considerar o forte declínio na influência negativa de rendas familiares mais altas sobre a decisão da mulher casada em participar da força de trabalho, havida em 1988 na RMSP, provavelmente, indicando uma mudança no comportamento da família com relação ao trabalho da esposa. Este comportamento, aproxima entre as duas regiões metropolitanas o efeito negativo da renda familiar, quando comparado com o grupo padrão, a partir de dez salários mínimos. Mesmo assim, pode-se concluir, em termos gerais, que mesmo quando a renda familiar atua, em ambas as regiões, no sentido de contrair a oferta de trabalho das mulheres casadas, isto ocorre com menor intensidade na RMR.

Para finalizar, deve-se destacar que este estudo revela um efeito negativo do número de filhos menores sobre a probabilidade de participação da esposa no mercado de trabalho. Entretanto, confrontando-se as estimativas obtidas para os parâmetros associados às variáveis que representam número de filhos menores, entre as duas regiões metropolitanas pesquisadas, percebe-se que, além da maior regularidade, a RMSP apresentou uma maior influência negativa do número de filhos menores sobre o engajamento das esposas na população economicamente ativa.

Tabela 1
REGIÃO METROLITANA DO RECIFE
VALORES ESTIMADOS E PROBABILIDADES DE SIGNIFICÂNCIA
DA HIPÓTESE DE QUE O PARÂMETRO É ZERO,
POR MODELO, SEGUNDO O PARÂMETRO ESTIMADO
1988

Parâmetro estimado	Modelo Linear de Probabilidade		Modelo Logístico	
	Valor estimado (1)	Probabilidade Sig. t-Stu	Valor estimado (1)	Probabilidade Sig. χ^2
α_1	0,0426	0,4289	0,2197	0,4118
α_2	-0,0057	0,8856	-0,0128	0,9487
α_3	0,0215	0,6302	0,0546	0,8086
α_4	-0,1308*	0,0028	-0,7623*	0,0030
α_5	-0,1303*	0,0072	-0,8211*	0,0041
β_1	0,1602*	0,0106	0,8111*	0,0189
β_2	0,1180*	0,0547	0,6434*	0,0562
β_3	0,2185*	0,0008	1,1657*	0,0010
β_4	0,2007*	0,0025	1,0071*	0,0057
μ_1	-0,0334	0,3069	-0,1493	0,3949
μ_2	0,1782*	0,0001	0,9173*	0,0001
μ_3	0,5629*	0,0001	2,7454*	0,0001
θ_1	-0,0002	0,9971	-0,0401	0,8752
θ_2	0,0966*	0,0454	0,5093*	0,0464
θ_3	0,0838*	0,1033	0,4655*	0,0877
θ_4	0,0614	0,2589	0,3455	0,2397
θ_5	0,0310	0,6026	0,1982	0,5500
θ_6	-0,0669	0,3062	-0,2949	0,4359
θ_7	-0,2350*	0,0004	-1,3217*	0,0197
λ_1	-0,1387*	0,0006	-0,7233*	0,0009
λ_2	-0,1505*	0,0011	-0,7334*	0,0022
λ_3	-0,2000*	0,0002	-0,9970*	0,0005

Fonte: Informações obtidas com a operacionalização do modelo linear de probabilidade e do modelo logístico, sobre os dados primários da PNAD-FIBGE.

Nota: Os valores de F e de $-2\ln L$ foram significantes, ao nível de 1%, respectivamente, para o modelo linear de probabilidade e para o modelo logístico.

(1) O asterisco ao lado de alguns valores estimados indica significância ao nível de 10% ou menos.

Tabela 2
REGIÃO METROPOLITANA DE SÃO PAULO
VALORES ESTIMADOS E PROBABILIDADES DE SIGNIFICÂNCIA
DA HIPÓTESE DE QUE O PARÂMETRO É ZERO, POR MODELO,
SEGUNDO O PARÂMETRO ESTIMADO
1988

