

**Insp**er Instituto de Ensino e Pesquisa  
Faculdade de Economia e Administração

**Carolina Flores Gomes**

**DIFERENCIAL DE SALÁRIO POR OCUPAÇÃO E  
ATIVIDADE DAS MULHERES BRASILEIRAS DE ACORDO  
COM SEU ESTADO CONJUGAL**

**São Paulo  
2010**

Carolina Flores Gomes

**Diferencial de salário por ocupação e atividade das mulheres  
brasileiras de acordo com seu estado conjugal**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas,  
como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel  
do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador:  
Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Regina Carla Madalozzo – Insper

**São Paulo  
2010**

Carolina Flores Gomes

**Diferencial de salário por ocupação e atividade das mulheres  
brasileiras de acordo com seu estado conjugal**

Monografia apresentada à Faculdade de Economia do Insper, como parte dos requisitos para  
conclusão do curso de graduação em Economia.

**EXAMINADORES**

---

Prof<sup>ª</sup>. Dra. Regina Carla Madalozzo  
Orientadora

---

Prof<sup>ª</sup>. Dra. Adriana Bruscatto Bortoluzzo  
Examinador(a)

---

Prof. Dr. Naercio Aquino Menezes Filho  
Examinador

## Resumo

A união consensual, também chamada de coabitação ou união informal, é um fenômeno que vem se tornando mais freqüente nas últimas décadas, não somente no Brasil, mas em diversos países da América e Europa. Baseado nessas informações, alguns estudos analisam o impacto do casamento nos salários das mulheres. Esse artigo tem em vista capturar os efeitos no salário das mulheres brasileiras, de acordo com seu estado conjugal, levando em consideração características individuais de cada uma. A análise feita através do método de mínimos quadrados ordinários, fazendo uso dos controles para dois problemas de seleção das mulheres (participação no mercado de trabalho e escolha do estado conjugal), mostrou que há um diferencial de até 15% entre os salários das casadas e solteiras e de até 3% entre os salários das casadas e coabitantes.

**Palavras-chave:** casamento, coabitação, diferencial de salário, mínimos quadrados.

## **Abstract**

The consensual union, also known as cohabitation or informal union is a phenomenon that has becoming more frequent in the last few decades, not only in Brazil, but in many countries from Europe, South America and North America. Based on that information, some academics researches analyze the impact of marriage in women's wages. This article has the purpose to analyze the effects on Brazilian women's wages depending of marital status and taking in consideration the individuals characteristics of each one. The analysis is done by using the ordinary least square method (OLS). Making use of controllers for both problems in women selection (participation in the labor market and choice of marital status) have showed that there is a difference up to 15% between the wages of marriage and single women and 3% between the wages of marriage and cohabiting women.

**Key-words:** marriage, cohabitation, wage differential, ordinary least square.

## Sumário

Resumo .....	4
1. Introdução .....	7
2. Revisão Bibliográfica .....	8
2.1. Contexto Histórico .....	9
2.2. Revisão Teórica.....	10
3. Análise Descritiva.....	13
4. Metodologia.....	17
4.1. Modelo Econométrico .....	17
4.2. Problemas de Seleção.....	18
4.3. Correção dos Problemas de Seleção .....	19
5. Resultados.....	21
5.1. Probit Bivariado .....	21
5.2. Casadas versus Coabitantes .....	25
5.2. Casadas versus Solteiras .....	28
5.4. Resultado do Diferencial de Salários .....	30
6. Considerações finais .....	32
Referências Bibliográficas.....	34

## 1. Introdução

Uma série de transformações vem ocorrendo nas últimas décadas no que diz respeito ao padrão de formação das famílias, à dissolução de uniões e aos arranjos familiares, não só no Brasil, como em diversos países do mundo. Essas transformações se tornaram ainda mais frequentes depois da década de 1960, com o aumento da participação da mulher no mercado de trabalho. Alguns fatos, como o declínio dos níveis de fecundidade, o crescimento do número de uniões informais, o aumento da idade para o casamento e o aumento do número de divórcios são fortes indícios à essas transformações (BECKER, 1981; FALCÃO e SOARES, 2008).

Na América Latina, a união consensual esteve presente na história desde o período colonial. Uma parte considerável das uniões na América Latina nunca foi legalizada, constituindo uma união informal independente do casamento (CASTRO MARTIN 2002). O autor ressalta que a existência dessas relações, faz com que os dois tipos de união – formal e informal – possam coexistir. No Brasil, isso também ocorre. Desde a época da colônia portuguesa, as uniões informais estavam presentes, muitos casais abandonavam tanto a oficialização religiosa quanto a civil, legitimada no período republicano (BERQUÓ, 1998).

Ainda, no Brasil, em 1988, a Constituição Federal passou a reconhecer a união informal como uma União Estável, dando ao coabitantes o mesmo suporte legal dado aos casais oficialmente casados. Até então, as uniões consensuais eram vistas como sendo um tipo de relação proveniente de classes sociais mais baixas e não eram reconhecidas pelas autoridades civis. A partir dessa nova legislação, outras classes passaram a adotar a união informal ao invés do casamento civil, e o número de relações consensuais aumentou ainda mais.

Para alguns estudiosos (SMOCK, 2000), o matrimônio, ainda hoje, está muito atrelado à taxa de fecundidade e à maternidade. Esses estudiosos argumentam que o ambiente construído pela união formal continua sendo o contexto ideal para a maternidade e criação dos filhos. Entretanto, nos últimos anos a taxa de fecundidade entre as mulheres solteiras e em união informal tem aumentado significativamente, apontando uma evidência contra o fato de a maternidade estar atrelada apenas à união formal. Assim, a união consensual deixa de ser apenas um “passo” em direção ao casamento, mas talvez uma alternativa à união formal.

Dessa forma, diante do aumento do número de uniões informais e da falta de estudos direcionados às mulheres brasileiras, esse trabalho, utilizando dados do Censo Demográfico 2000 (IBGE), visa analisar as possíveis características que possam explicar o diferencial de salários das mulheres de acordo com o seu estado conjugal. O principal objetivo desse artigo é explicar os efeitos no salário das mulheres no Brasil de acordo com seu estado conjugal, levando em consideração características individuais de cada uma, bem como analisar variáveis sociais e econômicas dessas mulheres, tais como idade, posição na família e nível educacional, a fim de encontrar alguma possível diferença entre a remuneração das mulheres casadas, solteiras e coabitantes e, ainda, entre as atividades que estas exercem. A análise feita através do método de mínimos quadrados ordinários, fazendo uso dos controles para dois problemas de seleção das mulheres (participação no mercado de trabalho e escolha do estado conjugal), mostrou que há um diferencial de até 15% entre os salários das casadas e solteiras e de até 3% entre os salários das casadas e coabitantes.

A seção 2 apresenta uma breve revisão da literatura existente, resumindo as principais variáveis analisadas em estudos anteriores e os resultados encontrados a respeito das razões para a existência desse diferencial, bem como, analisar as mudanças sociais e econômicas que ocorreram nos últimos anos e levaram ao aumento do fenômeno da coabitação no Brasil. Em seguida, a seção 3 apresenta uma breve análise da base de dados utilizada no estudo e a análise descritiva desses dados, a fim de comparar as características sócio-econômicas de cada um dos grupos. A seção 4 trata sucintamente da metodologia utilizada, estando aquela dividida em três partes: a primeira referente ao método econométrico utilizado; a segunda relacionada aos problemas de seleção das mulheres no que diz respeito a participação no mercado de trabalho e à escolha do estado conjugal; e, a terceira relacionada às correções a serem realizadas. A seção 5 apresenta as estimativas das regressões estimadas, bem como a comparação dos resultados encontrados para cada uma das sub-amostras analisadas, com base no teste de diferencial de salário de Oaxaca-Khun. E, por último, a seção 6, apresenta as conclusões finais do trabalho e as sugestões para futuras pesquisas na área.

## **2. Revisão Bibliográfica**

Essa seção está dividida em duas partes: a primeira apresenta uma breve descrição das mudanças, sociais e econômicas, que ocorreram na história que levaram ao aumento do número de uniões informais no país; e, a segunda apresenta uma breve revisão da literatura existente, resumindo as principais variáveis que possam influenciar na escolha do estado



conjugal e na participação das mulheres no mercado de trabalho analisadas em estudos anteriores, e os resultados encontrados a respeito das razões para a existência desse diferencial.

## **2.1. Contexto Histórico**

Durante muitos anos, o casamento foi visto como um contrato que estabelecia regras de moral e conduta que levavam a união a um diferencial de caráter dentro da sociedade patriarcal: dominação x subordinação. No contrato de casamento não se negociava apenas a tutela sexual e individual da mulher, mas também lhe cassavam os direitos políticos e econômicos e o direito da mulher de gerir sua própria existência. Esses fatos comprovam a vocação paternalista do contrato de casamento que garantia o *status* da superioridade masculina e a manutenção do poder do marido.

As principais mudanças de comportamento da sociedade perante essas relações tiveram início durante as I e II Guerras Mundiais, em que as mulheres, em alguns momentos, tiveram que assumir a posição do homem. Com a consolidação do sistema capitalista no século XIX, algumas leis passaram a considerar os direitos das mulheres. A entrada da mulher no mercado de trabalho, em meados da década de 60, ajudou ainda mais na mudança da percepção machista da sociedade. Entretanto, mesmo com essas conquistas as explorações e desigualdades não pararam de emergir.

