

## Casamento por Interesse? Evolução da Desigualdade entre as Mulheres Casadas de acordo com a Renda dos seus Maridos

### 1 - INTRODUÇÃO

Na segunda metade do século XX, diversos países experimentaram um significativo crescimento da participação feminina no mercado de trabalho. Killingsworth e Heckman (1986) apontam que a taxa de participação feminina na força de trabalho (TPFT) nos Estados Unidos passou de 60% para 71% entre 1980 e 1995. No Canadá, entre 1970 e 1980, a TPFT passou de 40% para 52%. Este processo também vêm ocorrendo no Brasil. Scorzafave e Menezes-Filho (2001) mostraram que a TPFT feminina passou de 41% para 54%, entre 1982 e 1997, ou seja, um crescimento de cerca de 13 pontos percentuais. Os mesmos autores demonstraram a evolução da taxa de participação desagregada por diversos indicadores como região de residência, escolaridade, idade, posição na família, entre outros.

A desagregação das mulheres por posição na família revelou que a proporção de mulheres cônjuges caiu de 73% para 67% do total das mulheres. Entretanto, este foi o grupo que experimentou a maior elevação na TPFT no período, passando de 33% para 49%. Assim, o fato de ainda constituir um grupo representativo entre as mulheres e de ter ingressado fortemente no mercado de trabalho, justifica um olhar mais detalhado sobre este grupo.

Na literatura, há estudos que buscam relacionar a inserção da mulher cônjuge no mercado de trabalho em resposta a diferentes situações passadas dentro do domicílio. Por exemplo, Fernandes e Felício (2002) encontram relação entre a entrada das cônjuges no mercado de trabalho e o desemprego do marido no Brasil. Este efeito é maior ainda no caso de maridos que foram demitidos. Por outro lado, Spletzer (1997) ressalta que a maioria dos estudos não encontra este efeito para os Estados Unidos.

Nosso intuito não é, entretanto, verificar a existência deste efeito especificamente, nem construir um modelo tentando explicar a decisão de participação da mulher. Nosso primeiro objetivo é relacionar a participação, o salário, as horas trabalhadas e o desemprego das mulheres casadas com o salário de seus maridos. Com isso, queremos obter um retrato das diferenças entre as mulheres de acordo com seu *background* familiar (medido, aqui, em termos do salário do marido). Além disso, avaliaremos a robustez destas diferenças através da utilização de variáveis de controle, permitindo, desta forma, o cálculo do “efeito casamento”. Por exemplo, investigaremos qual seria o efeito sobre as horas trabalhadas da mulher, caso ela deixasse de ser casada com um marido pobre trocando-o por um mais rico, *ceteris paribus*.

Em seguida, investigamos o efeito das horas trabalhadas e do salário horário na evolução da desigualdade de renda entre as mulheres casadas, agrupadas de acordo com os decis da distribuição salarial dos maridos. Com isso, queremos saber se ambas variáveis contribuíram positivamente para a redução da desigualdade de renda verificada entre mulheres dos diferentes decis ou se uma delas exerceu um efeito positivo compensando a influência negativa da outra.

Por fim, analisamos o efeito da evolução da TPFT, da taxa de desemprego e da renda mensal na renda esperada pela mulher no mercado de trabalho. Assim, quanto maiores a TPFT e a renda e menor a taxa de desemprego de um grupo particular de mulheres casadas, maior seria a renda esperada deste grupo. Analisamos a contribuição das três variáveis acima na evolução desta medida e os resultados apontaram que a evolução da TPFT teve papel preponderante na neste processo.

O artigo está dividido em 4 seções. A primeira introduz o tema a ser abordado. Na seção seguinte, procuraremos entender o comportamento de indicadores como a TPFT, taxa de desemprego, horas trabalhadas e renda mensal de acordo com atributos observáveis do marido (decis da distribuição salarial masculina). A terceira seção trata do salário esperado das mulheres casadas. A seção final sumariza os resultados e conclui o artigo.

## 2 – MULHERES CASADAS E PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

Um dos resultados mais impressionantes no tocante à relação da mulher com o mercado de trabalho foi o forte crescimento da TPFT entre as cônjuges nos últimos anos no Brasil. Este fato justifica nosso interesse de olhar mais detalhadamente para outras características das mulheres casadas<sup>1</sup> além da TPFT, buscando entender o comportamento das mesmas, desagregando-as de acordo com características observáveis dos companheiros. Mais especificamente, iremos estudar o comportamento de diversas variáveis para as mulheres casadas (salário horário, número de horas trabalhadas por semana, TPFT, taxa de desemprego) de acordo com a posição dos respectivos maridos na distribuição salarial masculina (decis). Além disso, iremos verificar se as diferenças entre mulheres de maridos “pobres” e “ricos” se mantêm, mesmo após a imposição de variáveis de controle.

Nossa base de dados é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) referente aos anos de 1982 e 1997. A amostra é constituída por mulheres casadas entre 25 e 64 anos.<sup>2</sup> A metodologia empregada, desenvolvida pioneiramente por Juhn e Murphy (1997), calcula os decis da distribuição salarial quando consideramos *todos* os homens, casados ou não. Feito isso, atribuiríamos a cada mulher casada o decil referente a seu cônjuge. Entretanto, existe um problema na implementação deste método: nem todos os homens trabalham e, desta forma, nem todos auferem renda do trabalho. Assim, a questão que se coloca é como atribuir um salário a estes indivíduos que não trabalham, para que possamos recuperar a distribuição salarial masculina inteira. Juhn e Murphy (1997) resolvem este problema atribuindo aos que nada trabalham, o salário dos homens que trabalharam de 1 a 13 semanas ao longo do ano, controlando por escolaridade, estado conjugal e experiência no mercado de trabalho. Desta forma, imputando um salário a estes indivíduos, calculam os decis da distribuição salarial.

No nosso caso, não temos informação a respeito de semanas trabalhadas ao longo do ano. Assim, esta estratégia fica inviabilizada. A alternativa seria estimar uma equação de salários para os que possuem renda e imputar um salário estimado aos que nada trabalham de acordo com suas características observáveis. Uma limitação deste procedimento é que ele pode estar contaminado por viés de seleção amostral, já que a amostra deixa de ser aleatória. Se ignorarmos este problema e estimarmos esta regressão por Mínimos Quadrados Ordinários, as estimativas dos coeficientes serão inconsistentes. Portanto, não devemos ignorar os indivíduos que não trabalham e nem atribuir salário igual a zero aos mesmos. Desta forma, optamos por estimar um modelo Tobit em que levamos em consideração este fato<sup>3</sup> e, com os coeficientes estimados, calculamos um salário horário estimado para os indivíduos cujo salário horário observado era zero. Em seguida, dividimos os homens em 4 grupos etários (25-34, 35-44, 45-54 e 55-64 anos) e calculamos os decis da distribuição salarial em cada um destes grupos separadamente<sup>4</sup>. Isto nos permitiu atribuir um decil para cada um dos homens da nossa amostra. Conseqüentemente, conseguimos atribuir um decil para cada mulher casada. Destacamos, ainda, que a proporção de homens que tiveram salário imputado foi de cerca de 11% do total de homens entre 25 e 64 anos em 1982 e de 16% em 1997, contabilizando tanto homens fora da PEA quanto desempregados.

---

<sup>1</sup> Consideramos como “casadas”: a) as mulheres cônjuges; b) as chefes de família com cônjuge. Na realidade, 98,4 % das mulheres casadas da nossa amostra são cônjuges.

<sup>2</sup> Devido à mudança metodológica da PNAD a partir de 1992, os conceitos de atividade e ocupação aqui utilizados foram compatibilizados com os dos anos 80, a fim de permitir comparações ao longo do tempo. Para maiores detalhes, ver Guerra (1997).

<sup>3</sup> As variáveis de controle foram: anos de estudo idade, idade<sup>2</sup>, *dummy* de cor branca, *dummies* regionais e duas *dummies*, cada uma indicando se o homem era chefe ou cônjuge na família. Os resultados podem ser obtidos por solicitação aos autores.

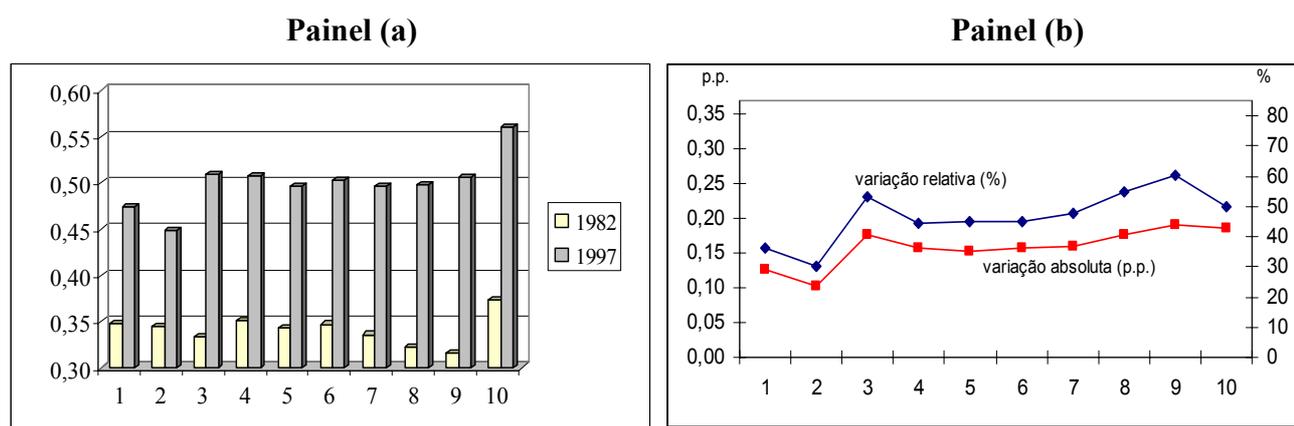
<sup>4</sup> O objetivo desta separação é permitir a comparação do salário de homens com idades semelhantes (*proxy* de experiência no mercado de trabalho). Por exemplo, a atribuição do decil da distribuição a um homem de 27 anos é independente do salário dos indivíduos com mais de 35 anos.

