

Radoyka Sobreira Ferreira Prêza

**ALOCAÇÃO INTRADOMICILIAR DE RENDA E MORTALIDADE NA INFÂNCIA:  
UMA ANÁLISE SEGUNDO AS DIFERENÇAS DE GÊNERO NO BRASIL, 2000**

Belo Horizonte  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional /CEDEPLAR  
Faculdade de Ciências Econômicas / FACE  
Universidade Federal de Minas Gerais/UFMG  
2005

## AGRADECIMENTOS

Ao professor e orientador Eduardo Gonçalves Rios Neto pelas sugestões, críticas, idéias e pela excelência de suas aulas, grandes motivadoras deste trabalho. Acima de tudo agradeço por ter aceitado a orientação.

Aos professores José Alberto Magno Carvalho e Roberto Nascimento pelo direcionamento dos trabalhos e pelo grande incentivo.

A professora Ana Hermeto pelas aulas de econometria e pela disponibilidade em sanar as dúvidas referentes à metodologia.

À professora Paula pelas correções e considerações na difícil fase de criação e desenvolvimento do projeto de dissertação.

À Lucília, pela prestatividade, agilidade, incentivo e total disponibilidade em todos os momentos deste processo. Obrigada.

Aos colegas da coorte 2003, Alexandar, Bessa, Cláudia Aguiar, Elisenda, Helder, Lucas, Maria Elizete, Marisa, Mirian e Renata. A Gabriela e Moisés pelo incentivo.

Aos amigos Leonardo Corad e Hermam do Centro de Sensoriamento Remoto, pelas dicas no gerenciamento de memória do programa stata.

Ao amigo Luiz Cláudio pelas primeiras noções de Demografia e constante incentivo.

Ao CNPQ por ter financiado meus estudos.

Aos funcionários do CEDEPLAR: Mirtes, José Henrique, Maria Célia e Consolação da biblioteca por ajudar nas pesquisas bibliográficas e a Cecília, Cleuza e Andréia da secretaria, pela disponibilidade para resolver os assuntos burocráticos. Ao Luiz do laboratório de computação do 8º andar (LCA), pela disponibilidade em sanar os problemas técnicos.

À amiga Cristina Crocco por ter me recebido em sua casa, nos primeiros meses do mestrado e por ter me apresentado a esta bela cidade.

Ao professores Maria Bernardes e Jeff, pelas aulas de inglês, incentivo e pela sempre divertida hora do chá.

Aos meus queridos pais e avós por terem feito da minha infância e da ida à escola os melhores momentos da minha vida.

Aos meus irmãos, Pablo e Bernardo pelo apoio e amizade incondicional, pelo empréstimo exaustivo do computador e da impressora no primeiro ano do mestrado, durante as idas à Juiz de Fora.

Ao Fred, grande incentivador e companheiro, pela cumplicidade diária e compreensão em todos os momentos, razão deste trabalho.

## LISTA DE MAPAS

Mapa 1: Percentual de Filhos Mortos, por Microrregião, 2000 .....	55
Mapa 2: Média de anos de estudos das mulheres, por Microrregião, 2000 .....	58
Mapa 3: Média de anos de estudos dos homens, por Microrregião, 2000 .....	60
Mapa 4: Renda de não-trabalho total dos homens, por Microrregião, 2000 .....	62
Mapa 5: Renda de não-trabalho total das mulheres, por Microrregião, 2000 .....	64
Mapa 6: Percentual de casais homogâmicos segundo a raça, por Microrregião, 2000 .....	66
Mapa 7: Percentual de casais homogâmicos segundo o nível educacional, por Microrregião, 2000 .....	67
Mapa 8: Percentual de uniões consensuais, por microrregião, 2000.....	69
Mapa 9: Razão de Sexo no Brasil (quartis), por microrregião, 2000 .....	72

## SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS.....	2
INTRODUÇÃO .....	7
CAPÍTULO 1: TEORIAS SOBRE ALOCAÇÃO INTRADOMICILIAR DE RECURSOS E MORTALIDADE INFANTO-JUVENIL .....	9
1.1- Determinantes da Mortalidade Infanto-Juvenil.....	11
1.2 – Tomada de Decisão Domiciliar .....	15
1.3- A Formação das Famílias: o Mercado de Casamentos e a escolha dos parceiros.....	20
1.3.1 – Evidências Empíricas e a Escolha dos Parceiros.....	22
1.4 - Preferências Comuns nos Domicílios: O Modelo Unitário.....	24
1.4.1 - Críticas ao Modelo Unitário e Evidências empíricas .....	25
1.5 – Os modelos de Barganha.....	30
1.5.1 – Pontos de Ameaça .....	32
1.5.2 - Parâmetros Externos ao domicílio (EEP).....	35
1.6- Considerações Finais .....	36
CAPÍTULO 2: METODOLOGIA E SELEÇÃO DA AMOSTRA.....	38
2.1 – Estimando a Mortalidade Infanto-Juvenil: As Equações de Alocação Intradomiciliar de Recursos.....	38
2.2- Fonte de Dados e Seleção da Amostra.....	42
2.2.1- Fonte de Dados .....	42
2.2.2-Seleção da Amostra.....	43
2.2.2.1- A Variável dependente: Mortalidade Infanto-Juvenil.....	46
2.2.2.2- Variáveis independentes: Caracterização das Famílias intactas e o perfil dos cônjuges .....	47
2.2.2.2.1- A Razão de Sexo .....	49
2.3- Considerações Finais .....	51
CAPÍTULO 3: TENDÊNCIAS RECENTES DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS .....	52
3.1- Tendências Demográficas Recentes da população brasileira.....	52
3.2- As características das famílias e seu perfil sócio-econômico .....	56
3.2.1- Educação e Renda de Não Trabalho entre as Famílias .....	57
3.3- Tendências do Mercado de Casamentos Brasileiro e a Razão de Sexo .....	65
3.3.1- Homogamia e a escolha do tipo de união .....	65
3.3.2- Compressão no Mercado de Casamentos brasileiro e a Razão de Sexo .....	71
3.4- Considerações Finais .....	73
CAPÍTULO 4: ALOCAÇÃO INTRADOMICILIAR DE RENDA E MORTALIDADE NA INFÂNCIA: OS EFEITOS DOS DIFERENCIAIS DE GÊNERO .....	75
4.1- A Alocação Intradomiciliar de Renda e a Mortalidade na Infância.....	75

4.1.1- O Teste de <i>Pooling</i> : Resultados observados para os modelos de alocação Intradomiciliar de Renda .....	79
4.1.2-O papel da Educação Materna e da Homogamia por Educação .....	82
4.1.3- O papel de Outras variáveis Associadas ao Casamento .....	84
4.1.4- O Papel das Variáveis de Infra-Estrutura Domiciliar .....	84
4.1.5-A Comparação das Magnitudes .....	85
4.1.6-O impacto da Razão de Sexo .....	85
CONCLUSÃO .....	87
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	90
ANEXOS.....	93

## INTRODUÇÃO

As decisões entre as famílias sobre a alocação de tempo e renda, incluindo o investimento em crianças, podem intensificar ou reduzir as disparidades de gênero existentes entre os casais. As famílias tomam suas decisões quanto à alocação e investimento em um ambiente institucional. As decisões de alocar recursos em um caminho particular ou investir em filhos são influenciadas por normas culturais e sociais, além de incentivos econômicos aliados a aspirações individuais. Os fatores que alteram um ambiente institucional e político inevitavelmente alteram as oportunidades e incentivos que homens e mulheres aspiram face a seus domicílios. Mesmo quando estas mudanças não são inerentes a uma questão de gênero específica, eles comumente afetam mulheres e homens e filhos diferentemente.

Esta dissertação tem como objetivo descrever o efeito da variedade das relações de gênero no Brasil sobre a mortalidade infanto-juvenil combinando elementos etnográficos como a homogamia por raça e educação com a análise econométrica. Foram utilizados os microdados do censo 2000 relativo a mulheres em união na faixa etária de 30 a 34 anos de idade. Esta seleção foi baseada na técnica de Brass para mortalidade infanto-juvenil onde a idade de morte do filho depende do grupo etário materno.

Desta forma, as famílias intactas foram reconstituídas de acordo com o grupo etário das mulheres. Como parte desta seleção, foram separados os filhos nascidos vivos que morreram daqueles que sobreviveram, através de uma distribuição logística. Em seguida, foram comparados os cônjuges segundo os seus rendimentos provenientes de pensões e transferências do governo, pois estes não incorporam as horas trabalhadas no mercado de trabalho, apenas a alocação do tempo domiciliar. Por fim, foi avaliada se a presença de um cônjuge alternativo no mercado de casamentos através de um parâmetro

externo aos domicílios, a razão de sexos, poderá colocar em cheque a dissolução da união aumentando o poder de negociação para o cônjuge em escassez no mercado matrimonial.



## **CAPÍTULO 1: TEORIAS SOBRE ALOCAÇÃO INTRADOMICILIAR DE RECURSOS E MORTALIDADE INFANTO-JUVENIL**

*“In their most basic form household center on childbearing and rearing, earning income (or otherwise meeting basic consumption needs), and equipping the next generation to function productively in society. To carry out these functions household members – together or individually - decide how to allocate often-scarce resources across activities, including consumption, production, and investment. But the specific form and characteristics of household often depend on context - a combination of social and cultural norms and economic incentive.” (ENGENDERIN DEVELOPMENT, 2003:150).*

O debate sobre a alocação intradomiciliar de recursos tem-se ocupado em analisar os fatores que afetam as decisões tomadas pela família segundo a alocação de tempo e renda e as possíveis implicações sobre o investimento em saúde dos filhos. Estas questões têm sugerido a discussão do papel exercido por homens e mulheres nos domicílios como forma de intensificar ou reduzir as disparidades de gênero existentes. No Brasil, as evidências têm mostrado que isto acontece das duas formas.

Nesse contexto, o entendimento das teorias de alocação intradomiciliar de renda é fundamental para a discussão das diferenças de gênero, cujos efeitos sobre a mortalidade infanto-juvenil possuem um papel de destaque. De maneira geral, pode-se dividir o capítulo teórico em cinco grandes grupos:

- (1) Os dos **Determinantes Clássicos da Mortalidade Infanto-Juvenil;**
- (2) O Processo de **Tomada de Decisão Domiciliar;**
- (3) O **Mercado de Casamentos** e a escolha dos parceiros;
- (4) O Modelo de Preferências Comuns ou **Modelo Unitário;** e
- (5) Os **Modelos de Barganha.**

A discussão dos determinantes clássicos da mortalidade abre a questão de produção de saúde nos domicílios através do esquema analítico proposto por MOSLEY e CHEN (1984). Além de ser mostrado um conjunto de procedimentos utilizados nos estudos da mortalidade infanto-juvenil como forma de contornar os problemas causais, tais modelos sugerem uma forte associação entre a educação materna e mortalidade

infanto-juvenil. Em seguida, o **Modelo Geral de Tomada de Decisão Domiciliar** baseado nos fundamentos teóricos de Gary Becker contribui para o entendimento da decisão entre alocar tempo e renda, comum a todos os modelos.

Um terceiro ponto teórico é a **Teoria do Mercado de Casamentos** que utiliza os fundamentos da alocação de tempo e renda nos domicílios para o entendimento da escolha entre os parceiros através da alocação de renda. Nesta seção, é mostrado que a distribuição do produto domiciliar entre os casais pode ser modificada pela razão de sexos. Becker mostra que a razão de sexos funciona como um indicador macro-espacial do excedente ou escassez relativa de homens e mulheres em um determinado grupo etário, como forma de redistribuição dos ganhos obtidos com o casamento. Com base nestas questões é mostrado que a escolha de um parceiro idêntico ou homogâmico<sup>1</sup> pode indicar um tipo de alocação intradomiciliar dos ganhos com o casamento de forma diferente do que ocorre com parceiros com características heterogâmicas<sup>2</sup>.

Com base nos pontos teóricos descritos, é mostrado o modelo de alocação intradomiciliar de recursos proposto por BECKER. Para o autor, os domicílios funcionam como uma unidade simples, com preferências comuns entre todos os seus membros, ditadas por apenas um indivíduo, geralmente o cônjuge.

O **Modelo de Barganha** procura mostrar que a decisão na alocação de tempo e renda nos domicílios nem sempre ocorre em conjunto, como no Modelo Unitário. Isso sugere que os conflitos intradomiciliares são gerados pela alternância de poder entre os cônjuges, abrindo a discussão dos modelos não-cooperativos de alocação intradomiciliar, onde a distribuição da renda domiciliar terá efeitos diferenciados, dependendo se os recursos são controlados pelo homem ou pela mulher (POLLAK e LUNDBERG, 1994). Desta forma, a alternância de poder é descrita em termos de pontos de ameaça que se

---

<sup>1</sup> Parceiro com características pessoais semelhantes, como raça, educação ou renda.

<sup>2</sup> Contrário de homogamia.

deslocam em função do ganho relativo de poder domiciliar. Por outro lado, a escassez relativa de homens ou mulheres em uma dada região, descrita como um parâmetro externo ao ambiente domiciliar (EEP) pode culminar em uma possível retirada de um dos membros do casal do domicílio, independente da instabilidade de poder verificada internamente ao domicílio. Com a possibilidade de retirada de um dos cônjuges do domicílio, a estrutura domiciliar pode ser desfeita refletindo em efeitos sobre a produção de saúde dos filhos, através da mortalidade. Isso configura um cenário diferenciado para o cônjuge que possui menor poder decisório no domicílio, sugerindo estratégias mediadoras de conflitos que visam a não dissolução dos casamentos.

Contudo, este capítulo procura examinar as principais teorias econômicas de alocação intradomiciliar que descrevem o controle da renda através da diferença de gênero existente nas famílias intactas<sup>3</sup> e os possíveis efeitos sobre a saúde de crianças, com base no debate sobre os determinantes clássicos da mortalidade infanto-juvenil. O objetivo do arcabouço teórico proposto neste capítulo é contrastar tais teorias com os resultados empíricos encontrados no Capítulo 4.

### **1.1- Determinantes da Mortalidade Infanto-Juvenil**

Os estudos baseados na investigação das causas da mortalidade infanto-juvenil tiveram um ganho analítico a partir da proposta desenvolvida por MOSLEY e CHEN (1982). A proposta dos autores é baseada na premissa de que todos os determinantes sociais e econômicos da mortalidade infanto-juvenil operam necessariamente através de um conjunto de mecanismos biológicos, ou determinantes próximos, que exercem impacto sobre a mortalidade (MOSLEY e CHEN,1982).

---

<sup>3</sup> As Famílias Intactas descritas aqui fazem referência aos domicílios compostos pelos dois membros do casal (homens e mulheres) com pelo menos um filho nascido vivo que possa ter vindo a morrer.

De maneira geral, a análise dos determinantes próximos observa as implicações do nível educacional, idade e parturição por exercerem significativa influência sobre a mortalidade infanto-juvenil através da saúde materna. Com base nestes pontos, o esquema analítico dos determinantes foi um marco para facilitar a especificação de diferentes ordens da causalidade e possíveis interações entre os determinantes socioeconômicos e biológicos.

MOSLEY e CHEN (1982) descrevem os determinantes próximos com base nas seguintes premissas: a) para um conjunto ótimo, mais de 97% dos nascidos vivos pode ser esperado que sobreviva ao longo dos 5 primeiros anos de vida; b) a redução na probabilidade de sobrevivência em qualquer sociedade é devida à operação de forças sociais, econômicas, biológicas e do ambiente; c) os determinantes socioeconômicos devem operar através do mais básico determinante próximo, modificando a influência do risco e o processo de formação das doenças; d) as doenças específicas e a deficiência de nutrientes observados na população sobrevivente podem ser vistas como um indicador biológico da operação dos determinantes próximos; e) a mortalidade infanto-juvenil é a consequência cumulativa de um processo de múltiplas doenças sendo não freqüente, somente a morte da criança que é o resultado isolado do episódio da doença (MOSLEY e CHEN, 1982).

Embora a mortalidade e as características socioeconômicas têm sido utilizadas para gerar inferências causais sobre os determinantes da mortalidade<sup>4</sup>, os mecanismos pelos quais os determinantes operam para produzir os diferenciais de mortalidade ainda permanecem pouco explicados. Segundo MOSLEY e CHEN (1982) este fato ocorre porque o processo biológico de ocorrência das doenças, descrito isoladamente pelas

---

<sup>4</sup> Como exemplo, duas medidas geralmente associadas e que inferem determinantes causais da mortalidade Infanto-Juvenil são a renda e a educação materna.

ciências médicas como um processo de morte específico, não é utilizado nas pesquisas socioeconômicas.

Além dos pontos descritos, a análise geral proposta pelos autores identifica cinco grupos de determinantes próximos da mortalidade infanto-juvenil: a) fatores relacionados à mãe, como idade, parturição e intervalo intergenésico, b) contaminação ambiental, c) deficiência de nutrientes, d) acidentes, e) controle de doenças pessoais. Nesse sentido, tais grupos podem ser influenciados pelos determinantes socioeconômicos os quais incluem: a) características pessoais, como o nível de educação e renda, b) infraestrutura domiciliar através da capacidade de prover saúde e, c) informações da comunidade, como o sistema de saúde e políticas públicas (MOSLEY e CHEN, 1982).

A questão dos diferenciais de mortalidade infanto-juvenil nos países em desenvolvimento motivou vários trabalhos que procuraram descrever os mecanismos pelos quais a mortalidade opera, atribuindo à educação materna um papel dominante na sua definição.

DAS GUPTA (1990) observa para a Índia Rural entre os períodos de 1979/84 que a mortalidade infanto-juvenil é altamente concentrada entre as famílias que vivem sob as mesmas condições de exposição a diferentes doenças. As crianças destas famílias estão mais sujeitas a repetidas infecções do que outras crianças, devido ao baixo padrão de alimentação. Como forma de contornar estas barreiras, a autora encontra que a educação materna, mesmo após ser controlada por classe social e status econômico, possui um efeito positivo sobre a mortalidade.

Em contraste, DESAI e ALVA (1998) em estudo realizado para 22 países em desenvolvimento utilizando os dados da DHS encontram que embora exista uma forte correlação entre educação materna e saúde da criança o relacionamento causal entre elas ainda não foi bem estabelecido. Segundo os autores, a educação materna opera como uma aproximação do verdadeiro padrão socioeconômico domiciliar e da região de

residência, entretanto quando introduzidos os controles pela educação paterna e acesso a infraestrutura domiciliar<sup>5</sup> o impacto da educação materna sobre a mortalidade infanto-juvenil é atenuado. Esse efeito é menor ainda quando controlado por área de residência.

Uma ampla variedade de estudos tem demonstrado uma forte associação entre educação materna e mortalidade cujo efeito sobre as variáveis socioeconômicas tem demonstrado ser um importante determinante. Embora a educação materna tenha um impacto significativo sobre a mortalidade na infância, dependendo do controle utilizado, ela não é tão forte como descrito em muitos trabalhos (DESAI e ALVA, 1998).

CASTERLINE, COOKSEY e ISMAIL (1989) apontam que a ênfase dada à educação dos pais e aos determinantes da mortalidade infantil deixou uma lacuna quanto à análise da influência da renda nesses estudos. Para os autores, os efeitos da renda domiciliar sobre a sobrevivência ainda não têm sido bem estabelecidos devido ao fato de que renda, ao ser especificada de forma agregada como explicação do *background* das famílias, leva em conta também a renda proveniente de pensões, aluguéis, benefícios e transferências governamentais, nas quais não são auferidas através do salário recebido no mercado de trabalho.

Segundo THOMAS, STRAUSS e HENRIQUES (1989) este é um indicativo de que a renda do trabalho reflete somente a participação de horas determinadas no mercado de trabalho; ao passo que a renda proveniente de transferências, pensões, aluguéis e benefícios não obrigam o indivíduo alocar tempo no mercado, mas em dedicar maior parte do tempo em atividades domiciliares.

Desta forma, o tratamento da renda nos estudos clássicos sobre os determinantes da mortalidade infanto-juvenil ao utilizar a renda domiciliar como um dos indicadores do padrão socioeconômico da família, sugere que os domicílios funcionam como uma unidade única, pois não dissocia a renda auferida entre cada indivíduo. Isso mostra que a

---

<sup>5</sup> Se a família possui acesso a água encanada e se há presença de banheiro no domicílio.

maioria dos estudos baseados nos determinantes da mortalidade tem assumido implicitamente que a percepção da saúde nos primeiros anos de vida se dá de forma coletiva entre homens e mulheres nos domicílios.

Um outro conjunto de variáveis importante na determinação da mortalidade infanto-juvenil refere-se às variáveis de infra-estrutura domiciliar. A disponibilidade de água encanada, esgoto e coleta de lixo no domicílio afeta negativamente a mortalidade infanto-juvenil. É notório o impacto destas variáveis e sua interação com a renda domiciliar, notadamente no caso de mortes por causas influenciadas pelas condições ambientais em interação com a desnutrição.

## **1.2 – Tomada de Decisão Domiciliar**

A teoria neoclássica de alocação de tempo e escolha individual entre as famílias e domicílios, desenvolvida por BECKER (1971) procurou adicionar à tradicional teoria econômica do consumidor e ao modelo de alocação de tempo e renda, a análise da produção domiciliar de “mercadorias”<sup>6</sup>(*home production*). Embora a produção de “mercadorias” nos domicílios seja diferente da produção de bens e serviços no mercado de trabalho, a produção domiciliar possui igual valor de interpretação da produção de bens e serviços. Desta forma, a saúde, o número de filhos desejados, educação e a sobrevivência infanto-juvenil podem ser entendidas como algumas dessas “mercadorias” produzidas no interior dos domicílios.

De maneira geral, o arcabouço teórico da tradicional teoria econômica de alocação de tempo e renda reconhece que cada indivíduo aloca seu tempo e renda entre diferentes atividades: recebe renda do tempo gasto trabalhando no mercado de trabalho

---

<sup>6</sup> A produção das “mercadorias” nos domicílios pressupõe que não sejam transacionadas no mercado de bens.

(dedicada a compra de bens) e utilidade<sup>7</sup> ao alocar tempo em atividades fora do mercado para interagir com a compra dos bens de mercado na produção de diversas “mercadorias” domésticas. A alocação do tempo nos domicílios e mercado de trabalho ocorre da seguinte forma:

$$T_w + T_h = T' \quad [1]$$

$T_w$  e  $T_h$  são respectivamente as horas destinadas ao mercado e as horas destinadas ao domicílio, enquanto que  $T'$  é o tempo total<sup>8</sup> alocado pelo indivíduo entre mercado e atividades domiciliares. Na versão mais simples da tradicional teoria do consumidor, uma única pessoa gasta a sua renda monetária maximizando a sua função de utilidade de bens e serviços adquiridos no mercado, sujeita à restrição do seu orçamento que formalmente pode ser descrita como segue:

$$\sum p_i x_i = I_i \quad [2]$$

onde  $p_i$  é o preço do bem  $x_i$ , e  $I$  é a sua renda monetária. A maximização da função de utilidade e a restrição orçamentária individual expressam o consumo individual através de uma função de demanda<sup>9</sup>.

Os bens produzidos no mercado e a restrição orçamentária através da alocação de tempo, podem ser descritos:

$$\sum p_i x_i + w \sum t_{hj} = wT + v = S, \quad [3]$$

$w$  são os rendimentos por hora de trabalho,  $v$  é a renda de não trabalho, isto é, os rendimentos provenientes de pensões, aluguéis, benefícios e transferências governamentais dentre outras possíveis fontes de renda, e  $(S)$  é a renda total ou renda

---

<sup>7</sup> Segundo a teoria da demanda do consumidor, a utilidade é o nível de satisfação que uma pessoa tem ao consumir um bem ou exercer uma atividade. A função de utilidade pode ser expressa como:  $U = U(x_1, x_2, \dots, x_n; t_{h1}, \dots, t_{hr})$ , onde os  $x_i$  representam os bens consumidos pelo domicílio e  $t_h$  o tempo para produzi-los.

<sup>8</sup> O tempo total disponível para Becker compreende as 24 horas do dia ou as 168 horas por semana, ao passo que o tempo alocado no mercado não entra na função de utilidade.

<sup>9</sup> Conforme mostra GREGORY (1997) a função de utilidade é definida sobre as coisas que dão utilidade enquanto a função de demanda relata a riqueza (ou a renda, dependendo da especificação) e os preços da quantidade demandada por cada bem.



potencial<sup>10</sup>. Os termos à esquerda mostram que a renda total é gasta, diretamente no mercado de bens e indiretamente sobre o tempo utilizado para produzir utilidade. A alocação do tempo destinado ao mercado de trabalho fará com que os indivíduos recebam uma compensação das horas trabalhadas obtidas através da renda do trabalho ( $w_t$ ), ao passo que a renda de não trabalho ( $v$ ) não obriga o indivíduo a alocar seu tempo no mercado de trabalho como uma contrapartida para o seu recebimento.

Desta forma, como mostra BECKER (1971), as “mercadorias” serão negociadas, produzidas e consumidas no mercado de tempo individual de cada domicílio. Podemos reescrever a função de utilidade individual:

$$U = U (Z_1, Z_2, \dots, Z_n) , \quad [4]$$

onde as  $Z_1, \dots, Z_n$  são as “mercadorias” produzidas e consumidas de acordo com a função:

$$Z_i = f_i(x_i, t_{hj}; E_i), \quad i=1, \dots, m \quad [5]$$

$x_i$  e  $t_{hi}$  representam os bens e os tipos de uso do tempo para produzir as “mercadorias” e  $E_i$  representa o estoque de capital humano individual empregado entre o mercado e o domicílio. Um acréscimo no preço relativo das  $Z$ 's “mercadorias” irá reduzir a demanda por estes bens, assim como pelos bens e tempo utilizados para produzi-las. Embora não tenham preços no mercado, pois não são negociadas, as “mercadorias” possuem preços sombra iguais aos custos de serem produzidas.

O preço sombra das mercadorias  $Z$ 's produzidas pelo domicílio é afetado pelo preço do tempo (igual a taxa de salários) e o preço dos produtos que são insumos em  $Z$  e foram comprados no mercado de bens. Um aumento exógeno na taxa de salários aumenta o preço relativo sombra dos bens intensivos em trabalho domiciliar.

Com base nisto, BECKER (1971) observa que os indivíduos investem seu tempo através de dois tipos de investimento em capital humano: um voltado para o setor de

---

<sup>10</sup> Segundo Becker (1971) será a renda monetária quando todo o tempo for alocado no setor de mercado.

mercado e o outro para o setor domiciliar. Dada a restrição de tempo nos domicílios unipessoais, quando existe um indivíduo responsável por criar e cuidar de crianças, este despende mais tempo entre o mercado e o domicílio do que se compartilhasse essas funções com outro indivíduo. Nesse sentido, BECKER (1971) sugere que a complementaridade entre pessoas com habilidades diferentes pode ser eficiente para a produção domiciliar se optarem por compartilhar um mesmo domicílio.

Esta é a justificativa para a divisão sexual de trabalho que será uma das bases para as vantagens e benefícios da formação do casamento entre dois indivíduos solteiros.