No Brasil, a partir da década de 1960, o número de separações e divórcios cresceu - segundo o Código Civil, em 1942, era permitida a separação sem dissolução de vínculo ou desquite (BERQUÓ, 1998). Junto a isso, nas décadas de 1950 e 1960 notou-se uma tendência de aumento de uniões consensuais entre as classes mais pobres da população. Nessa época, a união consensual se tornou uma saída para as pessoas que não tinham condições ou não estavam dispostas a assumir os direitos e obrigações exigidos pela união formal. O casamento civil gera uma série de custos de transação que, por sua vez, geram barreiras para alguns indivíduos. Segundo o Teorema de Coase, os altos custos de transação dificultam a barganha cooperativa entre as partes impedindo um resultado eficiente. Nesses casos, a conciliação entre as partes evita os altos custos de transação.

Somente em dezembro de 1977, foi instituído, pela Lei nº 6515, o divórcio no Brasil. Essa nova lei deveria, por sua vez, reduzir o número de uniões informais, uma vez que um dos impedimentos para a união formal havia sido solucionado. Entretanto, isso não ocorreu; houve um aumento das relações informais e, somente em 1988, a Constituição Federal passou a reconhecer esse tipo de relação como uma União Estável.

Na década de 90, houve um fortalecimento da participação da mulher no mercado de trabalho e um aumento da responsabilidade no comando das famílias, assumindo a jornada dupla de trabalho. Em 1995, segundo Berquó, a taxa de uniões consensuais era de 23,5%, ou seja, cerca de um quarto dos casamentos estavam enquadrados em relações informais. No ano de 2000, segundo dados do IBGE, 28,6% das uniões entre pessoas com mais de 15 anos de idade, no Brasil, tinham natureza de união consensual.

No Brasil, as uniões informais vêm aumentando de forma significativa nos últimos tempos, já no período entre 1979 e 1994 houve uma grande diminuição da taxa bruta de nupcialidade, sendo a maior queda ocorrida no ano de 1983 - pior ano da chamada “crise da década perdida”, quando a renda das famílias baixou de maneira significativa (BERQUÓ, 1998). Mas a união consensual, hoje, já não está relacionada apenas a baixa renda, os jovens, principalmente os que vivem em centros urbanos, vêm na união consensual a possibilidade de dar continuidade à vida de solteiro que tinham, ou ainda, construir uma espécie de “casamento experimental”, a fim de testar a compatibilidade do relacionamento do casal. Segundo Berquó, de experimental pode se tornar definitivo, significando uma ruptura com valores e normas tradicionais.

## ***2.2. Revisão Teórica***

Segundo estudos empíricos, a união consensual é um fenômeno que vem se tornando mais frequente nas últimas décadas, não somente no Brasil, mas também nos Estados Unidos (MADALOZZO, 2005) e em alguns países Europeus (KIERNAN, 2002). A legislação de alguns países, dentre eles o Brasil<sup>1</sup>, fornece aos coabitantes o mesmo suporte legal que fornece aos casais casados. Ainda, os coabitantes que passam determinado tempo juntos perante a lei (tempo estes estipulado na legislação), são considerados oficialmente em união estável. Dessa forma, alguns casais optam por não oficializarem o casamento, uma vez que, coabitando, serão considerados já casados (ALLEGRETTO e ARTHUR, 1999).

Nos Estados Unidos, por exemplo, alguns fatores fornecem incentivos para a união informal dos casais, uma vez que os benefícios sociais podem ser perdidos ao selarem uma união formal. Entretanto, os norte-americanos não optam por uma união informal apenas para evitar as regras mais restritivas de um casamento, mas também como opção de vida. Esse tipo de união, denominada coabitação, apresenta, na sua grande maioria, características

---

<sup>1</sup> Desde a década de 1990, qualquer casal que morasse junto por mais de um ano, teriam os mesmos deveres e direitos que aqueles oficialmente casados (Código n. 9278, 10 de março de 1996).

semelhantes às de um “casamento experimental” (BRIEN, LILLARD e WAITE 1999). Segundo os autores, a coabitação permitiria aos casais “testar a compatibilidade” antes do casamento, uma possível razão pela qual estas uniões, em sua maioria, sejam de curta duração.

Em seu estudo, Rindfuss (1991) aponta para um aumento da taxa de divórcio nos Estados Unidos. Segundo o autor, as altas taxas de divórcio se concentram entre as pessoas entre 18 e 30 anos de idade; dentre essas pessoas, se considerarmos somente as mulheres, 20% são casadas e tem uma taxa de divórcio de 42%. Ainda, no que diz respeito ao divórcio, Burgess et al. (2003), usando dados provenientes da NLSY<sup>2</sup>, afirma que mulheres com maior potencial de salário permanecem menos tempo casadas.

A literatura empírica mostra que há um prêmio associado ao casamento quando o objeto de estudo são os homens, enquanto que para estudos relacionados às mulheres os resultados não são conclusivos (KOREMAN e NEUMARK, 1991). Dessa forma, ao estudarmos o efeito da escolha do estado conjugal no salário das mulheres, devemos levar em considerações os fatores que podem influenciar a decisão das mulheres entre estabelecer uma relação formal (casamento civil) ou uma relação informal (coabitação) ou, ainda, permanecer solteira.

O casamento para as mulheres, ainda hoje, está, muitas vezes, associado à maternidade e são as mulheres, na maioria dos casos, as consideradas responsáveis pelos cuidados com os filhos. Dessa forma, alguns estudos consideram o impacto dos filhos no salário da mulher (MOORE e WILSON, 1982), e conseqüentemente, o impacto do casamento (HILL, 1979). Entretanto, segundo Bumpass et al. (1991), entre os norte-americanos, mais de 10% dos casais coabitantes têm filhos, e cerca de 25% trazem para o relacionamento filhos de outras relações (sejam elas casamentos oficiais ou uniões informais), o que nos fornece indícios para acreditar que a maternidade já não está relacionada apenas ao matrimônio.

Ainda, no que diz respeito à escolha do estado conjugal, estudos anteriores afirmam que a coabitação é um fenômeno que se dá em grandes centros urbanos. Ou seja, mulheres que vivem em grandes metrópoles têm uma maior tendência a coabitarem do que optarem por uma união formal. Já no período seguinte a Ditadura Militar, no Brasil, a transformação da visão da sociedade se intensificou e os jovens que viviam em centros urbanos, viram na união consensual a possibilidade de dar continuidade à vida de solteiro que tinham, ou ainda, construir uma espécie de “casamento experimental” (BERQUÓ, 1998).

---

<sup>2</sup> *National Survey of Families and Households*

Algumas literaturas analisam, também, a opção de escolha do estado conjugal de acordo com as etnias das mulheres. Em seu estudo Manning & Smock (1995) concluem que a coabitação opera, principalmente, como um precursor para o casamento entre as brancas, mas para as negras ocorre o contrário, ela se apresenta como uma alternativa ao casamento. Lazo (1988), utilizando dados da PNAD de 1984, chegou à conclusão de que a maior proporção de uniões informais se deu no interior do grupo de etnia negra e a menor proporção entre as brancas.

No que diz respeito a escolaridade das mulheres, Miranda-Ribeiro (1993) utilizando os dados da PNAD de 1984, analisou o impacto da escolaridade das mulheres na escolha do estado conjugal nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e região Nordeste. Nesse estudo, a autora conclui que mulheres de maior escolaridade tendem a se relacionar com homens de igual escolaridade, o que, segundo a autora, diminui a relação informal devido ao aumento da barganha das mulheres mais escolaradas.

Além da opção da escolha do estado conjugal, quando analisamos as mulheres, devemos levar em consideração a opção destas de participarem do mercado de trabalho. Mulheres com diferentes características de habilidade podem escolher entrar ou não no mercado de trabalho. Essas decisões que ocorrem ao longo da carreira profissional dessas mulheres podem causar a descontinuidade da mulher na força de trabalho. Além disso, há a possibilidade de mulheres casadas optarem por trabalhar em ocupações e atividades que pagam um menor salário do que aquelas escolhidas por mulheres solteiras e coabitantes, por exemplo, escolhendo trabalho de tempo parcial, com maiores benefícios e flexibilidade e menor salário (HANSON e PRAT, 1991; MILLER, 2009).

Em seu estudo, Madalozzo (2008), utilizando dados da CPS (*Current Population Survey*) de 1995, 1997 e 1999, a respeito das mulheres americanas entre 20 e 64 anos de idade, analisa o diferencial de salários entre as mulheres casadas e coabitantes. Utilizando o método de regressões “*switching*” e a decomposição de Oaxaca, o estudo mostra a existência de uma penalização financeira para as mulheres casadas: a diferença entre os salários das mulheres casadas e relação as coabitantes vai de 49% a 53%, favorecendo as coabitantes, ou seja, há uma penalização pelo casamento.

A literatura a respeito do diferencial de salários entre as mulheres brasileiras de acordo com seu estado conjugal não é muito desenvolvida. Alguns estudos foram desenvolvidos a respeito da diminuição do número de uniões formais no Brasil (MIRANDA-RIBEIRO, 1993),

bem como a respeito do impacto do aumento das uniões consensuais no Brasil (GREENE e RAO, 1992) e das razões para esse aumento (BERQUÓ, 1998), entretanto, nenhum estudo foi voltado para o diferencial de salários das mulheres de acordo com seu estado conjugal. Dessa forma, a revisão de literatura fica restrita a estudos internacionais realizados sobre o tema.

