

Mariana Loredó Mayer Soares

**Casamento legal e divórcio segundo
diferenciais de idade entre os cônjuges –
Brasil, 1991 e 2000.**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2013

Mariana Loredo Mayer Soares

Casamento legal e divórcio segundo diferenciais de idade entre os cônjuges – Brasil, 1991 e 2000.

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Demografia.

Orientador: Prof. Cássio Maldonado Turra

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2013

Ficha Catalográfica

S676c Soares, Mariana Loreda Mayer.
2013 Casamento legal e divórcio segundo diferenciais de idade entre cônjuges – Brasil, 1991 e 2000 [manuscrito] / Mariana Loreda Mayer Soares. – 2013.
xi, 90 f. : il., gráfs. e tabs.

Orientador: Cássio Maldonado Turra.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 81-86) e anexos.

1. Casamento – Brasil – Teses. 2. Divórcio – Brasil – Teses. 3. Família – Brasil – Teses. I. Turra, Cássio Maldonado. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
III. Título.

CDD: 306.80981

Elaborada pela Biblioteca da FACE/UFMG – NMM098/2013

Folha de Aprovação

“Eis que Deus é a minha salvação; nele confiarei, e não temerei, porque o Senhor Deus é a minha força e o meu cântico, e se tornou a minha salvação.”

Isaías 12:2.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente a Deus, a quem eu devo todas as coisas. Agradeço ao meu marido, pelo apoio, compreensão e paciência que teve durante todo este tempo, e aos meus pais, por tudo o que fizeram por mim.

Agradeço também aos meus amigos e aos colegas de turma, pelo auxílio, e aos professores do Cedeplar, especialmente ao meu orientador, Cássio Maldonado Turra, pela transmissão do conhecimento e pela ajuda na realização deste trabalho.

Gostaria de agradecer ao Cláudio Crespo e ao Gabriel Borges, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), pelos dados disponibilizados, sem os quais não seria possível a realização desta dissertação.

Gostaria de agradecer a todos que, de alguma forma, contribuíram para a conclusão desta etapa em minha vida.

SUMÁRIO

| | |
|--|----|
| 1 INTRODUÇÃO | 1 |
| 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA | 3 |
| 2.1 Mercado de Casamento: Algumas Teorias Econômicas | 3 |
| 2.2 Nupcialidade no Brasil e no Mundo | 8 |
| 2.3 Diferencial de Idade entre Cônjuges | 24 |
| 2.4 Tábuas de Nupcialidade Legal para o Brasil | 32 |
| 3 METODOLOGIA..... | 34 |
| 3.1. Bases de dados..... | 37 |
| 3.2. Medidas de transição para o casamento legal e divórcio..... | 38 |
| 3.2.1 Cálculo das Taxas de Casamento Legal por Diferencial de Idade entre os Cônjuges, Sexo e Faixa Etária..... | 39 |
| 3.2.2 Cálculo das Taxas de Divórcio por Diferencial de Idade entre os Cônjuges, Sexo e Faixa Etária | 42 |
| 3.2.3 Conversão das Taxas de Casamento Legal e de Divórcio em Probabilidades | 45 |
| 4 DISTRIBUIÇÃO DOS CASAMENTOS LEGAIS E DIVÓRCIOS NOS CENSOS DEMOGRÁFICOS BRASILEIROS, 1970 A 2000. | 47 |
| 5 PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO PARA O CASAMENTO LEGAL E O DIVÓRCIO, 1991 E 2000 | 60 |
| 5.1 Probabilidades de casamento legal e de divórcio por sexo e faixa etária | 60 |
| 5.2 Probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges, sexo e faixa etária | 62 |
| 5.3 Probabilidades de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges, sexo e faixa etária..... | 69 |
| 6 CONCLUSÃO..... | 76 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 81 |