## 2.1 – Taxa de Participação na Força de Trabalho (TPFT)

A partir de agora, analisaremos o comportamento de variáveis ligadas ao mercado de trabalho, como TPFT, horas trabalhadas na semana, salário horário, taxa de desemprego e renda mensal. Além da descrição das mesmas para mulheres de diferentes decis, queremos aferir a robustez dos resultados descritivos obtidos. Iremos iniciar com a análise da TPFT. Primeiramente, ressaltamos que a TPFT das mulheres casadas aumentou de 34% para 50% no período, um expressivo aumento de 16 pontos percentuais.

No Painel (a) do Gráfico 1, reportamos a TPFT ao separarmos as mulheres de acordo com o decil do salário do marido em 1982 e 1997<sup>5</sup>. Note que não há uma relação bem comportada entre o indicador de participação e a posição da mulher na distribuição salarial do marido em 1982. Vale dizer que até o decil 6, a TPFT é praticamente constante, em torno de 0,34 e, a partir daí, há uma contínua queda até o nono decil. Ou seja, as mulheres cujos maridos estão bem posicionados na distribuição salarial participam menos do que as mulheres de maridos mais “pobres”. A exceção fica por conta das mulheres de maridos melhor colocados, pois eram as que mais participavam. Em 1997, entretanto, há uma mudança neste padrão. A TPFT é praticamente a mesma entre as mulheres dos grupos 3 a 9, significativamente maior para as mulheres do último decil e mais baixa entre as mulheres dos dois primeiros decis.

**Gráfico 1 – TPFT das mulheres casadas por decil do salário do marido**



O painel (b) do Gráfico 1 permite visualizarmos mais claramente a evolução da TPFT entre 1982 e 1997 para os diferentes decis. Destacamos o aumento 19 pontos percentuais na TPFT das mulheres do nono decil, bem como o menor crescimento (10 a 12 pontos percentuais) da TPFT nos decis mais baixos. Em termos relativos, o grupo que mais avançou foi o das mulheres no nono decil (60%) e o que menos avançou foi o das pertencentes ao segundo decil (30%). Note que a variação relativa da TPFT possui padrão semelhante ao da absoluta.<sup>6</sup>

Esta análise mostrou que existe correlação entre o decil em que a mulher se encontra e a TPFT. Mas será que esta relação permanece mesmo após controlarmos por um conjunto de variáveis observadas das mulheres? Ou será que ela reflete a relação de outras variáveis com os decis? Para responder a estas questões, estimamos modelos Probit em separado para os anos de 1982 e 1997, empregando TPFT como variável dependente. Em cada uma das estimações, utilizamos como variáveis de controle: anos de estudo, idade, idade<sup>2</sup>, número de filhos e *dummies* regionais<sup>7</sup>. No Gráfico 2, ilustramos os efeitos

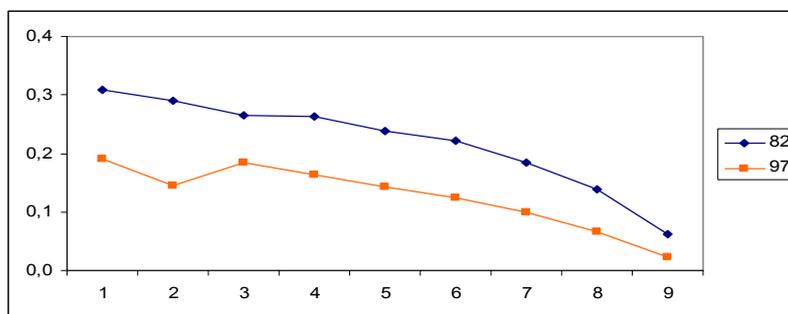
<sup>5</sup> Os valores relativos ao Gráfico 1, bem como aos dos Gráficos 3, 5, 7 e 10 estão nas Tabelas A1 a A5 do Apêndice.

<sup>6</sup> Como TPFT é uma variável limitada ao intervalo [0,1], não sabemos *a priori* qual informação é mais importante, se a da variação absoluta ou a da variação relativa. Dada a semelhança entre os dois gráficos, tal diferença não se mostrou relevante para os nossos resultados.

<sup>7</sup> O resultado completo das regressões se encontra na Tabela A6 do Apêndice.

marginais estimados dos decis nas equações de participação. O decil omitido da regressão foi o mais elevado. Assim, o efeito marginal associado ao decil k se refere a qual seria o efeito (em termos de probabilidade de participação no mercado de trabalho) se o indivíduo passasse do decil mais elevado para o decil k.

**Gráfico 2– Coeficientes estimados das *dummies* de Decil - TPFT – 1982-1997**



Os resultados das regressões contrastam com os obtidos no Painel (a) do Gráfico 1. Naquele gráfico, as mulheres do décimo decil participavam mais que as demais. Havia uma menor participação nos primeiros decis e uma participação muito semelhante nos decis intermediários em 1982. Já em 1997, ocorria até uma ligeira queda de TPFT entre o quarto e o nono decil. Por outro lado, o Gráfico 2 apresenta um padrão mais definido para os efeitos marginais relacionados aos decis, pois há um aumento cada vez maior na probabilidade de participação se a mulher passar do decil mais elevado para decis mais baixos.

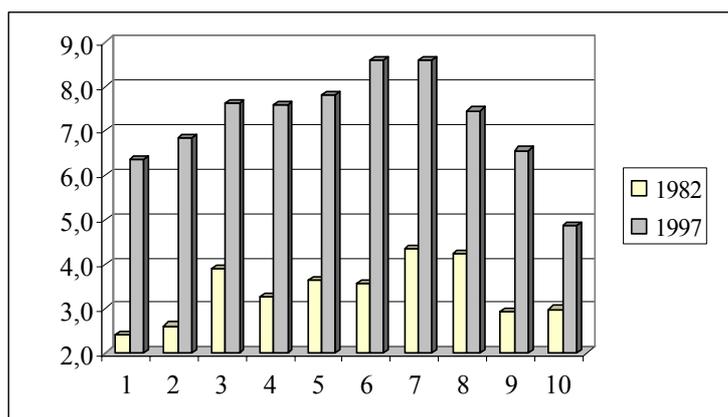
Chamamos esta relação de “efeito casamento”. Podemos pensar que as mulheres dos decis mais elevados teriam menor incentivo a entrar no mercado de trabalho devido ao companheiro já ter uma renda elevada. Assim, se deslocássemos uma mulher de um marido “rico” para um marido “pobre”, ela aumentaria sua probabilidade de entrar no mercado de trabalho. Por exemplo, a probabilidade de participação aumentaria 20% se deslocássemos uma mulher do decil 10 para o decil 1 em 1997. Assim que separamos exclusivamente o “efeito casamento” do efeito das demais variáveis na determinação da TPFT, obtivemos os efeitos marginais mostrados acima e uma relação inversa entre a probabilidade de participação e os decis. Outro fato interessante é que houve redução da magnitude do efeito casamento entre 1982 e 1997. Por exemplo, se uma mulher do décimo decil mudasse para o decil 1, a probabilidade dela participar do mercado de trabalho aumentaria cerca de 31% em 1982, mas somente 19% em 1997. Desta forma, podemos dizer que a posição do marido na distribuição salarial passou a ter uma importância menor na determinação da probabilidade de participação das esposas em 1997.

## 2.2 – Taxa de Desemprego

A próxima variável analisada foi a taxa de desemprego e os resultados estão reportados no Gráfico 3.<sup>8</sup> Percebemos padrões distintos nos dois períodos. Em 1982, os decis 7 e 8 apresentavam as maiores taxas, enquanto que o primeiro decil, a menor. Já em 1997, o fato mais interessante é que até o sétimo decil, há um crescimento contínuo da taxa de desemprego e, a partir daí, uma queda brusca, de modo que as mulheres no nono decil possuíam taxa de desemprego menor que as do primeiro decil. O gráfico indica crescimento do desemprego em todos os decis e também que as mulheres do sétimo decil apresentavam, em ambos os anos, as maiores taxas. Em termos absolutos, o grupo mais prejudicado pelo aumento do desemprego foi o das mulheres do sexto decil (crescimento de 5 pontos percentuais) e em termos relativos, as do primeiro (aumento de 163%). Vale dizer que, para o conjunto das mulheres casadas, a taxa de desemprego aumentou de 3,4% para 7,2%.

<sup>8</sup> Medimos a taxa de desemprego como a parcela da população desocupada entre a população economicamente ativa na semana de referência.