A próxima seção apresenta uma breve análise da base dados utilizada no estudo e a análise descritiva desses dados. Essa análise foi realizada separadamente para cada um dos estados conjugais, ou seja, foram realizadas análises de médias, proporções e desvios para três amostras distintas: casadas, solteiras e coabitantes, a fim de comparar as características sócio-econômicas de cada um dos grupos.

### **3. Análise Descritiva**

Um ponto importante da análise dos dados reside na questão de como classificar as coabitantes: elas se assemelham as casadas ou as solteiras? Em aspectos como o perfil de trabalho, horas trabalhadas e participação no mercado de trabalho como um todo, as coabitantes se assemelham com as solteiras. Por outro lado, considerando os aspectos de anos de estudo, raça e número de filhos, elas se assemelham com as casadas. Dessa forma, considerando essas disparidades, é razoável separar a amostra em duas sub-amostras. Assim, a análise será feita em duas partes: comparação entre casadas e solteiras, e comparação entre casadas e coabitantes. Dessa forma, utilizaremos o grupo das mulheres casadas como base de comparação das demais (solteiras e coabitantes).

Para realizar o estudo, utilizou-se os dados provenientes do Censo Demográfico 2000. O Censo Demográfico é uma pesquisa nacional desenvolvida pelo IBGE, realizada de 10 em 10 anos coletando informações sobre toda a população brasileira. Segundo o IBGE,

(...) os censos populacionais produzem informações que permitem conhecer a distribuição territorial e as principais características das pessoas e dos domicílios, acompanhar sua evolução ao longo do tempo, e planejar adequadamente o uso sustentável dos recursos, sendo imprescindíveis para a definição de políticas públicas e a tomada de decisões de investimento, sejam eles provenientes da iniciativa privada ou de qualquer nível de governo. Constituem a única fonte de referência sobre a situação de vida da população nos municípios e em seus recortes internos - distritos, bairros e localidades, rurais ou urbanos - cujas realidades socioeconômicas dependem dos resultados censitários para serem conhecidas.

**Tabela 1 Análise Descritiva dos Dados**

	Solteira	Coabitante	Casada
Idade	29,46 (10,48)	34,33 (10,76)	41,48 (11,80)
Salário Anual	5.184,02 (9.464,83)	4.382,46 (12.656,78)	5.689,35 (14.704,05)
Salário Anual (mulheres que trabalham e tem renda)	5.427,34 (9.615,99) [536.014]	4.718,13 (13.072,11) [522.701]	6.501,38 (15.549,56) [1.221.837]
Horas de trabalho semanais	40,74 (13,59)	40,61 (15,85)	38,48 (15,43)
Salário Hora	3,00 (7,24)	2,55 (8,49)	3,43 (10,00)
Salário Hora (mulheres que trabalham e tem renda)	3,15 (7,38) [536.014]	2,74 (8,78) [522.701]	3,92 (10,60) [1.221.837]
Número de filhos	0,27 (0,77)	2,75 (2,39)	3,30 (2,77)
Região (%)			
Norte	5,17	9,80	5,23
Nordeste	28,61	31,41	24,86
Centro-Oeste	6,16	7,89	6,87
Sul	13,05	13,13	18,30
Sudeste	47,01	37,77	44,75
Anos de estudo (%)			
Sem instrução	6,52	13,53	12,01
1 a 4 Anos	16,59	36,03	38,39
5 a 8 Anos	19,24	29,33	21,63
9 a 11 Anos	39,24	16,86	19,41
12 a 15 Anos	15,02	3,23	6,58
Mais de 15 Anos	3,39	1,02	1,97
Status no domicílio (%)			
Responsável	18,86	26,46	18,21
Esposa/ Companheira	-	67,13	78,38
Outro	81,14	6,41	3,41
Etnia (%)			
Branca	56,48	44,68	61,02
Negra	7,24	8,80	5,07
Amarela	0,68	0,22	0,52
Parda	35,06	45,57	33,06
Indígena	0,26	0,72	0,33
Residente em centro urbano (%)		82,21	77,78
<b>Número de Observações</b>	<b>964.968</b>	<b>1.310.228</b>	<b>3.265.541</b>

Fonte: IBGE, dados tabulados pelo autor

Notas técnicas:

- 1) Valores entre parênteses representam os desvios da média (desvio padrão)
- 2) Valores entre colchetes representam o número de observações existentes no cálculo daquela variável.

A amostra utilizada nesse estudo contém 5.540.737 observações apenas sobre mulheres divididas entre casadas (58,93%), solteiras (17,42%) e coabitantes (23,65%) pertencentes à população economicamente ativa, com idade entre 20 e 64 anos. Como primeiro passo, analisou-se as características sociais e econômicas das mulheres residentes no Brasil de acordo

com o seu estado conjugal, a fim de identificar características importantes na distinção do salário das mulheres que vivem em união consensual, as solteiras e as legalmente casadas.

Analisado a tabela 1, no que diz respeito ao aspecto da renda, vemos que tanto o salário anual quanto o salário hora<sup>3</sup> das mulheres que vivem casadas é superior ao salário das mulheres em união informal, sendo que as solteiras são as que possuem uma menor remuneração. Considerando apenas as mulheres que trabalham e possuem renda, as mulheres que coabitam ganham um salário anual médio cerca de 38% menor do que as mulheres casadas e as solteiras ganham, em média, cerca de 20% a menos que as em união formal. Ainda, o número de horas trabalhadas é maior tanto no caso das mulheres solteiras quanto no caso das mulheres que vivem em união consensual, aumentando ainda mais a diferença entre o salário hora médio dessas mulheres quando comparadas as oficialmente casadas, sendo cerca de 24% menor no caso das solteiras e 43% menor no caso das coabitantes.

Na tabela acima, ao examinarmos as idades das mulheres brasileiras, vemos que a média de idade das mulheres solteiras é 11 anos menor do que as mulheres casadas enquanto que a média das mulheres que vivem em união consensual é cerca de 7 anos menor do que as mulheres casadas, ou seja, o fenômeno de união consensual se dá, em grande parte, entre as pessoas mais jovens. Entretanto, cabe salientar que, na América Latina, esse fenômeno ainda se estende para pessoas com idade mais avançada, diferente do que o ocorre em países desenvolvidos, como Estados Unidos e alguns países da Europa (CASTRO MARTIN 2002).

Ainda hoje, existe a visão de que o casamento oficial está altamente relacionado, em grande parte, com a maternidade, o que nos sugere que as mulheres casadas devem ter um número de filhos superior ao das mulheres que coabitam. Os dados apresentados na tabela 1, comprovam que as mulheres casadas têm, em média, um maior número de filhos. Entretanto, essa diferença não é muito significativa, enquanto as mulheres casadas têm, em média, 3,30 filhos, as mulheres coabitantes têm, em média, 2,75 filhos. É possível notar nos dias de hoje, que casais em união consensual estão tendo filhos, sem a necessidade de oficializar o casamento. Isso pode indicar a união consensual, não mais como um passo para a legalização do casamento, mas sim, como uma alternativa a esse. Ainda, no que diz respeito ao número médio de filhos, as mulheres solteiras são aquelas que possuem, em média, o menor número filhos.

---

<sup>3</sup> A variável salário hora foi construída a partir das variáveis de rendimento mensal no trabalho principal e número de horas trabalhadas na semana de referência. Dessa forma, calculou-se o salário hora como sendo:  $\text{salário hora} = \text{rendimento mensal} / (4 \times \text{número de horas semanais trabalhadas})$ .

Se analisarmos o nível educacional das mulheres no Brasil, a partir dos dados da tabela 1, fica claro que as mulheres com um grau mais alto de escolaridade são as que optam por permanecer solteiras, concentrando-se na faixa de 9 a 11 anos de estudo, possuindo ainda um percentual relativamente elevado na faixa de 12 a 15 anos de estudo. Já as mulheres que vivem em união consensual se concentram, principalmente, entre as mulheres de baixa escolaridade, ou seja, sem concluir o ensino médio, sendo que a maioria possui entre 5 e 8 anos de estudo.

Observando os dados sobre *status* no domicílio, tanto para mulheres em união informal quanto para as mulheres em união formal, a maior proporção está na classificação de esposa e companheira, 78,58% e 67,13%, respectivamente. Entretanto, entre as mulheres coabitantes, a proporção de chefes de família<sup>4</sup> é maior do que entre as mulheres casadas e solteiras, indicando que essas mulheres têm uma importante participação no bem-estar econômico de suas famílias<sup>5</sup>.

Examinando as etnias das mulheres no Brasil, percebe-se que a união consensual se dá, em grande parte, entre as mulheres negras e pardas. As mulheres brancas aparentam ter uma maior preferência em permanecerem solteiras ou então formarem uniões formais. No Brasil, desde o tempo colonial, as relações informais prevalecem entre as mulheres negras. Durante esse período, as escravas que se envolviam com brancos, não estabeleciam uma união formal. Fruto dessas relações, os mestiços e mulatos, muitas vezes, não sabiam ao certo quem era seu pai e a idéia de união informal foi sendo deixada como herança cultural, como um rompimento e certa independência dos costumes tradicionais europeus. Além disso, durante anos, e até nos dias de hoje, a discriminação racial, faz com que o potencial econômico de mulheres negras e pardas seja inferior do que o das mulheres brancas.