A teoria das vantagens comparativas, revisitada por Becker, ilustra a possibilidade de complementaridade entre os indivíduos. Ao assumir que os membros de um domicílio formado por duas pessoas são idênticos, a oferta de tempo será a mesma para o setor domiciliar e o setor de mercado. Cada indivíduo terá vantagens comparativas diferentes com base em escolhas diferentes quanto à alocação de tempo no passado, levando-se em conta as suas habilidades pessoais. Isto levará ao ponto em que o indivíduo se especializará na alocação de capital humano no setor de mercado e o outro na alocação de capital humano na produção domiciliar.

A eficiência nos domicílios aumenta, para BECKER (1971), quando o membro que se especializa no domicílio não investir em capital de mercado, mas somente no capital domiciliar. Uma vez que os retornos do investimento em capital especializado dependem das horas gastas em cada setor, um membro do domicílio irá se especializar inteiramente no setor de mercado, sem qualquer incentivo para investir no capital domiciliar. Por outro lado, os membros que se especializarem no setor domiciliar terão mais incentivos para investir no mercado e nenhum incentivo para investir nos domicílios.

A divisão do trabalho nos domicílios domiciliar irá gerar a especialização de um dos membros entre o setor domiciliar e o mercado, se o capital investido em um dos dois

setores tiver igual alocação de tempo. O tempo efetivo dos diferentes membros será um substituto perfeito entre eles, se acumularem diferentes quantidades de capital no domicílio. Assim, a produção das Z's "mercadorias" depende da distribuição de horas se o capital dos membros for diferente. Conforme mostra BECKER (1971), a eficiência nos domicílios é alcançada quando um dos indivíduos investir intensivamente no setor de mercado e o outro no domicílio, ocasionando em retornos de escala constantes na produção de "mercadorias".

Tradicionalmente, as mulheres têm destinado a maior parte do seu tempo cuidando de crianças e atividades domésticas, ao passo que seus maridos têm se dedicado mais intensivamente às atividades no mercado de trabalho. As principais diferenças entre homens e mulheres caracterizam uma divisão sexual do trabalho nos domicílios, marcada pela dissociação da produção do bem estar de crianças, da produção de bens duráveis no mercado de trabalho. Ao adicionar o conceito de esforço na análise da divisão sexual do trabalho domiciliar BECKER (1981) procura mostrar que o cuidado com crianças e as demais atividades nos domicílios demandam quantidades maiores de "energia" por serem tarefas fatigantes e que limitam o acesso a mercado de trabalho. Conforme mostra o autor, as horas gastas pela mulher entre o mercado e o domicílio não são um substituto perfeito das horas gastas pelos homens, mesmo quando fazem o mesmo investimento em capital humano. O autor observa que as mulheres casadas com responsabilidade de cuidar de crianças e de outras atividades domiciliares recebem menos do que os homens escolhem trabalhos e ocupações com um grau de "segregação" e investem menos em capital humano, quando comparados com a mesma alocação de horas no mercado de trabalho.

### **1.3- A Formação das Famílias: o Mercado de Casamentos e a escolha dos parceiros**

O item anterior mostrou como a tomada de decisão domiciliar é utilizada para explicar a escolha das famílias em alocar tempo e bens na produção e consumo de mercadorias domiciliares. Este modelo não trata especificamente da alocação intradomiciliar. Neste item será discutido como o processo de formação das famílias, entendido através do conceito de mercado de casamentos, caracteriza o tipo de divisão do produto domiciliar através dos ganhos obtidos com o casamento e do tipo de parceiro que é escolhido.

Nesse sentido, a análise do mercado de casamentos procura responder três questões importantes: a) qual o excedente total de cada casamento gerado pelos parceiros potenciais; b) como ele está distribuído entre os parceiros; e c) quem casa com quem. Para responder estas questões é necessário existir o equilíbrio no mercado de casamentos, que, segundo BECKER (1971), requer que existam o mesmo número de mulheres e homens dispostos a ingressar no estado de casado.

BECKER (1971) mostra que o ganho em estar casado irá depender de como a desigualdade de renda entre os parceiros potenciais e do nível de educação formal afetam a eficiência na produção domiciliar. BECKER (1971) mostra que o ganho de cada participante pode ser medido em termos da renda obtida com o produto domiciliar agregado, a soma das chamadas  $Z$ 's "mercadorias", produzidas através da compra de bens e da utilização do tempo para atividades no domicílio.

Segundo BECKER (1971) a entrada e saída dos indivíduos do estado de solteiro para o estado de casado funciona como uma estrutura de mercado onde os participantes são motivados por ganhos potenciais obtidos com a união. Os participantes irão optar pelo casamento se o ganho em estar casado for maior do que o ganho em permanecer

solteiro. Para que esta condição ocorra, basta que um dos parceiros apresente uma renda  $Z$  no casamento do que aquela na condição de solteiro, mesmo que o outro parceiro apresente a mesma renda  $Z$  auferida na condição de solteiro.

Em geral as condições de oferta e procura no mercado de casamentos, determinada pela razão de sexos, indicará que auferirá os ganhos do casamento. Este modelo é um dos primeiros modelos de alocação intra-domiciliar do consumo.

Embora a divisão dos ganhos com o casamento seja governada pelas forças do mercado de casamentos, conforme mostrou BECKER (1971), existem evidências o autor de que os ganhos podem ser redistribuídos entre os cônjuges, sugerindo que a razão de sexo é um indicador desta redistribuição. Uma maior ou menor oferta de homens e mulheres no mercado de casamentos leva a uma situação de compressão do mercado matrimonial (*marriage squeeze*). A escassez de um sexo ou outro na faixa etária em que geralmente acontecem os casamentos pode influir na constituição de uniões. Assim, a razão de sexos ao refletir o número de homens em relação ao número de mulheres em uma determinada faixa etária que ocorrem os casamentos indica que uma alteração na razão de sexo em direção a uma compressão do mercado matrimonial dos homens<sup>11</sup> irá indicar um maior ganho com o produto do casamento pelas mulheres. Caso contrário, uma compressão do mercado matrimonial para as mulheres<sup>12</sup> indicará um ganho maior do produto do casamento pelos homens.

No Brasil e no mundo inteiro as populações passam por períodos de escassez de um sexo ou outro nos grupo etários onde geralmente ocorrem os casamentos. RAO e GREENE (1990) observam, com base em dados da PNAD 1984, que a solução encontrada para a obtenção de um equilíbrio no mercado de casamentos brasileiro foi um mecanismo de “reciclagem” dos homens, através do aumento da constituição das uniões

---

<sup>11</sup> Razão de sexos maior do que um.

<sup>12</sup> Razão de sexos menor do que um.

informais, extremamente instáveis. Para os autores, o mercado de casamentos brasileiro é composto pelo grupo de pessoas que não abrem mão do casamento formal e pelo grupo que aceita o casamento informal ou consensual. Isso significa que a compressão do mercado de casamentos leva as pessoas que só querem uniões formais a reduzir a diferença entre sua idade e a do cônjuge porque não possuem a opção da “reciclagem”. Assim, a média da diferença de idade ao primeiro casamento, geralmente formal, é menor do que nas uniões consensuais, onde os maridos são bem mais velhos, indicando que quanto mais intensa é a compressão, mais importante se torna o uso da união consensual para aliviar a situação do mercado de casamento brasileiro.

Os autores acima referidos enfatizam o papel da razão de sexo no poder de barganha dos domicílios. Mais adiante no capítulo será revisada esta proposição dos autores no que tange à determinação da fecundidade no Brasil.

### **1.3.1 – Evidências Empíricas e a Escolha dos Parceiros**

De acordo com a análise do mercado de casamento proposta por Becker, os indivíduos irão se casar quando o ganho em estar casado for maior do que o ganho em permanecer solteiro, esperando que com a formação da união as diferenças entre os indivíduos diminuam. Entretanto, isso irá depender das similaridades e diferenças entre os parceiros potenciais. Esta questão dá início à discussão das escolhas entre os parceiros.

Segundo BECKER (1971), a escolha do parceiro ocorre se o produto a ser gerado com a união for maximizado. Geralmente esta maximização é coerente com o ordenamento dos parceiros no que tange às características dos indivíduos (*assortative mating*). O ordenamento será positivo quando os indivíduos possuírem características semelhantes, ou seja, homens que possuem potencialmente “características elevadas” se casam com mulheres com “características elevadas”, ou quando homens com “baixas características” se casam com mulheres com “baixas características” (*positive assortative*

*mating*). Caso contrário, o ordenamento negativo se dará quando pessoas com diferentes características se casam (*negative assortative mating*).

Desta forma, BECKER (1971) observa que a existência de preferências na escolha dos parceiros dentro do mercado de casamentos pode ser uma questão crucial. As preferências para o autor podem ser entendidas como a escolha da renda, do nível de educação e raça dentre outros atributos pessoais de um parceiro potencial. Pessoas com preferências similares têm um incentivo a casarem umas com as outras se o padrão de consumo e especialização domiciliar forem semelhantes, sugerindo que as preferências são mais prováveis de serem positivas do que negativas.

Algumas evidências empíricas têm mostrado o efeito da homogamia e como as características individuais afetam a escolha entre os parceiros em diferentes mercados de casamentos. A homogamia, segundo PULLUM e PERI (1999) pode ser entendida como as similaridades entre maridos e esposas potenciais, sendo que alguns autores utilizam a endogamia para descrever similaridades entre grupos. Como exemplo de endogamia, podem ser citados os casamentos ocorridos entre indivíduos de um mesmo grupo ao passo que a homogamia descreve similaridades pelos grupos, como, por exemplo, os estratos educacionais<sup>13</sup>.

PULLUM e PERI (1999) analisam a dimensão das preferências nos casamentos ocorridos em Montevidéu (Uruguai) em 1993 e discutem as regras dos atributos pessoais no processo de escolha dos parceiros. Encontram que a educação e a religião são importantes características que interferem na homogamia e que uma importante dimensão da escolha dos parceiros está na área social. Os autores descrevem que a área social é a região onde os indivíduos passam a maior parte do tempo e dessa maneira há maior chance de encontrar parceiros potenciais.

---

<sup>13</sup> Neste trabalho, um *assortative mating positivo* pode ser entendido como uma escolha homogâmica, e caso contrário, um *assortative mating negativo* pode ser entendido como uma escolha heterogâmica.

LEWIS e OPPENHEIMER (2000) examinam o impacto do nível educacional nos mercados de casamentos por coortes e em regiões diferentes dos EUA. Os autores utilizam os dados da NLSY<sup>14</sup> 1979/92 e encontram que a chance de homens e mulheres escolherem “piores” parceiros cresce amplamente se residirem em uma área onde o nível educacional é baixo ou não concentrado, ao invés das áreas com nível de escolaridade maior. Em áreas com níveis de educação desconcentrados, os indivíduos tendem a se casar com parceiros de nível educacional diferente, aumentando as chances das mulheres em grupos etários superiores em não fazer um casamento homogâmico.

QIAN (1997) examina, para os EUA, através dos dados da PUMS entre 1980 e 1990, a mudança da endogamia<sup>15</sup> racial e a homogamia educacional nos casamentos. O autor encontra que o casamento entre a população branca e as minorias raciais varia de acordo com o nível de educação do parceiro potencial e os casamentos inter-raciais são mais fáceis de ocorrer quando os indivíduos possuem diferentes níveis de educação.

#### **1.4 - Preferências Comuns nos Domicílios: O Modelo Unitário**

Este modelo sugere que o funcionamento do domicílio segue uma lógica única de ação para cada um de seus membros contribuindo para a existência de apenas uma função de utilidade domiciliar em que todos os membros se esforçam para maximizá-la. O modelo unitário também é chamado de ditatorial, pois um membro familiar geralmente o marido, toma as decisões de consumo para todos os membros residindo no domicílio.

Uma hipótese alternativa é proposta por BECKER (1971), com base na existência de um membro na família que seja “altruísta”, responsável por tomar todas as decisões de alocação intradomiciliar. Desta forma, ao analisar a tomada de decisão implementando as noções de altruísmo, o autor sugere que uma pessoa na família, geralmente o marido é

---

<sup>14</sup> National Longitudinal Survey of Health

<sup>15</sup> Um parceiro potencial casa com um outro parceiro de um mesmo grupo étnico, socioeconômico, educacional dentre outros.



efetivamente altruísta em direção a outros membros da sua família, geralmente a sua esposa.

A presença de um membro altruísta indica, para BECKER (1971), que a função de utilidade depende do bem estar dos outros membros. O comportamento dos demais membros no domicílio é modificado pelo altruísmo do marido.

Se o marido é efetivamente altruísta e gasta parte da sua renda com a sua esposa ao invés de seu próprio consumo, e se o marido (h) e a esposa (e) consomem quantidades de  $Z_h$  e  $Z_e$  de uma “mercadoria”, a restrição orçamentária do marido poderá ser descrita como:

$$Z_h + y = I_h \quad [6]$$

o preço de  $Z$  é um conjunto igual para a unidade,  $y$  é a quantidade gasta com a esposa e  $I_h$  é a renda trazida pelo marido do mercado de casamentos. O consumo total da esposa é igual ao somatório da sua renda pessoal e da contribuição do marido:

$$Z_e = I_e + y \quad [7]$$

$I_s$  é a renda que será distribuída à esposa através do mercado de casamento se ela não tiver se casado com uma pessoa “egoísta”. Caso contrário, casando-se com um altruísta sua renda será idêntica à do seu marido.

#### **1.4.1 - Críticas ao Modelo Unitário e Evidências empíricas**

As seções anteriores procuraram descrever o domicílio como uma unidade que aloca recursos para o consumo de bens e para a produção de  $Z$  “mercadorias” através de regras diferenciadas de alocação entre homens e mulheres. Essas diferenças contribuíram para as mulheres especializarem-se historicamente no cuidado com crianças e em atividades domiciliares, demandando “contratos” com seus maridos contra adversidades no casamento, como os divórcios.

GROSSBARD-SHECHTMAN (1982) examina, para a Guatemala, com base nos dados da Rand and INCAP<sup>16</sup> de 1974 que existe um *trade-off* entre os casamentos formais e os benefícios materiais que uma mulher recebe como contrapartida dos serviços prestados ao seu cônjuge, de maneira similar ao *trade-off* entre o retorno monetário e a estabilidade de emprego encontrada no mercado de trabalho. Para a autora, as cerimônias mais elaboradas e públicas nos casamentos formais fazem crescer o custo do divórcio, encorajando a estabilidade.

Embora BECKER (1971) tenha demonstrado que existe diferença nas alocações de tempo e renda entre os cônjuges, seu modelo pressupõe a neutralidade da fonte de renda domiciliar sobre a alocação de bens no interior do domicílio, sugerindo a homogeneidade das preferências entre os casais. Nesse sentido, a divisão sexual do trabalho nos domicílios mostra que existem diferenças não só de investimento em capital humano entre homens e mulheres, mas também diferenças biológicas, acentuadas por um fraco grau de especialização para um dos cônjuges. Estas diferenças não afetam a alocação de bens no interior do domicílio.

Com o aumento da participação feminina na força de trabalho, é possível que a hipótese de preferências unitárias passe a não corresponder à realidade. Com o aumento da participação feminina no mercado de trabalho é também verificada uma redução das taxas de fecundidade nos grupos etários mais avançados. PINELLI (2004) descreve que a participação das mulheres no mercado de trabalho não é suficiente para definir uma situação de maior equidade de gênero, mas sugere que é um aspecto que deve ser destacado.

O aumento da participação feminina no mercado de trabalho eleva o seu poder de negociação ou “empoderamento” dentro da família, medido segundo PINELLI (2004) através da renda recebida no mercado pela mulher. Desta forma, o valor da utilização do

---

<sup>16</sup> Pesquisa realizada para seis comunidade da Guatemala.

seu tempo no cuidado com crianças e atividades domiciliares deixa a divisão sexual do trabalho menos vantajosa, revelando a possibilidade de existirem conflitos de interesse quanto à alocação intradomiciliar de renda.

Nesta seção serão descritos alguns resultados empíricos cujas evidências caminham ora em sentido contrário ao que é proposto pelo arcabouço teórico de BECKER (1971), ora seguem a mesma linha teórica. Os resultados servem para problematizar a hipótese de um modelo unitário de alocação de bens com modelos alternativos.

Sob essa rota, uma ampla quantidade de trabalhos empíricos tem-se ocupado em testar o modelo de preferências comuns, também chamado de modelo de *pooling*. De maneira geral, estes modelos procuram identificar se há alguma diferença de gênero na alocação domiciliar. Os modelos buscam a existência de algum diferencial de alocação de recursos para as crianças diferenciado entre marido e mulher, além do diferencial no que tange ao sexo dos filhos beneficiados. Dado este diferencial, os estudos procuram avaliar em que medida as mulheres podem ser mais altruístas do que os homens na alocação domiciliar, visto que possam contribuir para o aumento das chances de sobrevivência das crianças.

Estas questões sugerem que nas famílias onde as mulheres detêm maior poder de negociação, reduzem-se as chances de mortalidade dos filhos. Os principais estudos empíricos descritos por THOMAS, STRAUSS, HENRIQUES (1989), THOMAS (1990, 1997, 2000) utilizaram como indicador do poder de negociação entre os casais a renda da família desagregada entre renda de trabalho e renda de não-trabalho, quando controlados pelo homem e a mulher verificando as evidências contrárias do que é especificado pelo referencial teórico do modelo unitário.

A proposição do modelo unitário é que as decisões de consumo são afetadas pela renda familiar, mas a origem da geração desta renda entre os membros do domicílio

(marido e mulher) não afeta a decisão de consumo. Neste sentido, o efeito renda sobre o consumo domiciliar será o mesmo, independentemente da origem pessoal desta renda.

No Brasil, o trabalho de THOMAS, STRAUSS e HENRIQUES (1989) procura testar o modelo de preferências comuns, utilizando como variável independente os gastos domiciliares, como medida de renda permanente, sobre duas variáveis dependentes, a sobrevivência infantil e a antropometria das crianças nos domicílio.

THOMAS (1990) dando continuidade ao trabalho anterior testa novamente o modelo de preferências comuns utilizando como variáveis dependentes a sobrevivência infantil e o *status* nutricional de crianças nos domicílios, com base nos dados da ENDEF para o Brasil no período de 1974/75. O estudo mostra que existem algumas preferências de sexo onde as mães estão dispostas a alocar recursos para melhorar o peso e altura de suas filhas, ao passo que os pais fazem a sua escolha em beneficiar seus filhos.

THOMAS (1997), ao testar o modelo de *pooling* para o consumo e gastos domiciliares, encontra que um aumento na renda de não-trabalho da mulher afeta mais positivamente os gastos com saúde, educação e ingestão de nutrientes do que um aumento na renda de não-trabalho do homem. Ao assumir que a renda de não-trabalho é exógena, o autor observa que quando há um aumento dos gastos nos domicílios os indicadores de *status* nutricional, como o peso pela altura e a altura por idade, também se elevam, sendo do que este ganho é maior quando a renda é controlada pela mulher. Isto é associado não só ao aumento dos gastos com saúde e educação, mas também a uma melhoria na eficiência da família em produzir as condições favoráveis à ingestão de nutrientes pelas crianças.

Sob a perspectiva de rejeição do modelo unitário ou de preferências comuns, THOMAS (2002) mostra que isto não implica necessariamente na aceitação do modelo de barganha. HODDINOTT, ALDERMAN e HADDAD (1997) sugerem que a rejeição do modelo de *pooling* não é o mesmo que aceitar um modelo alternativo.

THOMAS (2002), observa em estudo aplicado para a Indonésia, que o modelo de barganha nem sempre implica em uma estrutura apropriada, pois o que deve ser considerado nestes modelos é o que acontece com a demanda quando o poder de barganha é transferido de um membro para o outro no domicílio.

Os resultados apresentados por THOMAS (1989,1990,1997,2002) descrevem em grande parte a rejeição do modelo de preferências comuns.

GREGORI (1999) encontra resultados contrários ao de Thomas para o Brasil. Embora utilizem bases de dados e nível de desagregação regional diferentes, os estudos apresentam resultados em direções contrárias. Ele procura descrever para o Brasil uma relação entre a educação e renda de não-trabalho dos pais sobre o status de saúde das crianças. O estudo analisa a demanda dos pais por saúde dos filhos em três regiões brasileiras tomadas de forma agregada: Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste para cada região as áreas rurais e urbanas separadamente, e encontra diferentes resultados para cada região; ora rejeita-se o modelo de preferências comuns ora não é rejeitado. Com base nos dados da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição (PNSN)<sup>17</sup> para o ano de 1989, o autor trabalhou com diferentes modelos.

Sob o ponto de vista dos efeitos da educação, GREGORI (1999) encontra que geralmente os efeitos da educação materna são mais importantes sobre a saúde dos filhos do que os da educação paterna. Esse resultado está de acordo com a hipótese do modelo unitário onde a mulher despende maior parte do seu tempo tomando conta de crianças do que o homem; logo o seu capital humano nesse setor é mais intensivo do que o dos homens. Na região Nordeste também é verificado que as mães investem mais na saúde das filhas do que dos filhos, ao passo que seus maridos investem mais nos filhos.

Por outro lado, na região urbana do Sudeste o efeito da educação materna privilegia a saúde de meninos, revelando ser diferente do efeito encontrado na região

---

<sup>17</sup> A pesquisa incluiu dados para todas as regiões geográficas do Brasil, exceto a área rural da região Norte.

Nordeste, ao passo que o efeito da educação paterna não apresenta qualquer viés de alocação sob o sexo dos filhos.

GREGORI (1999) observa que a renda de não-trabalho possui um efeito não significativo sobre a saúde das meninas e meninos, mostrando que o modelo unitário não deve ser fortemente rejeitado.

O autor complementa sua observação mostrando que os efeitos dos padrões de renda de não-trabalho não ajudaram a interpretar um padrão de alocação mesmo os efeitos da renda de não-trabalho sendo positivos, pequenos e não significantes. Desta forma, o modelo unitário também não pode ser rejeitado pelo teste de *pooling*, mas existem evidências sobre a alocação de educação que não são consistentes com a hipótese do modelo unitário.

### **1.5 – Os modelos de Barganha**

As seções anteriores procuraram mostrar, através das críticas ao modelo de preferências comuns, como a divisão sexual do trabalho domiciliar e as noções de altruísmo nem sempre promovem o mesmo bem-estar entre todos os membros de um domicílio intacto com crianças. Desse debate surge a questão da escolha de um modelo que especifique os conflitos e as relações de poder existentes entre os cônjuges e a consequência das suas alocações para o bem estar de seus filhos.

O debate dos modelos de barganha segue, em grande parte, a análise anteriormente apresentada sobre a tomada de decisão domiciliar, cabendo ressaltar que a utilização do arcabouço teórico dos modelos de barganha não é necessariamente uma pré-condição imposta pelo teste de preferências comuns, ou teste de *pooling*, conforme descreveram na seção anterior HODDONOT, ALDERMAN e HADDAD (1997).

O objetivo desta seção é apresentar o modelo teórico de barganha e as suas evidências empíricas, baseando-se no modelo introduzido por MANSER e BROWN

(1980) e Mc ELROY e HORNEY (1981). O modelo descrito pelas autoras consiste em uma completa especialização de gênero em prover a produção de bens domiciliares de acordo com o papel exercido tradicionalmente por cada um dos cônjuges. Este modelo trata das escolhas individuais entre marido e mulher com base em um jogo cooperativo.

Uma importante questão que motiva o estudo das relações de poder entre os cônjuges nos modelos de barganha é saber se cada cônjuge é capaz de manter a sua independência econômica fora da união. Desta forma, levar em conta as possíveis formas de independência econômica da mulher e do homem é um assunto relevante que pode ser utilizado como suporte para a compreensão do modelo de barganha (Mc ELROY, 1997). A autora sugere que as mudanças na independência econômica ocorrem de várias formas<sup>18</sup> e assume que estas mudanças podem ser monetizadas. Contudo, a autora faz uma distinção entre duas possibilidades de mudanças cruciais para o entendimento da independência econômica entre os cônjuges ao descrever as mudanças portáteis das mudanças não portáteis, descritas na seção que segue.

THOMAS, CONTREAS e FRANKBERG (2002) em recente pesquisa para a Indonésia mostram que a tomada de decisão domiciliar deve ser influenciada por um poder relativo entre os cônjuges. Segundo os autores, uma medida empírica do poder relativo entre os casais tem sido trabalhosa de ser identificada e sugerem que o valor dos recursos trazido do estado de solteiro para o estado de casado pode ser tratado como um indicador de independência econômica e de poder relativo entre os casais. Os autores avaliaram alguns tipos de morbidade como variável dependente utilizando os dados da pesquisa sobre famílias da Indonésia (IFLS) nos anos de 1993 e 1997. Observam que a saúde das crianças entre as famílias javanesas é influenciada por um conjunto de bens pertencentes ao domicílio obtidos na ocasião do casamento dos pais, mesmo depois de

---

<sup>18</sup> Conforme sugere McElroy (1997) a independência econômica pode ocorrer de várias formas: crescimento nos salários, na renda de não trabalho através de herança, taxas e transferências governamentais, mudanças nas leis dos casamentos como nas determinações de pensões alimentícias, divórcios, ou alguma mudança nas regras legais ou sociais que promovam a habilidade de ambos os sexos em se manter fora do casamento.

controlar pelo rendimento familiar. Para os autores, isso sugere que o poder relativo entre o marido e a esposa afeta a alocação de recursos entre os domicílios.

LUNDBERG, POLLAK e WALLEES (1997), através de estudo empírico aplicado na Inglaterra, procuraram identificar em que condições a política governamental implementada nesse país afeta a distribuição de renda entre os casamentos. Observam que os efeitos dos benefícios concedidos pela política governamental visando redistribuir a renda domiciliar possuem efeitos significantes sobre o padrão de gastos domiciliares<sup>19</sup> e esses efeitos são consistentes com a noção de que as crianças detêm um aumento de bem estar quando suas mães controlam a maior parte dos recursos domiciliares.

### **1.5.1 – Pontos de Ameaça**

As mudanças portáteis são definidas por Mc ELROY (1997) como a renda e os atributos pessoais trazidos do estado de solteiro para o estado de casado pelos cônjuges. As mudanças não-portáteis, por outro lado, não podem ser transportadas para o estado de casado (o). Como as mulheres ao longo dos tempos têm se dedicado intensivamente ao trabalho nos domicílios e no cuidado com seus filhos, comparativamente aos homens. Mc ELROY (1997) sugere que há três casos ou situações que mudam o curso da possibilidade de independência econômica da mulher<sup>20</sup>: um crescimento não portátil na independência econômica da mulher; decréscimos portáteis na independência econômica da mulher; e por fim, um crescimento portátil na independência econômica do homem combinado com um decréscimo na independência econômica da mulher.

Em um primeiro cenário há um crescimento não-portátil na renda da mulher, sendo que não é acompanhado por qualquer crescimento ou decréscimo da renda do

---

<sup>19</sup> Quando a renda domiciliar é mantida constante.

<sup>20</sup> A autora coloca que a análise pode ser estendida também para o homem, mas, pelo fato da mulher ter desempenhado um maior papel histórico com o cuidado dos filhos, ela apresenta essa análise.



homem. É considerado aqui um crescimento exógeno na renda da mulher no estado de solteira, que será perdido com o casamento e, desta forma, é não-portátil. Uma vez que esse crescimento é não-portátil entre o estado de solteira e casada, as  $Z_{hm}$ 's “mercadorias” negociadas no mercado de casamentos permanecem as mesmas não indicando ganhos com o estado de casada.