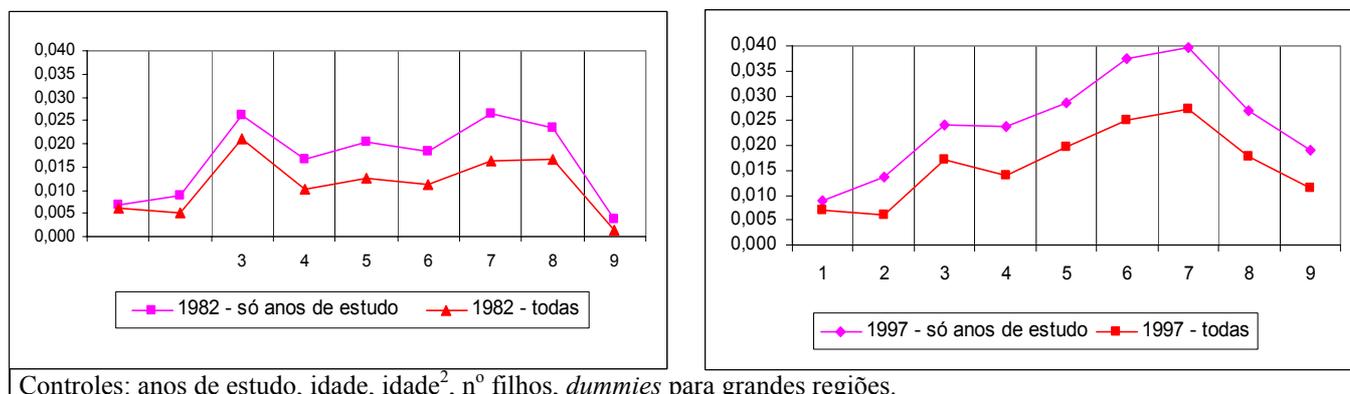
**Gráfico 3 – Taxa de desemprego das mulheres casadas por decil do salário do marido**



Da mesma forma que fizemos para a TPFT, vamos tentar isolar o “efeito casamento” associado à taxa de desemprego. A diferença é que utilizamos duas especificações para cada ano: uma utilizando apenas anos de estudo como variável de controle e outra utilizando adicionalmente *dummies regionais*, idade e número de filhos. O resultado completo das regressões está na Tabela A6 do Apêndice. O Gráfico 4 mostra os efeitos marginais dos decis (isto é, se a mulher sair do decil mais elevado e for para o decil k, qual a mudança na probabilidade dela ficar desempregada).

Para 1982, percebemos que o perfil dos efeitos marginais e da média da taxa de desemprego (veja Gráfico 3) entre os decis é semelhante, com picos nos decis 3, 7 e 8. Vale notar que, pelo fato da taxa de desemprego no décimo decil ser maior que a dos decis 1 e 2, poderíamos esperar um coeficiente negativo para estes decis nas estimativas. Entretanto, obtivemos efeito marginal positivo. Portanto, a diferença observada de taxa de desemprego entre mulheres dos decis extremos é explicada, em parte, pelas diferenças educacionais. Quando estas são levadas em consideração, as mulheres dos decis mais baixos possuem maior chance de estarem desempregadas. A incorporação de outras variáveis de controle, além de educação, contribui para reduzir o efeito marginal em todos os decis. Para 1997, de forma geral, valem os mesmos resultados obtidos para 1982. Ou seja, o padrão da TPFT observado é semelhante ao dos efeitos marginais dos decis. Assim, a educação não afeta a relação entre taxa de desemprego e os decis em 1997.

**Gráfico 4 – Coeficientes estimados das *dummies* de Decil e Taxa de Desemprego 1982-1997**



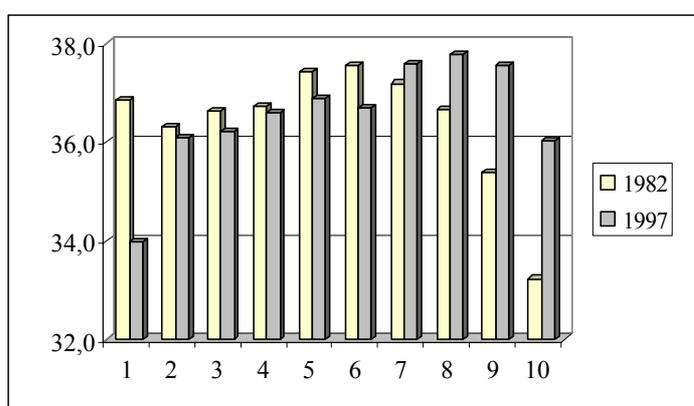
Portanto, mesmo com a redução nos efeitos marginais verificada com o uso dos controles, permanece uma relação clara entre o decil e a probabilidade da mulher estar desempregada, tanto em 1982 quanto em 1997. Se compararmos as estimativas de 1982 e 1997, veremos que em todos os decis, exceto no terceiro, houve pequeno aumento do “efeito casamento” para as mulheres casadas. Por

exemplo, enquanto que em 1982 se uma mulher fosse deslocada do decil 10 para o decil 5 sua probabilidade de ficar desempregada aumentaria 1,3%, o valor correspondente em 1997 seria 2,0%<sup>9</sup>.

### 2.3 – Horas Trabalhadas por Semana

O Gráfico 5 apresenta a média de horas trabalhadas por semana das mulheres em 1982 e 1997. Primeiramente, notamos diferenças marcantes no comportamento de cada decil ao longo do tempo. De modo geral, as mulheres até o sexto decil trabalhavam, em média, menos horas em 1997 do que em 1982, sendo que a queda mais contundente se verifica para as mulheres do primeiro decil. Por outro lado, as mulheres do sétimo decil em diante experimentaram crescimento no número médio de horas trabalhadas, sendo o grupo do último decil o mais afetado neste sentido (crescimento de 8,4%). Vale dizer que, na média, o número de horas trabalhadas para o conjunto das mulheres casadas aumentou, entre 1982 e 1997, de 36,4 para 36,7 horas.

**Gráfico 5 – Horas Trabalhadas pelas mulheres casadas por decil do salário do marido**



Repetimos o exercício já realizado anteriormente para controlarmos pelo “efeito casamento” nas horas trabalhadas. Neste caso, as regressões foram realizadas com quatro especificações diferentes. Em cada uma delas, combinamos a utilização das seguintes variáveis: salário horário, *dummies* de posição na ocupação, *dummy* de informalidade e *dummies* de grupos de ocupação. O resultado completo das regressões está na Tabela A7 do Apêndice. No Gráfico 6, ilustramos os coeficientes estimados dos decis nas regressões de horas. O decil omitido da regressão foi o mais elevado. Assim, o coeficiente associado ao decil k se refere a qual seria o efeito (em termos de horas trabalhadas) se o indivíduo passasse do decil mais elevado para o decil k.

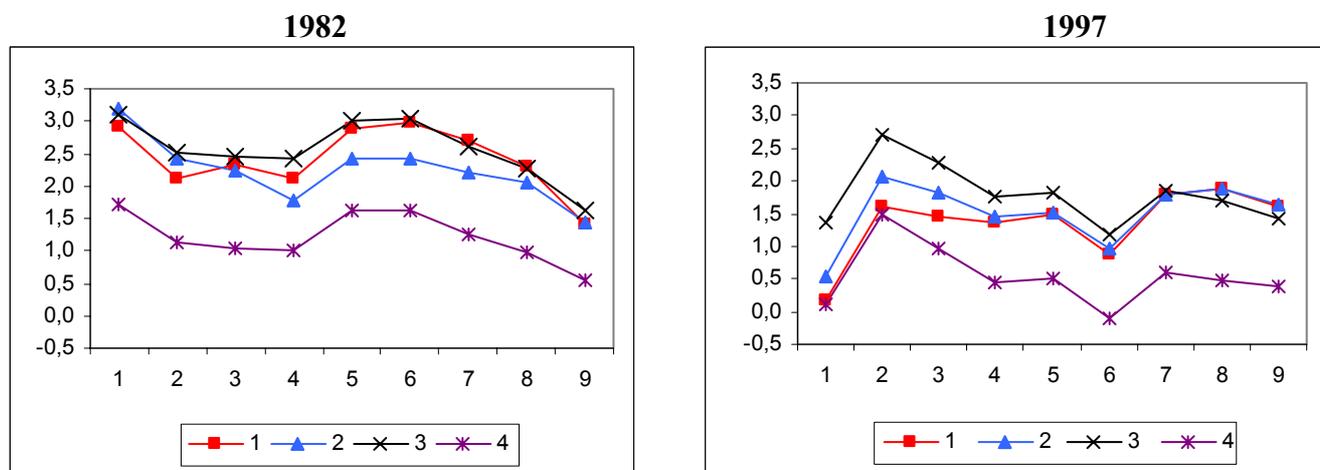
Em todas as especificações da regressão referentes a 1982, os coeficientes estimados dos decis seguem padrão distinto da média de horas trabalhadas sem imposição de nenhum controle (Gráfico 5). Além disso, os maiores efeitos marginais estão associados ao decil 1 e há uma queda brusca no quarto decil. Note que o fato dos efeitos marginais serem positivos está de acordo com o Gráfico 5, o qual mostra que as mulheres do décimo decil trabalhavam, em média, menos horas que as demais.

Mas o que provoca a diferença nos efeitos marginais entre as diversas especificações? Em 1982, comparando as especificações (1) e (2), percebemos que o efeito marginal é maior nos decis 1 e 2 ao controlarmos pelas *dummies* de empregado e de carteira. Entretanto, tal resultado se inverte a partir do terceiro decil. Assim, para estas mulheres, quando controlamos por tais variáveis, há uma redução do efeito casamento nas horas trabalhadas. Tal redução é maior (cerca de 0,5 hora) para as mulheres do sexto decil. Quando incorporamos as *dummies* de grupos de ocupação, há um aumento no efeito marginal em todos os decis, exceto no primeiro. Por fim, quando incorporamos o salário horário, há uma forte queda

<sup>9</sup> Considerando a especificação com todas as variáveis de controle.

do efeito marginal em todos os decis (de cerca de 1,4 horas), mas as diferenças entre os decis permanece se compararmos as especificações 1982-3 e 1982-4.