Estudos anteriores (BERQUÓ 1998), afirmam que o aumento da união consensual é um fenômeno de grandes centros urbanos. Ao analisarmos a variável centro urbano<sup>6</sup>, vemos que a diferença na proporção de mulheres da amostra em união consensual entre as que vivem em centros urbanos e as que vivem em áreas rurais, é significativa, podendo, então, aumentar a probabilidade das mulheres optarem por uma união informal, impactando o salário. Dessa forma, decidiu-se incluir essa variável no modelo.

---

<sup>4</sup> Chefes de família são as mulheres consideradas responsáveis pelo domicílio ou que assim sejam consideradas pelos demais moradores.

<sup>5</sup> Cerca de 27% das mulheres coabitantes são chefes de família, enquanto que entre as casadas e solteiras a proporção é de cerca de 18%.

<sup>6</sup> Regiões metropolitanas das Unidades Federativas do Brasil, denominadas pelo IBGE.



A próxima seção trata sucintamente da metodologia utilizada nesse estudo, estando ela dividida em três partes: a primeira referente ao método econométrico utilizado; a segunda relacionada aos problemas de seleção das mulheres no que diz respeito à participação no mercado de trabalho e à escolha do estado conjugal; e, a terceira, a respeito das correções a serem realizadas.

## 4. Metodologia

### 4.1. Modelo Econométrico

Esse estudo fez uso do método econométrico de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) na estimação dos coeficientes de uma regressão linear múltipla para a análise do diferencial de salários das mulheres de acordo com seu estado conjugal. O método de mínimos quadrados ordinários utiliza a técnica de otimização matemática para encontrar o melhor ajuste para um conjunto de dados através da minimização da soma dos quadrados das diferenças entre o modelo ajustado e os dados observados:

$$\min_{\beta \in \mathfrak{R}^p} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i' \beta)^2$$

A equação acima resulta na função condicional média  $E(Y | x)$ . Para analisar o diferencial de salário entre as mulheres casadas, solteiras e aquelas que vivem em união consensual, partiu-se da divisão em duas sub-amostras casadas comparadas com as solteiras e casadas comparadas com as coabitantes.

A partir de então, estimou-se uma regressão em que a variável resposta a ser analisada é o logaritmo natural do salário hora (em reais) explicada pelas variáveis independentes: experiência<sup>7</sup>, experiência ao quadrado, número de filhos<sup>8</sup>, nível educacional<sup>9</sup>, raça<sup>10</sup>, região geográfica em que reside<sup>11</sup>, posição dentro da família<sup>12</sup>, e atividade ocupacional que exerce. Ainda, para refinar a análise, foi feita a separação dessas sub-amostras em dois grupos: mulheres que trabalham tempo integral (40 horas ou mais semanais) e mulheres que trabalham tempo parcial (menos de 40 horas semanais). Essa divisão tem o intuito de verificar perfis de

---

<sup>7</sup> Variável construída: idade – número de anos de estudo – seis

<sup>8</sup> Considerados apenas os filhos nascidos vivos.

<sup>9</sup> São eles: sem estudo, de 1 a 4 anos de estudo, de 5 a 8 anos de estudo, de 9 a 11 anos de estudo, de 12 a 15 anos de estudo e mais do que 15 anos de estudo. Categoria excluída: sem estudo.

<sup>10</sup> São elas: branca, negra, parda, amarela e indígena. Categoria excluída: branca.

<sup>11</sup> São elas: sudeste, sul, centro-oeste, norte e nordeste. Categoria excluída: sudeste.

<sup>12</sup> São elas: chefe de família e outros. Categoria excluída: outros.

comportamento dessas mulheres e as sinalizações passadas por elas ao mercado, de acordo com a dedicação (em tempo) ao trabalho.

## **4.2. *Problemas de Seleção***

A primeira etapa do trabalho foi estimar uma regressão linear múltipla, em que a variável resposta analisada é o logaritmo natural do salário hora (em reais). Entretanto, a análise dos impactos através da regressão linear múltipla pode gerar resultados viesados. Estudos anteriores apontam para um problema de seleção entre as mulheres no que tange a participação das mulheres no mercado de trabalho<sup>13</sup>. As mulheres possuem um diferente padrão de seleção no mercado de trabalho devido, principalmente, a sua participação descontínua – gerada, em grande parte, pela presença de filhos, que pode gerar a saída dessas mulheres do mercado de trabalho. Dessa forma, é necessário levar em consideração a possibilidade de diferenças nas características não observáveis - a habilidade - uma vez que, essas diferenças influenciam a participação feminina no mercado de trabalho e conseqüentemente o nível do salário.

Mulheres com diferentes características de habilidade escolhem entrar ou não na força de trabalho. Enquanto a presença de crianças pequenas tem um efeito de aumentar o custo do trabalho, o nível de educação e a experiência podem ter uma influencia oposta. Portanto, para estimar a probabilidade de participar da força de trabalho, usamos o número de crianças menores que 6 anos, indicadores para educação, indicadores para raça, experiência e experiência ao quadrado. Estudos anteriores mostraram que mulheres negras possuem um maior comprometimento com o mercado de trabalho, devido principalmente a relação do trabalho com a necessidade de renda para sobreviver. Para levar em conta esse efeito, indicadores para raça foram incluídos. Além dessas variáveis intuitivas, indicadores para estado conjugal também foram incluídos. O sinal esperado para o indicador de estado conjugal é positivo, dado que a teoria de produção doméstica afirma que a divisão do trabalho é eficiente quando cada membro da família dedica seu tempo a trabalhos mais produtivos. Homens normalmente recebem relativamente uma maior compensação pelo seu tempo no mercado de trabalho do que na produção doméstica. Então, a expectativa é que as mulheres casadas dediquem mais tempo a atividades domésticas e menos ao mercado de trabalho, e isso implicará em probabilidades diferentes de trabalhar dada sua escolha conjugal.

---

<sup>13</sup> Para mais informações sobre problemas de seleção leia Vella (1998) e Heckman (1979).

Outro tipo de problema de seleção nesse estudo é a seleção do estado conjugal (ALLEGRETTO e ARTHUR, 1999). Dadas características distintas, mulheres optam por se viverem em união consensual ou se casarem. Essa escolha entre os diferentes estados conjugais pode também refletir as características não observáveis da sub-amostra. Se essas características não observáveis agirem tanto na escolha sobre o estado conjugal quanto no nível salarial, não levar em consideração essas influências pode viesar o resultado do estudo. A correção desse problema de seleção é muito importante, uma vez que, se considerarmos que as mulheres mais capacitadas optam por casar e as menos capacitadas optam por uma união consensual, não olhar para esse tipo de seleção incluiria, de forma errada, um viés de habilidade no coeficiente estimado para o estado conjugal. Ainda, a correção desse problema permite corrigir o viés e, também, o cálculo do real efeito do casamento no salário.

Estudos anteriores apontam o aumento da união consensual como sendo um fenômeno típico de grandes centros urbanos. Ainda, a análise descritiva aponta para o fato de a idade média das coabitantes ser menor do que a idade das casadas. Dessa forma, para estimar a probabilidade de uma mulher optar pela união informal, usou-se a idade, o fato de residir em centros urbanos, indicadores para educação e indicadores para raça.

### 4.3. Correção dos Problemas de Seleção

Para corrigir os problemas de seleção na participação na força de trabalho e na escolha do estado conjugal foi utilizado o modelo de regressão probit bivariado especificado no estudo de Lee (1983).

A correção para o viés dos problemas a correção foi feita através do *Inverse Mills Ratio* (*IMR*) como um dos regressores na equação de salário. O *IMR* é definido como:

$$IMR = \frac{\varphi(Z'\gamma/\sigma_0)}{\Phi(Z'\gamma/\sigma_0)}$$

onde  $Z'\gamma$  representa os regressores da equação probit e  $\sigma_0$  é o desvio padrão dos resíduos da equação original que continha o problema de viés de seleção. Quando utilizamos esse método de correção - inclusão do *IMR* na equação -, o efeito marginal individual de cada variável na variável dependente deve levar em consideração o efeito indireto do coeficiente  $IMR$ <sup>14</sup>. Note que, ao invés de ter um modelo identificado, alguns autores sugerem que a regressão probit deve incluir pelo menos uma variável que não é um regressor no modelo linear múltiplo.

---

<sup>14</sup> Mais sobre esse assunto em Hoffmann e Kassouf (2005), Saha *et al* (1997) e Heckman (1979).

Dessa forma, no modelo probit bivariado foram utilizadas as variáveis que indicam ter um filho menos de seis anos de idade - para o modelo probit de participação na força de trabalho – e residir num centro urbano - para o modelo probit de escolha do estado conjugal. Portanto, no modelo de regressão linear múltipla essas variáveis foram excluídas.

Note que na nova regressão de salário os dois *IMR* (*Inverse Mills Ratio*) serão incluídos na regressão, de forma que os coeficientes estimados devem ser interpretados utilizando a correção para calcular os efeitos marginais. Assim, os resultados obtidos foram utilizados para prever os diferenciais de salário por estado conjugal utilizando a decomposição de Oaxaca-Kuhn.