Uma segunda situação verificada é o decrescimento portátil na independência econômica da mulher. No mesmo sentido apresentado na primeira situação, não é acompanhado qualquer crescimento ou decrescimento da renda do homem. Partindo da situação de aumento da renda de solteira da mulher, nesse caso há um decrescimento da renda de solteira da mulher após o casamento, que é transportado para o estado de casada implicando em uma redução do seu excedente marital. Como esse crescimento é portátil entre o estado de solteira e casada, há uma redução das  $Z_{hm}$ 's “mercadorias” trazidas para o casamento, não indicando ganhos no estado de casada. Entretanto, o produto do casamento do seu marido não sofre ganho ou perda, pois a perda é totalmente absorvida pela mulher, não afetando seu marido.

A terceira e última situação proposta por Mc ELROY (1997) é o crescimento portátil na independência econômica dos homens, combinado com um decréscimo na independência econômica da mulher. Sob o ponto de vista da condição da independência da mulher, esse caso dá continuidade à situação anterior. Porém, sob o ponto de vista dos homens, ao contrário das outras situações, leva em conta um aumento da renda de solteiro do homem. Neste caso, os homens conseguem transportar para o estado de casado sua renda obtida no estado de solteiro, ao contrário das mulheres. Não existe mudança na renda domiciliar, mas as mulheres perdem duas vezes com essa situação. Perdem porque sua independência econômica declina e a de seu marido cresce e, por outro lado, os homens ganham duas vezes: através da perda da independência econômica da sua mulher e pelo crescimento da sua renda.

A descrição feita por Mc ELROY (1997) mostra que um crescimento na independência econômica de um dos cônjuges é geralmente seguido de um decréscimo na independência econômica do outro cônjuge, cuja renda de casada é acrescida. Os ganhos com a independência econômica de um gênero vêm às custas de uma cara independência econômica de outro gênero podendo elevar a renda domiciliar ou simplesmente não alterá-la, mas, beneficiando um gênero às custas de outro. As distinções das mudanças portáteis e não-portáteis para a independência econômica dos cônjuges, ora apresentadas colocam uma regra na questão.

O entendimento da independência econômica por gênero contribui para o debate das relações de poder, ou das preferências heterogêneas entre os casais. Desta forma, o modelo de barganha para a mortalidade infanto-juvenil pode ser entendido através dos pontos de ameaça (*treat points*). Estes são pontos de credibilidade utilizados pelo marido ou pela esposa como fonte de ameaça para sua permanência no ambiente domiciliar. Assim, os atributos trazidos pelos cônjuges do estado de solteiro para o estado de casado podem ser utilizados como um indicador do ponto de ameaça.

Os pontos de ameaça serão diferentes para cada cônjuge por razões financeiras, de capital humano e investimentos diferenciados quanto ao bem estar dos filhos (THOMAS, 2002). Cada membro pode optar por uma posição de retirada do domicílio (*fall back option*) caso o nível de satisfação individual com o casamento seja menor do que o nível de satisfação total existente entre os outros membros do domicílio. O autor também chama essa situação de utilidade de reserva (*reservation utility*), pois a opção em deixar o domicílio é um indicativo de que a distribuição de recursos não opera em nível agregado, mas, sob um poder relativo entre o marido e a esposa.

Nesse sentido, um ponto de ameaça  $T^i$  representa o nível de utilidade que cada parceiro pode obter fora do domicílio com a dissolução do casamento<sup>21</sup>. Um modelo alternativo substitui a ameaça de ruptura pela falta de cooperação entre os parceiros através de um conjunto de alocações situadas abaixo do ponto de ameaça, isto é, funcionam como ameaças sem crédito (LUNDBERG e POLLAK, 1993). Neste modelo, a ruptura ocorre primeiro com a transição para um jogo não cooperativo.

Uma vez fora do ponto da curva de contrato, o indivíduo comporta-se de maneira não-cooperativa<sup>22</sup> com a família alterando o bem estar do seu parceiro e filhos. Para LUNDBERG e POLLAK (1993) a ausência de cooperação representa uma redução da negociação entre os cônjuges e dos ganhos com os casamentos. Para eles, a alternância dos pontos de ameaça do marido e da esposa é o principal fator determinante do poder de barganha o que possibilita entender as fontes de conflitos nas decisões da alocação intradomiciliar.

### **1.5.2 - Parâmetros Externos ao domicílio (EEP)**

Mc ELROY (1990) descreve os EEP's como pontos que alternam os pontos de ameaças do marido e da esposa independente da sua renda pessoal, permitindo a reavaliação de um dos membros do casal em decidir deixar o casamento.

Desta forma, os EEPs funcionam como um indicador das condições reais do mercado de casamentos, independente das características individuais durante a escolha dos parceiros e o tipo de união adotada pelos cônjuges. HODDINOTT, ALDERMAN e HADDAD (1997) observam que os EEP's podem ser pensados como uma espécie de experimento natural para testar previsões nos modelos de barganha.

---

<sup>21</sup> Independente do tipo de união; civil ou consensual.

<sup>22</sup> Embora a possibilidade da não cooperação seja descrita aqui, não será objetivo desse trabalho fazer uma análise sobre os Modelos de Barganha não cooperativos.

No Brasil, RAO e GREEN (1991) testaram o impacto do poder de barganha endogenamente sobre a fecundidade. Os autores utilizaram como variável dependente o tipo de casamento e como indicador de EEP a razão de sexos<sup>23</sup>, levando em conta, para a fecundidade, a viabilidade de um cônjuge alternativo, uma vez que o crescimento na razão desse indicador irá aumentar as chances de recasamento de um dos cônjuges, aumentando o seu poder de barganha. Nesse estudo, foi observado que nas regiões brasileiras onde a taxa específica de fecundidade é baixa, as mulheres possuem um maior poder de decisão no casamento quanto ao número de filhos que desejam ter. Entre as características agregadas no estudo, a razão de sexo exerce um efeito no sentido de que a escassez de homens no mercado de casamentos aumenta a fecundidade, denotando um baixo poder de barganha para as mulheres, sendo que o aumento do número de filhos tidos é uma estratégia de manter a união intacta.

A razão de sexos é mais favorável para mulheres residentes em famílias pequenas, resultado de terem tido menos filhos, demonstrando a aderência do modelo de barganha.

## **1.6- Considerações Finais**

Este capítulo procurou descrever as principais teorias econômicas de forma adicional à análise dos determinantes da mortalidade infanto-juvenil proposto por MOSLEY e CHEN (1982). A discussão abrange as principais teorias econômicas que explicam o comportamento intradomiciliar das famílias, mostrando que são complementares às teorias formuladas basicamente por BECKER (1971) e MC ELROY (1997). As primeiras noções de BECKER (1971) sobre a alocação de tempo e renda nas famílias procurou dar subsídio ao entendimento da escolha dos parceiros no mercado matrimonial e seu efeito nas alocações intradomiciliar bem como o papel definidor das condições de casamento exercido pela razão de sexo. Em segundo lugar, as teorias de

---

<sup>23</sup> Uma vez que as mulheres no Brasil se casam, em média, com homens em idade mais elevada do que a sua, os autores utilizaram a razão de homens nos grupos etários de 25-29 anos para mulheres entre 15-19 anos; razão de sexos.

barganha procuram mostrar de forma alternativa que nem sempre as famílias se comportam como no modelo proposto por BECKER (1971) e descrevem que o comportamento de gênero exerce influências sobre as alocações de recursos alterando o poder relativo entre um cônjuge e outro, verificado através dos *treat points*. Entretanto, somente a presença de um parâmetro externo ao domicílio, (*extrahousehol enviromental parameters*) é capaz de alterar de forma significativa as alocações intradomiciliares dos cônjuges.

## **CAPÍTULO 2: METODOLOGIA E SELEÇÃO DA AMOSTRA**

*“Recent research suggest that household decision-making may be influenced by relative power of husbands and wives. But, empirical measurement of relative power has been extremely difficult. Using data that were speccially colleted to adress this issue, the value of resorces that husbands and wives brought to the marriage are treated as an indicator of economic independence and, therefore, relative power within a marriage.” (THOMAS, CONTREAS and FRANKBERG, 2002:1).*

Este capítulo tem como objetivo descrever a metodologia utilizada para estimar os efeitos da alocação intradomiciliar de recursos sobre a mortalidade infanto-juvenil. Todos os assuntos específicos à implementação do método incluem o modelo a ser estimado, o tipo de dados, a seleção da amostra e das variáveis a serem utilizadas. A proposta é fornecer novos elementos à discussão da mortalidade infanto-juvenil incorporando o papel da alocação intradomiciliar de recursos como forma de identificar os diferenciais de gênero sobre a produção de saúde domiciliar. Esta proposta baseia-se no fundamento teórico apresentado no capítulo anterior.

No final deste capitulo serão apresentados os sinais esperados pelos modelos através do subsídio da análise descritiva do próximo capítulo.

### **2.1 – Estimando a Mortalidade Infanto-Juvenil: As Equações de Alocação Intradomiciliar de Recursos**

O capítulo anterior discutiu as principais teorias econômicas que explicam a lógica do comportamento dos indivíduos dentro das famílias e a possibilidade das ações de cada cônjuge ser modificada, independente do que ocorre nas relações intradomiciliares, pela razão de sexo. O procedimento para implementação de tais teorias consiste, inicialmente, em testar o modelo unitário sobre a mortalidade infanto-juvenil, assumindo-se que os efeitos das alocações dos pais no interior dos domicílios e o efeito

externo ao domicílio através da razão de sexo podem exercer efeitos positivos ou negativos sobre os filhos nascidos vivos de mulheres em um tipo particular de união.

A questão da modelagem utilizada para gerar as estimativas segue a literatura descrita no capítulo anterior. De acordo com o que foi apresentado pelo modelo unitário e pelo modelo de barganha há a exigência de se estabelecer uma relação entre as variáveis que caracterizem a alocação intradomiciliar de recursos dos pais e a mortalidade infanto-juvenil. Uma função que descreve as visões de BECKER (1971) e Mc ELROY (1997) para a mortalidade infanto-juvenil dentro da família intacta pode ser descrita da seguinte forma:

$$M \equiv f(I_m; E_m)(I_h; E_h) \quad (2.1)$$

Onde  $M$  é uma função de produção de saúde medida em termos da mortalidade infanto-juvenil nos domicílios,  $I_m$  e  $I_h$  são as rendas de não-trabalho de cada cônjuge, independentes da alocação de tempo no mercado e domicílio (ou seja, demarcadoras de um efeito renda não afetado por algum tipo de efeito substituição), e os vetores  $E_m$  e  $E_h$  são os parâmetros externos ao domicílio (EEP).

A especificação econométrica da função acima pode ser feita com duas equações alternativas. A primeira caracteriza a alocação intradomiciliar de recursos entre os cônjuges no ambiente domiciliar tendo em vista o controle sobre as características dos cônjuges que configuram o acasalamento. A segunda equação descreve os efeitos do EEP sobre o ambiente domiciliar.

A primeira equação pode ser descrita da seguinte forma:

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 RG + \beta_2 CIFM + \beta_3 CSMKT + \beta_4 IDFM + \varepsilon \quad (2.2)$$

Onde  $M$  é um indicador que exprime um evento de morte através de um nascido vivo de uma mãe  $i$ , que morreu.

**RG:** vetor das variáveis indicadoras para cada região selecionada na análise (Grandes Regiões e Unidades Federativas)

**CIF:** vetor das variáveis que *caracterizam os indivíduos (cônjuges) na família intacta*

**CSMKT:** vetor das variáveis que *caracterizam os atributos trazidos do estado de solteiro pelos cônjuges para o mercado de casamentos;*

**IDFM:** vetor das variáveis que caracterizam a *infraestrutura domiciliar da família intacta*

$\beta_1$ : vetor dos efeitos regionais;

$\beta_2$ : vetor dos efeitos individuais dos cônjuges;

$\beta_3$ : vetor dos efeitos dos atributos individuais trazidos do estados de solteiros para o mercado de casamentos;

$\beta_4$ : vetor do efeito da infraestrutura domiciliar.

A equação que descreve os vetores das características externas ao ambiente domiciliar parte da descrição da equação anterior, excluindo as variáveis que definem o poder decisório dentro do ambiente domiciliar, como o tipo de união adotada pelos casais e a existência de homogamia entre eles. Nesta mesma lógica é incluído na equação o vetor do efeito da viabilidade da razão de sexo na microrregião, funcionando como um indicador macroespacial da operação do mercado de casamento.

A variável dependente que mede a mortalidade infanto-juvenil pode ser uma variável dicotômica, presença ou não de morte no domicílio.

O modelo Logit permite estimar a mortalidade através de uma variável dicotômica.

A probabilidade de morte de uma criança ou mais com até cinco anos de idade e vivendo em um domicílio tem a seguinte forma, segundo MADDALA (1983):

$$P_{ij} = \frac{\exp(\beta'X_{ij})}{\sum_{k=1}^m \exp(\beta'X_{ik})} \quad (2.3)$$



Onde  $X_i$  representa os vetores das variáveis que caracterizam os indivíduos na família intacta e a sua infraestrutura domiciliar. A análise dos coeficientes dos modelos Logit será avaliada em termos de efeitos marginais.

A evidência de que este filho tenha morrido ou sobrevivido será considerada como uma medida das alocações de renda e dos diferenciais de gênero entre os cônjuges através de uma função de produção de saúde intradomiciliar. Se por um lado os pais controlam a função de produção de saúde através do nível sócio-econômico, por outro existem controles necessários das características individuais dos pais como a raça e tipo de união que exercem efeitos sobre a mortalidade por efeito das condições de união e o poder de barganha decorrentes das mesmas.

Estes controles podem estar sendo negligenciados nas especificações da produção de saúde domiciliar, conforme observaram THOMAS, STRAUSS e HENRIQUES (1990). Os autores observam que muitos estudos que procuraram estimar uma função de produção domiciliar para a saúde têm falhado quanto à distinção entre variáveis endógenas e exógenas. Embora descrevam que a educação materna tenha exercido um papel significativo nos modelos dos determinantes da mortalidade infanto-juvenil, os efeitos da renda ainda não têm sido bem especificados.

CASTERLINE, COOKSEY e ISMAIL (1989) apontam que a ênfase dada à educação dos pais e aos determinantes da mortalidade infantil deixou uma lacuna quanto à análise da influência da renda nesses estudos. Os autores atribuem essa falha a três pontos: a) a renda total domiciliar é mais difícil de ser manipulada do que outros determinantes; b) os pesquisadores em décadas passadas não atribuíram à renda um papel dominante sobre a sobrevivência infantil pelo fato de que o efeito da educação materna ter sido mais significativo do que o efeito da renda domiciliar; c) talvez a explicação mais plausível seja a escassez de dados sobre os domicílios que contenham informações

mais detalhadas sobre a renda e a sobrevivência infantil (CASTERLINE, COOKSEY e ISMAIL, 1989).

Os trabalhos realizados por THOMAS (1990 , 1997 e 2002) têm sido citados como referência ao demonstrar o impacto exógeno que a renda de não trabalho causa em peso e altura e a sobrevivência infanto-juvenil. A conveniência de se utilizar a renda de não trabalho nas estimativas da mortalidade, para testar a alocação intradomiciliar de recursos, é gerar o menor viés possível, minimizando os problemas de endogeneidade. Quando a renda do trabalho principal é utilizada estes problemas são claramente existentes.

## **2.2- Fonte de Dados e Seleção da Amostra**

### **2.2.1- Fonte de Dados**

Os dados utilizados na análise foram obtidos através do Censo Demográfico brasileiro de 2000. A investigação dos domicílios e das pessoas residentes no Brasil no ano de 2000 teve como data de referência o dia 1º de agosto do mesmo ano. O desenho amostral adotado na coleta do Censo Demográfico brasileiro compreende a seleção sistemática com equiprobabilidade, dentro de cada setor censitário, de uma amostra dos domicílios particulares e das famílias ou componentes de grupos conviventes recenseados em domicílios coletivos, com fração amostral constante para setores de um mesmo município (IBGE, 2001). Para a expansão da amostra foi utilizada a variável peso da pessoa em cada registro individual nos domicílios pesquisados, sendo tais pesos atribuídos ao próprio domicílio e a cada um de seus moradores (IBGE, 2001).

O Censo 2000 incorporou os quesitos do Censo de 1991 e adicionou outros novos. Por exemplo, na seção de rendimentos foram incorporados os rendimentos provenientes de transferências governamentais como o programa renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego. Para este trabalho foram utilizados os quesitos referentes às

características dos indivíduos, como sexo, idade, raça, e as seções de Nupcialidade e Fecundidade, Educação, Mortalidade e Rendimentos. Todos os quesitos foram obtidos através dos microdados no registro de pessoas, ao passo que para a infraestrutura domiciliar os quesitos abastecimento de água e tipo de escoadouro foram obtidos através dos microdados no registro dos domicílios.

A justificativa da escolha do Censo Demográfico de 2000 é devido a possibilidade de variabilidade regional, o que permite efetuar cortes com base no nível microrregional. Isso se tornou possível através dos arquivos de microdados, de maneira que os dados puderam ser recuperados até o nível individual de cada microrregião, possibilitando o cálculo da variável razão de sexo. Além disto, a seleção da base de dados se baseou no fato de que, por se tratar de uma amostra muito grande, os resultados podem refletir mais adequadamente a realidade das famílias apresentadas através da compatibilidade entre a literatura e os resultados gerados pelos modelos.

O Censo 2000 possui informações individuais das características demográficas e econômicas com as quais foi possível reconstituir as famílias através da ordenação dos indivíduos por domicílio<sup>24</sup>, e posteriormente, agregando os dados para as 27 Unidades Federativas, delimitando uma seleção da base de dados do Censo para o Brasil.

### **2.2.2-Seleção da Amostra**

A amostra selecionada abrangeu as mulheres unidas nos grupos etários entre 15 e 34 anos que tiveram filhos nascidos vivos, raça e escolaridade, situação de domicílio e que declararam aos quesitos de rendimento de aposentadoria e pensão, rendimento de aluguel, rendimento de pensão alimentícia, mesada, doação e rendimento de renda mínima, bolsa-escola, seguro-desemprego, e ainda outros rendimentos não detalhados. A

---

<sup>24</sup> O procedimento será detalhado no item referente à seleção da amostra.

partir da amostra selecionada, para fins de operacionalizar o referencial teórico foi selecionada uma sub-amostra para os cônjuges através dos filtros amostrais que delinearão as seguintes características:

- a) Indivíduos que vivem em companhia de cônjuge ou companheiro(a);
- b) Indivíduo segundo o tipo de união;
- c) Indivíduos por tipo de cor (branca, preta e parda);
- d) Mulheres que tiveram filhos(as) nascidos(as) vivos(as);
- e) Mães com idade entre 30 a 34 anos segundo o filtro de Brass para mortalidade infanto-juvenil;
- f) Indivíduos que declararam os anos de estudos completos;
- g) Indivíduos que declararam o quesito de renda de não-trabalho;
- h) Presença de água encanada no domicílio<sup>25</sup>;
- i) Presença de escoadouro no domicílio;
- j) Indivíduos residentes segundo a situação de domicílio;
- k) Indivíduos residentes nos domicílios das 558 microrregiões das 27 Unidades Federativas.

A seleção dos indivíduos no Censo 2000 teve como ponto inicial a caracterização da família intacta. Segundo o arquivo de registro de pessoas, a amostra foi limitada aos indivíduos que viviam em companhia de cônjuge ou companheiro(a) caracterizando o filtro de união. Como os dados do Censo 2000 referentes às características demográficas e sócio-econômicas são disponibilizados de forma individual houve a necessidade de reconstituir as uniões utilizando uma variável domiciliar de controle fornecida no registro de pessoas do Censo 2000. Esta variável serviu como uma variável chave para o emparelhamento dos indivíduos unidos no domicílio caracterizando a família intacta.

---

<sup>25</sup> O mesmo procedimento para caracterizar a família intacta foi feito para as variáveis de infraestrutura do domicílio unido o registro do domicílio ao registro das pessoas através da variável controle. Desta forma, as características para o domicílio passam a pertencer à família intacta.

O intuito desta primeira seleção é que sejam verificados os efeitos dos diferenciais de gênero observados segundo as características individuais dos cônjuges e o tipo de união desejada. Foram selecionados aqueles casais que tiveram uma união do tipo civil e religioso, só casamento civil, só casamento religioso, e aqueles que viviam em união consensual e, em seguida categorizados entre casamento formal e consensual. Os casamentos formais representaram aqueles indivíduos que declararam viver sob o regime de casamento civil e religioso ou só casamento civil, ao passo que os casamentos consensuais englobaram os indivíduos que declararam ter um casamento do tipo religioso ou viver em união consensual.

A caracterização das formas de abastecimento de água e tipo de ligação do escoadouro do domicílio procura intervir como variáveis intermediárias que intervêm na mortalidade infanto-juvenil, conforme sugerido pela literatura dos determinantes da mortalidade. Esta seleção procurou agregar valor à análise das características sócio-econômicas das famílias, uma vez que estas diferenças entre as áreas rural e urbana são fortemente marcadas no Brasil.

Embora alguns estudos realizados para o Brasil tenham trabalhado com a desagregação regional, ela não ultrapassa os limites das áreas metropolitanas, como nos trabalhos de RAO e GREENE (1991), THOMAS, STRAUSS E HENRIQUES (1990), THOMAS (1997) e GREGORY (1997). Pouco se conhece sobre as relações intradomiciliares em um nível maior de desagregação, como as microrregiões. Nesta dissertação, procurou-se analisar os indivíduos segundo a amostra dos microdados do Censo 2000, cujo menor nível de desagregação foram as microrregiões inseridas em cada Unidade Federativa, pressupondo, com isto, que o mercado de casamentos esteja operando no nível das microrregiões.

### **2.2.2.1- A Variável dependente: Mortalidade Infanto-Juvenil**

A construção da variável dependente nos modelos de alocação intradomiciliar de renda para a mortalidade infanto-juvenil partiu da seleção de duas variáveis de mortalidade no Censo Demográfico 2000: a) total de filhos tidos nascidos vivos, e b) total de filhos nascidos vivos que estavam vivos.

A primeira variável foi selecionada com base nos filhos tidos das mulheres de 10 anos ou mais de idade. A segunda variável foi selecionada no Censo Demográfico 2000 com base nos filhos que estavam vivos em 31 de julho de 2000, ou seja, dentre os filhos tidos nascidos vivos foram selecionados aqueles que tinham sobrevivido até a data de referência do Censo 2000.

A necessidade de tal seleção se faz necessária, pois os Censos brasileiros ainda não possuem o número de filhos mortos por mulher, tornando necessário o seu cálculo. Desta forma, foram deduzidas as variáveis (a) – (b) e obtendo-se uma medida do número de filhos mortos por mães. Com base nisto, foi calculada a taxa de mortalidade: número de filhos mortos pelo total de filhos tidos nascidos vivos.

Após o cálculo da taxa de mortalidade, houve a necessidade de delimitar o período da mortalidade na infância, ou seja, entre 0 e 5 anos de idade. Para isto é utilizado o filtro de idade para as mães, inspirado no método para estimar a mortalidade infanto-juvenil proposta por Brass. A técnica se baseia na idéia de que a proporção de filhos mortos, obtida com base nas informações sobre o número de filhos sobreviventes, seja um bom indicador da mortalidade na infância, partindo da observação de que os filhos nascidos vivos seguem uma distribuição no tempo que corresponde a um período de exposição ao risco de morte desde o nascimento até o momento em que é obtida a informação sobre o óbito, ou seja, o tempo desta exposição. Assim, é verificado que a

proporção de filhos mortos possui uma forte dependência com a distribuição dos filhos segundo o grupo etário materno. Desta maneira, é possível derivar estimativas de probabilidade de morte do nascimento até alguma idade exata.

BRASS (1975) verifica que a proporção de filhos mortos,  $D(i)$ , e a probabilidade de morte  $q(x)$  dependem do padrão de fecundidade vigente, cuja proporção de filhos mortos de uma mulher em idade (**a**) possui uma probabilidade de morte correspondente desde o nascimento de um determinado filho até uma idade média (**m**) das mães, que varia de zero até (**a**)-(**m**). O autor observou que a partir do grupo quinquenal materno podem ser obtidas as idades médias, “a-m”, dos filhos em relação às probabilidades de morte. O autor encontra que os valores médios a-m correspondiam para o primeiro grupo etário materno (15 a 19 anos) à mortalidade infantil, isto é, a mortalidade até um ano de idade, para o grupo etário de 20 a 24 anos à mortalidade até dois anos de idade, para o grupo de 25 a 29 anos à mortalidade até três anos de idade, e, por fim no grupo de 30 a 34 anos à mortalidade até cinco anos de idade, compreendendo a mortalidade infanto-juvenil. Fica portanto justificado a delimitação da amostra para o conjunto de mães de 30 a 34 anos de idade.

#### **2.2.2.2- Variáveis independentes: Caracterização das Famílias intactas e o perfil dos cônjuges**

A restrição da amostra à família intacta procura centralizar as informações da alocação intradomiciliar de recursos, dando mais uniformidade aos dados fornecidos pelo Censo 2000. A seleção dos indivíduos em uma família intacta necessita de informações pertinentes às características de cada cônjuge, como cor, anos de estudo, idade e renda e que serão utilizadas das estimativas dos modelos propostos na primeira seção deste capítulo.

A seleção dos indivíduos na amostra da família intacta abrangeu as cores branca, preta e parda, excluindo as mulheres de raça /cor amarela e indígena e aquelas que não declararam a cor. O objetivo desta seleção é a construção da variável homogamia em raça, ou seja, emparelhar os casais que possuem as mesmas características de cor e aqueles diferentes.

Neste mesmo sentido, os anos de estudos de cada cônjuge foram selecionados como um indicador de homogamia em educação e do nível educacional dos pais devido à sua importância sobre a mortalidade infanto-juvenil, descrita pela literatura dos determinantes da mortalidade e de consenso em outras áreas (DESAI e ALVA, 1998; CASTERLINE, COOKSEY e ISMAIL, 1989). Os casais com mesmo nível educacional são selecionados como casais homogâmicos no quesito educação e, caso contrário, exprimem heterogamia. A variável anos de estudos é uma medida do nível educacional dos cônjuges entre as regiões delimitadas no trabalho como forma de conhecer as regiões onde a educação possui maior ou menor concentração.

A utilização da seção dos rendimentos declarados pelos casais ao Censo 2000 procurou delimitar aqueles indivíduos que receberam:

- a) Rendimento de aposentadoria ou pensão<sup>26</sup>;
- b) Rendimento de aluguel<sup>27</sup>;
- c) Rendimento de pensão alimentícia, mesada ou doação;
- d) Rendimento proveniente de programas do governo como: Renda Mínima, Bolsa Escola e Seguro Desemprego<sup>28</sup>;

---

<sup>26</sup> Aquele recebido de instituto de previdência oficial a título de aposentadoria, jubilação ou reforma, incluindo, se for o caso, a parcela paga por entidade de previdência privada fechada como complementação de aposentadoria; ou aquele recebido de instituto de previdência oficial, deixado por alguém da qual a pessoa era beneficiária (IBGE, 2001).