**Gráfico 6 – Coeficientes estimados das *dummies* de Decil - Horas Trabalhadas 1982/97**



- (1) = anos de estudo, idade, idade<sup>2</sup>, n<sup>o</sup> de filhos, *dummies* para grandes regiões;  
 (2) = (1) + *dummy* para empregados e *dummy* para carteira assinada;  
 (3) = (2) + *dummies* de grupos ocupacionais;  
 (4) = (3) + salário horário;

Para 1997, a discrepância entre os coeficientes estimados e a correlação ocorria nos decis 2, 3 e 4. Por exemplo, apesar do decil 2 apresentar o maior efeito marginal sobre horas trabalhadas, as mulheres desta categoria não eram as que mais trabalhavam, e sim as do oitavo decil. Novamente, o sinal dos efeitos marginais está de acordo com o resultado do Gráfico 5, pois nele, as mulheres do primeiro decil trabalhavam menos horas que as do décimo e as dos demais decis trabalhavam mais que as do décimo. Assim, exceto para o sexto decil (que em uma especificação apresentou coeficiente negativo) e para as mulheres do primeiro decil (que tiveram coeficiente positivo em todas as especificações) o sinal do efeito marginal reflete o encontrado no Gráfico 5.

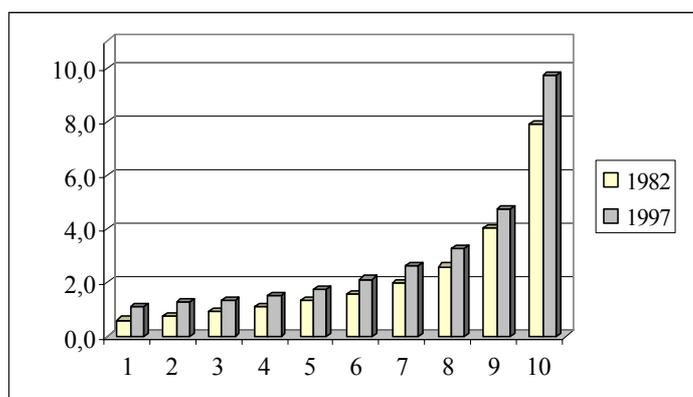
Comparando as especificações (1) e (2) de 1997, há um aumento do efeito marginal para as mulheres até o quarto decil quando controlamos pelas *dummies* de empregado e carteira. Este efeito é reforçado ao introduzirmos os controles para os grupos de ocupação. Neste caso, as exceções são as mulheres do oitavo e nono decis (que apresentavam ligeira queda de efeito marginal em comparação à situação sem o controle por grupos de ocupação). Novamente, ao controlarmos por salário, há uma queda drástica dos efeitos marginais em todos os decis. Portanto, mesmo após controlarmos por diversas características observáveis das mulheres, continuamos obtendo diferenças nas horas trabalhadas, simplesmente pelo fato da mulher estar casada com um homem de maior ou menor renda. Entretanto, o padrão do “efeito casamento” é bem diferente do analisado no Gráfico 5.

Se compararmos os resultado de 1982 e 1997, veremos que em todas as especificações houve redução dos coeficientes associados aos decis. Por exemplo, se as mulheres do decil 10 fossem alocadas a qualquer outro decil, o número médio de horas trabalhadas aumentaria mais em 1982 do que em 1997. As exceções são as mulheres do decil 9 nas especificações (1) e (2) e as do decil 2 nas especificações (3) e (4). Desta forma, o “efeito casamento” se reduziu no período, em alguns casos fortemente, no tocante a horas trabalhadas.

## 2.4 – Salário Real Horário

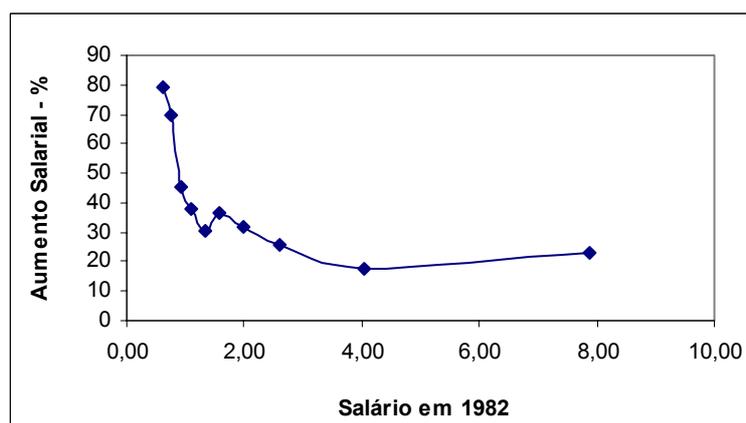
Outra variável de grande importância a ser analisada é o salário horário. Neste caso, iremos comparar os salários deflacionados, o que possibilitará comparar a evolução relativa de cada grupo ao longo do tempo<sup>10</sup>.

**Gráfico 7 – Salário Real Horário das mulheres casadas por decil do salário do marido**



A análise do Gráfico 7 mostra a enorme desigualdade salarial entre as mulheres, de acordo com a posição do marido na distribuição salarial. Em 1982, as mulheres do último decil ganhavam, em média, 13 vezes mais que as do primeiro e 9 vezes mais em 1997. Outro fato interessante é que, em 1982, no quinto decil, o salário horário era aproximadamente o dobro do relativo ao primeiro decil. Em 1997, porém, é o salário das mulheres do sexto decil que correspondia a duas vezes o salário das mulheres do primeiro decil. Podemos afirmar que são as mulheres do sétimo decil em diante as responsáveis por esta discrepância de renda entre decis. Em todos os decis, as mulheres obtiveram ganhos salariais reais no período, mas os maiores ganhos se concentraram nos decis mais baixos (que possuíam menor salário horário), como mostra o Gráfico 8.

**Gráfico 8 - Salário real horário em 1982 e aumento percentual 82-97**

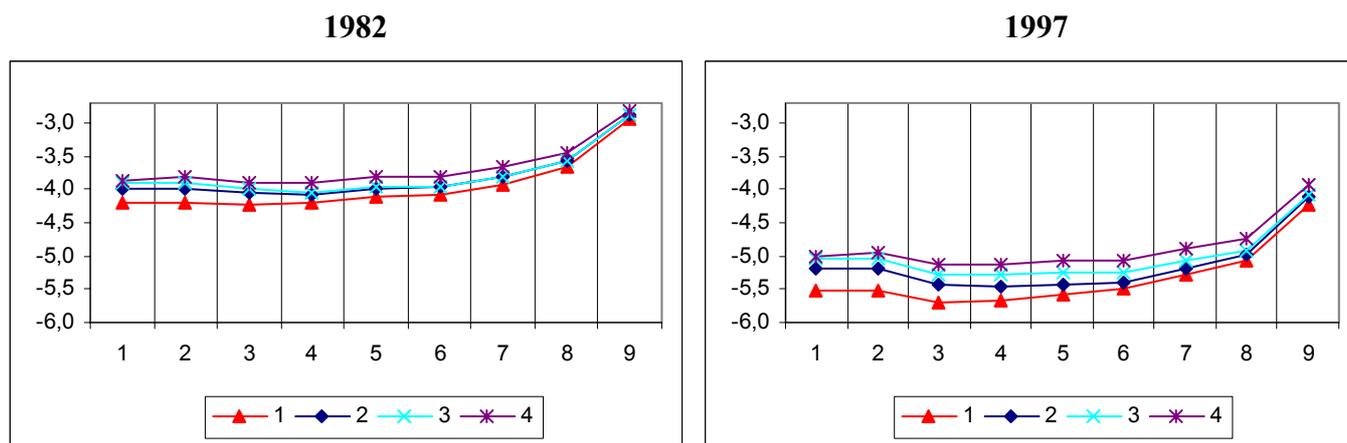


Tentando isolar o “efeito casamento” referente ao salário horário, o Gráfico 9 mostra os coeficientes estimados em quatro diferentes especificações. Novamente, o resultado completo das regressões está no Apêndice (Tabela A8).<sup>11</sup>

<sup>10</sup> Os salários foram deflacionados pelo IPCA/IBGE e estão expressos em Reais de 1996.

<sup>11</sup> Tanto no caso de horas trabalhadas quanto no caso de salário real horário, as regressões foram realizadas excluindo-se as mulheres com horas e salário iguais a zero.