Parâmetro estimado	Modelo Linear de Probabilidade		Modelo Logístico	
	Valor estimado (1)	Probabilidade Sig. t-Stu	Valor estimado (1)	Probabilidade Sig. χ^2
α_1	-0,0369	0,3161	-0,1571	0,3503
α_2	-0,0651*	0,0436	-0,3143*	0,0416
α_3	-0,0954*	0,0030	-0,4706*	0,0024
α_4	-0,1657*	0,0001	-0,8592*	0,0001
α_5	-0,1514*	0,0035	-0,9192*	0,0003
β_1	-0,0716*	0,0898	-0,3456*	0,0770
β_2	-0,1008*	0,0167	-0,4868*	0,0144
β_3	-0,0577	0,2016	-0,2194	0,3069
β_4	-0,0054	0,9137	-0,0260	0,9123
μ_1	0,0523*	0,0256	0,2918*	0,0131
μ_2	0,1711*	0,0001	0,8516*	0,0001
μ_3	0,3849*	0,0001	1,8354*	0,0001
θ_1	-0,0115	0,7516	-0,0390	0,8265
θ_2	0,0787*	0,0316	0,4117*	0,0194
θ_3	0,0265	0,4986	0,1722	0,3665
θ_4	0,0268	0,5360	0,1555	0,4572
θ_5	-0,0848*	0,0737	-0,4026*	0,0940
θ_6	-0,1102*	0,0435	-0,5425*	0,0477
θ_7	-0,2702*	0,0001	-1,4537*	0,0001
λ_1	-0,1113*	0,0005	-0,5243*	0,0006
λ_2	-0,1766*	0,0001	-0,8504*	0,0001
λ_3	-0,2777*	0,0001	-1,3669*	0,0001

Fonte: Informações obtidas com a operacionalização do modelo linear de probabilidade e do modelo logístico, sobre os dados primários da PNAD-FIBGE.

Nota: Os valores de F e de $-2\ln L$ foram significantes, ao nível de 1%, respectivamente, para o modelo linear de probabilidade e para o modelo logístico.

(1) O asterisco ao lado de alguns valores estimados indica significância ao nível de 10% ou menos.

12 BIBLIOGRAFIA

- AMEMIYA, T. Qualitative response models: a survey. *Journal of Economic Literature*, v. XIX, n. 4, p. 1483-1536, 1981.
- BERNDT, E. R. *The practice of econometrics: classic and contemporary*. Massachusetts : Addison-Wesley Publishing Company, 1991.
- BJORN, P. A., VUONG, Q. H. *Simultaneous equations models for dummy endogenous variables: a game theoretic formulation with an application to labor force participation*. Department of Economics, Pasadena, California : California Institute of Technology, 1984.
- , ----. *Econometric modelling of a stackelberg game with an application to labor force participation*. Department of Economics, Pasadena, California : California Institute of Technology, 1985.
- BRUSCHINI, C. *O trabalho da mulher no Brasil: tendências recentes*, 1993. mimeo
- CAMARANO, A. A. Migrações e estrutura produtiva: o caso das Regiões Metropolitanas Nordestinas. *Revista Brasileira de Estudos de População*, São Paulo, v. 3, n. 2, jul. 1988.
- CANO, W. Transformações da economia e repercussões no mercado de trabalho: roteiro para uma investigação histórica (1920-1986). In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 5, 1986, Águas de São Pedro. *Anais...* Águas de São Pedro, v. 2, 1986.
- CARDOSO, I. A. *Mulheres & trabalho*. Discriminação e barreiras no mercado de trabalho. São Paulo : Editora Cortez, 1980.
- CARMO, H. C. E. Inflação: tendência no semestre. *Informações FIEPE*, n. 98, São Paulo, jul. 1988.
- CHAHAD, J. P. Z. Oferta de trabalho e estrutura ocupacional. *Ensaios Econômicos*, São Paulo : IPE/FEA/USP, 1981.
- COSTA, L. B. Participação da mulher no mercado de trabalho. *Ensaios Econômicos*, São Paulo : IPE/FEA/USP, 1984.
- . Aumento da participação feminina: uma tentativa de explicação. In: ENCONTRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 7, 1990, Caxambu. *Anais...* Caxambu, v. 2, 1990.
- DEDECCA, C. S. Emprego e salários: uma análise a partir da pesquisa emprego e desemprego na grande São Paulo SEADE/DIEESE. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 5, 1986, Águas de São Pedro. *Anais...* Águas de São Pedro. v. 2, 1986.