O trabalho original de Oaxaca (1973), sobre discriminação da mulher, sugere que a medida de diferencial de salário deve ser:

$$D = \frac{\frac{W_m}{W_f} - \left(\frac{W_m}{W_f}\right)^0}{\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^0}$$

em que  $\left(\frac{W_m}{W_f}\right)$  representa a razão entre os salários dos homens e das mulheres e  $\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^0$  representa a razão entre os salários dos homens e das mulheres sem a existência de discriminação.

Para calcular essa medida, o autor sugere o uso das seguintes regressões. Ambos os dados de homens e mulheres, separadamente, devem ser regredidos como mostrado na equação (3):

$$\ln(W_i) = \sum_i \beta_i X_i + u_i$$

onde,  $W_i$  é o salário hora para o trabalhador  $i$ ,  $X_i$  representa o vetor de características individuais,  $\beta$  são os coeficientes da regressão e  $u_i$  o termo que representa o erro.

Tendo estimado os coeficientes para os homens ( $\hat{\beta}_j^m$ ) e para as mulheres ( $\hat{\beta}_j^f$ ), consegue-se obter a estatística  $\bar{D}$ :

$$\bar{D} = \sum_j \hat{\beta}_j^m \bar{X}_j^f - \ln(\bar{W}^f)$$

onde  $\bar{X}_j^f$  representa a média de cada variável que compõe o vetor de características individuais para as mulheres, e  $\bar{W}^f$  a média do salário das mulheres. O fator de discriminação é a diferença entre a média observada do salário das mulheres e o salário que as mulheres deveriam receber se fossem avaliadas como um homem, considerando as características da mulheres.

Kuhn (1987) estende ainda mais o método. Ao invés de usar a média de cada variável que compõe o vetor de características individuais da amostra, ele sugere utilizar as medidas específicas de cada indivíduo.

$$\hat{D}_i = \sum_j \hat{\beta}_j^m X_j^f - \sum_j \hat{\beta}_j^f X_j^f$$

Dessa forma, nesse trabalho utilizaremos o método de Oaxaca-Kuhn para calcular o diferencial de salário entre as mulheres casadas e coabitantes.

A próxima seção apresenta as estimativas das regressões estimadas, bem como a comparação dos resultados encontrados para cada uma das amostras analisadas, com base no teste de diferencial de salário de Oaxaca-Khun.

## 5. Resultados

Essa seção está dividida em três partes: a primeira apresenta o resultado do modelo probit bivariado, estimado para corrigir os problemas de seleção, bem como os resultados estimados dos coeficientes *IMR* de cada um dos problemas de seleção; a segunda, apresenta os resultados obtidos através do método de mínimos quadrados ordinários para as duas sub-amostras; e, a terceira apresenta os resultados de diferencial de salários encontrados.

### 5.1. Probit Bivariado

Utilizando os dados do Censo Demográfico 2000, realizado pelo IBGE, realizamos algumas análises a respeito das características individuais, sociais e econômicas, além de analisar o diferencial de salário entre mulheres em união consensual e as casadas legalmente. As tabelas 2 e 3 apresentam os resultados obtidos através da estimação do modelo biprobit para a sub-amostras de casadas-coabitantes e casadas-solteiras, respectivamente.

**Tabela 2 Bi-probit casadas x coabitantes**

Casada x Coabitante	Probit estar no mercado de trabalho	Probit de se tornar coabitante
Constante	-1,525 (-293,61)	0,772 (187,14)
Indicador para Coabitante	0,967 (147,95)	-
Residente em centro urbano	-	0,439 (237,41)
Idade	-	-0,039 (-562,14)
Experiência	0,071 (273,91)	-
Experiência ao quadrado	-0,002 (-315,00)	-
Crianças < 6 anos	-0,241 (-134,97)	-
1 a 4 anos de estudo	0,282 (118,25)	-0,332 (-140,61)
5 a 8 anos de estudo	0,476 (186,58)	-0,391 (-148,60)
9 a 11 anos de estudo	0,871 (324,87)	-0,692 (-243,91)
12 a 15 anos de estudo	1,345 (366,83)	-0,843 (-202,95)
Mais de 15 anos de estudo	1,579 (260,30)	-0,796 (-116,35)
Negra	0,035 (11,45)	0,480 (165,50)
Amarela	-0,090 (-8,88)	-0,148 (-11,43)
Parda	-0,022 (-13,54)	0,250 (155,59)
Indígena	-0,186 (-17,90)	0,626 (60,91)
Norte	-0,262 (-87,71)	0,468 (159,60)
Nordeste	-0,166 (-95,99)	0,232 (127,41)
Centro - Oeste	-0,034 (-13,16)	0,136 (49,10)
Sul	0,090 (48,41)	-0,025 (-11,73)
Número de Observações	3.947.908	3.947.908

Fonte: IBGE, dados tabulados pelo autor

Notas técnicas:

- 1) Os valores apresentados representam os coeficientes estimados.
- 2) Valores entre parênteses representam as estatísticas do teste, com erro padrão robusto.

**Tabela 3 Bi-probit casadas x coabitantes**

Casada x Solteira	Probit estar no mercado de trabalho	Probit de se tornar solteira
Constante	-1,117 (-180,73)	-0,280 (-33,95)
Indicador para Solteira	0,976 (58,85)	-
Residente em centro urbano	-	0,384 (95,90)
Idade	-	-0,045 (-312,13)
Experiência	0,061 (167,21)	-
Experiência ao quadrado	-0,002 (-237,73)	-
Crianças < 6 anos	-0,242 (-108,17)	-
1 a 4 anos de estudo	0,222 (74,74)	-0,191 (-36,54)
5 a 8 anos de estudo	0,420 (130,62)	-0,147 (-26,68)
9 a 11 anos de estudo	0,753 (227,57)	-0,101 (-17,91)
12 a 15 anos de estudo	1,213 (288,00)	-0,178 (-24,24)
Mais de 15 anos de estudo	1,460 (216,75)	-0,224 (-18,76)
Negra	0,165 (44,04)	0,524 (103,28)
Amarela	-0,113 (-10,30)	-0,024 (-1,06)
Parda	0,043 (22,72)	0,215 (71,90)
Indígena	0,051 (3,57)	0,198 (8,66)
Norte	-0,132 (-34,71)	0,243 (44,22)
Nordeste	-0,113 (-54,27)	0,123 (36,93)
Centro - Oeste	0,002 (0,65)	0,020 (3,93)
Sul	0,096 (45,12)	-0,094 (-23,00)
<b>Número de Observações</b>	<b>2.953.074</b>	<b>2.953.074</b>

Fonte: IBGE, dados tabulados pelo autor

Notas técnicas:

- 1) Os valores apresentados representam os coeficientes estimados.
- 2) Valores entre parênteses representam as estatísticas do teste, com erro padrão robusto.

Como é possível observar nas tabelas 2 e 3, o fato de a mulher estar numa união consensual ou permanecer solteira, aumenta a probabilidade dela estar no mercado de trabalho. No caso das mulheres coabitantes, isso pode ser explicado pelo fato de a maior parte das mulheres envolvidas em relações informais contribuir com a renda familiar. Essas

mulheres possuem uma grande influência dentro da família, sua responsabilidade na criação dos filhos e sustentação da família aumenta a necessidade de inclusão no mercado de trabalho. Segundo a teoria de produção doméstica, a divisão do trabalho é eficiente quando cada membro da família dedica seu tempo a trabalhos mais produtivos (BECKER, 1973). As mulheres solteiras, por terem maior independência, também têm uma maior probabilidade de entrar no mercado de trabalho.

Mulheres com filhos menores de 6 anos de idade têm uma menor probabilidade de estar na força de trabalho. De acordo com alguns estudos (SMOCK, 2000), a maternidade é um dos principais fatores que leva à descontinuidade da mulher no mercado de trabalho. A presença de filhos jovens faz com que algumas mães optem por sair do mercado de trabalho para dar assistência aos filhos, ainda, de acordo com a legislação brasileira, as empresas devem conceder licença maternidade para as mulheres que tiveram filhos, o que as afastam do mercado de trabalho.

No que diz respeito à escolaridade das mulheres, consistente com a teoria de retornos crescentes de educação, os resultados do *probit* apontam que quanto maior o nível educacional da mulher, maior a probabilidade dela se inserir no mercado de trabalho, dessa forma, quanto maior o número de anos de estudo das mulheres, maior a probabilidade de a mulher participar do mercado de trabalho, para as duas sub-amostras. Por outro lado, quando tratamos da probabilidade de a mulher se envolver numa relação consensual, quanto maior o nível educacional da mulher menor é a probabilidade dela optar por uma união informal, indicando que a coabitação é um fenômeno que ocorre ainda, em grande parte, entre mulheres de baixa escolaridade. Dessa forma, ao mesmo tempo em que um maior nível educacional aumenta a probabilidade de entrada no mercado de trabalho, ele diminui a probabilidade de coabitação.