**Gráfico 9– Coeficientes estimados das *dummies* de Decil - Salário Horário – 1982-97**



- (1) = anos de estudo;  
 (2) = (1) + idade, idade<sup>2</sup>, n° de filhos, *dummies* para grandes regiões;  
 (3) = (2) + *dummy* para empregados e *dummy* para carteira assinada;  
 (4) = (3) + *dummies* de grupos ocupacionais;

Neste caso, tanto para 1982 quanto para 1997, o sinal negativo dos coeficientes está de acordo com o observado anteriormente no Gráfico 7. Assim, esperamos que uma mulher de qualquer decil ganhe, em média, menos do que as mulheres do décimo decil, mesmo controlando por suas características observáveis. A única ressalva é que os coeficientes dos dois primeiros decis são maiores do que o dos decis imediatamente posteriores. Ou seja, haveria uma perda *menor* de salário se as mulheres que saíssem do décimo decil passassem para os decis 1 e 2 do que para os decis 3 ou 4. Ou seja, deve haver alguma característica particular das famílias nos dois primeiros decis que geram este resultado. Analisando as diferenças entre as especificações a cada ano, percebemos que à medida que são incorporadas mais variáveis de controle, o efeito marginal associado a cada decil se reduz. Este processo é mais forte nos decis mais baixos. Entretanto, a diferença dos efeitos marginais entre os decis se mantém, mesmo após a utilização dos diferentes controles. Comparando a magnitude do “efeito casamento”, percebemos que em todas as especificações, houve aumento (em módulo) no período. Ou seja, o simples fato de alocar uma mulher do decil 10 para qualquer decil provocaria uma queda salarial maior em 1997 do que em 1982.

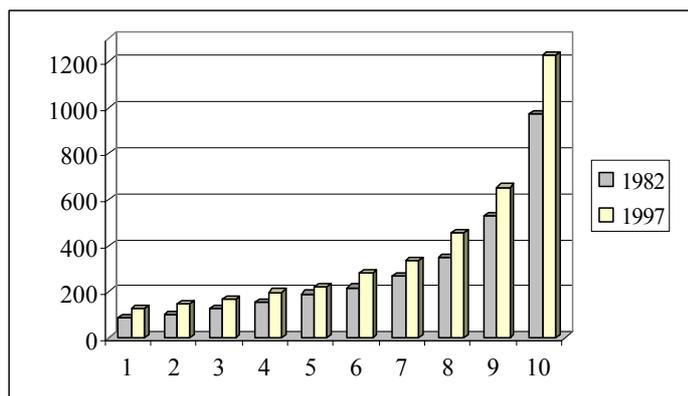
## 2.5 – Renda Mensal

A partir de agora, analisaremos o comportamento nos dois períodos de tempo da variável renda mensal, definida como:

$$\text{Renda Mensal} = 4 \times \text{Salário Horário} \times \text{Horas Trabalhadas por Semana}$$

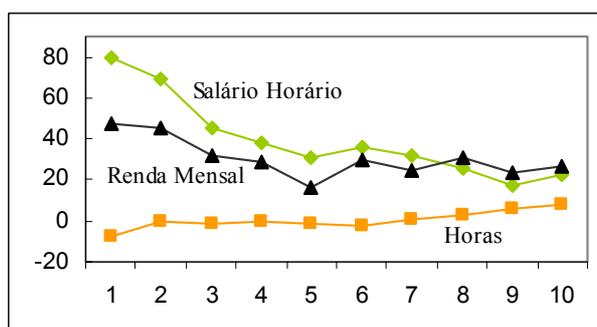
A primeira informação relevante é que houve aumento de cerca de 35% na renda mensal das mulheres casadas no período, passando de R\$ 323,80 para R\$ 436,43. O Gráfico 10, entretanto, mostra que esta evolução não foi uniforme entre os decis. As mulheres dos dois decis inferiores experimentaram os maiores aumentos percentuais de renda (48% e 45%), respectivamente. Já as demais categorias apresentam crescimento de renda entre 23% e 32%, portanto abaixo da média. A exceção é o quinto decil, cuja renda aumentou, em média, apenas 16%.

**Gráfico 10 – Renda Mensal das mulheres casadas por decil do salário do marido**



Podemos aproveitar a discussão a respeito do comportamento da renda mensal para inferir o que teria ocorrido com a desigualdade de renda entre as mulheres dos diferentes decis entre 1982 e 1997. Adicionalmente, podemos decompor a variação da renda mensal em cada decil na parcela referente a variação nas horas trabalhadas e na parcela devida a alteração no salário horário.

**Gráfico 11 - Variação da Renda Mensal, horas trabalhadas e salário horário de acordo com o decil do salário do marido entre 1982 e 1997 – em %**



É interessante notar a forte relação negativa entre crescimento do salário horário e decil, até o quinto decil e, novamente, do sexto em diante. Desta forma, o salário horário nos mostraria uma tendência a *redução* na desigualdade de renda entre decis. Por outro lado, o fato das mulheres dos decis mais baixos terem experimentado redução de horas trabalhadas nos levaria a concluir que a contribuição desta variável seria no sentido de *elevação* da desigualdade. Já ao acompanharmos a variável renda mensal, percebemos queda contínua da taxa de crescimento até o quinto decil. Daí em diante, entretanto, o efeito de um menor crescimento do salário horário é compensado pelo efeito do aumento das horas trabalhadas, fazendo com que a variação da renda mensal oscile sem nenhuma tendência definida de acordo com os decis. Portanto, o maior crescimento da renda mensal das mulheres dos decis mais baixos (até o decil 3, pelo menos), alavancado pelo forte crescimento do salário horário, contribuiu para redução da desigualdade de renda das mulheres casadas *interdecis*.

### 3 – RENDA ESPERADA DAS MULHERES CASADAS

Na seção anterior, desagregamos as mulheres casadas em 10 grupos e calculamos o valor médio de diversas variáveis em cada um destes grupos. Além disso, estimamos o “efeito casamento”, procurando estabelecer uma relação controlada entre as diversas variáveis e os decis. Por fim, discutimos o que teria acontecido com a desigualdade de renda *interdecis* no período 1982-1997. Vimos que as

mulheres dos decis mais baixos experimentaram os maiores aumentos, tanto do salário horário quanto da renda mensal, compensando o efeito negativo da redução no número de horas trabalhadas. Entretanto, a análise da renda mensal, do salário horário e da TPFT levou em consideração apenas mulheres ocupadas que auferiam renda. Assim, analisar apenas o efeito da renda mensal na distribuição de renda ignora como a evolução de variáveis como a TPFT e a taxa de desemprego poderiam ter alterado este resultado, já que estas afetam diretamente a quantidade de mulheres com renda positiva.

Desta forma, adotamos uma estratégia diferente e passamos a trabalhar com a renda esperada das mulheres casadas, que considera não somente a renda média do decil, mas também o número de mulheres responsáveis pela geração daquela renda. Para isso, também precisamos levar em consideração a TPFT e a Taxa de Desemprego. Por exemplo, imagine uma situação em que houvesse 4 mulheres em cada decil e três situações diferentes:

**Tabela 1 – Situações hipotéticas a respeito de participação, renda e desemprego**

	Caso 1			Caso 2			Caso 3		
	Partic	Desemp	Renda	Partic	Desemp	Renda	Partic	Desemp	Renda
1	Sim	Não	\$1000	Sim	Não	\$1000	Sim	Não	\$1000
2	Não	-----	-----	Sim	Sim		Sim	Não	\$1000
3	Não	-----	-----	Sim	Sim		Sim	Não	\$1000
4	Não	-----	-----	Sim	Sim		Sim	Não	\$1000

Nos três casos, a renda média do decil seria de \$1000, já que esta renda é calculada apenas entre as mulheres com renda positiva. No entanto, a Tabela 2 nos mostra que os padrões de TPFT e da taxa de desemprego seriam bem diferentes nas três situações.

**Tabela 2 – TPFT, Taxa de Desemprego e Renda Média – Situação Hipotética**

	TPFT	Tx Desemprego	Renda Média	Renda Esperada
<b>Caso 1</b>	0,25	0	\$1000	\$250
<b>Caso 2</b>	1	0,75	\$1000	\$250
<b>Caso 3</b>	1	0	\$1000	\$1000

Para levar em conta esta diferença, construímos a seguinte medida de renda esperada:

$$RE = \text{Renda Mensal} \times TPFT \times (1 - \text{Taxa de Desemprego})$$

Desta forma, percebemos que no Caso 3, a renda esperada é superior a dos Casos 1 e 2, onde apenas uma mulher é responsável pela geração de toda a renda do grupo. A partir de agora, iremos: (1) verificar a evolução desta medida para as mulheres casadas de acordo com a posição dos maridos na distribuição salarial; (2) calcular o impacto da variação no tempo da TPFT, da renda mensal e da taxa de desemprego no comportamento deste indicador.

### 3.1 – Metodologia e Cálculo da Renda Esperada (RE)

Em primeiro lugar, em cada ano da amostra ( $t = 1982, 1997$ ), dividimos as mulheres em cinco grupos, de acordo com os quintis ( $j = 1, 2, \dots, 5$ ) da distribuição salarial dos maridos. Dentro de cada quintil, dividimos as mulheres em 9 categorias (células), de acordo com a idade (25 a 37, 38 a 50, 51 a 64) e os anos de estudo (0 a 4, 5 a 8, 9 ou mais) das mesmas.<sup>12</sup> Cada célula está indexada por  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 9$ ) e será denominada célula  $y_{j,t}$ , ou seja, célula  $y$  do quintil  $j$  no ano  $t$ .

<sup>12</sup> A divisão das mulheres em quintis e em 9 células foi feita de forma a não haver células vazias. Apenas sete células apresentaram menos de 40 observações nos dois períodos.