<sup>27</sup> Aquele recebido a título de locação, sublocação ou arrendamento de móveis, imóveis, máquinas, equipamentos, animais, etc.; aquele recebido a título de pensão alimentícia, paga espontânea ou judicialmente; ou ainda aquele recebido, em caráter regular, sem contrapartida de serviços prestados, proveniente de pessoa não-moradora do domicílio (IBGE, 2001)

<sup>28</sup> Aquele recebido de órgão governamental, com vistas em garantir um rendimento mínimo necessário à sobrevivência de uma família; ou aquele recebido de órgão governamental, com vistas em garantir a permanência na escola das crianças de uma família que estejam em idade de frequência obrigatória à escola; ou aquele recebido por dispensa de emprego com carteira de trabalho assinada e atendendo aos requisitos necessários para o recebimento deste benefício; ou ainda aquele recebido como benefício que era concedido a quem permanecia trabalhando, embora tivesse tempo de serviço suficiente para se aposentar. (IBGE, 2001)



e) Outros Rendimentos não especificados.

A seleção das variáveis de rendimento descritas acima procura exprimir um indicador de renda que não capte as horas de trabalho alocadas para o mercado, conforme ocorre com a renda do trabalho principal. Os rendimentos descritos podem ser definidos como as rendas de não trabalho de cada cônjuge e refletem o poder de negociação entre cada indivíduo na família intacta.

#### 2.2.2.2.1- A Razão de Sexo

A variável razão de sexo foi calculada através da população pertencente em cada microrregião geográfica por unidade federativa, antes de serem feitos os filtros amostrais, devido à natureza macroespacial da variável. Foi calculada a razão de homens na faixa etária de 20 a 29 anos por mulheres de 15 a 24, anos por representar os grupos etários onde ocorre a maioria dos primeiros casamentos.

Esta é a única variável macro utilizada no modelo, refletindo o poder relativo de barganha das mulheres com base na compressão no mercado de casamento, conforme discutido no capítulo anterior.

#### 2.3.3-Estatísticas Descritivas das Variáveis

A TAB 2.1 detalha as variáveis utilizadas na estimação dos modelos OLS e Logit para a mortalidade infanto-juvenil e respectivamente suas médias e desvios-padrão:

**TABELA 2.1**  
Estatísticas descritivas: famílias intactas

Brasil_UFs	obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<b>macro_rg</b> regiões macro macro_rg1=1; macro_rg2=2; macro_rg3=0; macro_rg4=4; macro rg5=5	1.355.831	2,879	1,05	1,00	5,00
<b>Sexratio</b> razão de sexo	1.355.831	0,872	0,07	0,65	1,42
<b>Rural</b> rural =1; urbana =0	1.355.831	0,250	0,43	0,00	1,00

<b>raca_mae</b> raça da mãe	1.355.831	2,280	1,45	1,00	4,00
<b>hom_raca</b> homogamia de raça	1.355.831	0,685	0,46	0,00	1,00
<b>catg_est</b> catg_est1=0; catg_est2=1, catg_est3=2; catg_est4=3; catg_est5=4	1.354.530	2,586	1,22	0,00	4,00
<b>Anoestw</b> anos de estudos contínuo	1.355.831	6,349	3,98	0,00	30,00
<b>educw</b> categoria de análise mãe ser mais escolarizada do que o pai educw=0; educw=1	1.355.831	0,430	0,50	0,00	1,00
<b>hom_educ</b> homogamia em educação hom_educ=0; hom_educ=1	1.104.883	1,127	0,82	0,00	2,00
<b>uni_cons</b> categoria de análise união consensual uni_cons=0; uni_cons=1	1.303.367	0,436	0,50	0,00	1,00
<b>Rnttw</b> renda de não trabalho da mulher	1.355.831	10,041	108,92	0,00	45.240,00
<b>rnth</b> renda de não trabalho do homem	1.355.831	27,544	249,38	0,00	70.000,00
<b>dep_1</b> variável dependente binária: 0 não teve filho morto ; 1; teve filho morto dep_1=0; dep_1=1	1.355.831	0,062	0,24	0,00	1,00
<b>Água</b> dummy: categoria de análise ter água encanada agua=0; agua=1	1.219.737	0,666	0,47	0,00	1,00
<b>escoad</b> dummy: categoria de análise ter rede de escoadouro de esgoto escoad=0;escoad=1	1.219.632	0,517	0,50	0,00	1,00

Fonte: IBGE - Censo Demográfico,2000.

Por fim, a redução amostral da população distribuída entre as unidades federativas é apresentada na TAB 2.1 em anexo. É observado nas regiões Norte e Centro-Oeste uma maior concentração das famílias intactas que nas demais regiões. A seleção final da amostra foi composta por 11.648.964 famílias intactas referentes às 558 microrregiões das 27 unidades federativas brasileira. O objetivo desta tabela é mostrar que a seleção amostral efetuada no trabalho não altera a distribuição da amostra do Censo 2000.

### 2.3- Considerações Finais

Neste capítulo foi apresentada a metodologia de análise do trabalho que procura adicionar à teoria descrita no capítulo anterior ferramentas que operacionalizam a discussão da alocação de renda intradomiciliar sobre a mortalidade. A metodologia procura subsidiar a análise teórica no sentido de testar o modelo de preferências comuns ou modelo de *pooling* em relação ao modelo de barganha. Para isto, utiliza-se a renda de não trabalho total de homens e mulheres individualmente como um indicador de poder relativo entre os casais e a razão de sexos como um indicador de variabilidade macroespacial que altera os pontos de ameaça de cada cônjuge e seus reflexos sobre a mortalidade.

Desta maneira, será comparada a forma da relação das variáveis que caracterizam os atributos pessoais dos cônjuges e da razão de sexo sobre a mortalidade, no sentido de verificar uma relação não linearidade através dos modelos de regressão Logit.

### **CAPÍTULO 3: TENDÊNCIAS RECENTES DAS FAMÍLIAS BRASILEIRAS**

As transformações demográficas e sócio-econômicas vivenciadas em décadas recentes no Brasil têm influenciado de forma significativa os arranjos familiares. Dada a sua heterogeneidade regional, o país convive ao mesmo tempo com fortes diferenças entre as famílias residentes nas regiões Norte e Nordeste do país em relação às famílias do Sul e Sudeste. Tais diferenças podem ser um indício de que as mulheres residentes nas áreas menos desenvolvidas detenham um poder menor de negociação nos domicílios do que aquelas que residem nas demais áreas.

Neste contexto, o presente capítulo apresenta uma discussão das tendências demográficas e sócio-econômicas recentes entre as famílias intactas brasileiras e seus reflexos na configuração das relações de poder entre os casais. A discussão procura adicionar a análise exploratória dos dados selecionados para a família intacta no Censo 2000, como forma de dar subsídio aos resultados dos modelos encontrados no próximo capítulo.

#### **3.1- Tendências Demográficas Recentes da população brasileira**

Uma vasta literatura tem descrito as forças que governam a mortalidade e a fecundidade como forma de conhecer as transformações demográficas verificadas nas últimas décadas. Embora a transição demográfica na América Latina tenha levado um período curto de tempo para alterar os regimes de alta para baixa mortalidade e fecundidade, no Brasil, mesmo após a sua transição, ainda persistem grandes diferenciais de fecundidade e mortalidade infanto-juvenil entre as regiões.

Após o rápido crescimento experimentado pela população entre 1940-1970 CARVALHO (1997) mostra que a aceleração da taxa de crescimento é devida ao declínio da mortalidade, enquanto a fecundidade se mantinha constante e em níveis elevados durante o período descrito. Entretanto, em 1980 a taxa de fecundidade total experimentava um decréscimo de 6,3 para 5,8 crianças por mulher e de 1970/96 já refletia uma redução ainda maior, de 5,8 pra 2,5 filhos por mulher. O declínio da fecundidade ocorreu inicialmente nas classes de renda mais elevadas, conforme mostram alguns autores<sup>29</sup>. Além disto, conforme mostram CARVALHO, MARTINE e ARIAS (1994) não se acreditava na possibilidade de atingir uma redução sustentada da fecundidade, sem que antes os benefícios do crescimento econômico fossem estendidos a toda a população. Entretanto, segundo os autores, este pressuposto não se verificou. É observado um declínio continuado da fecundidade no início da década de 1990, ocorrendo com maior expressão nas regiões mais pobres do país, particularmente no Nordeste e na região Amazônica (CARVALHO, 1997).

Seguindo este curso, essa tendência se manteve entre os períodos de 1991/2000 conforme as informações da TAB 3.1. Isto indica a perpetuação da heterogeneidade nas taxas de fecundidade no país, sinalizando nas regiões Norte e Nordeste as taxas mais elevadas com destaque para os estados do Acre, Amapá, Amazonas, Pará e Alagoas.

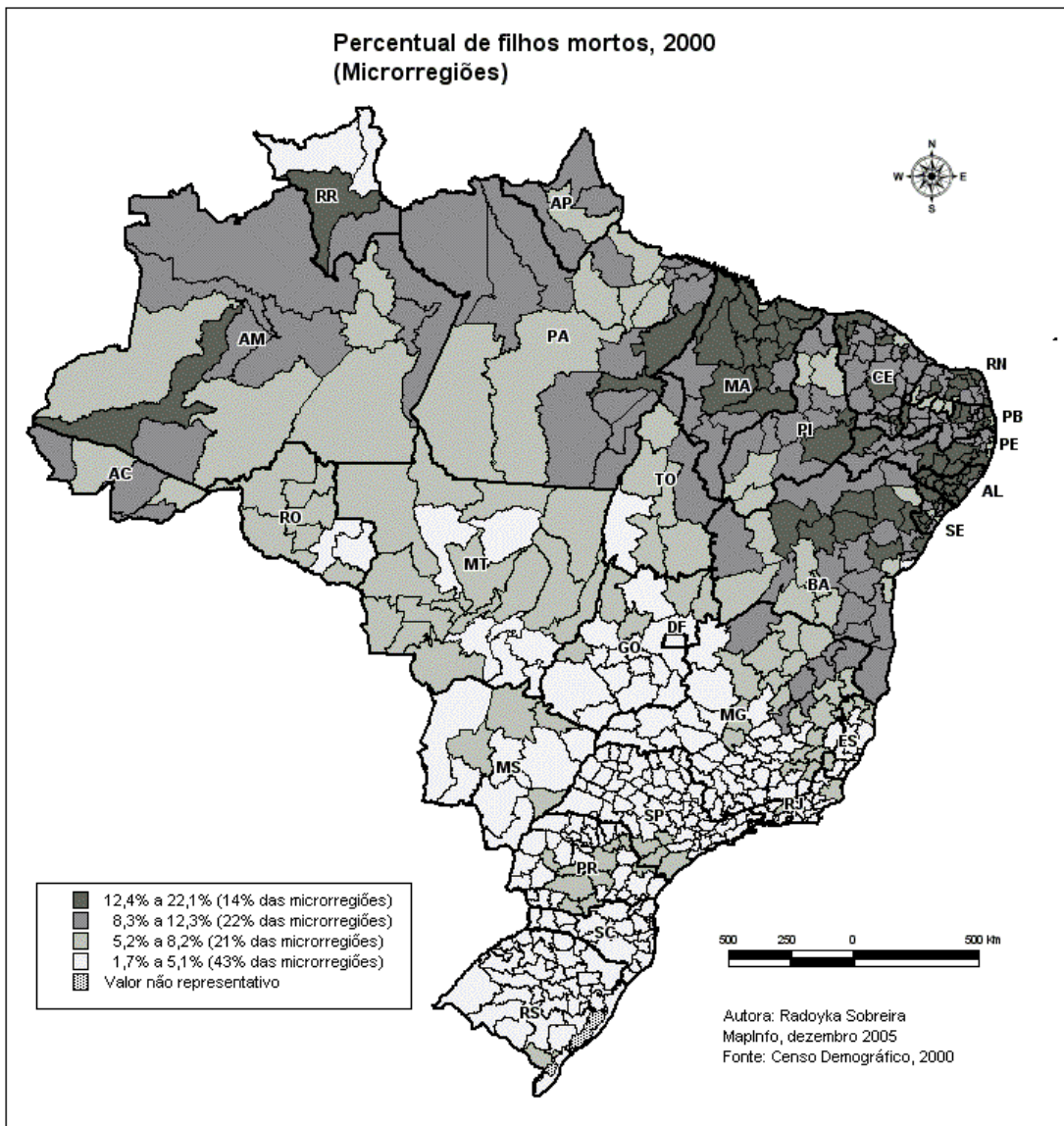
---

<sup>29</sup> Existem vários estudos que retratam com maior detalhamento a redução da fecundidade. Sob o ponto de vista institucional, de maneira geral, FARIA (1989:95) observa que as pressões para elevar a demanda por regulação da natalidade incidiram sobre ricos e pobres e, pelos efeitos das políticas governamentais; mais sobre os pobres do que sobre os ricos, a oferta de meios de regulação ficou na dependência dos recursos disponíveis para pessoas e famílias obtê-los no mercado, desfavorecendo as camadas mais pobres da população.

As mudanças ocorridas na estrutura da fecundidade no Brasil e Grandes Regiões entre 1980 e 2000 podem ser observadas através da diminuição acentuada da idade média a fecundidade (IBGE, 2001). No período entre 1980/2000, as Regiões Norte e Nordeste tiveram reduções superiores a 3 anos; no Sudeste e no Sul, em torno de 1,7 ano; e na Região Centro-Oeste, 2,7 anos e, no Brasil como um todo, a idade média a fecundidade declinou 2,5 anos. Na TAB 3.1.1 podem ser observadas por estado, as idades médias à fecundidade em 2000 destacando Goiás e Mato Grosso com as menores idades médias seguidos por Rondônia e Tocantins. Os estados do Rio Grande do Sul e do Ceará, por outro lado, apresentaram as maiores idades médias à fecundidade.

A heterogeneidade dos níveis da mortalidade infanto-juvenil entre os estados, assim como da fecundidade, figura um quadro de maior prevalência no Pará e Amazonas e na região Nordeste em relação aos demais estados do país. Embora tenha ocorrido uma redução significativa da mortalidade infanto-juvenil nos estados do Norte e Nordeste no decênio de 1991/2000, a TAB 3.1 mostra que estas regiões ainda mantêm grandes diferenciais em relação aos Estados do Sul e Sudeste. Em associação com a redução da incidência da mortalidade infanto-juvenil no Norte e Nordeste, a esperança de vida ao nascer nos estados aumentou no decênio de 1991/2000, refletindo em ganhos de vida no ano de 2000.

O Mapa 1 apresentado a seguir ilustra o percentual do número de filhos mortos entre as mulheres de 15 a 34 anos, selecionadas nas famílias intactas, e destaca a Região Norte do país seguida do norte de Minas Gerais e do Mato Grosso e região oeste do Mato Grosso do Sul, com taxas de mortalidade infanto-juvenil oscilando entre 33 e 67 filhos mortos por 1000 nascidos vivos. Por outro lado, a região Central do Mato Grosso e o sul do Pará já figuram indícios de taxas menores, seguindo a tendência das regiões Sul e Sudeste.



Mapa 1: Percentual de Filhos Mortos, por Microrregião, 2000

O cenário das tendências demográficas recentes evidencia uma forte desigualdade regional entre os estados e sem grandes mudanças a partir do último decênio. Em adição às questões demográficas apresentadas nas últimas décadas pela população brasileira, a caracterização do perfil sócio-econômico das famílias intactas contribui para contextualizar as preferências individuais entre os casais.

### **3.2- As características das famílias e seu perfil sócio-econômico**

Ao se traçar as tendências sócio-econômicas recentes das famílias intactas no Brasil, é considerada a sua importância através dos papéis exercidos por homens e mulheres nos domicílios. Inicialmente é feita a caracterização do tamanho das famílias e distribuição regional por raça, seguida da sua participação nos cenários urbano e rural e das condições de infraestrutura domiciliar. O nível educacional e as rendas de não trabalho figuram como indicadores próximos de um padrão regional de gênero entre os casais, os quais são bastante heterogêneos entre as regiões. Associado a estes indicadores, o IDH desagregado até o nível das microrregiões procura descrever o status de desenvolvimento das regiões como forma de inferir sobre as diferenças do local de residência das famílias.

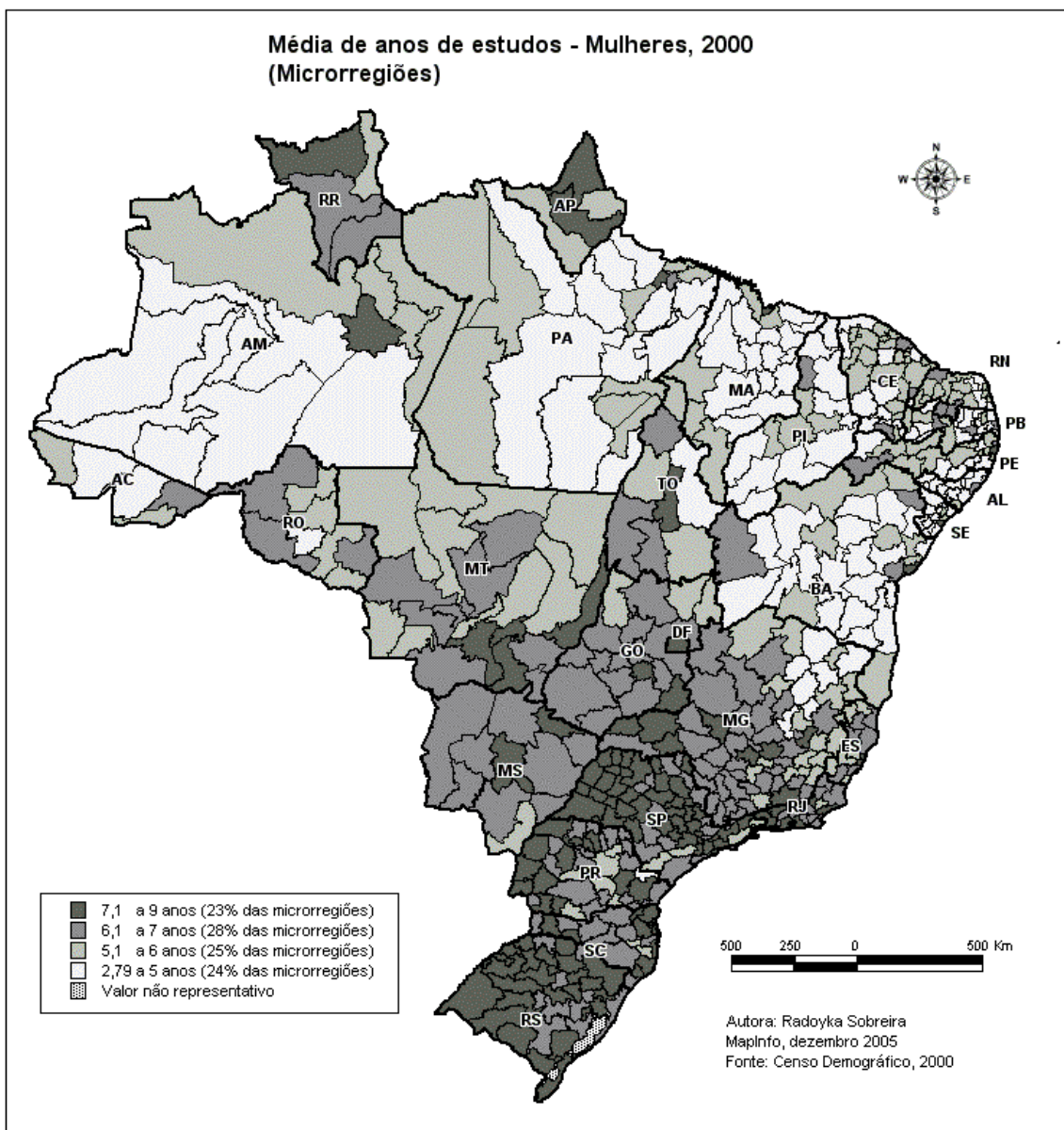
A composição regional segundo a cor dos cônjuges é fortemente heterogênea entre as grandes regiões, segundo mostra a TAB 3.2. As famílias intactas no total do país figuram uma maioria de brancos. A prevalência de indivíduos que declararam ter a cor preta foi menor em todo o país, exceto o Estado do Amapá. As regiões Norte e Nordeste apresentam uma maior proporção de pardos, seguidas da região Centro-Oeste, onde esta proporção é bastante próxima da proporção de brancos. Por sua vez, estes figuram em maioria nas famílias das regiões Sul e Sudeste. A proporção por grupo de cor entre homens e mulheres não apresenta diferenciais abruptos. Entretanto, os homens brancos figuram em maioria quando comparados com as mulheres de cor branca. Por outro lado, dentro do grupo de cor preta, as mulheres figuram em maioria. Esta diferença também é verificada para as mulheres que declararam ter cor parda, porém o diferencial é menor do para as mulheres pretas. Exceto na região Norte, não há diferença de cor entre mulheres pardas e homens pardos.



A situação de domicílio das famílias intactas em 2000 segue a mesma tendência do processo de urbanização iniciado há décadas anteriores no Brasil; grande concentração nas áreas urbanas, sobretudo em áreas metropolitanas ultrapassando o efetivo rural (MARTINE, 1994). O percentual de famílias localizadas na área urbana dos estados do Rio de Janeiro, São Paulo, no Distrito Federal e Amapá é o maior do país, conforme mostra a TAB 3.2.3, enquanto os Estados das regiões Norte e Nordeste possuem um maior percentual de famílias residentes nas áreas rurais seguido do Estado do Mato Grosso e Santa Catarina. As famílias residentes nas áreas rurais apresentaram menores condições de infraestrutura domiciliar, figurando em maioria a presença de poço ou nascente como forma de abastecimento de água, e a presença de fossa séptica, rudimentar, vala, rio ou lago como forma de escoadouro. Por outro lado, na área urbana há uma prevalência maior da utilização da rede geral de água pelas famílias e da rede geral de esgoto ou pluvial.

### **3.2.1- Educação e Renda de Não Trabalho entre as Famílias**

A caracterização do nível educacional e renda de não trabalho entre homens e mulheres nas famílias intactas procura predizer as tendências recentes no Brasil destes indicadores. O Mapa 2 mostra uma forte heterogeneidade nos anos de estudos médios das mulheres entre os estados, sobretudo entre as regiões Sul/Sudeste e Norte/Nordeste.



Mapa 2: Média de anos de estudos das mulheres, por Microrregião, 2000

As mulheres residentes nas microrregiões da região Sul e Sudeste e no Distrito Federal, apresentam as mais elevadas médias de anos de estudo do país, seguidas pelas microrregiões ao norte do Amapá e Roraima, sul do Mato Grosso do Sul, centro-sul do Mato Grosso, Goiás, centro-sul e norte de Tocantins, Oeste da Bahia e Pernambuco.

Entretanto, as menores médias se encontram na maioria das microrregiões do Maranhão, Piauí, Sergipe, Alagoas, Acre, leste e centro-sul do Amazonas, leste do Pará,

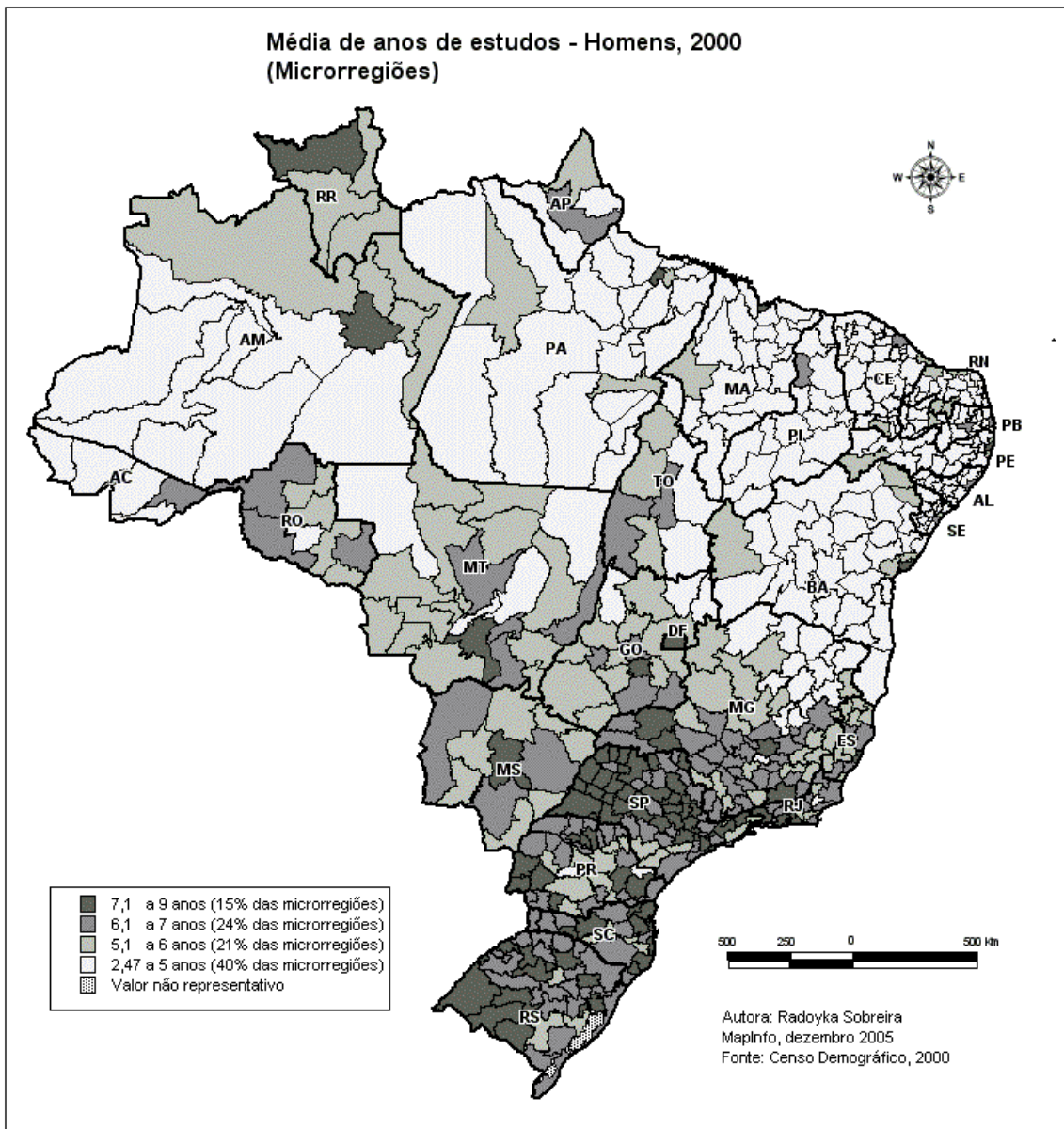
sul de Pernambuco e ao norte de Minas Gerais. As características de anos de estudos entre o grupo de cor das mulheres segundo a TAB 3.2.1, informa que as mulheres de cor preta apresentam a menor média de anos de estudos no país seguidas das mulheres de cor parda<sup>30</sup>. As brancas figuram maiores médias, sobretudo no Distrito Federal e nos Estados do Rio de Janeiro e São Paulo.