Considerando a experiência das mulheres da amostra, quanto maior o número de anos de experiência das mulheres maior a probabilidade delas estarem no mercado de trabalho. Acredita-se que a experiência fornece uma sinalização positiva para as empresas contratantes, o que aumenta a chance de contratação e inserção no mercado. Isso porque, o fato de as mulheres terem muitos anos de experiência sinaliza aos agentes do mercado uma maior estabilidade e, conseqüente, menor probabilidade de descontinuidade do trabalho.

De acordo com estudos anteriores, a coabitação parece, sim, ser um fenômeno mais freqüente em grupos jovens, uma vez que o aumento da idade leva a uma diminuição da probabilidade de entrar numa união informal. Esse fato nos leva a observar que mulheres com



mais idade procuram uma maior estabilidade e acabam optando por uma união formal. Entretanto, no Brasil, assim como em países e estados da América Latina, existem também uniões informais entre mulheres de idades mais avançadas.

Alguns estudos apontam para o fato de que as mulheres não brancas possuem um maior comprometimento com o mercado de trabalho, o que levaria a uma menor propensão à descontinuidade. Na sub-amostra que compara as coabitantes e as casadas, apenas as mulheres de etnia negra tem maior probabilidade de estarem no mercado de trabalho quando comparada as mulheres brancas. Por outro lado, dentre as mulheres não brancas, apenas as amarelas possuem uma menor probabilidade de estar em união informal, ou seja, as negras, pardas e indígenas têm uma maior probabilidade de coabitarem. Já na sub-amostra que comprara as solteiras e as casadas, somente as mulheres de etnia amarela possuem uma menor probabilidade de estarem inseridas no mercado de trabalho e de estarem em uma união informal (coabitação).

Em linha com o resultado encontrado em Berquó (1998), a união consensual é um fenômeno de grandes centros urbanos. O fato de uma mulher residir num centro urbano aumenta a sua probabilidade de estar em união informal. Ainda, no caso da sub-amostra que analisa as mulheres solteiras, é possível afirmar que o fato de uma mulher residir em um centro urbano aumenta a sua probabilidade de permanecer solteira. Nos dois casos, residir em um centro urbano pode ser uma característica que indique ao mercado certo grau de independência.

Levando em conta os dois problemas de seleção e utilizando o método do *Inverse Mills Ratio*, obtivemos dois coeficientes, um para a correção de estar no mercado de trabalho e outro para a correção da escolha do estado conjugal. As próximas seções apresentam os resultados obtidos através da regressão linear múltipla para as duas sub-amostras: casadas-coabitantes (tempo integral e tempo parcial) e casadas-solteiras (tempo integral e tempo parcial).

## **5.2. Casadas versus Coabitantes**

Na estimativa dos resultados, a fim de refinar a análise, foi feita a separação das duas sub-amostras analisadas em dois grupos: mulheres que trabalham tempo integral (40 horas ou mais semanais) e mulheres que trabalham tempo parcial (menos de 40 horas semanais)<sup>15</sup>. Essa

---

<sup>15</sup> Nos modelos biprobit, para a correção do viés de seleção, foi utilizada uma *dummy* de tempo integral e parcial, entretanto o coeficiente da variável não foi significativo, portanto, optou-se por retirar a variável do modelo.

divisão tem o intuito de verificar perfis de comportamento dessas mulheres e as sinalizações passadas por elas ao mercado, de acordo com a dedicação (em tempo) ao trabalho.

Observando os dados estimados na tabela 4, tanto para mulheres que trabalham tempo integral quanto para mulheres que trabalham tempo parcial, o *ratio* da probabilidade de entrar na força de trabalho gera um impacto positivo no salário da mulher, seja ela casada ou coabitante, o que indica quanto mais características não observáveis que influenciam positivamente sua participação no mercado de trabalho a mulher tiver, maior deve ser o seu salário; mulheres com características positivas que aumentam seu salário estão mais propensas a entrar no mercado de trabalho. Já o *ratio* da probabilidade de escolha do estado conjugal gera um impacto positivo no salário das mulheres casadas (tanto para as que trabalham em tempo integral, quanto para as que trabalham em parcial), enquanto que, para as mulheres coabitantes gera um negativo no salário, isso indica que o fato da mulher optar por uma união consensual, reduz o seu salário.

Como esperado, o número de filhos diminui o salário tanto de mulheres casadas e coabitantes que trabalham em tempo integral e tempo parcial. A maternidade é um dos principais fatores que leva à descontinuidade da mulher no mercado de trabalho. A presença de filhos faz com que algumas mães optem por sair do mercado de trabalho para dar assistência aos filhos (SEDLACEK e SANTOS, 1991), ainda, de acordo com a legislação brasileira, as empresas devem conceder licença maternidade para as mulheres com filhos, o que as afastam do mercado de trabalho.

Ainda, segundo as características socioeconômicas dessas mulheres, de forma condizente a teoria de retornos crescentes de educação, quanto maior o nível educacional da mulher, maior o seu nível salarial, tanto para as mulheres casadas quanto para as mulheres coabitantes, seja em trabalho tempo integral ou tempo parcial. No que diz respeito à raça, dentre as coabitantes e casadas, apenas as mulheres de etnia amarela têm um prêmio no salário superior ao das mulheres brancas, tanto para que trabalham tempo integral quanto para as que trabalham em tempo parcial. Considerando a região geográfica em que as mulheres residem, os resultados não diferem para as mulheres casadas e coabitantes que trabalham em tempo integral ou parcial: as mulheres que moram na região Sudeste possuem um salário superior as mulheres que moram em outras regiões. Por último, o fato de a mulher ser chefe de família, faz com que seu salário seja superior àquelas que não são chefes de família, em todos os casos.

**Tabela 4 Regressão linear Múltipla Sub-amostra: Casadas x Coabitantes**

	Casadas		Coabitantes	
	Integral	Parcial	Integral	Parcial
Constante	-1,442 (-69,12)	-0,789 (-30,67)	-0,606 (-19,00)	-0,296 (-5,55)
IMR – Probabilidade de estar na força de trabalho	1,359 (51,87)	1,073 (32,81)	0,809 (15,92)	0,826 (9,72)
IMR – Probabilidade de ser coabitante	0,134 (6,61)	0,102 (4,29)	-0,048 (-18,55)	-0,529 (-12,49)
Experiência	0,059 (89,27)	0,044 (53,20)	0,048 (45,07)	0,041 (24,03)
Experiência ao quadrado	-0,001 (-63,07)	-0,001 (-30,62)	-0,001 (-28,48)	-0,001 (-12,13)
Filhos	-0,045 (-77,07)	-0,035 (-46,23)	-0,041 (-53,62)	-0,032 (-26,87)
1 a 4 anos de estudo	0,355 (66,33)	0,351 (46,29)	0,276 (44,70)	0,304 (29,39)
5 a 8 anos de estudo	0,631 (102,12)	0,646 (75,25)	0,476 (61,91)	0,551 (42,90)
9 a 11 anos de estudo	1,211 (142,45)	1,191 (106,36)	0,887 (74,78)	0,946 (48,60)
12 a 15 anos de estudo	2,011 (209,75)	1,959 (151,80)	1,643 (94,80)	1,593 (56,45)
Mais de 15 anos de estudo	2,603 (230,34)	2,441 (168,38)	2,083 (94,12)	2,058 (58,87)
Negra	-0,282 (-63,90)	-0,214 (-33,43)	-0,225 (-44,60)	-0,186 (-21,57)
Parda	-0,221 (-85,80)	-0,170 (-49,60)	-0,165 (-52,96)	-0,153 (-29,37)
Amarela	0,303 (20,65)	0,266 (12,92)	0,156 (5,15)	0,212 (4,09)
Indígena	-0,322 (-17,42)	-0,208 (-8,61)	-0,226 (-11,43)	-0,176 (-5,59)
Norte	-0,175 (-33,74)	-0,171 (-26,35)	-0,273 (-48,15)	0,197 (-21,97)
Nordeste	-0,450 (-159,76)	-0,452 (-129,61)	-0,523 (-145,40)	0,486 (-77,88)
Centro - Oeste	-0,075 (-19,99)	-0,149 (-30,74)	-0,153 (-34,51)	-0,178 (-24,67)
Sul	-0,107 (-46,94)	-0,140 (-40,70)	-0,102 (-28,38)	-0,160 (-24,73)
Chefe de Família	0,021 (9,93)	0,050 (15,78)	0,005 (1,92)	0,034 (8,31)
Indicador de Ocupação	Sim	Sim	Sim	Sim
R2	0,4848	0,4489	0,4641	0,3705
Número de Observações	636.087	382.801	296.213	142.963

Fonte: IBGE, dados tabulados pelo autor

Notas técnicas:

6. Os valores apresentados representam os coeficientes estimados.
7. Valores entre parênteses representam as estatísticas do teste, com erro padrão robusto.

## 5.2. *Casadas versus Solteiras*

Como é possível observar na tabela 5, da mesma forma que para a sub-amostra de casadas-coabitantes, nesta sub-amostra, tanto para mulheres que trabalham tempo integral quanto para mulheres que trabalham tempo parcial, o *ratio* da probabilidade de entrar na força de trabalho gera um impacto positivo no salário da mulher, seja ela casada ou solteira, indicando que quanto mais características não observáveis, que influenciam positivamente sua participação no mercado de trabalho, a mulher possuir, maior deve ser o seu salário. Já o *ratio* da probabilidade de escolha do estado conjugal gera um impacto negativo no salário das mulheres casadas e solteiras (tanto para as que trabalham em tempo integral, quanto para as que trabalham em parcial), entretanto o impacto parece ser maior no salário das solteiras, indicando que o fato de a mulher optar por permanecer solteira, reduz, numa maior proporção que para as casadas, o seu salário. Sendo a maternidade um dos principais fatores que leva à descontinuidade da mulher no mercado de trabalho, tanto para todas as mulheres da sub-amostra, a presença de filhos gera um impacto negativo no salário.