Dentro de cada célula $_{y,j,t}$ , calculamos a TPFT $_{y,j,t}$ , a Taxa de Desemprego ( $TD_{y,j,t}$ ) e a média da renda mensal das mulheres que trabalhavam ( $RENDA_{y,j,t}$ ). Em seguida, calculamos a renda esperada para cada célula $_{y,j,t}$  da seguinte forma:

$$RE_{y,j,t} = RENDA_{y,j,t} \times (1 - TD_{y,j,t}) \times TPFT_{y,j,t} \quad (1)$$

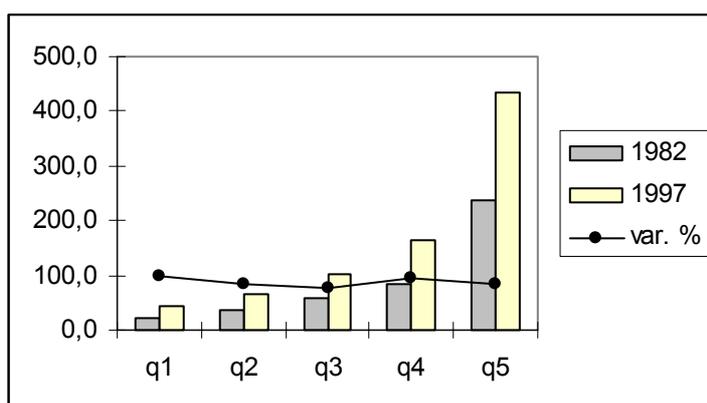
Em seguida, calculamos o peso de cada célula relativamente ao número total de mulheres de cada quintil. Por exemplo, se no quintil  $j$  há 100 mulheres e 6 destas pertencem à célula  $y$ , o peso de  $y$  no quintil  $j$  será 6%. A esta variável denominamos peso da célula  $y$  no quintil  $j$  no ano  $t$  ( $PESO_{y,j,t}$ ). Para cada quintil  $j$ , obtemos a RE agregada do quintil através da ponderação de  $RE_{y,j,t}$  pelo  $PESO_{y,j,t}$ :

$$RE_{j,t} = \sum_y (RE_{y,j,t} \cdot PESO_{y,j,t}) \quad (2)$$

onde  $RE_{j,t}$  é a renda esperada das mulheres do quintil  $j$  no ano  $t$ .

A definição desta medida permite que comparemos o resultado de um mesmo quintil  $j$  em dois anos diferentes, isto é, comparamos  $RE_{j,t}$  e  $RE_{j,t'}$ , com  $t \neq t'$ ,  $j = 1, 2, \dots, 5$ . Os resultados desta comparação estão mostrados no gráfico abaixo.

**Gráfico 12 - Renda Esperada e Variação Percentual por Quintil – 1982/1997**



Percebemos um comportamento muito parecido com o da variável renda mensal tanto em 1982 quanto em 1997 (ver Gráfico 10). Este resultado contrasta, entretanto, com o obtido para TPFT (Painel A do Gráfico 1) e para Taxa de Desemprego (Gráfico 3). Vale notar também, que o aumento percentual da RE não foi uniforme entre os quintis, variando de 73% (quartil 3) até 97% (quartil 1). Portanto, as mulheres do quintil 1 reduziram sua distância em relação as demais mulheres.

### 3.2 – Exercícios de Simulação

Uma vantagem adicional da construção da RE é que ela permite a realização de simulações do tipo “como seria”, possibilitando a avaliação do impacto das variáveis que compõe a RE na evolução temporal deste indicador. Especificamente, realizamos os seguintes exercícios:

- cálculo do efeito composição;
- cálculo do efeito das variáveis.

#### 3.2.1 - Efeito Composição

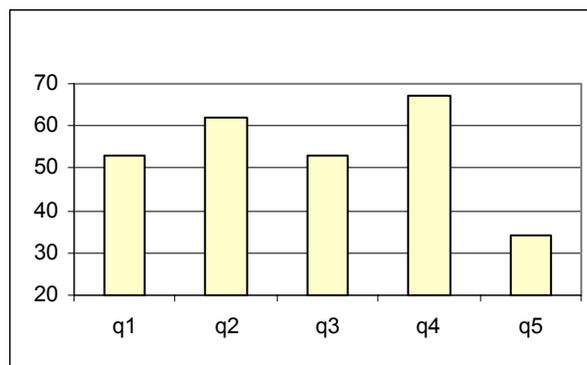
Estamos chamando de efeito composição, o resultado referente a seguinte questão: qual seria a  $RE_{j,t}$  se ao invés de utilizarmos os pesos de  $t$ , usássemos os pesos de  $t'$ , com  $t \neq t'$ ? Ou seja, comparamos:

$$RE_{j,t} = \sum_y (RE_{y,j,t} \cdot PESO_{y,j,t}) \quad (\text{observado})$$

$$RE_{j,t}^s = \sum_y (RE_{y,j,t} \cdot PESO_{y,j,t'}) \quad (\text{simulado})$$

Isto nos permite verificar como a mudança na estrutura etária e educacional dentro de cada quintil, entre os períodos  $t$  e  $t'$ , contribuiu para a evolução da  $RE_j$ . Por exemplo, se a  $RE_{j,1982}^s$  (simulada com os pesos de 1997) for maior do que a  $RE_j$  observada em 1982, significa que a mudança na composição das células dentro do quintil  $j$  contribuiu para melhorar a renda esperada das mulheres desse quintil. Se compararmos esta “contribuição” para os diferentes quintis, teremos uma idéia de qual grupo de mulheres mais se beneficiou da mudança no tamanho relativo das células: as de maridos mais “ricos” ou as de maridos mais “pobres”. O gráfico abaixo mostra, para cada quintil, o quão maior seria a RE em 1982 se ao invés de usarmos os pesos de 1982, utilizássemos os referentes a 1997.

**Gráfico 13 – Diferença percentual entre  $RE_{j,t}$  e  $RE_{j,t}^s$  – Efeito dos pesos**



Por exemplo, se aplicássemos a estrutura etário-educacional de 1997 em 1982, as mulheres do quintil 1 obteriam uma RE 53% maior do que a efetivamente verificada em 1982, mantendo a renda mensal, a taxa de desemprego e a TPFT nos valores de 1982. Se compararmos os resultados entre os quintis, percebemos que haveria uma redução da diferença de RE entre as mulheres do quintil 5 e as demais. O grupo que experimentaria maior ganho percentual seria o do quintil 4, com aumento de 67% seguido pelas mulheres do quintil 2<sup>13</sup>.

### 3.2.2 - Efeito das Variáveis

A segunda simulação que realizamos é: qual seria a  $RE_{j,t}$  se ao invés do valor de  $RE_{y,j,t}$ , utilizássemos os valores de  $RE_{y,j,t'}$ ? Isto nos permite comparar, para cada quintil  $j$ :

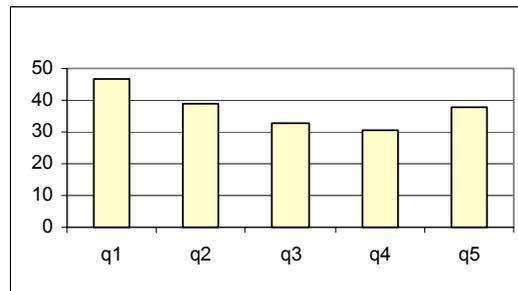
$$RE_{j,t} = \sum_y (RE_{y,j,t} \cdot PESO_{y,j,t}) \quad (\text{observado})$$

$$RE_{j,t}^s = \sum_y (RE_{y,j,t'} \cdot PESO_{y,j,t}) \quad (\text{simulado})$$

Ou seja, mantemos os pesos das células do ano  $t$  e imputamos *simultaneamente* os valores de RENDA, TPFT E TD referentes ao ano  $t'$ . Desta forma, conseguimos isolar o efeito da evolução *conjunta* destas variáveis no comportamento de  $RE_j$  ao longo do tempo. Por exemplo, calculamos qual seria a  $RE_{j,1982}$  se os pesos das células no decil  $j$  fossem os mesmos de 1982, mas utilizássemos  $RE_{y,j,1997}$ . Comparando o resultado desta simulação com o observado para 1982, obtemos uma medida da contribuição *conjunta* das variáveis para a evolução de  $RE_j$ . Os resultados estão reportados no gráfico abaixo.

<sup>13</sup> Em todos os quintis, a célula que mais contribuiria para a evolução da RE em 1982, se fossem utilizados os pesos de 1997, seria a das mulheres com 9 ou mais anos de estudo e com idade entre 25 e 37 anos. A que menos contribuiria seria a das mulheres com 25 a 37 anos com até 4 anos de estudo.

**Gráfico 14 - Diferença percentual entre  $RE_{j,t}$  e  $RE_{j,t}^s$  – Efeito da variação conjunta de TPFT, TD e RENDA**



Neste gráfico, percebemos que há uma relação inversa entre o quintil e o aumento percentual da RE até o quarto quintil, havendo em seguida uma reversão. Assim, enquanto a RE das mulheres do quintil 1 em 1982 aumentaria 46% se a elas fossem atribuídas a TPFT, a TD e a RENDA de 1997, a RE relativa ao quintil 4 cresceria cerca de 30%. Portanto, a imputação conjunta dos valores de TPFT, TD e RENDA referentes a 1997 contribuiria para diminuir a desigualdade na renda esperada entre os diferentes quintis.

Entretanto, seria interessante analisar o efeito isolado de cada variável, mantendo as demais constantes. Assim, simulamos qual seria a  $RE_{j,1982}^s$  se, mantendo os pesos, a TD e a RENDA nos valores de 1982, atribuíssemos apenas a TPFT de 1997. Comparando o resultado simulado com o observado, obtemos a contribuição da TPFT para a evolução da  $RE_j$ . Repetimos o mesmo exercício para taxa de desemprego e renda mensal. Assim, obtivemos uma medida de qual destas variáveis seria responsável pela maior parte do efeito das variáveis na variação conjunta da RE em cada quintil.<sup>14</sup> Como podemos ver na Tabela 3, a aproximação é razoável, já que os valores da soma das contribuições e da variação conjunta não diferem muito entre si.