- DRAPER, N. R., SMITH, H. *Applied regression analysis*. John Wiley and Sons. Inc., 1981.
- EHREMBERG, R. G., SMITH, R. S. *Modern labor economics: theory and public policy*. Illinois : Scott, Foresman and Company, 1982.
- FUNDAÇÃO JOAQUIM NABUCO. *Dinâmica demográfica e crescimento da força de trabalho no Brasil: 1980-2000*. Recife : Massangana, 1986.
- GOLDBERG, A. S. *Econometric theory*. John Wiley and Sons. Inc., 1964.
- GOMES, G. M., OSÓRIO, C., FERREIRA IRMÃO, J. Políticas recessivas, distribuição de renda e os mercados regionais de trabalho no Brasil: 1981-1984. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 5, 1986, Águas de São Pedro. *Anais...* Águas de São Pedro, v. 2, 1986.
- GRAYBILL, F. A. *Theory and application of the linear model*. Massachusetts : Duxbury Press., 1976.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. New York : MacMillan Publishing Company, 1993.
- GUJARATI, D. *Basic econometrics*. 3. ed. New York : McGraw-Hill. Inc., 1995.
- JATOBÁ, J. Desenvolvimento regional, crise e mercado de trabalho: o caso brasileiro com especial atenção para o Nordeste, 1981-1983. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 16, n. 4, out/dez 1985.
- A dimensão regional da pobreza urbana e os mercados de trabalho: o caso brasileiro, 1970/1983. In: SEDLACECK, G. L., BARROS, R. P. B. (Ed.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. Rio de Janeiro : IPEA, 1989. (Monografia).
- Ciclo econômico e força de trabalho no Brasil: 1979-1986. *Cadernos de Economia*, Brasília, n. 1, 1990.
- A família na força de trabalho: Brasil metropolitano 1978-1986. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 7, 1990, Caxambu. *Anais...* Caxambu, v. 2, 1990.
- KILLINGSWORTH, M. R., HECKMAN, J. J. Female labor supply: a survey. In: ASHENFELTER, O. C., LAYARD, R. (Ed.). *Handbook of labor economics*. Amsterdam, v. 1, p. 103-204, 1986.
- LANZANA, A. E. T. Mercado de trabalho: evolução do emprego. *Informações FIFE*, São Paulo, n. 98, Jul. 1988.

- LANZANA, A. E. T., CACCIAMALLI, M. C. Evolução da mão-de-obra na indústria (anos 80). *Informações FIFE*, São Paulo, n. 94, 1988.
- LUNDBERG, S. Labor supply of husbands and wives: a simultaneous equations approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. LXX, n. 2, p. 224-235, may. 1988.
- MADDALA, G. S. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press, 1987.
- *Introduction to econometrics*. New York : McMillan, 1988.
- MANSER, M., BROWN, M. Marriage and household decision-making: a bargaining analysis. *International Economic Review*, n. 21, p. 31-44, 1980.
- McELROY, M., HORNEY, M. Nash-bargained household decisions: toward a generalization of demand. *International Economic Review*, n. 22, p. 333-349, 1981.
- McGILLIVRAY, R. G. Estimating the linear probability function. *Econometica*, v. 38, n. 5, p. 775-776, 1970.
- MEDINA, R. D., ROSSI, M. La actividad femenina en el mercado laboral de montevideo. In: ENCUENTRO LATINOAMERICANO DE LA SOCIEDAD ECONOMÉTRICA, 10, 1991, Punta del Este. *Anais...* Punta del Este, 1991.
- MÔNACO, J. M. G. Mercado financeiro: liquidez excessiva. *Informações FIFE*, São Paulo, n. 98, jul. 1988.
- MONTALI, L. Família e trabalho na Grande São Paulo: notas sobre os arranjos familiares na crise do início dos anos 80. In: ENCONTRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 7, 1990, Caxambu. *Anais...* Caxambu, 1990.
- , PATARRA, N. L. Emprego e condições de vida. *Série São Paulo 80*, São Paulo : SEADE, v. 2, 1986.
- NETER, J., WASSERMAN, W., KUTNER, M. H. *Applied linear regression models*. Irwin, 1983.
- OFICINA INTERNACIONAL DEL TRABAJO. *Desigualdades entre hombres y mujeres en los mercados de trabajo urbano del tercer mundo*. Publicado bajo la dirección de Richard Anker y Catherine Hein. Ginebra, 1987.
- OLIVEIRA, A. M. M., SANTOS, E. C. A participação das mulheres no mercado de trabalho: uma análise das taxas de atividade femininas - Brasil: 1984-1987. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 7, 1990, Caxambu. *Anais...* Caxambu, v. 2, 1990.

- RAMOS, C. A. *O desempenho do mercado de trabalho em 1987*. Brasília, 1989. (Trabalho realizado para a Secretaria de Emprego e Salários do Ministério do Trabalho). mimeo.
- RIZZIERI, J. A. B. Como ficou a inflação em 1987. *Informações FIPE*, São Paulo, n. 93, jan 1988.
- Crise econômica: pressão inflacionária. *Informações FIPE*, São Paulo, n. 99, ago 1988.
- SABÓIA, J. L. M. *Considerações sobre as transformações no mercado de trabalho no Brasil durante a recessão 1980-1983*. Rio de Janeiro : UFRJ, 1985.
- ZINI JR, A. A. Balança comercial: saldo de US\$17 bi? *Informações FIPE*, São Paulo, n. 98, jul. 1988.
- ZOCKUN, M. H. G. P. Indústria: equilíbrio delicado. *Informações FIPE*, São Paulo, n. 98, jul 1988.
- Nível de atividade: impacto setorial das exportações. *Informações FIPE*, São Paulo, n. 101, out 1988.
- ZYLBERSTAJN, H., PAGOTTO, C. S., PASTORE, J. *A mulher e o menor na força de trabalho*. Brasília, 1985.