Ainda, segundo as características socioeconômicas dessas mulheres, de acordo com a teoria de retornos crescentes de educação, quanto maior o nível educacional da mulher, maior o seu nível salarial, tanto para as mulheres casadas quanto para as mulheres solteiras, seja em trabalho tempo integral ou tempo parcial. No que diz respeito à raça, dentre as solteiras e casadas, apenas as mulheres de etnia amarela têm um prêmio no salário superior ao das mulheres brancas, tanto para que trabalham tempo integral quanto para as que trabalham em tempo parcial. Considerando a região geográfica em que as mulheres residem, os resultados não diferem para as mulheres casadas e solteiras que trabalham em tempo integral ou parcial: as mulheres que moram na região Sudeste possuem um salário superior as mulheres que moram em outras regiões. Por último, o fato de a mulher ser chefe de família, faz com que seu salário seja maior para as mulheres casadas, já para as solteiras, no caso das mulheres que trabalham em tempo integral, ser chefe de família impacta em um salário menor, o que pode estar relacionado ao fato dessas mulheres trabalharem em profissões que não necessitem de mão de obra qualificada e, portanto, pagam salários mais baixos.

**Tabela 5 Regressão linear Múltipla Sub-amostra: Casadas x Solteiras**

	Casadas		Solteiras	
	Integral	Parcial	Integral	Parcial
Constante	-0,722 (-28,90)	-0,229 (-6,47)	-0,418 (-7,27)	-0,163 (-1,46)
IMR – Probabilidade de estar na força de trabalho	0,547 (21,87)	0,406 (11,42)	0,881 (8,15)	0,951 (4,36)
IMR – Probabilidade de ser coabitante	-0,183 (-24,84)	-0,126 (-13,06)	-0,439 (-12,64)	-0,351 (-5,77)
Experiência	0,045 (48,08)	0,033 (25,75)	0,036 (14,91)	0,031 (6,80)
Experiência ao quadrado	-0,001 (-19,98)	-0,001 (-8,08)	-0,001 (-3,98)	-0,001 (-1,17)
Filhos	-0,046 (-77,96)	-0,036 (-47,20)	-0,042 (-15,66)	-0,026 (-5,07)
1 a 4 anos de estudo	0,308 (60,79)	0,310 (41,69)	0,205 (13,35)	0,221 (6,50)
5 a 8 anos de estudo	0,541 (89,35)	0,574 (65,11)	0,330 (18,36)	0,404 (10,50)
9 a 11 anos de estudo	0,989 (122,25)	1,017 (88,79)	0,563 (23,65)	0,696 (14,27)
12 a 15 anos de estudo	1,790 (159,96)	1,719 (109,08)	1,243 (37,56)	1,313 (20,49)
Mais de 15 anos de estudo	2,258 (169,08)	2,172 (116,60)	1,654 (37,68)	1,713 (22,39)
Negra	-0,271 (-61,24)	-0,197 (-30,60)	-0,206 (-21,62)	-0,145 (-7,42)
Parda	-0,198 (-83,82)	-0,149 (-46,68)	-0,153 (-25,97)	-0,123 (-10,38)
Amarela	0,299 (20,38)	0,262 (12,69)	0,107 (1,98)	0,266 (2,52)
Indígena	-0,157 (-8,70)	-0,072 (-3,04)	-0,126 (-2,46)	-0,033 (-0,30)
Norte	-0,137 (-26,24)	-0,143 (-21,80)	-0,260 (-24,25)	-0,215 (-10,98)
Nordeste	-0,430 (-146,29)	-0,437 (-118,63)	-0,472 (-67,04)	0,465 (-33,06)
Centro - Oeste	-0,068 (-18,11)	-0,144 (-29,71)	-0,100 (-11,54)	-0,094 (-5,39)
Sul	-0,115 (-48,42)	-0,146 (-40,99)	-0,102 (-13,43)	-0,162 (-10,16)
Chefe de Família	0,020 (9,32)	0,050 (15,63)	-0,016 (-3,34)	0,001 (0,08)
Indicador de Ocupação	Sim	Sim	Sim	Sim
R2	0,4844	0,4483	0,4704	0,3791
Número de Observações	636.087	382.801	63.575	22.650

Fonte: IBGE, dados tabulados pelo autor

Notas técnicas:

- 1) Os valores apresentados representam os coeficientes estimados.
- 2) Valores entre parênteses representam as estatísticas do teste, com erro padrão robusto.

#### 5.4. Resultado do Diferencial de Salários

Avaliando o impacto das variáveis estudadas nos salários, apresentados na tabela 6, percebe-se que, na sub-amostra casadas-coabitantes, os salários das mulheres em união consensual e das em união formal são bem diferentes: as mulheres coabitantes que trabalham em tempo integral ganham em média 3,67% a mais que as casadas, sendo que, essa diferença não é explicada pelas características observáveis das mulheres. Isso indica a existência de um forte indício de problemas de assimetria de informação, ou seja, as características não observáveis das mulheres casadas representam grande parte do diferencial de trabalho. Já quando analisamos as mulheres que trabalham em tempo parcial, o resultado muda: as mulheres coabitantes passam a ganhar em média 1,32% menos que as casadas. Esse fato parece estar relacionado com a informação que as mulheres em união consensual passam para o mercado.

**Tabela 6 Teste de Oaxaca-Khun para diferencial de salário<sup>16</sup>**

Teste de Oaxaca	Casada x Coabitante	Casada x Solteira
Trabalho tempo Integral	0,0367	-0,1512
Trabalho tempo parcial	-0,0132	-0,1191

Fonte: IBGE, dados tabulados pelo autor

Analisando a tabela 7, dentre as variáveis observáveis que mais impactam no diferencial de salários dessas mulheres está à atividade ocupacional que elas exercem e o nível educacional que possuem<sup>17</sup>. No caso das mulheres que trabalham em tempo integral, cerca de 38% da diferença total entre o salário das coabitantes e das casadas se deve ao nível educacional dessas mulheres e cerca de 13% da diferença total entre o salário dessas mulheres se deve à atividade ocupacional que ela exerce. Já quando analisamos as mulheres que trabalham em tempo parcial, cerca de 26% da diferença total entre o salário das coabitantes e das casadas se deve ao nível educacional dessas mulheres e cerca de 36% da diferença total entre o salário dessas mulheres se deve à atividade ocupacional que ela exerce.

<sup>16</sup> Foram realizados testes de diferenças de médias para população para verificar a validade estatística do diferencial. Para todas as sub-amostras o diferencial de salários são estatisticamente significantes.

<sup>17</sup> Foram feitos os ajustes para o teste de Oaxaca para as interpretações das dummies segundo Scorzafave e Pazello (2007).

**Tabela 7 Variáveis de maior impacto no diferencial de salários das mulheres casadas, solteiras e coabitantes**

Impacto no diferencial	Casada x Coabitante		Casada x Solteira	
	Integral	Parcial	Integral	Parcial
Nível Educacional	37,81%	26,16%	76,93%	63,02%
Atividade Ocupacional	13,09%	35,80%	10,41%	23,33%

Fonte: IBGE, dados tabulados pelo autor

Analisando as atividades ocupacionais das mulheres que trabalham em tempo parcial, percebe-se que os setores agrícola, serviços domésticos e indústria de transformação são os que fornecem os salários mais baixos, tanto para mulheres casadas quanto para as mulheres em união informal. Dentre as coabitantes o menor salário é pago àquelas que trabalham no setor agrícola, enquanto que, dentre as casadas, o setor de serviços domésticos e indústria da transformação são os de pior remuneração. Já os setores de atividades consulares e internacionais, financeiro e de produção são os que oferecem, respectivamente, a melhor remuneração para as duas classes de mulheres.

Analisando a sub-amostra casadas-solteiras, percebe-se que, os salários das mulheres solteiras e casadas são bem diferentes: as mulheres solteiras que trabalham em tempo integral ganham em média 15,12% a menos que as casadas. Quando analisamos as mulheres que trabalham em tempo parcial, o resultado não se altera muito: as mulheres solteiras continuam a ganhar menos que as casadas, em média 11,91% menos. Esse fato pode estar relacionado com características ligadas à idade, maturidade e estabilidade que essas mulheres transmitem aos agentes do mercado.

Da mesma forma que para a sub-amostra das casadas-coabitantes, observando a tabela 7, dentre as variáveis observáveis que mais impactam no diferencial de salários dessas mulheres está a atividade ocupacional que elas exercem e o nível educacional que possuem<sup>18</sup>. No caso das mulheres que trabalham em tempo integral, cerca de 77% da diferença total entre o salário das solteiras e das casadas se deve ao nível educacional dessas mulheres e cerca de 10% da diferença total entre o salário dessas mulheres se deve à atividade ocupacional que ela exerce. Já quando analisamos as mulheres que trabalham em tempo parcial, cerca de 63% da diferença total entre o salário das solteiras e das casadas se deve ao nível educacional dessas

<sup>18</sup> Foram feitos os ajustes para o teste de Oaxaca para as interpretações das dummies segundo Scorzafave e Pazello (2007).

mulheres e cerca de 23% da diferença total entre o salário dessas mulheres se deve à atividade ocupacional que ela exerce.