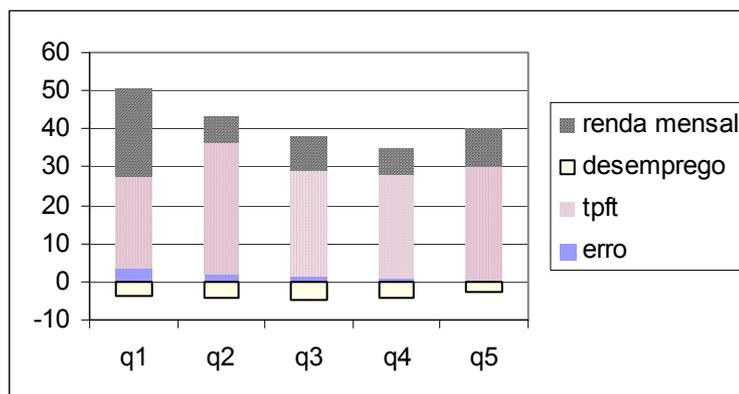
**Tabela 3 – Contribuição Separada e Conjunta das Variáveis para a  $RE^s$  relativamente a RE – em %**

Quartil	TPFT	Tx. Desemprego	Renda Mensal	Somatório	Varição Conjunta
1	24,1	-3,9	22,8	43,0	46,6
2	34,4	-4,2	6,8	37,0	38,9
3	27,6	-4,9	8,7	31,4	33,0
4	27,2	-4,3	6,7	29,5	30,6
5	29,4	-2,5	10,1	37,0	37,6

O Gráfico 15 apresenta os valores de variação conjunta já mostrados no Gráfico 14, mas decompostos na contribuição de cada variável na variação conjunta da  $RE_{j,1982}^s$ , simulada com os valores de RENDA, TD e TPFT de 1997, conforme mostrado na Tabela 3.

<sup>14</sup> A variação percentual conjunta é a soma das variações percentuais de cada uma das variáveis. Seja  $w=xyz$ .  $dw/w = dx/x + dy/y + dz/z$ , para  $d$  infinitesimal. No nosso caso, esta relação vale aproximadamente.

**Gráfico 15 – Contribuição de cada variável para a variação conjunta de RE<sup>s</sup> por decis**



Para as mulheres do quintil 1, a renda mensal e a TPFT explicam cerca de metade da variação conjunta da RE, enquanto que para as demais mulheres, a importância da TPFT é muito maior do que a das variáveis restantes. Vale ressaltar que a taxa de desemprego tem um papel bem mais limitado. Assim, podemos afirmar que a maior parte do aumento da renda esperada para as mulheres casadas se deve, em todos os quintis, principalmente à evolução da TPFT no período analisado.

#### 4 - CONCLUSÕES

Este artigo procurou relacionar várias medidas de desigualdade entre as mulheres casadas com o salário de seus maridos. A escolha desta variável de corte foi bem sucedida, no sentido de que revelou diferenças contundentes entre os decis em todas as variáveis estudadas. Adicionalmente, a construção da variável salário esperado e a verificação de que a TPFT foi a grande responsável pela evolução da mesma no período, juntamente com a estrutura etário-educacional dos quintis nos fornece um desafio de como traduzir aumento de participação em aumento de emprego e geração de renda. O aumento da escolarização feminina caminha neste sentido. Entretanto, parece-nos insuficiente para alterar o quadro de desemprego e baixo crescimento da renda das mulheres, pelo menos num curto espaço de tempo.

Entre os principais resultados, destacamos que o comportamento da TPFT nos dois períodos não apresentava um padrão muito claro, sendo que um dos resultados mais marcantes era a maior TPFT das mulheres do décimo decil, tanto em 1982 quanto em 1997. Entretanto, ao isolarmos o “efeito casamento”, houve uma alteração nos padrões. Particularmente, as mulheres do decil mais elevado apresentariam a *menor* probabilidade de participação ao controlarmos por outras características observáveis das mulheres. Provavelmente, isto está ligado ao fato de que mulheres de maridos “ricos” têm menos incentivo para ingressar no mercado de trabalho devido ao salário já elevado do marido.

O desempenho da variável taxa de desemprego nos anos de 1982 e 1997 mostra algumas particularidades. Destacamos que as mulheres do sétimo decil foram as que apresentaram as maiores taxas de desemprego. Por sua vez, o efeito casamento relacionado ao desemprego ganhou força entre 1982 e 1997.

A média de horas trabalhadas das mulheres casadas permaneceu constante no período. Entretanto, o resultado entre os decis foi bem diferente. Se por um lado, as mulheres até o sexto decil tiveram redução nas horas trabalhadas, as demais passaram a trabalhar mais horas por semana, em média. Ao contrário da taxa de desemprego, entretanto, houve redução do efeito casamento no período analisado.

A variável salário real horário mostrou a profunda desigualdade salarial existente entre mulheres casadas. Entretanto, o fato das mulheres mais pobres em 1982 terem obtido o maior crescimento de salário real contribuiu para a redução desta disparidade. Este resultado se mostrou robusto mesmo após ser controlado por outras variáveis observadas. No que se refere a renda mensal, concluímos que o maior crescimento da mesma para mulheres dos decis mais baixos (puxado pelo crescimento do salário horário) relativamente aos demais decis, contribuiu para redução da desigualdade de renda entre as mulheres casadas. Além disso, percebemos uma potencial disparidade nos efeitos de horas trabalhadas e do salário horário na distribuição de renda *interdecis*, disparidade desfeita ao analisarmos o resultado relativo a renda mensal.

Por fim, procuramos fornecer indicativos da contribuição da evolução da estrutura etário-educacional e de variáveis como a TPFT, a taxa de desemprego e a renda mensal das mulheres casadas para a renda esperada pelas mulheres casadas. Concluímos que o grupo que mais se beneficiou da mudança da estrutura etário-educacional foi o das mulheres dos quintis 2 e 4. Já as mulheres do quintil 5 foram as menos beneficiadas. Ao calcularmos a contribuição de cada variável na diferença percentual entre a RE simulada com os valores de TPFT, TD e Renda de 1997 e os pesos de 1982, e a RE efetivamente observada em 1982, verificamos que a evolução da TPFT foi responsável por grande parte do aumento da RE no período, em todos os quintis, exceto o primeiro, onde a evolução da renda mensal respondeu por cerca de metade da variação.

## 5 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

FERNANDES, R.; FELÍCIO, F. The Entry of Wives into the Labor Force as a Response to the Husband's Unemployment: A Study on the Metropolitan Brazil, *mimeo*, 2002.

GUERRA, V.S. Principais mudanças introduzidas nos conceitos e definições da PNAD para as pesquisas de 1992 em diante, *mimeo*, 1992.

JUHN, C.; MURPHY, K. Wage Inequality and Family Labor Supply. **Journal of Labor Economics**, v.15, n.1, p. 72-97, 1997.

KILLINGSWORTH, M.R.; HECKMAN, J. J. Female Labor Supply: A Survey. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**, cap. 2, p. 102-204, 1986.

SCORZAFAVE, L.G.; MENEZES-FILHO, N.A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Política e Planejamento Econômico**, v. 31, n.3, p. 441-478, 2001.

SPLETZER, J.R. Reexamining the Added Worker Effect. **Economic Inquiry**, v.35, n.2, 1997.

APÊNDICE

**Tabela A1 - TPFT das Mulheres Casadas**

<b>Decil</b>	<b>1982</b>	<b>1997</b>	<b>var. absoluta</b>	<b>var. relativa</b>
<b>1</b>	0,347	0,473	0,126	36,3
<b>2</b>	0,345	0,448	0,104	30,1
<b>3</b>	0,333	0,510	0,177	53,1
<b>4</b>	0,351	0,508	0,157	44,6
<b>5</b>	0,343	0,496	0,153	44,7
<b>6</b>	0,347	0,503	0,156	45,1
<b>7</b>	0,336	0,497	0,161	47,9
<b>8</b>	0,322	0,499	0,177	55,1
<b>9</b>	0,316	0,506	0,190	60,1
<b>10</b>	0,374	0,560	0,186	49,8
<b>Total</b>	0,341	0,502	0,161	47,2

**Tabela A2 - Taxa de Desemprego das Mulheres Casadas**

<b>Decil</b>	<b>1982</b>	<b>1997</b>	<b>var. absoluta</b>	<b>var. relativa</b>
<b>1</b>	2,4	6,4	3,9	163,0
<b>2</b>	2,6	6,9	4,2	162,7
<b>3</b>	3,9	7,6	3,7	95,6
<b>4</b>	3,3	7,6	4,3	133,5
<b>5</b>	3,6	7,8	4,2	115,3
<b>6</b>	3,6	8,6	5,0	140,3
<b>7</b>	4,4	8,6	4,2	97,5
<b>8</b>	4,2	7,5	3,2	75,9
<b>9</b>	2,9	6,6	3,6	123,5
<b>10</b>	3,0	4,9	1,9	63,6
<b>Total</b>	3,4	7,2	3,8	111,8