Ao contrário das mulheres, observa-se que o nível educacional dos homens é menor na maioria dos estados brasileiros, sobretudo entre os homens que declararam ser da cor preta, seguidos da cor parda e branca, respectivamente. O Mapa 3 mostra a diferença regional entre a média de anos de estudos dos homens pertencentes às famílias intactas, destacando a região Nordeste e os estados do Acre, Amazonas, Pará e o norte de Minas Gerais como as áreas de menor nível educacional. No estado de São Paulo, especialmente entre as microrregiões situadas ao sul deste estado, estão situadas as maiores médias de anos de estudos entre os homens, seguidas pelas microrregiões do Rio de Janeiro e sul do Rio Grande do Sul, e como média isolada, a microrregião a norte de Roraima e a região central do Amazonas.

Embora os homens apresentem médias de anos de estudos menores do que as mulheres, a sua renda de não-trabalho total figura níveis mais elevados do que as rendas de não trabalho totais das mulheres.

---

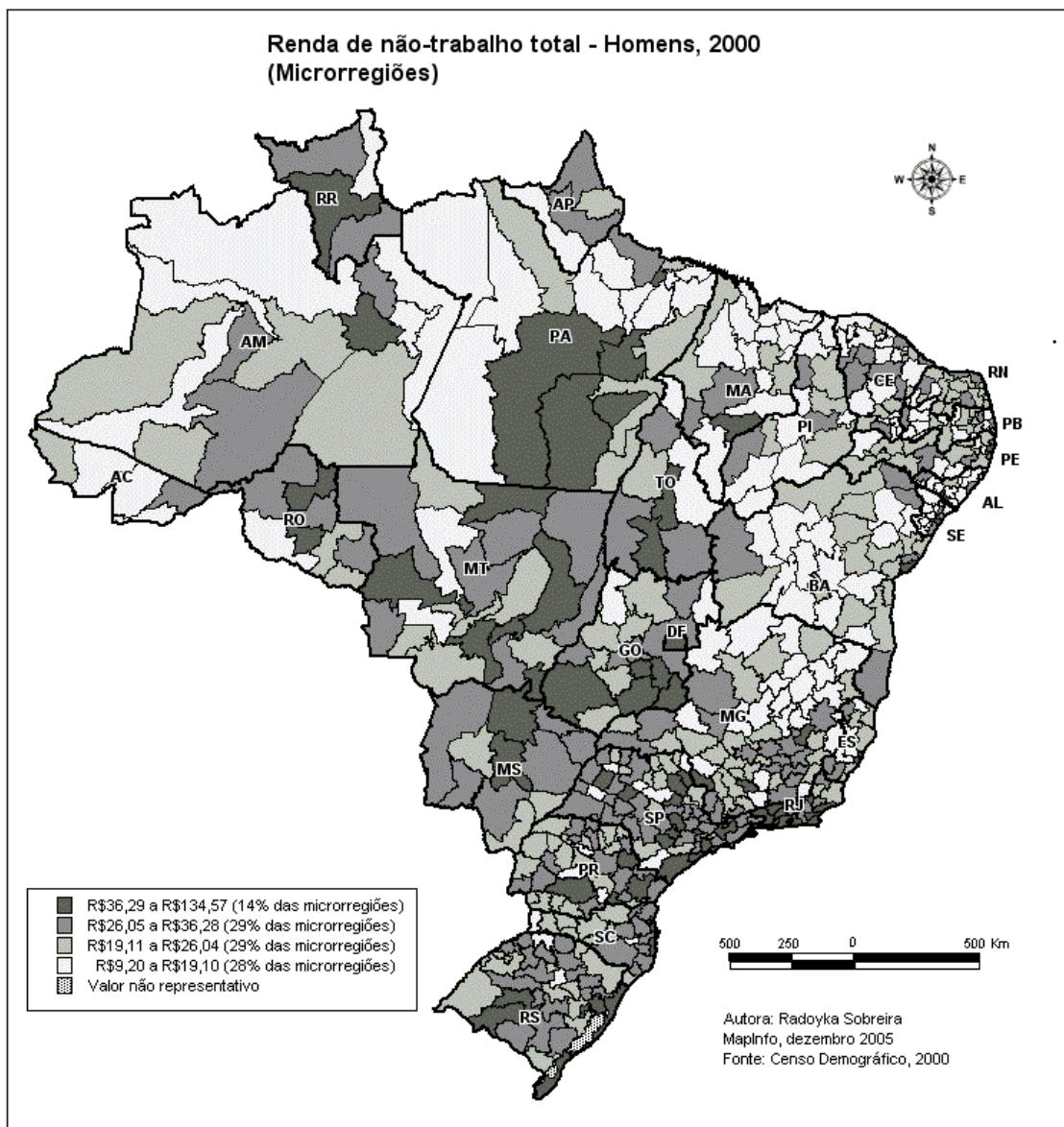
<sup>30</sup> As mulheres de cor parda não figuraram na amostra selecionadas para as famílias intactas neste trabalho.



Mapa 3: Média de anos de estudos dos homens, por Microrregião, 2000

Como forma de caracterizar a renda de não trabalho entre homens e mulheres, a TAB 3.2.2 informa os percentuais das transferências de renda de não-trabalho discriminadas por tipo, segundo o total de homens e mulheres na população brasileira em 2000. As transferências provenientes de aposentadoria ou pensão figuram em maioria em todos os estados, seguida respectivamente das transferências provenientes de aluguéis, outras transferências não detalhadas, pensão alimentícia, mesadas e doações e, por fim, as transferências governamentais provenientes de seguro desemprego e de programas do governo como Renda Mínima e Bolsa Escola. As regiões Sul e Sudeste abrigam os maiores percentuais das transferências provenientes de aposentadoria e pensão, sobretudo os estados do Rio de Janeiro e Brasília, seguidas pelas regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte. Por outro lado, estas últimas regiões receberam o menor percentual das transferências provenientes de transferências como os programas do governo como Renda Mínima e Bolsa Escola, e das transferências como seguro desemprego, também sendo observada esta tendência para as transferências como pensão alimentícia, mesadas e doações. Esta descrição desagregada para as rendas de não trabalho, segundo a população total, é relevante para que sejam atribuídas as considerações pertinentes, acerca do nível médio de renda de não-trabalho entre as famílias selecionadas nas microrregiões das Unidades Federativas.

Desta maneira, a distribuição regional das rendas médias de não trabalho agregadas para os homens encontram-se no Mapa 4 e é observado que as médias mais elevadas estão localizadas nas microrregiões da faixa litorânea que percorre o Rio Grande do Sul até o Rio de Janeiro, seguido das regiões sul de Goiás, centro-norte do Mato Grosso do Sul, centro do Mato Grosso, centro-sul do Pará, figurando entre o menor percentual de microrregiões. A TAB 3.2.2.1 mostra que a renda de não-trabalho média entre os homens que declararam ser da cor preta é a menor dentre aqueles que declararam ser da cor parda e branca.

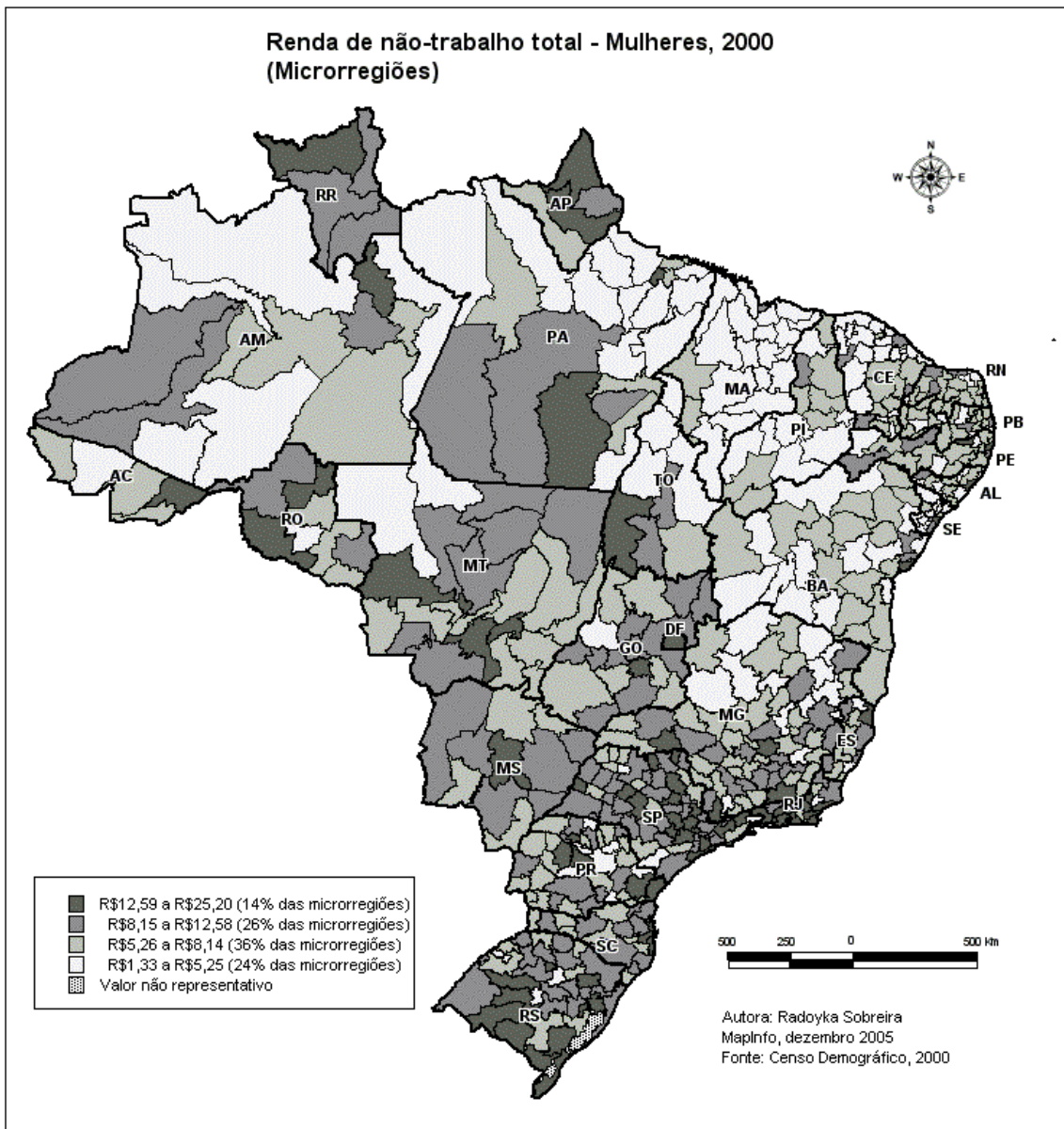


Mapa 4: Renda de não-trabalho total dos homens, por Microrregião, 2000



Dentre as macro regiões Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste a renda de não-trabalho dos homens é aproximadamente 3 vezes maior do que a das mulheres. A TAB 3.2.2.1 mostra que as mulheres que se declararam pretas ou pardas possuem médias baixas de renda de não-trabalho em comparação com aquelas que se declararam brancas. Além disto, as mulheres pretas possuíam renda de não trabalho superior às pardas somente nas regiões Norte, Sudeste e Sul. Na região Centro-Oeste observa-se o maior diferencial de médias.

A distribuição espacial da renda de não trabalho total dentre as mulheres é menos concentrada do que foi mostrado para os homens. Através do Mapa 5, a seguir é observado que as médias mais elevadas de renda de não trabalho para as mulheres estão concentradas nas microrregiões ao sul do Estado do Rio Grande do Sul, litoral de Santa Catarina, Paraná, São Paulo e Rio de Janeiro e espacializadas a oeste de Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, sul do Pará, leste do Tocantins, norte do Amazonas, de Roraima, Amapá e leste do Acre. As menores médias, por outro lado, se encontram entre a grande maioria das microrregiões do Nordeste, região central do Amazonas, norte do Pará, Acre, Mato Grosso e no norte de Minas Gerais.



Mapa 5: Renda de não-trabalho total das mulheres, por Microrregião, 2000



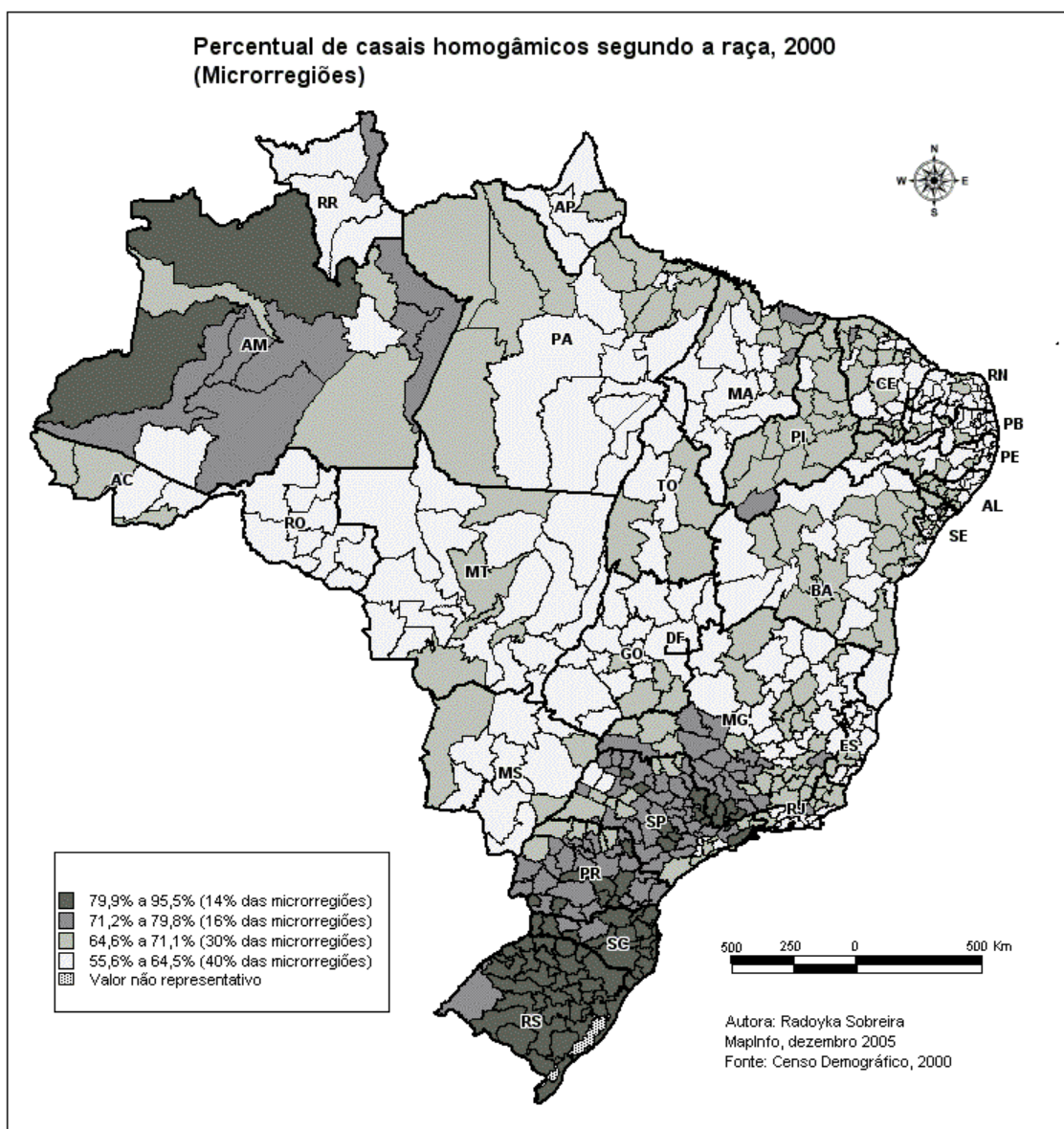
### **3.3- Tendências do Mercado de Casamentos Brasileiro e a Razão de Sexo**

Este tópico procura descrever aspectos do mercado de casamentos e da escolha dos parceiros. São apresentadas as informações sobre homogamia por raça e educação e tipo de união adotada pelos casais no Brasil, os indicadores microrregionais da razão de sexo e os possíveis efeitos das transformações demográficas ocorridas nas últimas décadas sobre a compressão do mercado de casamentos.

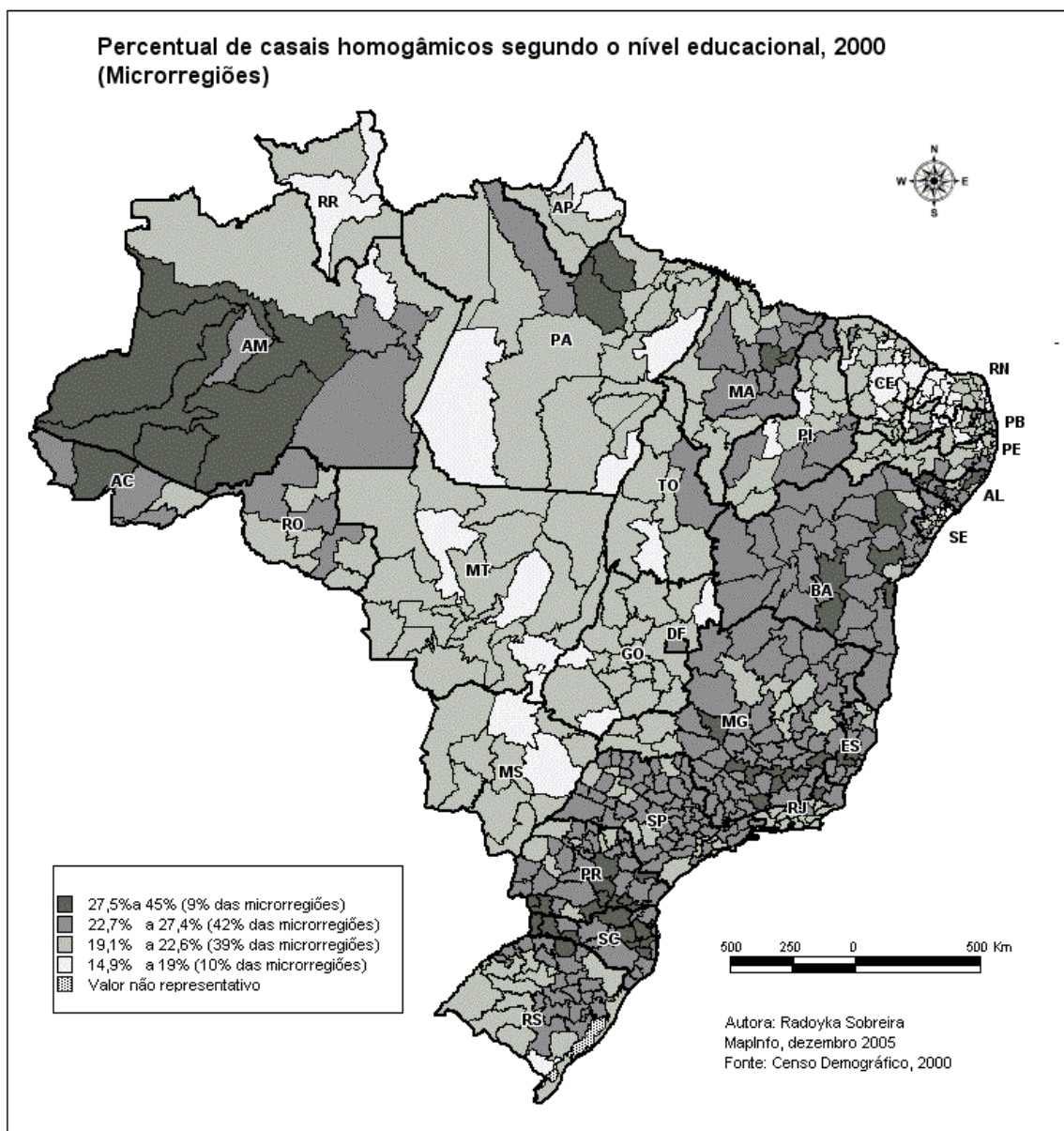
#### **3.3.1- Homogamia e a escolha do tipo de união**

A escolha dos parceiros, conforme mostrou BECKER (1971) no capítulo inicial, envolve o ordenamento das pessoas para o acasalamento de acordo com uma série de características, como a cor e o nível educacional de homens e mulheres no mercado de casamentos. O Mapa 6 indica que mais de 55% dos casais nas microrregiões brasileiras estão unidos segundo o mesmo tipo de cor declarada em 2000. A maior parte dos casais homogâmicos, acima de 71%, pode ser encontrada no Rio Grande do Sul, sul de Santa Catarina, região central e leste paulista, sul de Minas Gerais, oeste do Rio de Janeiro, norte da Bahia e oeste do Amazonas, exceto nas microrregiões ao sul deste Estado. Entretanto, os estados do Nordeste e Pará, Roraima, Rondônia, Tocantins, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás apresentam percentuais menores de casais homogâmicos em relação às demais regiões.

A escolha dos parceiros segundo o nível educacional apresenta uma tendência diferenciada daquela apresentada segundo a cor. Conforme descrito no item anterior, as diferenças de anos de estudos médios para homens e mulheres indica um cenário a favor das mulheres, embora seus diferenciais entre os grupos de cor, particularmente para as mulheres negras seja mais elevado.



Mapa 6: Percentual de casais homogâmicos segundo a raça, por Microrregião, 2000

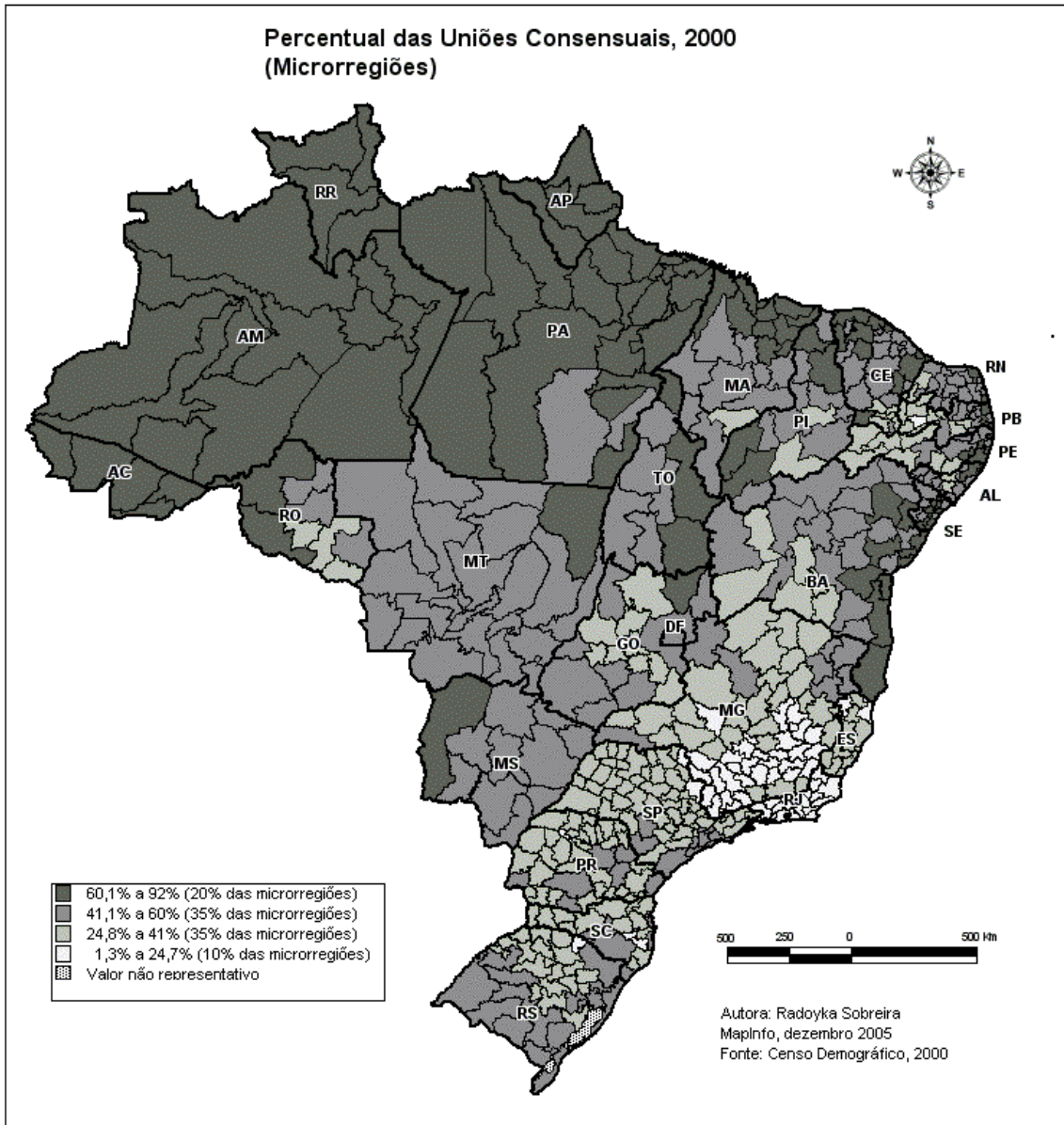


Mapa 7: Percentual de casais homogâmicos segundo o nível educacional, por Microrregião, 2000

O percentual de casais unidos através do mesmo número de anos de estudos completos se encontra no Mapa 8. Seguindo os resultados encontrados por LEWIS e OPPENHEIMER (2000) para os EUA, as microrregiões brasileiras que apresentam forte concentração de casais homogâmicos segundo a educação estão localizadas nos extremos leste e oeste de Santa Catarina, região centro-sul de Minas Gerais, norte do Rio de Janeiro, regiões leste central e sul do Espírito Santo, oeste da Bahia, norte do Maranhão e do Pará e Oeste do Amazonas. Segundo os mapas 2 e 3 no item anterior, nessas áreas foram observados níveis elevados de educação para homens e mulheres. A região sul do Rio Grande do Sul apresentou um menor percentual de casais homogâmicos. Embora nesta área os níveis de anos de estudos de homens e mulheres apresentem diferenças, existe uma forte concentração de educação.

Por outro lado, as regiões com níveis diferenciados de educação entre os cônjuges apresentaram um percentual menor de casais homogâmicos como, por exemplo, as microrregiões localizadas na região Centro-Oeste (exceto as microrregiões à norte e centro de Rondônia e no Distrito Federal), nos estados do Pará, Amapá, norte do Amazonas, Tocantins, leste do Maranhão, centro-sul do Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e sul do Rio Grande do Sul. Isso pode ser constatado nos mapas 2 e 3, onde os anos de estudos médios de homens e mulheres na região oeste do Amazonas, Pará, Bahia, Maranhão apresentam níveis reduzidos de escolaridade.

O tipo de união adotada pelos casais é um outro indicador da heterogeneidade do poder de decisão dentro dos casamentos no Brasil. Segundo RAO e GREENE (1990) as uniões informais sempre foram comuns na América Latina, e o Brasil não é uma exceção. As uniões consensuais constituem uma porcentagem substancial do total de uniões no Brasil, conforme mostra o Mapa 8. As microrregiões com maior prevalência de uniões consensuais são justamente aquelas em que apresentam níveis reduzidos de escolaridade



Mapa 8: Percentual de uniões consensuais, por microrregião, 2000

e renda elevada de não trabalho para homens, ao passo que para as mulheres é verificado uma situação inversa.