Observando as atividades ocupacionais das mulheres que trabalham em tempo parcial, percebe-se que os setores agrícola, serviços domésticos e indústria de transformação são os que fornecem os salários mais baixos, tanto para mulheres casadas quanto para as mulheres solteiras. Tanto para solteiras quanto para as casadas, o menor salário é pago àquelas que trabalham no setor da indústria da transformação. Já os setores de atividades consulares e internacionais, financeiro e de produção são os que oferecem, respectivamente, a melhor remuneração para as duas classes de mulheres.

## **6. Considerações finais**

O objetivo principal deste trabalho foi investigar o diferencial de salário das mulheres de acordo com seu estado conjugal. A motivação para isso se deve ao fato de, nos últimos anos, o fenômeno de coabitação estar crescendo no Brasil e, principalmente, em centros urbanos. Utilizando os dados do Censo Demográfico 2000 e controlando pelos dois problemas de seleção das mulheres, utilizando técnicas econométricas especificadas em Lee (1983) e Oaxaca (1973), foi utilizado o método de mínimos quadrados ordinários para investigar o diferencial de salários das mulheres de duas sub-amostras: casadas *versus* coabitantes e casadas *versus* solteiras.

Os resultados empíricos obtidos através da regressão linear múltipla mostram que as mulheres em união informal que trabalham em tempo integral possuem uma melhor remuneração do que as em união formal, já para as mulheres que trabalham em tempo parcial, a situação inverte: mulheres coabitantes ganham um salário inferior ao das casadas. Ao analisarmos as solteiras, tanto para as mulheres que trabalham em tempo integral quanto para as mulheres que trabalham em tempo parcial, as mulheres solteiras possuem uma pior remuneração quando comparadas as casadas. Esses resultados apontam para um problema na percepção dos agentes do mercado para características relacionadas a maturidade, experiência e estabilidade das mulheres.

Com base no método utilizado por Scorzafave e Pazello (2000), para as duas sub-amostras, é possível afirmar que dentre as variáveis observáveis analisadas, as que mais impactam no diferencial de salários dessas mulheres são atividade ocupacional que elas exercem e o nível educacional que possuem. Nas duas sub-amostras, para as mulheres que



trabalham em tempo integral o nível educacional apresenta um maior impacto no diferencial do salário. Já para as mulheres que trabalham em tempo parcial, a variável que mais impacta no diferencial de trabalho é a atividade ocupacional que a mulher exerce.

Ainda, esse trabalho mostra que os problemas de seleção na força de trabalho e da escolha do estado conjugal devem ser levados em consideração, caso contrário, ocorrem problemas de viés nos resultados finais. Controlando os dois problemas de seleção, chega-se a uma estimativa consistente do diferencial de salários e à conclusão de que existe uma penalidade para o fato de ser coabitante.

Os resultados apontam que, de acordo com o tipo de trabalho que a mulher exerce, o impacto do estado conjugal pode variar. Para análises futuras seria interessante utilizar o método de regressão quantílica (KOENKER e BASSET, 1978).

A regressão quantílica pode trazer alguns benefícios à análise do diferencial de salários das mulheres de acordo com seu estado conjugal. Por exemplo, no modelo de regressão linear, a rejeição da hipótese de normalidade dos dados, especialmente devido a presença de *outliers*, que resulta em caudas mais alongadas, pode gerar perda de eficiência dos estimadores e conseqüente falha de qualquer teste realizado<sup>19</sup>. Já na regressão quantílica, o fato do método assumir pesos diferentes para as observações, de acordo com o quantil a ser estimado, os estimadores são robustos, mesmo no caso de rejeição da hipótese de normalidade. Outro benefício está ligado a seu caráter descritivo. O método de mínimos quadrados ordinários apresenta um único estimador para o ponto médio da amostra, já o método de regressão quantílica fornece a possibilidade de múltiplos estimadores para a mesma variável resposta (dependente) de acordo com o quantil analisado (KOENKER e HALLOCK, 2001).

---

<sup>19</sup> Probabilidade de ocorrência do erro tipo I.

## Referências Bibliográficas

ALLEGRETTO, S.; Arthur, M. An empirical analysis of homosexual/heterosexual male earnings differentials: unmarried and unequal? **Industrial and Labor Relations Review**, 1999.

ALONSO, J.; SANT'ANA, F. Desenho de avaliação de impacto econômico do Bolsa Família sobre agricultores familiares participantes do PRONAF B: uma proposta a partir de resultados potenciais. **Avaliação de Políticas Sociais da Fundação Itaú Social**, 2010.

BRIEN, M.; LILLARD, L.; WAITE, L. Irrelated family-building behaviors: cohabitation, marriage and nonmarital conception. **Demography**, v.36, n.4, p. 531-551, 1999.

BECKER, G. A theory of marriage. **Journal of Political Economy**, v.81, n.4, p. 813-846, 1973.

BECKER, G. A treatise on the family. Cambridge, London: Harvard University Press. **The evolution of family**, v. 2, capítulo 11, 1981.

BERQUÓ, E. Arranjos familiares no Brasil: uma visão demográfica. In: SCHWARCZ, L.M. (Org.) **História da vida privada no Brasil: contrastes da intimidade contemporânea**. São Paulo: Companhia das Letras, 1998. v. 4, p.411-37.

BUMPASS, L.; SWEET, J.; CHERLIN, A. The role of cohabitation in declining of marriage. **Journal of Marriage and the Family**, v. 53, p. 913-917, 1991.

BURGESS, S.; PROPPER, C.; AASSVE, A. The role of income in marriage and divorce transitions among young Americans. **Journal of Population Economics**, v. 16, n. 3, p. 455-475, 2003.

CASTRO MARTIN, T. Consensual unions in Latin America: persistence of a dual nuptiality system. **Journal of Comparative Family Studies**, Calgary, Canada, v. 33, n.1, p.35-55, 2002.

FALCÃO, B.; SOARES, R. The demographic transition and the sexual division labor. **Journal of Political Economy**, v. 116, n. 6, p. 1058-1104, 2008.

GREENE, M.; RAO, V. A compressão do mercado matrimonial e o aumento das uniões consensuais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 9, n. 2, p. 168-183, 1992.

HANSON, S.; PRATT, G. Job Search and the Occupational Segregation of Women. **Annals of the Association of American Geographers**, v.31, n. 2, p. 229-253, 1991.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-162, 1979.

HILL, M. The wage effects of marital status and children. **The Journal of Human Resources**, v.14, n.4, p. 579-594, 1979.

KIERNAN, K. Cohabitation in Western Europe: Trends, Issues, and Implications. In: BOOTH, A.; CROUTER, Ann C. **Just living together: Implications of cohabitation on families, children and social policy**. Lawrence Erlbaum Associates, Inc. 2002.

KOENKER, R.; BASSET, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-55, 1978.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. Quantile regression. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 143-156, 2001.

KOREMAN, S; NEUMARK, D. Does marriage really make men more productive? **The Journal of Human Resources**, v.24, n.2, p.282-307, 1991.

KUHN, P. Sex discrimination in labor markets: the role of statistical evidence. **The American Economic Review**, v. 77, n. 4, p. 567-583, 1987.

LAZO, A.C.G.V. A nupcialidade da população feminina negra: estado de São Paulo. *In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, 1988, Olinda, PE. **Anais VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais** . Belo Horizonte: ABEP, 1988. v.3, p.289-321

LEE, L. Generalized Econometric Models with Selectivity. **Econometrica**, v.51, n.2, p. 507-512, 1983.

MADALOZZO, R. An analysis of income differentials by marital status. **Estudos Econômicos**, v.38, n.2, p. 267-292, 2008.

MANNING, W.D., SMOCK, P.J. Why marry? Race and the transition to marriage among cohabitators. **Demography**, Chicago, v.32, n.4, p. 509-532, 1995.

MILLER, P. The gender pay gap in the US: Does sector make a difference? **Journal of Labor Research**, v. 30, n. 1, p. 51-74, 2009.

MIRANDA-RIBEIRO, P. Começar de novo: um estudo comparativo do descasamento recasamento. 1993. 144f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – **Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional**, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

MOORE, W.; WILSON, R. The influence of children on the wage rates of married women. **Eastern Economic Journal**, v.3, n.3, 1982.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v.14, n.3, p. 693-709, 1973.

RINDFUSS, R. The young adult year: diversity, structural change, and fertility. **Demography**, v.28, p. 493-512, 1991.

SEDLACEK, G; SANTOS, E. A mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração de renda familiar. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 21, n. 3, p. 449-470, 1991.

SCORZAFAVE, L. G., PAZELLO, E. T. Using normalized equations to solve the indetermination problem in the Oaxaca-Blinder decompositions: an application to the gender wage gap in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v.61, n. 4, 2007.

SMOCK, P.J. Cohabitation in the United States: an appraisal of research themes, findings, and implications. **Annual Review of Sociology**, Palo Alto, CA, v.26, p.1-20, 2000.