**Tabela A3 - Horas Trabalhadas das Mulheres Casadas**

<b>Decil</b>	<b>1982</b>	<b>1997</b>	<b>var. absoluta</b>	<b>var. relativa</b>
<b>1</b>	36,9	34,0	-2,9	-7,8
<b>2</b>	36,3	36,1	-0,2	-0,6
<b>3</b>	36,6	36,2	-0,4	-1,1
<b>4</b>	36,7	36,6	-0,1	-0,3
<b>5</b>	37,4	36,9	-0,6	-1,5
<b>6</b>	37,6	36,7	-0,9	-2,3
<b>7</b>	37,2	37,6	0,4	1,1
<b>8</b>	36,6	37,8	1,1	3,1
<b>9</b>	35,4	37,6	2,2	6,2
<b>10</b>	33,2	36,0	2,8	8,4
<b>Total</b>				

**Tabela A4 - Salário Real Horário das Mulheres Casadas**

Decil	1982	1997	var. absoluta	var. relativa
1	0,61	1,09	0,48	79,5
2	0,75	1,27	0,52	69,5
3	0,91	1,33	0,41	45,5
4	1,10	1,51	0,41	37,7
5	1,35	1,76	0,41	30,5
6	1,56	2,13	0,57	36,2
7	1,99	2,63	0,64	32,1
8	2,60	3,26	0,66	25,5
9	4,04	4,75	0,71	17,5
10	7,88	9,70	1,81	23,0
<b>Total</b>	2,48	3,4	0,88	35,3

**Tabela A6 – Taxa de Desemprego, TPFT e Decis: estimações – 1982 - 1997**

	Taxa de Desemprego				TPFT	
	1982		1997		1982	1997
	(1)	(2)	(1)	(2)		
Anos de Estudo	0,001	0,000	-0,001	-0,003	0,036	0,032
Decil 1	0,007	0,006	0,009	0,007	0,309	0,191
Decil 2	0,009	0,005	0,014	0,006	0,290	0,145
Decil 3	0,026	0,021	0,024	0,017	0,264	0,184
Decil 4	0,016	0,010	0,024	0,014	0,264	0,163
Decil 5	0,020	0,013	0,028	0,020	0,239	0,142
Decil 6	0,018	0,011	0,037	0,025	0,222	0,123
Decil 7	0,026	0,016	0,040	0,027	0,184	0,100
Decil 8	0,023	0,017	0,027	0,018	0,138	0,066
Decil 9	0,004	0,001	0,019	0,012	0,062	0,022
Idade		-0,005		-0,001	0,048	0,056
Idade <sup>2</sup>		0,000		0,000	-0,001	-0,001
Nº de Filhos		0,000		-0,003	-0,010	-0,014
Norte		-0,011		0,010	0,063	0,088
Nordeste		-0,017		-0,015	0,041	0,065
Centro-Oeste		-0,002		-0,003	-0,032	0,012
Sul		-0,013		-0,014	0,085	0,102
Pseudo R <sup>2</sup>	0,006	0,043	0,004	0,034	0,057	0,063

OBS<sub>1</sub>: Os demais coeficientes são estatisticamente significativos a 1%OBS<sub>2</sub>: Estamos reportando os efeitos marginais.

**Tabela A5 - Renda Mensal das Mulheres Casadas**

Decil	1982	1997	var. absoluta	var. relativa
1	84,51	124,78	40,28	47,7
2	99,21	144,25	45,05	45,4
3	125,15	165,49	40,33	32,2
4	152,31	196,50	44,19	29,0
5	190,28	221,51	31,23	16,4
6	217,23	280,88	63,64	29,3
7	269,91	335,42	65,51	24,3
8	348,92	457,42	108,50	31,1
9	528,77	653,05	124,28	23,5
10	970,04	1228,74	258,70	26,7
<b>Total</b>	<b>323,80</b>	<b>436,43</b>	<b>112,64</b>	<b>34,8</b>

**Tabela A7 – Horas Trabalhadas e Decis: regressões – 1982 e 1997**

	1982				1997			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Anos de Estudo</b>	-0,22	-0,41	-0,06	0,04	0,00	-0,01	0,09	0,17
<b>Decil 1</b>	2,91	3,20	3,09	1,73	0,18	0,54	1,35	0,11
<b>Decil 2</b>	2,12	2,41	2,52	1,14	1,60	2,07	2,72	1,47
<b>Decil 3</b>	2,34	2,24	2,46	1,05	1,45	1,81	2,28	0,97
<b>Decil 4</b>	2,11	1,77	2,42	1,00	1,36	1,44	1,77	0,46
<b>Decil 5</b>	2,88	2,44	3,02	1,62	1,47	1,51	1,81	0,52
<b>Decil 6</b>	2,97	2,43	3,03	1,62	0,87	0,95	1,19	-0,09
<b>Decil 7</b>	2,68	2,21	2,61	1,24	1,78	1,78	1,85	0,61
<b>Decil 8</b>	2,30	2,04	2,28	0,98	1,87	1,87	1,70	0,48
<b>Decil 9</b>	1,41	1,42	1,63	0,55	1,60	1,65	1,41	0,39
<b>Idade</b>	0,65	0,60	0,74	0,79	0,70	0,71	0,75	0,80
<b>Idade<sup>2</sup></b>	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01
<b>Nº de Filhos</b>	-0,50	-0,38	-0,36	-0,36	-0,70	-0,61	-0,51	-0,51
<b>Norte</b>	2,58	2,34	2,36	2,28	2,46	3,07	2,88	2,75
<b>Nordeste</b>	-1,94	-1,62	-2,05	-2,20	-2,73	-2,41	-2,36	-2,55
<b>Centro-Oeste</b>	1,02	0,77	1,10	1,03	0,18	0,75	0,82	0,78
<b>Sul</b>	3,06	3,49	2,32	2,14	1,64	1,50	1,66	1,54
<b>Empregado</b>		2,29	5,30	5,26		-1,92	0,66	0,43
<b>Carteira</b>		5,03	5,18	5,35		5,76	4,83	4,85
<b>Ocup. Técnica</b>			-4,40	-4,01			-5,45	-4,73
<b>Administrativa</b>			3,50	3,83			2,59	3,02
<b>Agropecuária</b>			8,37	8,28			-----	-----
<b>Ind. Transform.</b>			2,62	2,61			-1,16	-1,09
<b>Comércio</b>			8,61	8,62			4,25	4,31
<b>Transportes</b>			-1,42	-1,21			-0,61	-0,33
<b>Prest. Serviços</b>			2,09	2,10			-1,52	-1,23
<b>Outras</b>			-----	-----			-2,19	-1,86
<b>Salário real</b>				-0,40				-0,29
<b>Constante</b>	23,95	22,38	12,98	13,44	24,13	22,85	19,70	19,81
<b>R<sup>2</sup></b>	0,028	0,065	0,116	0,125	0,023	0,044	0,077	0,092

OBS: Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 1%

**Tabela A 8 – Salário Horário e Decis: regressões – 1982 e 1997**

	1982				1997			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Anos de Estudo</b>	0,29	0,30	0,31	0,26	0,34	0,36	0,37	0,30
<b>Decil 1</b>	-4,20	-3,98	-3,91	-3,86	-5,51	-5,18	-5,05	-5,00
<b>Decil 2</b>	-4,21	-3,99	-3,91	-3,82	-5,52	-5,19	-5,04	-4,94
<b>Decil 3</b>	-4,23	-4,06	-4,00	-3,89	-5,70	-5,42	-5,28	-5,14
<b>Decil 4</b>	-4,20	-4,07	-4,04	-3,89	-5,66	-5,47	-5,29	-5,13
<b>Decil 5</b>	-4,12	-3,98	-3,96	-3,81	-5,57	-5,42	-5,26	-5,08
<b>Decil 6</b>	-4,09	-3,97	-3,97	-3,82	-5,50	-5,39	-5,26	-5,07
<b>Decil 7</b>	-3,92	-3,82	-3,81	-3,67	-5,29	-5,18	-5,08	-4,89
<b>Decil 8</b>	-3,65	-3,57	-3,57	-3,45	-5,06	-4,99	-4,91	-4,75
<b>Decil 9</b>	-2,93	-2,89	-2,87	-2,82	-4,22	-4,12	-4,07	-3,93
<b>Idade</b>		0,13	0,14	0,13		0,19	0,19	0,18
<b>Idade<sup>2</sup></b>		0,00	0,00	0,00		0,00	0,00	0,00
<b>Nº de Filhos</b>		0,00*	0,00	0,00		0,03	0,01	0,00*
<b>Norte</b>		-0,13	-0,16	-0,23		-0,39	-0,45	-0,49
<b>Nordeste</b>		-0,37	-0,42	-0,54		-0,71	-0,84	-0,93
<b>Centro-Oeste</b>		-0,09	-0,13	-0,17		-0,08	-0,11	-0,16
<b>Sul</b>		-0,24	-0,26	-0,27		-0,33	-0,33	-0,28
<b>Empregado</b>			-0,36	-0,56			-0,89	-1,61
<b>Carteira</b>			0,42	0,44			-0,16	0,03
<b>Ocup. Técnica</b>				0,21				1,44
<b>Administrativa</b>				0,22				0,58
<b>Agropecuária</b>				-0,13				-0,04*
<b>Ind. Transform.</b>				-0,78				-0,97
<b>Comércio</b>				-0,40				-0,72
<b>Transportes</b>				----				----
<b>Prest. Serviços</b>				-0,56				0,20
<b>Outras</b>				-0,46				0,31
<b>Constante</b>	4,38	1,35	1,28	1,92	5,46	0,79	1,34	2,32
<b>R<sup>2</sup></b>	0,294	0,298	0,299	0,303	0,164	0,169	0,172	0,179

OBS: Todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 1%, exceto os assinalados com \*.