O tipo de união declarada segundo o grupo de cor das mulheres nas famílias intactas encontra-se na TAB 3.3. Observa-se que as uniões consensuais constituem a maior opção dos casamentos no país, sobretudo entre as mulheres pretas e pardas. Entretanto, a prevalência das uniões consensuais por cor declarada varia muito quando desagregadas por unidades federativas. As regiões norte e nordeste abrigam a maior prevalência dos casamentos consensuais entre as mulheres de cor preta; o Estado do Amapá e o Maranhão representam os maiores percentuais. Por outro lado, na região sudeste, particularmente nos Estados do Rio de Janeiro e Espírito Santo, entre as mulheres que se declararam pardas figuram a maior prevalência de uniões formais, seguidas das mulheres pretas.

### **3.3.2- Compressão no Mercado de Casamentos brasileiro e a Razão de Sexo**

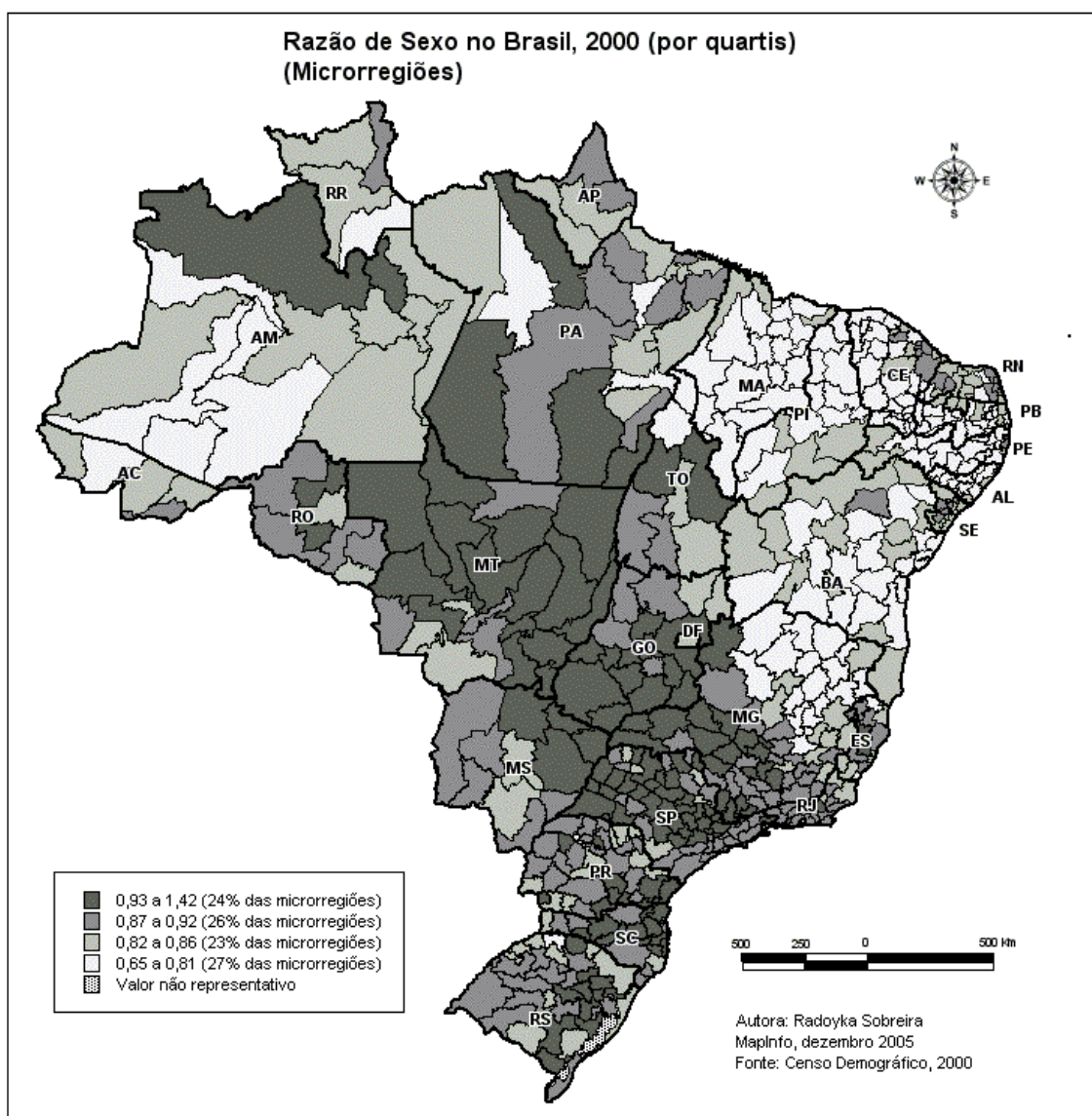
A compressão no mercado matrimonial levada pela escassez de um sexo ou outro nas faixas etárias em que geralmente ocorrem os casamentos influi na constituição das uniões. Para RAO e GREENE (1982) esse desequilíbrio é consequência do aumento abrupto das taxas de crescimento populacional, em razão da redução das taxas de mortalidade e fecundidade, conforme descrito por CARVALHO (1997).

Desta forma, a tendência das uniões no Brasil descreve um perfil das escolhas individuais entre homens e mulheres sobre os casamentos. Podemos observar que o mercado de casamentos no país é composto pelas mulheres que não abrem mão do casamento formal e aquelas que aceitam o casamento informal. A compressão no mercado matrimonial leva pessoas que só querem uniões formais a reduzir a diferença entre a sua idade e a do cônjuge porque não provêem a opção de “reciclagem”; uma opção que garante à maioria, um cônjuge pelo menos uma vez (RAO E GREENE, 1982). A TAB 3.3.1 traz a informação de que a diferença de idade entre os casais no país é em média 5 anos, exceto nas regiões macro do Sudeste e Sul, onde esta diferença é de 4,8 e 4,6 anos, as menos do país. Dentre estas regiões, São Paulo e Santa Catarina apresentam diferenças de idade média menores, ao passo que a Região Norte, sobretudo nos Estados do Tocantins, Rondônia e Roraima são observadas as maiores diferença de idade entre os casais.

A razão de sexo, utilizada como um indicador da compressão matrimonial indica que há uma forte heterogeneidade entre o número de homens e mulheres nas microrregiões brasileiras. Na TAB 3.3.1 podemos observar de forma global que no Brasil existe uma maior escassez de homens no mercado matrimonial. De maneira geral, dentre todas as unidades federativas, a razão de sexo indica um excedente de mulheres na faixa



etária onde geralmente ocorrem as uniões. Entretanto, este cenário muda quando desagregamos este indicador entre as microrregiões. O Mapa 9 traz as informações por quartis deste indicador de variabilidade macrorregional, e mostra que nas microrregiões da região norte à sul do país existe um grande corredor onde a razão de sexo figura um maior coeficiente, indicando uma escassez relativa de homens no mercado de casamentos. À medida que partimos da região central do país em direção às demais microrregiões é observada a redução gradual deste indicador.



Mapa 9: Razão de Sexo no Brasil (quartis), por microrregião, 2000



### **3.4- Considerações Finais**

Este capítulo teve o propósito de descrever as principais tendências demográficas e sócio-econômicas das famílias intactas bem como do mercado de casamentos brasileiro, sem o intuito de extrair uma explicação definitiva com a análise dos dados do censo 2000.

O objetivo da análise descritiva é descobrir explicações que auxiliem o entendimento das alocações de renda dos cônjuges sobre a mortalidade através dos resultados dos modelos apresentados no capítulo que segue.

Inicialmente o capítulo procurou demonstrar as tendências das taxas de crescimento populacional e dos seus efeitos sobre a fecundidade e mortalidade no país como forma de conhecer o número de filhos mortos dentre aqueles nascidos vivos que sobreviveram ns famílias intactas no período de 2000, sobretudo entre as regiões que apresentam melhores e piores condições de infraestrutura domiciliar. Tais diferenças podem estar sugerindo que as famílias com melhores condições sócio-econômicas detenham maior equidade de gênero do que aquelas de baixa condição.

Em seguida, a caracterização dos indivíduos mostrou que o poder de negociação das mulheres pode estar mais vulnerável quando comparamos a renda de não trabalho, embora sejam mais escolarizadas do que os homens. Estes diferenciais aumentam quando comparamos pela cor declarada das mulheres, indicando que estas fazem parte de um grupo mais vulnerável.

Por fim, a análise da compressão do mercado de casamentos mostrou que as mulheres figuram em maior número na população, mostrando que há uma escassez de homens no mercado de casamentos. Isto concretiza a idéias de que as mulheres, independente de possuírem atributos elevados como renda de não-trabalho ou educação, fazem parte de um grupo de maior vulnerabilidade na hora da tomada de decisão

intradomiciliar, particularmente entre as regiões Norte e Nordeste em relação ao resto do país.

Estas questões e seus efeitos sobre a mortalidade serão discutidos detalhadamente através dos resultados dos modelos para as famílias intactas dos dados censitários para o ano de 2000.

## **CAPÍTULO 4: ALOCAÇÃO INTRADOMICILIAR DE RENDA E MORTALIDADE NA INFÂNCIA: OS EFEITOS DOS DIFERENCIAIS DE GÊNERO**

Neste capítulo são apresentados os resultados gerados para os modelos de mortalidade na infância utilizando as teorias de alocação intradomiciliar de renda incorporando os diferenciais de gênero nas famílias brasileiras. O objetivo é a análise do efeito da instabilidade marital e, conseqüentemente, seu papel sobre o poder de barganha e alocação intradomiciliar de bens, sobre a mortalidade infanto-juvenil no país. Esta análise será feita de duas maneiras. A primeira internamente controlando pelas covariáveis que afetam o ambiente interno das unidades familiares, onde se busca medir os deslocamentos dos pontos de ameaça entre os cônjuges através das características individuais dos casais como educação, renda, cor, tipo de união adotada e homogamia e seus efeitos sobre a mortalidade. A segunda é feita através do ambiente externo, onde a razão de sexos atua como um indicador de variabilidade macrorregional que reflete o papel do mercado de casamentos onde se espera que a relativa escassez de mulheres aumentaria o seu poder de barganha nos casamentos. Este indicador funciona como um experimento natural que mede a viabilidade de um cônjuge alternativo para um dos membros do casal, o que dará maior credibilidade ao ponto de ameaça do cônjuge em escassez no mercado de casamentos.

### **4.1- A Alocação Intradomiciliar de Renda e a Mortalidade na Infância**

As tendências demográficas, sócio-econômicas e do mercado de casamentos apresentadas no capítulo anterior, fazem parte de uma breve descrição do que é verificado entre as famílias no Brasil. Os resultados apresentados a seguir procuram

fornecer subsídios mais robustos para o entendimento dos diferenciais de gênero sob a mortalidade na infância. Nesta análise foram estimados dois modelos para a mortalidade, baseados na equação (2.2) descrita no capítulo metodológico. Procura-se com isto agregar as teorias de alocação intradomiciliar de renda ao estudo dos determinantes da mortalidade infanto-juvenil.

Os modelos utilizados na estimativa foram aplicados a uma variável dicotômica indicando se houve morte ou não no domicílio considerado.

A educação materna é variável chave em qualquer estudo de determinantes da mortalidade infanto-juvenil, portanto ela será uma referência básica para a comparação com as demais variáveis que fazem parte das hipóteses e perguntas levantadas pela dissertação. Para melhor entender os resultados obtidos com as demais variáveis, enfatizando a magnitude dos efeitos, a análise empírica será dividida em dois grupos de análise dos modelos; um considerando a educação materna como variável contínua e outro como variável categórica.

O primeiro grupo de variáveis independentes refere-se meramente a um controle dos efeitos fixos regionais ou de estado, medidos pelo uso de variáveis *dummies* para as regiões macro<sup>31</sup> e situação de domicílio omitindo respectivamente a região sudeste e a área urbana.

O primeiro modelo procura testar a hipótese de *pooling* descrita por THOMAS (1994), o impacto da diferença entre os cônjuges nas variáveis de escolaridade e renda de não trabalho indicam se a hipótese de “pooling” sobre a mortalidade é rejeitada. Este modelo também pode captar o poder de barganha e a negociação entre os cônjuges a partir da homogamia por educação e a opção do tipo união adotada (formal ou consensual). Em seguida, além de analisar o que foi descrito, agrega a variável homogamia por raça predizendo os efeitos de uma união com um cônjuge do mesmo

---

<sup>31</sup> Região Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

grupo de raça ou cor. Este modelo também testa os efeitos da homogamia global entre as uniões através das variáveis homogamia de estudo e homogamia por raça. O Segundo e último modelo exclui as variáveis pertinentes às características individuais dos cônjuges que denotam as condições de acasalamento, como as homogamias específicas de raça/cor e educação e a dummy para união consensual e passa a incluir a variável macro razão de sexos na macrorregião, que indica um parâmetro exógeno determinante das características acima referidas e o poder de barganha no casamento.

Desta forma, os modelos podem ser formalizados da seguinte maneira:

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{RG} + \beta_2 \mathbf{CIFM} + \beta_3 \mathbf{CSMKT} + \beta_4 \mathbf{IDFM} + \varepsilon \quad (4.1)$$

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{RG} + \beta_2 \mathbf{CIFM} + \beta_3 \mathbf{IDFM} + \beta_4 \mathbf{RS} + \varepsilon \quad (4.2)$$

Onde  $M$  é a taxa de mortalidade infanto-juvenil de um filho tido nascido vivo de uma mãe  $i$ ;

**RG**: vetor das variáveis indicadoras para cada região selecionada na análise;

**CIFM**: vetor das variáveis que *caracterizam os indivíduos na família intacta*;

**IDFM**: vetor das variáveis que *caracterizam a infraestrutura domiciliar da família intacta*;

**CSMKT**: vetor das variáveis que *caracterizam os atributos trazidos do estado de solteiro pelos cônjuges para o mercado de casamentos*;

**RS**: vetor de variabilidade macrorregional; razão de sexo.

O modelo para a mortalidade infanto-juvenil utiliza as variáveis abaixo para as estimativas:

Variáveis independentes presentes nos modelos<sup>32</sup>:

---

<sup>32</sup> São analisados os resultados em relação ao grupo etário de mulheres de 30 a 34 anos.

**RG:** para a região macro são analisadas em relação à região do sudeste e para as unidades federativas são analisadas em relação à São Paulo;

**rural:** variável que indica o situação de domicílio dos cônjuges, é igual a 1 se a família residir na área rural e 0 para a área urbana;

**anoestw:** é o número de anos de estudos completos da mulher;

**educw:** variável dummy que indica se a esposa possui mais escolaridade do que o marido;

**hom\_est:** indica a homogamia em educação; será igual a 1 se os cônjuges possuem o mesmo número de anos de estudos e 0 se tiverem anos de estudos diferentes;

**uni\_cons:** refere-se ao tipo de união adotada pelos casais; 1 se for consensual e 0 se for uma união formal;

**rnttw:** variável que expressa de forma contínua a renda de não trabalho total da esposa;

**rntth:** variável contínua; renda de não trabalho total do marido;

**água:** 1 se a família possui rede geral de abastecimento de água no domicílio e 0 para a presença de poço ou nascente como forma de abastecimento de água caso contrário;

**escoad:** 1 se a família possui rede geral de esgoto ou pluvial e 0 para a presença de fossa séptica, rudimentar, vala, rio ou lago como forma de escoadouro.

**Sex ratio:** razão de sexo entre homens de 20-29 anos e mulheres de 15-24 anos nas 568 microrregiões.

As funções de mortalidade (4.1) e (4.2) assume as seguintes características de acordo com o que foi exposto:

Tabela 4.1: Modelos para o grupo 1 de variáveis independentes com controles para a região macro

GRUPO 1: VARIÁVEL CONTÍNUA PARA EDUCAÇÃO COM CONTROLE PARA REGIÃO MACRO		
MODELO 2	$M = \beta_0 + \beta_1(\text{gr\_reg\_1}) + \beta_2(\text{gr\_reg\_2}) + \beta_3(\text{gr\_reg\_4}) + \beta_4(\text{gr\_reg\_5}) + \beta_5(\text{rural}) + \beta_6(\text{gr\_etw1}) + \beta_7(\text{gr\_etw3}) + \beta_8(\text{gr\_etw4}) + \beta_9(\text{anoestw}) + \beta_{10}(\text{educw}) + \beta_{11}(\text{hom\_est}) + \beta_{12}(\text{uni\_cons}) + \beta_{13}(\text{raca\_mae1}) + \beta_{14}(\text{raca\_mae3}) + \beta_{15}(\text{hom\_raca}) + \beta_{16}(\text{rnttw}) + \beta_{17}(\text{rntth}) + \beta_{18}(\text{agua}) + \beta_{19}(\text{escoad}) + \varepsilon$	(4.1.1)
MODELO 5	$M = \beta_0 + \beta_1(\text{gr\_reg\_1}) + \beta_2(\text{gr\_reg\_2}) + \beta_3(\text{gr\_reg\_4}) + \beta_4(\text{gr\_reg\_5}) + \beta_5(\text{rural}) + \beta_6(\text{gr\_etw1}) + \beta_7(\text{gr\_etw3}) + \beta_8(\text{gr\_etw4}) + \beta_9(\text{anoestw}) + \beta_{10}(\text{educw}) + \beta_{11}(\text{rnttw}) + \beta_{12}(\text{rntth}) + \beta_{13}(\text{agua}) + \beta_{14}(\text{escoad}) + \beta_{15}(\text{sexratio}) + \varepsilon$	(4.1.2)

Tabela 4.2: Modelos para o grupo 2 de variáveis independentes com controles para a região macro

	<b>GRUPO 2: VARIÁVEL DISCRETA PARA EDUCAÇÃO COM CONTROLE PARA REGIÃO MACRO</b>	
MODELO 2	$M = \beta_0 + \beta_1(\text{gr\_reg\_1}) + \beta_2(\text{gr\_reg\_2}) + \beta_3(\text{gr\_reg\_4}) + \beta_4(\text{gr\_reg\_5}) + \beta_5(\text{rural}) + \beta_6(\text{gr\_etw1}) + \beta_7(\text{gr\_etw3}) + \beta_8(\text{gr\_etw4}) + \beta_9(\text{catg\_est}) + \beta_{10}(\text{educw}) + \beta_{11}(\text{hom\_est}) + \beta_{12}(\text{uni\_cons}) + \beta_{13}(\text{raca\_mae1}) + \beta_{14}(\text{raca\_mae3}) + \beta_{15}(\text{hom\_raca}) + \beta_{16}(\text{rnttw}) + \beta_{17}(\text{rntth}) + \beta_{18}(\text{agua}) + \beta_{19}(\text{escoad})$	(4.1.3)
MODELO 5	$M = \beta_0 + \beta_1(\text{gr\_reg\_1}) + \beta_2(\text{gr\_reg\_2}) + \beta_3(\text{gr\_reg\_4}) + \beta_4(\text{gr\_reg\_5}) + \beta_5(\text{rural}) + \beta_6(\text{gr\_etw1}) + \beta_7(\text{gr\_etw3}) + \beta_8(\text{gr\_etw4}) + \beta_9(\text{catg\_est}) + \beta_{10}(\text{educw}) + \beta_{11}(\text{rnttw}) + \beta_{12}(\text{rntth}) + \beta_{13}(\text{agua}) + \beta_{14}(\text{escoad}) + \beta_{15}(\text{sexratio})$	(4.1.4)

Os modelos descritos acima procuram seguir a lógica de análise apresentada no capítulo teórico abrangendo no primeiro modelo, as considerações relativas às questões de gênero que passa pelas características da escolha dos cônjuges e do teste do modelo unitário. Entretanto o segundo modelo é analisado de forma alternativa a instabilidade marital, medindo através da razão de sexo os efeitos externos da compressão dos casamentos sob a mortalidade.

#### **4.1.1- O Teste de *Pooling*: Resultados observados para os modelos de alocação Intradomiciliar de Renda**

Os resultados dos modelos para as equações (4.1) e (4.2) se encontram nas tabelas no texto que segue e parecem estar consistentes com o modelo teórico apresentado no capítulo 1. A renda de não trabalho dos casais nas famílias intactas foi analisada individualmente entre homens e mulheres através dos efeitos marginais para os modelos logit nas tabelas também nas tabelas no texto que segue. Em ambos os modelos com controle para regiões macro bem como nos dois grupos de variáveis para educação, as renda de não trabalho das mulheres não foi significativa a 5%, ao contrário da dos homens conforme mostra a TAB 1 a seguir. Como a renda de não trabalho pode ser considerada uma variável rara para a maioria dos indivíduos em união em 2000, este pode não ser considerado um bom teste de pooling. De qualquer forma, pelos resultados obtidos o modelo de pooling pode ser rejeitado na maioria das estimativas.

Tabela 1- Estimativas dos Modelos: Parâmetros e Significância

Variável	Modelo 1	Modelo 2
rural	-0,056022 (0.001)	-0,0899422 (0.000)
anoestw	-0,131533 (0.000)	-0,1423518 (0.000)
educw	0,289279 (0.000)	0,2529766 (0.000)
hom_est	0,140043 (0.000)	- -
uni_cons	0,273460 (0.000)	- -
raca_mae1	-0,222844 (0.000)	- -
raca_mae3	-0,006469 <b>(0.784)</b>	- -
hom_raca	-0,074077 (0.000)	- -
rnttw	0,000078 <b>(0.150)</b>	0,000079 (0.018)
rnth	-0,000088 (0.017)	-0,0001015 (0.005)
agua	-0,115828 (0.000)	-0,1120162 (0.000)
escoad	-0,277140 (0.000)	-0,2756991 (0.000)
sex_ratio	- -	-1,04517 (0.000)
_constante	-1,897382 (0.000)	-0,93286 (0.000)

p-valor em parêntese

Tabela 2 - Estimativas dos Modelos: Parâmetros e Significância

Variável	Modelo 1	Modelo 2
rural	-0,096110 (0.000)	-0,128366 (0.000)
catg_est2	-0,448674 (0.000)	-0,505443 (0.000)
catg_est3	-0,856351 (0.000)	-0,932703 (0.000)
catg_est4	-1,224999 (0.000)	-1,308827 (0.000)
catg_est5	-1,774777 (0.000)	-1,908611 (0.000)
educw	0,361603 (0.000)	0,331810 (0.000)
hom_est	0,127005 (0.000)	- -
uni_cons	0,258371	-



	(0.000)	-
raca_mae1	-0,200226	-
	(0.000)	-
raca_mae3	0,013824	-
	(0.559)	-
hom_raca	-0,082051	-
	(0.000)	-
rnttw	0,000053	0,000068
	(0.341)	0.052
rnth	-0,000095	-0,000113
	(0.010)	0.002
agua	-0,097487	-0,095225
	(0.000)	(0.000)
escoad	-0,258889	-0,261209
	(0.000)	(0.000)
sex_ratio	-	-0,979780
	-	(0.000)
_constante	-1,695934	-0,763598
	(0.000)	(0.000)

De maneira geral, no segundo modelo de alocação intradomiciliar de renda controlado pela razão de sexo, mostram que a renda de não trabalho quando está nas mãos do homem possui um efeito positivo e maior sobre a sobrevivência dos filhos, enquanto que para as mulheres caminha em sentido contrário conforme mostra a TAB 3.

Particularmente nos modelos com controle para a variável categorizada anos de estudos e homogamia em educação e raça mostram que a renda de não trabalho das mulheres tem um efeito positivo maior sobre a mortalidade, do que a renda de não trabalho dos homens segundo a TAB 3 que segue.

Tabela 3 - Efeitos Marginais: primeiro grupo de variáveis de educação

Variável	Modelo 1	Modelo 2
rural	-0,0030	-0,0048
anoestw	-0,0072	-0,0078
educw	0,0161	0,0141
hom_est	0,0079	-
uni_cons	0,0155	-
raca_mae1	-0,0123	-
raca_mae3	-0,0004	-
rnttw	4.24e-06	4.32e-06
rnth	-4.77e-06	-5.55e-06
agua	-0,0065	-0,0063

escoad	-0,0155	-0,0155
sex ratio	-	-0,0572

#### 4.1.2-O papel da Educação Materna e da Homogamia por Educação

A variável educação materna apresenta o sinal esperado (negativo) nos modelos. O impacto é consistentemente o maior em termos de magnitude, quando medido pelos efeitos marginais entre anos de estudo e queda da mortalidade (em torno de  $-0,007$  na maioria dos modelos) segundo a TAB 3.

Tabela 4- Efeitos marginais: segundo grupo de variáveis de educação

Variável	Modelo 1	Modelo 2
rural	-0,005109	-0,006810
catg_est2	-0,021443	-0,023943
catg_est3	-0,036452	-0,039209
catg_est4	-0,056644	-0,060618
catg_est5	-0,080541	-0,086343
educw	0,020365	0,018775
hom_est	0,007144	-
uni_cons	0,014646	-
raca_mae1	-0,011079	-
raca_mae3	0,000756	-
hom_raca	-0,004547	-
rnttw	2.92e-06	3.72e-06
rnth	-5.20e-06	-6.22e-06
agua	-0,005438	-0,005344
escoad	-0,014509	-0,014743
sexratio	-	-0,053883

No caso do conjunto de variáveis categóricas para a escolaridade materna o mesmo tipo de impacto negativo e de alta magnitude é observado na TAB 4. Neste caso fica claro que o efeito da magnitude está entre os mais fortes para as categorias de mães com alta escolaridade.

Pelo descrito acima, fica claro que a magnitude do impacto da educação materna na mortalidade é um bom parâmetro de comparação para a avaliação das demais dimensões analisadas no contexto do poder de barganha.

Controlando pelo valor da educação materna, observa-se que o fato da mulher apresentar maior escolaridade do que o marido (*dummy*) aumenta a mortalidade, ao invés de reduzi-la. Este resultado é contra-intuitivo com relação à idéia de que mulheres mais escolarizadas do que os maridos tivessem maior poder de barganha. Entretanto, como os modelos também possuem uma variável indicativa de homogamia em educação, então é possível concluir que a categoria omitida são homens mais escolarizados do que as mulheres, e esta categoria apresenta menor mortalidade do que as duas dummies acima referidas (mulher mais escolarizada e homogamia em educação). Em termos de magnitude, os resultados indicam que a mortalidade é mais alta quando a mulher é mais escolarizada do que o homem, é um pouco menor quando a mulher é homogâmica em escolaridade, atingindo a menor mortalidade na categoria omitida (homens mais escolarizados do que as mulheres). Uma interpretação relacional diria que a maior escolaridade da mulher (em relação ao marido) mediria menos o poder relativo desta mulher na união, e mais a sua fragilidade no mercado de casamento, o que também afetaria o poder de barganha no interior do casamento. Isto porque quando a razão de sexos é mais baixa, havendo muito mais mulheres do que homens no mercado de casamentos seria de se esperar que mulheres mais escolarizadas casariam com homens menos escolarizados. Em outras palavras, em um mercado de casamento em equilíbrio, com relativa escassez de mulheres, o sinal esperado é que mulheres casem com homens de maior escolaridade. Nesse sentido, os resultados acerca do diferencial de escolaridade entre marido e mulher estariam refletindo as condições do mercado de casamentos.

#### **4.1.3- O papel de Outras variáveis Associadas ao Casamento**

A variável indicadora de que o casal está em união consensual apresenta o sinal esperado, qual seja, ela afeta positivamente a mortalidade das crianças. A magnitude do efeito é forte, cerca de 20% da magnitude do impacto encontrado para a educação materna. Este resultado sugere que, controlando pela educação materna e demais variáveis independentes, a união consensual é um indicador de união fragilizada, onde as mulheres costumam possuir um menor poder de barganha. Neste sentido, o menor poder de barganha da mulher afetaria positivamente a mortalidade das crianças nos domicílios.

A questão racial também é de grande importância tanto na determinação direta da mortalidade, mas também na medida que a união por raça possa afetar a mortalidade. Os resultados mostram que o impacto da cor materna branca na mortalidade é negativo, comparando com as mães pretas. As mães pardas também possuem um impacto negativo, mas de magnitude menor do que as brancas. A homogamia por cor também afeta negativamente a mortalidade das crianças, mas este impacto é ampliado no caso de mães brancas e reduzido no caso de mães pardas.

#### **4.1.4- O Papel das Variáveis de Infra-Estrutura Domiciliar**

A condição de residência no domicílio rural, disponibilidade de água e disponibilidade de esgoto são variáveis clássicas no estudo da mortalidade infanto-juvenil. Os resultados vão na direção esperada, as três variáveis afetam negativamente a mortalidade das crianças. O impacto negativo da residência rural parece paradoxal, mas é previsto pela literatura. O impacto de maior magnitude foi a presença de esgoto, com magnitude equivalente a cerca de 20% do impacto da educação materna.

#### **4.1.5-A Comparação das Magnitudes**

A análise dos modelos 1 a 2 da TAB 2 confirma a importância primordial da educação materna na determinação da mortalidade infanto-juvenil. Uma comparação desta variável com as demais variáveis independentes indica que isoladamente, as variáveis mais importantes chegam no máximo a 20% da magnitude do impacto da educação materna. Neste caso, a variável união consensual é bastante poderosa, no sentido de aumentar os riscos de mortalidade, equivalendo-se ao impacto obtido pela disponibilidade de esgoto no domicílio. Outras variáveis que podem estar relacionadas com os arranjos de união, possivelmente relacionados com o poder de barganha no domicílio, como é o caso da homogamia por cor, também se mostram relevantes.

Estas variáveis de união são importantes, mas apresentam um potencial de viés de endogeneidade no modelo de mortalidade. Neste sentido, o modelo 2 substitui este conjunto de variáveis pela razão de sexo na microrregião de residência. A razão de sexo é uma variável verdadeiramente exógena ao domicílio, afetando as condições de união e poder de barganha no domicílio.

#### **4.1.6-O impacto da Razão de Sexo**

O impacto da razão de sexo sobre a mortalidade infanto-juvenil é negativo, significativo e de grande magnitude. O impacto da razão de sexos sobre o declínio da mortalidade é maior do que o da educação materna. É maior inclusive do que aquela observada pelas categorias mais altas de escolaridade materna. Nos modelos logit onde a escolaridade é categorizada, o efeito marginal da razão de sexo fica em uma magnitude com valor um pouco menor que as duas maiores categorias de escolaridade.

Na medida em que a razão de sexo reflete o poder relativo de barganha das mulheres no interior do casamento, este resultado é muito importante para demonstrar

que mulheres com poder no interior do casamento podem, de fato, controlar os recursos domiciliares de maneira a investir nos seus filhos e reduzir a mortalidade infanto-juvenil no interior dos domicílios. Este resultado é mais importante devido ao fato da razão de sexo ser exógena ao domicílio, além de ser um resultado não esperado a partir de um modelo tradicional de mortalidade, decorrendo daí sua originalidade.

## CONCLUSÃO

O trabalho procurou mostrar através do debate da alocação intradomiciliar os fatores que afetam as decisões tomadas pela família segundo a alocação de tempo e renda e as possíveis implicações sobre o investimento em saúde dos filhos. Estas questões a medida que têm sugerido a discussão do papel exercido por homens e mulheres nos domicílios como forma de intensificar ou reduzir as disparidades de gênero existentes seguiram o curso das evidências empíricas para o Brasil, mostrando que isto acontece das duas formas.

Nesse contexto, o entendimento das teorias de alocação intradomiciliar de renda foi fundamental para a discussão das diferenças de gênero, cujos efeitos sobre a mortalidade infanto-juvenil possui um papel de destaque se ocupou em analisar os cinco grandes grupos teóricos : Os dos **Determinantes Clássicos da Mortalidade Infanto-Juvenil**, o Processo de **Tomada de Decisão Domiciliar**, o **Mercado de Casamentos** e a escolha dos parceiros, o Modelo de Preferências Comuns ou **Modelo Unitário** e os **Modelos de Barganha**.

Desta forma, o trabalho mostrou que há diferenças quanto a alocação de renda dos pais em direção a seus filhos no Brasil. Isto pode ser observado através dos efeitos da renda de não trabalho de homens e mulheres, diferenças estas que influenciam na sobrevivência dos filhos. Embora haja esta diferença o modelo *beckeriano* não pode ser rejeitado na maioria das estimativas.

O estudo usou como referência os resultados encontrados por THOMAS (1990, 1991, 1997 e 2000) e RAO e GREENE (1991) baseados no arcabouço teórico de BECKER e o modelo de barganha que procuraram estimar as diferenças de gênero sobre variáveis demográficas. Tais estudos serviram de sugestão para trabalhar as a variável

dependente mortalidade infanto-juvenil binária; e também as covariáveis como homogamia em educação e raça que foram utilizadas para mostrar as diferenças nas características pessoais sobre a mortalidade infanto-juvenil no Brasil. Por outro lado sendo mostrado o papel da razão de sexo sobre as relações de gênero no domicílio.

Desta forma, como é observado através do papel histórico do grupo etário materno que os efeitos da idade das mães sobre a possibilidade de ter tido filho morto é cada vez maior a medida que avançam os grupos etários em direção àqueles mais velhos, foi realizada para este trabalho a análise para o grupo etário materno de 30 a 34 anos. Já a variável educação materna, relevante para os estudo de mortalidade infanto-juvenil mostrou claramente que a magnitude do impacto da educação materna na mortalidade é bom parâmetro de comparação para a avaliação das demais dimensões que foram analisadas no contexto dos modelos de barganha.

Sob o ponto de vista do tipo de união adotada observou-se que a união do tipo consensual afeta positivamente a mortalidade das crianças. Quando controlado pela educação materna e demais variáveis independentes, a união consensual mostra-se com um indicador de fragilidade da união onde as mulheres detêm menor poder de barganha o que estaria afetando positivamente a mortalidade das crianças nos domicílios.

Em paralelo, a questão racial também se mostrou relevante em dois aspectos. Em primeiro na determinação direta da mortalidade e em segundo, na medida que a união por tipo de raça afetou a mortalidade. Se por um lado os resultados mostraram que o impacto da cor materna branca na mortalidade é negativo quando comparado com as mães de cor preta, por outro as mães pardas também possuíram impacto negativo mas em escala menor do que as mães de cor brancas apresentaram.

Quanto a homogamia por cor da mãe, foi visto que também afetou negativamente a mortalidade dos filhos sendo este impacto ampliado para as mães brancas e reduzido para as mães de cor parda.



Desta forma, estas variáveis de união foram importantes, mas apresentaram um potencial viés de endogeneidade no modelo de mortalidade. Assim, o modelo com a inclusão da razão de sexos substitui o conjunto de variáveis sob o acasalamento por esta na microrregião de residência, aonde se pressupõe que o mercado de casamentos esteja operando nesta localidade. Foi observado que a razão de sexos é uma variável verdadeiramente exógena ao domicílio.

Neste sentido, o impacto da razão de sexo sobre a mortalidade infanto-juvenil ter sido negativo, significativo e de grande magnitude mostrou que esta variável refletiu o poder relativo de barganha das mulheres no interior dos casamentos. Isto serviu para mostrar que as mulheres com poder dentro da união podem, de fato, controlar os recursos do domicílio no sentido de investir nos seus filhos e reduzir a mortalidade infanto-juvenil intradomiciliar.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BECKER, Gary. **A treatise on the family**. Cambridge; London: Harvard University, Harvard University Press, 1981. 288p.

BRASS, William. **Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data**: based on Seminars held 16-24 September 1971 at the Centro Latinoamericano de Demografia (CELADE) San Jose, Costa Rica. Chapel Hill: The University of North Carolina at Chapel Hill, International Program of Laboratories for Population Statistics, 1975. Cap.8: An occasional publication, p.50-59.

CARVALHO, José Alberto M. Demographic dynamics in Brazil: recent trends and perspectives. **Brazilian Journal of Population Studies**, ABEP, v.1, p.5-24, Jan. 1997.

CASTERLINE, Jonh B., COOKSEY, Elisabeth, ISMAIL, Abdel Fattah. Household income and child survival in Egypt. **Demography**, v.26, n.1, 15-35, Feb. 1989.

DESAI, S., ALVA, S. Maternal education and child health: is there a strong causal relationship? **Demography**, v.35, n.1, p.71-81, 1998.

GREGORY, Reinaldo G. **Intrahousehold allocation and human capital investments in children in Brazil and Indonesia**. 1999. 167p. Tese (Doutorado em Demografia) - University of California, Berkeley, 1999.

GROSSBARD-SHECHTMAN. A theory of marriage formality: the case of Guatemala. **Economic Developmente and Cultural Change**, v.30, n.4, p.813-30, July 1982.

GUPTA, M. Death clustering, mother's education and determinates of child mortality in rural Punjab, India. **Population Studies**, v.44, p.489-505, 1990.

HODDINOT, John, ALDERMAN, Harold, HADDAD, Lawrence. Testing competing models of intrahousehold allocation. In: HADDAD, Lawrence James, HODDINOTT, John, ALDERMAN, Harold. **Intrahousehold resource allocation in developing countries**: models, methods, and policy. Baltimore; London: The Johns Hopinks University, 1997. Chap.8, p.129-164.

IBGE. **Tendências demográficas**: uma análise dos resultados da sinopse preliminar do censo demográfico 2000. Rio de Janeiro: IBGE, 2001. 60p.

KOREEMAN, Peter, WUNDERINK, Sophia. **The economics of household behavior**. New York: St. Martin's Press, 1997. 236p.

LUNDEMBERG, Shelly, POLLAK, Robert. Noncooperative bargaining models of marriage. **The America Economic Review**, v.84, n.2, p.132-137, May 1994

MADDALA, G. S. **Limited dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge: Cambridge University. 1983. cap.2.

- MANSER, Marilyn, BROWN, Murray. Marriage and household decision-making: a bargaining analysis. **International Economic Review**, v.21, n.1, p.31-45, Feb. 1980.
- MARTINE, George, (Coord.), CARVALHO, Jose Alberto Magno de, ARIAS, Alfonso Rodrigues. **Mudanças recentes no padrão demográfico brasileiro e implicações para a agenda social**. Brasília: IPEA, 1994. 50p. (Texto para discussão, 345)
- Mc ELROY, Marjorie B. The policy implications of family bargaining and marriage markets. In: HADDAD, Lawrence James, HODDINOTT, John, ALDERMAN, Harold. **Intrahousehold resource allocation in developing countries: models, methods, and policy**. Baltimore; London: The Johns Hopkins University, 1997. Chap.4, p.53-74.
- Mc ELROY, Marjorie, HORNEY, Mary Jean. Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand. **International Economic Review**, v.22, n.2, p.333-349, Jun. 1981.
- MOSLEY, W. H., CHEN, L. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. **Population and Development Review**, v.10, (Supplement) p.25-45, 1984.
- PINELLI, Antonella. Gênero e família nos países desenvolvidos. In: PINELLI, Antonella, (Org.) **Gênero nos estudos de população**. Campinas: ABEP, 2004. p.55-98. (Demographicas, v.2)
- POLLAK, Robert A., LUNDEMBERG, Shelly. Separate-spheres bargaining and the marriage market. **The Journal of Political Economy**, n.101, n.6, p.988-1010, Dec. 1993.
- PULLUM, Thomas W., PERI, Andres. A multivariate analysis of homogamy in Montevideo, Uruguay. **Population Studies**, v.53, n.3, p.361-377, 1999.
- QIAN, Zhenchao. Breaking the racial barriers: variations in interracial marriage between 1980 e 1990. **Demography**, v.34, n.2, p.263-276, maio 1997.
- RAO, Vijayendra, GREENE, Margaret, E. A compressão do mercado matrimonial e o aumento das uniões consensuais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, Campinas, v.9, n.2, p.168-183, 1992.
- RAO, Vijayendra, GREENE, Margaret, E. **Marital instability, inter-spouse bargaining and their implications for fertility in Brazil: a multi-disciplinary analysis**. Washington: Population Association of América, 1991. 43 p.
- ROSS, C., MIROWSKY, J. Refining the association between educational and health: the effects of quantity, credential, and selectivity. **Demography**, v.236, n.4, p.445-460, 1999.
- THOMAS, Duncan, CONTREAS, Dante, FRANKENBERG, Elizabeth. **Distribution of power within the household and child health**. Los Angeles: Department of Economics, UCLA, 2002. Disponível em: <<http://chd.ucla.edu/IFLS/ppr/atmarr3.pdf>>.
- THOMAS, Duncan, STRAUSS, John, HENRIQUES, Maria Helena. Child survival, height for age and household characteristics in Brazil. **Journal of development economics**, v.33, n.2, p.197-234, Oct. 1990a.

THOMAS, Duncan. Incomes, expenditures, and health outcomes: evidence on intrahousehold resource allocation. In: HADDAD, Lawrence James, HODDINOTT, John, ALDERMAN, Harold. **Intrahousehold resource allocation in developing countries**: models, methods, and policy. Baltimore; London: The Johns Hopkins University, 1997.

THOMAS, Duncan. Intra-household resource allocation: an inferential approach. **The Journal of Human Resources**, v.25, n.4, p.635-664, 1990b.

WINSHIP, C., MARE, R. D. Regression models with ordinal variables. **American Sociological Review**, v.49, p.512-25, 1984.

WORLD BANK. **Engendering development**: through gender equality in rights, resources and voice. Washington, DC: World Bank, 2001. Chap.4: Power, incentives, and resources in the household, p.147-180.

## **ANEXOS**

TABELA 2.1

Redução amostral: População total e população segundo as famílias intactas

Brasil_UFs		Códigos IBGE	Nº de Micros por UF	População Total	População Masculina	População Feminina	Número de famílias intactas filtradas na amostra	% do total da população recenseada	Número de esposas e maridos em famílias intactas
<b>NORTE</b>		<b>1</b>	<b>64</b>	<b>12.900.704</b>	<b>6.533.555</b>	<b>6.367.149</b>	<b>988.524</b>	<b>7,66%</b>	<b>1.977.048</b>
Acre	AC	12	5	557.526	280.983	276.543	45.458	8,15%	90.916
Amapá	AP	16	4	477.032	239.453	237.579	36.969	7,75%	73.938
Amazonas	AM	13	13	2.812.557	1.414.367	1.398.190	203.176	7,22%	406.352
Pará	PA	15	22	6.192.307	3.132.768	3.059.539	464.610	7,50%	929.220
Rondônia	RO	11	8	1.379.787	708.140	671.647	123.449	8,95%	246.898
Roraima	RR	14	4	324.397	166.037	158.360	24.415	7,53%	48.830
Tocantins	TO	17	8	1.157.098	591.807	565.291	90.447	7,82%	180.894
<b>NORDESTE</b>		<b>2</b>	<b>188</b>	<b>47.741.711</b>	<b>23.413.914</b>	<b>24.327.797</b>	<b>3.317.644</b>	<b>6,95%</b>	<b>6.635.288</b>
Alagoas	AL	27	13	2.822.621	1.378.942	1.443.679	200.354	7,10%	434.116
Bahia	BA	29	32	13.070.250	6.462.033	6.608.217	842.173	6,44%	1.863.190
Ceará	CE	23	33	7.430.661	3.628.474	3.802.187	489.770	6,59%	1.092.428
Maranhão	MA	21	21	5.651.475	2.812.681	2.838.794	394.222	6,98%	854.872
Paraíba	PB	25	23	3.443.825	1.671.978	1.771.847	234.271	6,80%	505.314
Pernambuco	PE	26	19	7.918.344	3.826.657	4.091.687	524.219	6,62%	1.173.226
Piauí	PI	22	15	2.843.278	1.398.290	1.444.988	189.232	6,66%	413.384
Rio Grande do Norte	RN	24	19	2.776.782	1.359.953	1.416.829	189.578	6,83%	422.190
Sergipe	SE	28	13	1.784.475	874.906	909.569	253.825	14,22%	286.734
<b>SUDESTE</b>		<b>3</b>	<b>160</b>	<b>72.412.411</b>	<b>35.426.091</b>	<b>36.986.320</b>	<b>4.603.320</b>	<b>6,36%</b>	<b>9.206.640</b>
Espírito Santo	ES	32	13	3.097.232	1.534.806	1.562.426	226.139	7,30%	452.278
Minas Gerais	MG	31	66	17.891.494	8.851.587	9.039.907	1.062.844	5,94%	2.125.688
Rio de Janeiro	RJ	33	18	14.391.282	6.900.335	7.490.947	878.457	6,10%	1.756.914
São Paulo	SP	35	63	37.032.403	18.139.363	18.893.040	2.435.880	6,58%	4.871.760
<b>SUL</b>		<b>4</b>	<b>94</b>	<b>25.107.616</b>	<b>12.401.450</b>	<b>12.706.166</b>	<b>1.804.245</b>	<b>7,19%</b>	<b>3.608.490</b>
Paraná	PR	41	39	9.563.458	4.737.420	4.826.038	726.146	7,59%	1.452.292
Rio Grande do Sul	RS	43	35	10.187.798	4.994.719	5.193.079	663.598	6,51%	1.327.196
Santa Catarina	SC	42	20	5.356.360	2.669.311	2.687.049	414.501	7,74%	829.002
<b>CENTRO-OESTE</b>		<b>5</b>	<b>52</b>	<b>11.636.728</b>	<b>5.801.005</b>	<b>5.835.723</b>	<b>935.231</b>	<b>8,04%</b>	<b>1.870.462</b>
Distrito Federal	DF	53	1	2.051.146	981.356	1.069.790	143.540	7,00%	287.080
Goiás	GO	52	18	5.003.228	2.492.438	2.510.790	414.908	8,29%	829.816
Mato Grosso do Sul	MS	50	11	2.078.001	1.040.024	1.037.977	160.487	7,72%	320.974
Mato Grosso	MT	51	22	2.504.353	1.287.187	1.217.166	216.296	8,64%	432.592
<b>TOTAL BRASIL:</b>		<b>27 UF's</b>	<b>558</b>	<b>169.799.170</b>	<b>83.576.015</b>	<b>86.223.155</b>	<b>11.648.964</b>	<b>6,86%</b>	<b>23.297.928</b>

Fonte: IBGE - Censo Demográfico, 2000.

**TABELA 3.1**  
Indicadores demográficos, 1991/2000

Brasil_UFs	esperança de vida ao nascer, 1991	esperança de vida ao nascer, 2000	TFT 1991	TFT 2000	Taxa de Mortalidade até os 5 anos, 1991	Taxa de Mortalidade até os 5 anos, 2000	Faixas de valores do crescimento populacional ( r )*
<b>NORTE</b>	<b>63,13</b>	<b>66,76</b>	<b>4,27</b>	<b>3,22</b>	<b>49,11</b>	<b>34,47</b>	-
Acre	63,11	66,27	4,86	3,42	41,85	30,36	3,0 ou mais
Amapá	63,72	66,66	4,72	3,63	43,72	31,62	3,0 ou mais
Amazonas	63,67	66,51	4,50	3,45	50,36	37,95	3,0 ou mais
Pará	62,66	66,48	4,24	3,15	52,55	33,05	1,5 a 3,0
Rondônia	63,42	68,49	3,55	2,75	42,41	30,38	1,5 a 3,0
Roraima	65,05	67,68	4,04	3,22	49,25	33,79	3,0 ou mais
Tocantins	60,32	65,24	3,96	2,95	63,65	44,17	1,5 a 3,0
<b>NORDESTE</b>	<b>59,97</b>	<b>64,83</b>	<b>3,80</b>	<b>2,74</b>	<b>69,55</b>	<b>47,79</b>	-
Alagoas	58,04	61,74	4,12	3,14	74,50	48,96	1,5
Bahia	60,71	64,15	3,66	2,5	70,87	46,49	1,5
Ceará	61,76	67,77	3,72	2,84	63,13	41,43	1,5 a 3,0
Maranhão	60,48	66,98	4,74	3,2	81,97	55,38	1,5 a 3,0
Paraíba	58,88	63,16	3,78	2,54	74,47	51,49	1,5
Pernambuco	62,04	67,32	3,31	2,48	62,55	47,31	1,5
Piauí	58,10	63,79	3,83	2,67	64,73	47,27	1,5
Rio Grande do Norte	59,83	64,06	3,41	2,54	67,93	43,27	1,5 a 3,0
Sergipe	59,94	64,53	3,64	2,74	65,76	48,52	1,5 a 3,0
<b>SUDESTE</b>	<b>66,44</b>	<b>69,85</b>	<b>2,46</b>	<b>2,13</b>	<b>33,68</b>	<b>23,90</b>	-
Espírito Santo	66,36	70,55	2,78	2,16	42,06	29,17	1,5 a 3,0
Minas Gerais	64,17	68,24	2,69	2,23	35,39	27,75	1,5
Rio de Janeiro	66,42	69,42	2,1	2,06	29,94	21,21	1,5
São Paulo	68,82	71,20	2,28	2,05	27,31	17,48	1,5 a 3,0
<b>SUL</b>	<b>68,21</b>	<b>71,88</b>	<b>2,53</b>	<b>2,23</b>	<b>28,68</b>	<b>18,03</b>	-
Paraná	65,71	69,83	2,62	2,3	38,69	20,30	1,5
Rio Grande do Sul	70,16	73,69	2,38	2,16	22,53	17,00	1,5
Santa Catarina	68,76	72,13	2,58	2,23	24,84	16,79	1,5 a 3,0
<b>CENTRO-OESTE</b>	<b>66,29</b>	<b>69,88</b>	<b>2,75</b>	<b>2,28</b>	<b>31,31</b>	<b>24,55</b>	-
Distrito Federal	66,93	70,09	2,33	1,96	27,35	22,67	1,5 a 3,0
Goiás	64,24	69,38	2,58	2,23	29,53	22,45	1,5 a 3,0
Mato Grosso do Sul	65,10	69,68	2,95	2,42	34,73	25,53	1,5 a 3,0
Mato Grosso	68,87	70,37	3,14	2,5	33,64	27,53	1,5 a 3,0
<b>TOTAL BRASIL:</b>	<b>64,81</b>	<b>68,64</b>	<b>2,40</b>	<b>2,52</b>	<b>42,47</b>	<b>29,75</b>	-

Fonte: IBGE - Censo Demográfico, 2000.

\*Relatório das Tendências demográficas do Censo 2000.

**TABELA 3.1.1.1**  
**Percentual de Filhos sobreviventes e mortos por grupo de raça materno**

Brasil_UFs	filhos sobreviventes			Filhos mortos		
	Branças	Pretas	Pardas	Branças	Pretas	Pardas
<b>NORTE</b>	94,04%	91,59%	79,09%	5,96%	8,41%	6,63%
Acre	93,10%	88,00%	91,00%	6,90%	12,00%	9,00%
Amapá	94,80%	93,50%	-	5,20%	6,50%	-
Amazonas	93,60%	92,00%	92,30%	6,40%	8,00%	7,70%
Pará	92,90%	89,20%	91,20%	7,10%	10,80%	8,80%
Rondônia	95,10%	93,40%	93,00%	4,90%	6,60%	7,00%
Roraima	94,40%	93,70%	94,10%	5,60%	6,30%	5,90%
Tocantins	94,40%	91,30%	92,00%	5,60%	8,70%	8,00%
<b>NORDESTE</b>	91,43%	86,84%	88,49%	8,57%	13,16%	11,51%
Alagoas	88,10%	82,70%	83,80%	11,90%	17,30%	16,20%
Bahia	92,90%	90,40%	90,70%	7,10%	9,60%	9,30%
Ceará	92,40%	86,70%	89,40%	7,60%	13,30%	10,60%
Maranhão	89,50%	85,00%	86,90%	10,50%	15,00%	13,10%
Paraíba	91,60%	86,30%	88,30%	8,40%	13,70%	11,70%
Pernambuco	91,70%	87,20%	89,00%	8,30%	12,80%	11,00%
Piauí	92,20%	88,10%	89,80%	7,80%	11,90%	10,20%
Rio Grande do Norte	92,70%	86,10%	89,10%	7,30%	13,90%	10,90%
Sergipe	91,80%	89,10%	89,40%	8,20%	10,90%	10,60%
<b>SUDESTE</b>	96,85%	93,65%	94,93%	3,15%	6,35%	5,08%
Espírito Santo	97,00%	92,10%	94,50%	3,00%	7,90%	5,50%
Minas Gerais	96,40%	92,80%	94,20%	3,60%	7,20%	5,80%
Rio de Janeiro	97,00%	94,60%	95,70%	3,00%	5,40%	4,30%
São Paulo	97,00%	95,10%	95,30%	3,00%	4,90%	4,70%
<b>SUL</b>	96,83%	94,40%	94,73%	3,17%	5,60%	5,27%
Paraná	96,20%	94,00%	94,30%	3,80%	6,00%	5,70%
Rio Grande do Sul	97,40%	95,30%	95,60%	2,60%	4,70%	4,40%
Santa Catarina	96,90%	93,90%	94,30%	3,10%	6,10%	5,70%
<b>CENTRO-OESTE</b>	96,45%	93,78%	95,05%	3,55%	6,23%	4,95%
Distrito Federal	97,50%	95,90%	96,50%	2,50%	4,10%	3,50%
Goiás	96,30%	94,20%	95,20%	3,70%	5,80%	4,80%
Mato Grosso do Sul	96,30%	91,80%	94,60%	3,70%	8,20%	5,40%
Mato Grosso	95,70%	93,20%	93,90%	4,30%	6,80%	6,10%
<b>TOTAL BRASIL:</b>	95,70%	91,90%	92,10%	4,30%	8,10%	7,90%

Fonte: IBGE - Censo Demográfico, 2000.

Obs: Não figurou nas famílias intactas do Amapá a população de pardas, após serem feitos os filtros para redução amostral  
 ( \* ) Estimativas realizadas através de um dos passos para a aplicação da técnica de Brass para a mortalidade infanto-juvenil no Brasil, 2000

idade média=(pto médio do grupo etário) \* (nfx) / (soma nfx)



**TABELA 3.2**

Composição por sexo e raça dos cônjuges

Brasil_UFs	Tipo de Raça - Homens nas famílias intactas			Tipo de Raça - Mulheres nas famílias intactas		
	Branca	Preta	Parda	Branca	Preta	Parda
<b>NORTE</b>	<b>27,90%</b>	<b>9,00%</b>	<b>63,10%</b>	<b>29,80%</b>	<b>7,10%</b>	<b>63,10%</b>
Acre	28,20%	6,60%	65,20%	31,00%	4,80%	64,20%
Amapá	25,60%	74,40%	-	28,20%	71,80%	-
Amazonas	24,10%	4,40%	71,50%	25,10%	2,80%	72,10%
Pará	25,00%	7,10%	67,90%	27,00%	5,00%	68,00%
Rondônia	41,60%	5,40%	52,90%	45,10%	4,10%	50,80%
Roraima	26,10%	6,60%	67,20%	27,80%	3,50%	68,70%
Tocantins	31,00%	8,40%	60,60%	31,50%	6,80%	61,80%
<b>NORDESTE</b>	<b>30,70%</b>	<b>8,60%</b>	<b>60,60%</b>	<b>33,40%</b>	<b>7,00%</b>	<b>59,70%</b>
Alagoas	31,10%	6,00%	62,80%	34,00%	4,60%	61,40%
Bahia	24,90%	14,40%	60,70%	26,40%	11,80%	61,70%
Ceará	33,80%	5,00%	61,20%	37,00%	4,00%	59,00%
Maranhão	25,90%	10,70%	63,40%	28,60%	8,80%	62,60%
Paraíba	38,90%	4,60%	56,50%	42,40%	3,80%	53,80%
Pernambuco	37,30%	5,80%	57,00%	40,90%	4,60%	54,60%
Piauí	25,00%	8,80%	66,20%	26,90%	7,30%	65,80%
Rio Grande do Norte	37,90%	5,50%	56,50%	41,30%	4,40%	54,20%
Sergipe	28,90%	7,70%	63,40%	31,10%	5,70%	63,30%
<b>SUDESTE</b>	<b>58,70%</b>	<b>7,50%</b>	<b>33,80%</b>	<b>61,80%</b>	<b>6,00%</b>	<b>32,20%</b>
Espírito Santo	47,00%	7,60%	45,50%	48,00%	6,10%	45,90%
Minas Gerais	51,90%	8,40%	39,70%	54,80%	7,00%	38,30%
Rio de Janeiro	50,00%	12,50%	37,40%	52,50%	10,80%	36,70%
São Paulo	66,50%	5,20%	28,30%	70,00%	3,80%	26,10%
<b>SUL</b>	<b>81,60%</b>	<b>4,00%</b>	<b>14,30%</b>	<b>83,60%</b>	<b>3,50%</b>	<b>12,90%</b>
Paraná	74,30%	3,50%	22,20%	77,30%	2,60%	20,10%
Rio Grande do Sul	85,60%	5,40%	9,00%	86,90%	5,00%	8,00%
Santa Catarina	88,30%	3,00%	8,70%	89,80%	2,60%	7,60%
<b>CENTRO-OESTE</b>	<b>47,10%</b>	<b>5,50%</b>	<b>47,40%</b>	<b>48,90%</b>	<b>4,40%</b>	<b>46,80%</b>
Distrito Federal	43,10%	6,20%	50,70%	46,40%	4,50%	49,10%
Goiás	47,80%	5,20%	47,10%	49,80%	4,20%	46,00%
Mato Grosso do Sul	52,40%	4,40%	43,10%	54,40%	3,30%	42,30%
Mato Grosso	44,20%	6,40%	49,30%	44,60%	5,30%	50,10%
<b>TOTAL BRASIL:</b>	<b>50,70%</b>	<b>7,20%</b>	<b>42,10%</b>	<b>53,20%</b>	<b>5,80%</b>	<b>40,90%</b>

Fonte: IBGE - Censo Demográfico, 2000.

TABELA 3.2.1

Anos de estudo médio segundo sexo e raça

Brasil_UFs	Anos de estudo médio - mulheres				Anos de estudo médio - Homens			
	Branças	Pretas	Pardas	Total	Branços	Pretos	Pardos	Total
<b>NORTE</b>	<b>7,21</b>	<b>5,26</b>	<b>5,21</b>	<b>6,48</b>	<b>6,62</b>	<b>4,67</b>	<b>5,44</b>	<b>6,00</b>
Acre	6,35	4,25	5,74	5,87	5,81	3,56	5,03	5,38
Amapá	7,78	6,97	-	7,23	7,34	5,77	6,15	6,74
Amazonas	7,35	4,96	5,95	6,32	7,16	4,84	5,57	6,31
Pará	6,47	4,62	5,6	5,78	5,95	4,15	4,81	5,31
Rondônia	6,59	5,39	5,83	6,15	6,12	4,76	5,29	5,79
Roraima	8,41	5,73	7,13	7,49	7,45	5,38	6,21	6,79
Tocantins	7,5	4,89	6,19	6,54	6,49	4,22	5,04	5,66
<b>NORDESTE</b>	<b>6,47</b>	<b>4,69</b>	<b>5,35</b>	<b>5,72</b>	<b>5,76</b>	<b>4,21</b>	<b>4,53</b>	<b>5,14</b>
Alagoas	5,88	3,78	4,62	5,04	5,47	3,72	4,11	4,75
Bahia	6,5	5,4	5,49	5,74	5,67	4,77	4,54	5,14
Ceará	6,85	4,65	5,6	6,04	5,99	4,14	4,75	5,38
Maranhão	6,07	4,34	5,16	5,34	5,34	3,72	4,28	4,67
Paraíba	6,45	4,64	5,18	5,72	5,6	4,08	4,36	5,06
Pernambuco	6,86	4,99	5,65	6,12	6,14	4,58	4,86	5,58
Piauí	6,12	4,4	5,16	5,37	5,56	3,92	4,37	4,81
Rio Grande do Norte	7,13	5,1	5,81	6,34	6,28	4,42	4,9	5,68
Sergipe	6,39	4,91	5,45	5,73	5,77	4,51	4,61	5,20
<b>SUDESTE</b>	<b>7,97</b>	<b>6,14</b>	<b>6,56</b>	<b>7,54</b>	<b>7,42</b>	<b>5,85</b>	<b>5,96</b>	<b>7,21</b>
Espírito Santo	7,65	5,76	6,46	6,97	7,07	5,52	5,83	6,60
Minas Gerais	7,49	5,57	6,09	6,79	6,82	5,14	5,41	6,33
Rio de Janeiro	8,49	6,44	7,06	8,61	8,03	6,37	6,58	8,37
São Paulo	8,26	6,78	6,61	7,77	7,75	6,38	6,02	7,53
<b>SUL</b>	<b>7,71</b>	<b>6,09</b>	<b>6,03</b>	<b>7,48</b>	<b>7,28</b>	<b>5,86</b>	<b>5,71</b>	<b>7,34</b>
Paraná	7,75	5,87	6,07	7,38	7,32	5,71	5,71	7,22
Rio Grande do Sul	7,8	6,4	6,17	7,62	7,19	6,05	5,67	7,35
Santa Catarina	7,58	6,01	5,84	7,43	7,34	5,81	5,74	7,45
<b>CENTRO-OESTE</b>	<b>8,03</b>	<b>5,98</b>	<b>6,63</b>	<b>7,30</b>	<b>7,40</b>	<b>5,59</b>	<b>5,94</b>	<b>6,88</b>
Distrito Federal	9,47	7,36	7,72	8,54	8,94	6,82	7,08	8,22
Goiás	7,52	5,37	6,31	6,88	6,8	5,04	5,54	6,34
Mato Grosso do Sul	7,7	5,42	6,2	7,02	7,11	5,5	5,66	6,69
Mato Grosso	7,43	5,76	6,27	6,77	6,74	4,99	5,48	6,25
<b>TOTAL BRASIL:</b>	<b>7,16</b>	<b>5,63</b>	<b>5,95</b>	<b>6,37</b>	<b>6,89</b>	<b>5,23</b>	<b>5,52</b>	<b>6,17</b>

Fonte: IBGE - Censo Demográfico, 2000.

TABELA 3.2.1

Rendas de não trabalho desagregadas por tipo (total de homens e mulheres na população total)

Brasil_UFs	Aposentadoria/pensão	Aluguéis	Pensão alimentícia/mesada/doação	Programas do Governo: Renda mínima/ Bolsa-escola/seguro desemprego	Outras
<b>NORTE</b>	<b>25,69</b>	<b>4,99</b>	<b>3,13</b>	<b>0,82</b>	<b>5,74</b>
Acre	34,44	4,19	2,83	0,54	3,58
Amapá	26,96	5,05	4,16	1,34	9,52
Amazonas	28,15	4,4	3,24	0,74	4,76
Pará	29,03	3,72	2,49	0,81	5,22
Rondônia	20,51	5,35	2,94	0,65	6,3
Roraima	21,34	6,13	4,24	0,76	4,97
Tocantins	19,43	6,07	1,99	0,89	5,82
<b>NORDESTE</b>	<b>40,20</b>	<b>3,99</b>	<b>2,92</b>	<b>0,72</b>	<b>4,04</b>
Alagoas	37,33	3,81	2,53	0,57	4,28
Bahia	36,04	4,45	3,2	0,8	4,46
Ceará	41,73	4,32	2,86	0,75	3,84
Maranhão	24,77	2,04	1,82	0,46	3,6
Paraíba	44,88	3,79	3,34	0,83	3,34
Pernambuco	49,26	5,55	3,36	0,93	4,27
Piauí	34,59	2,66	2,56	0,64	4,48
Rio Grande do Norte	50,86	4,89	3,21	0,77	4,08
Sergipe	42,35	4,43	3,39	0,72	3,97
<b>SUDESTE</b>	<b>63,55</b>	<b>12,64</b>	<b>4,88</b>	<b>1,35</b>	<b>7,67</b>
Espírito Santo	58,26	9,44	4,12	1,17	5,94
Minas Gerais	16,77	8,45	1,24	1,69	5,86
Rio de Janeiro	110,05	14,81	8,18	1,19	10,44
São Paulo	69,12	17,86	5,96	1,33	8,42
<b>SUL</b>	<b>64,07</b>	<b>10,70</b>	<b>5,17</b>	<b>1,53</b>	<b>6,99</b>
Paraná	49,74	11,46	4,91	1,37	7,22
Rio Grande do Sul	80,99	10,92	5,66	1,58	6,57
Santa Catarina	61,47	9,72	4,94	1,65	7,19
<b>CENTRO-OESTE</b>	<b>56,11</b>	<b>12,46</b>	<b>5,66</b>	<b>1,58</b>	<b>8,37</b>
Distrito Federal	120,76	20,53	10,04	2,83	10,28
Goiás	38,07	10,56	4,42	1,3	6,99
Mato Grosso do Sul	39,25	9,51	4,63	1,34	6,86
Mato Grosso	26,34	9,24	3,53	0,84	9,35
<b>TOTAL BRASIL:</b>	<b>49,92</b>	<b>8,96</b>	<b>4,35</b>	<b>1,20</b>	<b>6,56</b>

Fonte: IBGE - Censo Demográfico, 2000

TABELA 3.2.2.1

Renda de não trabalho média segundo sexo e raça

Brasil_UFs	Renda de não-trabalho total média - Mulheres				Renda de não-trabalho total média - Homens			
	Branças	Pretas	Pardas	Total	Branços	Pretos	Pardos	Total
<b>NORTE</b>	<b>12,43</b>	<b>9,34</b>	<b>7,54</b>	<b>10,56</b>	<b>41,67</b>	<b>27,72</b>	<b>24,38</b>	<b>30,30</b>
Acre	8,05	10,23	12,39	11,43	45,67	16,38	22,33	28,17
Amapá	18,72	13,19	-	15,54	37,45	65,22	18,84	28,68
Amazonas	12,87	13,43	8,45	9,98	44,17	19,23	25,67	31,62
Pará	11,08	12,14	6,74	8,35	43,43	21,15	23,17	29,56
Rondônia	11,05	6,83	7,6	9,12	37,96	24,75	19,82	29,4
Roraima	14,41	6,55	12,41	12,72	43,33	29,41	27,56	30,44
Tocantins	10,86	3,02	5,17	6,77	39,71	17,92	33,29	34,24
<b>NORDESTE</b>	<b>10,16</b>	<b>6,51</b>	<b>6,64</b>	<b>8,00</b>	<b>32,93</b>	<b>19,12</b>	<b>19,41</b>	<b>25,13</b>
Alagoas	11,8	6,7	6,04	8,10	33,6	16,24	19,15	24,22
Bahia	10,58	7,61	7,06	8,17	33,44	18,83	21	26,05
Ceará	10,24	6,72	6,06	7,76	34,5	13,58	16,65	24,34
Maranhão	6,53	4,52	4,27	5,07	29,38	16,1	18,06	22,15
Paraíba	9,2	5,99	7,08	8,13	33,57	17,92	17,35	24,53
Pernambuco	13,31	7,3	8,23	10,30	32,9	20,3	22,85	27,64
Piauí	8,75	3,17	5,23	6,26	31,44	13,47	16,41	21,26
Rio Grande do Norte	12,54	7,83	7,79	10,02	34,6	27,82	22,33	30,67
Sergipe	8,52	8,79	7,99	8,19	32,96	27,79	20,86	25,34
<b>SUDESTE</b>	<b>15,23</b>	<b>10,12</b>	<b>9,44</b>	<b>12,13</b>	<b>39,44</b>	<b>21,28</b>	<b>23,92</b>	<b>35,27</b>
Espírito Santo	11,32	8,65	8,36	9,06	39,16	21,88	25,24	30,16
Minas Gerais	11,19	7,35	6,92	9,47	32,89	16,1	19,42	33,11
Rio de Janeiro	23,63	13,34	13,8	16,85	50,06	23,33	30,98	44,53
São Paulo	14,77	11,12	8,69	13,14	35,63	23,81	20,03	33,28
<b>SUL</b>	<b>12,51</b>	<b>8,81</b>	<b>8,25</b>	<b>11,94</b>	<b>32,56</b>	<b>20,00</b>	<b>19,40</b>	<b>31,65</b>
Paraná	12,21	7,29	7,43	11,17	32,98	17,32	17,46	30,52
Rio Grande do Sul	13,63	9,88	9,61	13,25	32,2	21,4	22,95	32,02
Santa Catarina	11,7	9,27	7,7	11,4	32,49	21,29	17,78	32,42
<b>CENTRO-OESTE</b>	<b>17,44</b>	<b>9,82</b>	<b>11,42</b>	<b>14,39</b>	<b>50,42</b>	<b>27,16</b>	<b>24,33</b>	<b>38,51</b>
Distrito Federal	30,66	19,59	20,24	25,38	76,5	43,09	29,21	56,49
Goiás	13,41	6,94	9,39	11,43	43,28	26,34	21,7	32,83
Mato Grosso do Sul	11,97	6,89	8,73	10,49	38,24	19,66	24,63	32,02
Mato Grosso	13,72	5,86	7,32	10,27	43,64	19,55	21,78	32,71
<b>TOTAL BRASIL:</b>	<b>13,56</b>	<b>8,92</b>	<b>8,66</b>	<b>10,93</b>	<b>39,40</b>	<b>23,06</b>	<b>22,29</b>	<b>30,79</b>

Fonte: IBGE - Censo Demográfico, 2000.



TABELA 3.2.2

Percentual de famílias segundo a situação de domicílio e infraestrutura domiciliar

Brasil_UFs	Famílias residentes na área urbana	Famílias residentes na área rural	% de Famílias com água encanada nos domicílios				% de Famílias com sistema de esgoto nos domicílios			
			urbana		rural		urbana		rural	
			Possue	Não possui	Possue	Não possui	Possue	Não possui	Possue	Não possui
<b>NORTE</b>	<b>74,21%</b>	<b>25,79%</b>	<b>62,29%</b>	<b>37,71%</b>	<b>9,87%</b>	<b>90,13%</b>	<b>40,60%</b>	<b>59,40%</b>	<b>7,80%</b>	<b>7,80%</b>
Acre	66,20%	33,80%	48,00%	52,00%	2,90%	97,10%	37,10%	62,90%	6,60%	6,60%
Amapá	90,20%	9,80%	50,20%	49,80%	12,50%	87,50%	23,60%	76,40%	2,90%	2,90%
Amazonas	77,90%	22,10%	68,10%	31,90%	5,70%	94,30%	53,30%	46,70%	4,50%	4,50%
Pará	65,60%	34,40%	50,50%	49,50%	11,70%	88,30%	45,60%	54,40%	7,80%	7,80%
Rondônia	62,50%	37,50%	41,20%	58,80%	3,90%	96,10%	25,70%	74,30%	7,30%	7,30%
Roraima	82,40%	17,60%	93,80%	6,20%	21,90%	78,10%	72,10%	27,90%	21,30%	21,30%
Tocantins	74,70%	25,30%	84,20%	15,80%	10,50%	89,50%	26,80%	73,20%	4,20%	4,20%
<b>NORDESTE</b>	<b>69,02%</b>	<b>30,98%</b>	<b>82,96%</b>	<b>17,04%</b>	<b>19,36%</b>	<b>80,64%</b>	<b>46,02%</b>	<b>53,98%</b>	<b>6,26%</b>	<b>6,26%</b>
Alagoas	68,10%	31,90%	76,10%	23,90%	20,90%	79,10%	30,80%	69,20%	5,10%	5,10%
Bahia	67,60%	32,40%	87,20%	12,80%	23,60%	76,40%	55,10%	44,90%	5,80%	5,80%
Ceará	72,10%	27,90%	77,10%	22,90%	8,30%	91,70%	41,60%	58,40%	4,60%	4,60%
Maranhão	57,40%	42,60%	71,70%	28,30%	16,80%	83,20%	33,10%	66,90%	5,90%	5,90%
Paraíba	73,00%	27,00%	87,40%	12,60%	10,80%	89,20%	48,00%	52,00%	5,60%	5,60%
Pernambuco	77,00%	23,00%	82,60%	17,40%	15,40%	84,60%	49,80%	50,20%	6,40%	6,40%
Piauí	61,60%	38,40%	84,30%	15,70%	11,00%	89,00%	54,90%	45,10%	4,60%	4,60%
Rio Grande do Norte	72,80%	27,20%	90,70%	9,30%	36,90%	63,10%	46,80%	53,20%	12,40%	12,40%
Sergipe	71,60%	28,40%	89,50%	10,50%	30,50%	69,50%	54,10%	45,90%	5,90%	5,90%
<b>SUDESTE</b>	<b>86,58%</b>	<b>13,43%</b>	<b>69,73%</b>	<b>30,28%</b>	<b>22,95%</b>	<b>77,05%</b>	<b>66,90%</b>	<b>33,10%</b>	<b>40,00%</b>	<b>40,00%</b>
Espírito Santo	77,60%	22,40%	4,40%	95,60%	0,20%	99,80%	3,60%	96,40%	0,00%	0,00%
Minas Gerais	81,30%	18,70%	96,80%	3,20%	35,80%	64,20%	83,20%	16,80%	28,00%	28,00%
Rio de Janeiro	95,20%	4,80%	81,70%	18,30%	20,40%	79,60%	82,40%	17,60%	36,70%	36,70%
São Paulo	92,20%	7,80%	96,00%	4,00%	35,40%	64,60%	98,40%	1,60%	95,30%	95,30%
<b>SUL</b>	<b>80,97%</b>	<b>19,03%</b>	<b>91,80%</b>	<b>8,20%</b>	<b>18,40%</b>	<b>81,60%</b>	<b>70,93%</b>	<b>29,07%</b>	<b>26,10%</b>	<b>26,10%</b>
Paraná	81,40%	18,60%	96,10%	3,90%	19,80%	80,20%	57,60%	42,40%	14,30%	14,30%
Rio Grande do Sul	81,90%	18,10%	90,90%	9,10%	18,70%	81,30%	74,90%	25,10%	24,80%	24,80%
Santa Catarina	79,60%	20,40%	88,40%	11,60%	16,70%	83,30%	80,30%	19,70%	39,20%	39,20%
<b>CENTRO-OESTE</b>	<b>85,18%</b>	<b>14,83%</b>	<b>81,15%</b>	<b>18,85%</b>	<b>11,38%</b>	<b>88,63%</b>	<b>42,53%</b>	<b>57,48%</b>	<b>10,73%</b>	<b>10,73%</b>
Distrito Federal	94,20%	5,80%	87,50%	12,50%	18,50%	81,50%	88,40%	11,60%	28,30%	28,30%
Goiás	86,20%	13,80%	73,70%	26,30%	9,40%	90,60%	34,30%	65,70%	4,60%	4,60%
Mato Grosso do Sul	82,10%	17,90%	89,30%	10,70%	9,50%	90,50%	17,20%	82,80%	3,00%	3,00%
Mato Grosso	78,20%	21,80%	74,10%	25,90%	8,10%	91,90%	30,20%	69,80%	7,00%	7,00%
<b>TOTAL BRASIL:</b>	<b>80,70%</b>	<b>19,30%</b>	<b>84,10%</b>	<b>15,90%</b>	<b>18,00%</b>	<b>82,00%</b>	<b>66,70%</b>	<b>33,30%</b>	<b>18,20%</b>	<b>18,20%</b>

TABELA 3.3

Tipos de União dos cônjuges segundo a raça

Brasil_UFs	Tipo de União segundo a raça			Tipo de União segundo a raça		
	Consensual			Formal		
	Branca	Preta	Parda	Branca	Preta	Parda
<b>NORTE</b>	<b>39,47%</b>	<b>73,29%</b>	<b>58,26%</b>	<b>60,53%</b>	<b>26,71%</b>	<b>27,46%</b>
Acre	32,20%	79,30%	73,90%	67,80%	20,70%	26,10%
Amapá	24,80%	83,20%	-	75,20%	16,80%	-
Amazonas	36,00%	74,60%	74,10%	64,00%	25,40%	25,90%
Pará	35,90%	79,80%	73,00%	64,10%	20,20%	27,00%
Rondônia	56,10%	57,60%	55,10%	43,90%	42,40%	44,90%
Roraima	39,60%	67,20%	71,40%	60,40%	32,80%	28,60%
Tocantins	51,70%	71,30%	60,30%	48,30%	28,70%	39,70%
<b>NORDESTE</b>	<b>52,72%</b>	<b>64,09%</b>	<b>56,80%</b>	<b>47,28%</b>	<b>35,91%</b>	<b>43,20%</b>
Alagoas	51,80%	66,00%	57,70%	48,20%	34,00%	42,30%
Bahia	52,70%	67,10%	60,00%	47,30%	32,90%	40,00%
Ceará	52,10%	62,80%	56,10%	47,90%	37,20%	43,90%
Maranhão	45,30%	68,70%	63,00%	54,70%	31,30%	37,00%
Paraíba	59,70%	58,40%	50,80%	40,30%	41,60%	49,20%
Pernambuco	53,80%	63,20%	55,60%	46,20%	36,80%	44,40%
Piauí	54,10%	60,80%	53,60%	45,90%	39,20%	46,40%
Rio Grande do Norte	54,00%	61,60%	54,70%	46,00%	38,40%	45,30%
Sergipe	51,00%	68,20%	59,70%	49,00%	31,80%	40,30%
<b>SUDESTE</b>	<b>78,55%</b>	<b>30,88%</b>	<b>28,60%</b>	<b>21,45%</b>	<b>69,13%</b>	<b>71,40%</b>
Espírito Santo	72,90%	28,70%	28,20%	27,10%	71,30%	71,80%
Minas Gerais	77,40%	41,10%	34,40%	22,60%	58,90%	65,60%
Rio de Janeiro	97,20%	2,10%	2,60%	2,80%	97,90%	97,40%
São Paulo	66,70%	51,60%	49,20%	33,30%	48,40%	50,80%
<b>SUL</b>	<b>62,53%</b>	<b>59,30%</b>	<b>53,87%</b>	<b>37,47%</b>	<b>40,70%</b>	<b>46,13%</b>
Paraná	66,80%	50,70%	44,30%	33,20%	49,30%	55,70%
Rio Grande do Sul	56,60%	66,10%	60,90%	43,40%	33,90%	39,10%
Santa Catarina	64,20%	61,10%	56,40%	35,80%	38,90%	43,60%
<b>CENTRO-OESTE</b>	<b>58,23%</b>	<b>61,63%</b>	<b>54,23%</b>	<b>41,78%</b>	<b>38,38%</b>	<b>45,78%</b>
Distrito Federal	59,30%	61,30%	54,10%	40,70%	38,70%	45,90%
Goiás	64,10%	57,90%	47,80%	35,90%	42,10%	52,20%
Mato Grosso do Sul	54,20%	64,30%	57,60%	45,80%	35,70%	42,40%
Mato Grosso	55,30%	63,00%	57,40%	44,70%	37,00%	42,60%
<b>TOTAL BRASIL:</b>	<b>63,90%</b>	<b>56,10%</b>	<b>52,70%</b>	<b>36,10%</b>	<b>43,90%</b>	<b>47,30%</b>

Fonte: IBGE - Censo Demográfico, 2000.

**TABELA 3.3.1**

Casamentos segundo homogamia, diferença de idade entre os casais e a razão de sexo

Brasil_UFs	Percentual de casais homogâmicos		Razão de Sexos	Diferença média de idade (Idade homens - idade mulheres)
	Raça	Educação		
<b>NORTE</b>	-	-	<b>0,85</b>	<b>5,70</b>
Acre	64,30%	24,70%	0,84	5,85
Amapá	62,80%	21,30%	0,84	5,38
Amazonas	67,90%	25,00%	0,83	5,11
Pará	63,60%	21,10%	0,85	5,52
Rondônia	60,60%	22,70%	0,89	5,90
Roraima	62,80%	19,80%	0,84	5,98
Tocantins	62,50%	19,90%	0,85	6,13
<b>NORDESTE</b>	-	-	<b>0,80</b>	<b>5,22</b>
Alagoas	63,70%	24,40%	0,79	5,33
Bahia	63,60%	24,30%	0,80	5,64
Ceará	64,70%	20,40%	0,80	4,88
Maranhão	63,30%	23,70%	0,76	5,77
Paraíba	61,40%	20,90%	0,79	4,94
Pernambuco	62,00%	21,70%	0,82	5,09
Piauí	66,50%	22,30%	0,78	5,20
Rio Grande do Norte	61,40%	19,70%	0,83	4,70
Sergipe	64,30%	21,40%	0,84	5,41
<b>SUDESTE</b>	-	-	<b>0,89</b>	<b>4,78</b>
Espírito Santo	60,80%	24,60%	0,86	5,16
Minas Gerais	67,10%	24,20%	0,90	4,60
Rio de Janeiro	62,20%	22,40%	0,87	4,91
São Paulo	70,60%	23,60%	0,92	4,44
<b>SUL</b>	-	-	<b>0,91</b>	<b>4,62</b>
Paraná	75,70%	25,00%	0,90	4,67
Rio Grande do Sul	86,00%	23,30%	0,90	4,74
Santa Catarina	87,90%	26,60%	0,92	4,45
<b>CENTRO-OESTE</b>	-	-	<b>0,90</b>	<b>5,10</b>
Distrito Federal	60,30%	22,90%	0,85	4,53
Goiás	62,00%	20,30%	0,92	5,12
Mato Grosso do Sul	61,90%	20,90%	0,88	5,16
Mato Grosso	61,90%	20,70%	0,93	5,60
<b>TOTAL BRASIL:</b>	<b>68,10%</b>	<b>23,10%</b>	<b>0,87</b>	<b>5,08</b>

Fonte: IBGE - Censo Demográfico, 2000.