| | |
|--------------|----|
| ANEXOS | 87 |
|--------------|----|

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

| | |
|--|----|
| FIGURA 1 – TRANSIÇÕES POSSÍVEIS DE ESTADO CIVIL NO BRASIL A PARTIR DE 1988..... | 35 |
| FIGURA 2 – TRANSIÇÕES DOS ESTADOS CIVIS PARA A MORTE | 35 |
| TABELA 1 - CATEGORIAS DE DIFERENCIAIS DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES (IDADE DO HOMEM - IDADE DA MULHER)..... | 39 |
| GRÁFICO 1 – POPULAÇÃO MASCULINA DE 10 A 99 ANOS DE IDADE, POR STATUS MARITAL E ANO – BRASIL, 1970 – 2000..... | 49 |
| GRÁFICO 2 – POPULAÇÃO FEMININA DE 10 A 99 ANOS DE IDADE, POR STATUS MARITAL E ANO – BRASIL, 1970 - 2000. | 49 |
| GRÁFICO 3 - DISTRIBUIÇÃO DA POPULAÇÃO DE 10 A 99 ANOS DE IDADE POR STATUS MARITAL, SEXO E FAIXA ETÁRIA - BRASIL, 1970..... | 51 |
| GRÁFICO 4 - DISTRIBUIÇÃO DA POPULAÇÃO DE 10 A 99 ANOS DE IDADE POR STATUS MARITAL, SEXO E FAIXA ETÁRIA - BRASIL, 2000..... | 51 |
| GRÁFICO 5 - PROPORÇÃO DE INDIVÍDUOS DE 10 A 99 ANOS DE IDADE CASADOS LEGALMENTE POR SEXO E FAIXA ETÁRIA - BRASIL, 1970 E 2000..... | 53 |
| GRÁFICO 6 - PROPORÇÃO DE INDIVÍDUOS DE 10 A 99 ANOS DE IDADE DIVORCIADOS POR SEXO E FAIXA ETÁRIA - BRASIL, 1970 E 2000..... | 53 |
| GRÁFICO 7 - PROPORÇÃO DE HOMENS CASADOS FORMALMENTE, POR FAIXA ETÁRIA E COORTE DE NASCIMENTO..... | 55 |
| GRÁFICO 8 - PROPORÇÃO DE MULHERES CASADAS FORMALMENTE, POR FAIXA ETÁRIA E COORTE DE NASCIMENTO..... | 55 |

| | |
|--|----|
| GRÁFICO 9 - PROPORÇÃO DE HOMENS DIVORCIADOS, POR FAIXA ETÁRIA E COORTE DE NASCIMENTO..... | 56 |
| GRÁFICO 10 - PROPORÇÃO DE MULHERES DIVORCIADAS POR FAIXA ETÁRIA E COORTE DE NASCIMENTO..... | 56 |
| TABELA 2 - DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DO DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES (IDADE DO HOMEM - IDADE DA MULHER) DA POPULAÇÃO DE 10 A 99 ANOS DE IDADE, CASADA FORMALMENTE - BRASIL, 1970-2000..... | 57 |
| GRÁFICO 11 - DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DO DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES (IDADE DO HOMEM - IDADE DA MULHER) EM 01/07/1991 E 01/07/2000 PELA FAIXA ETÁRIA DOS HOMENS - BRASIL..... | 58 |
| GRÁFICO 12 - DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DO DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES (IDADE DO HOMEM - IDADE DA MULHER) EM 01/07/1991 E EM 01/07/2000 PELA FAIXA ETÁRIA DAS MULHERES - BRASIL..... | 58 |
| GRÁFICO 13 - PROBABILIDADES DE CASAMENTO LEGAL POR SEXO E FAIXA ETÁRIA - BRASIL, 1991 E 2000..... | 61 |
| GRÁFICO 14 - PROBABILIDADES DE DIVÓRCIO POR SEXO E FAIXA ETÁRIA - BRASIL, 1991 E 2000..... | 61 |
| GRÁFICO 15 - PROBABILIDADES DE CASAMENTO LEGAL POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES (IDADE DO HOMEM - IDADE DA MULHER) E POR FAIXA ETÁRIA DO HOMEM - BRASIL, 1991 E 2000..... | 64 |
| GRÁFICO 16 - PROBABILIDADES DE CASAMENTO LEGAL POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES (IDADE DO HOMEM - IDADE DA MULHER) PELA FAIXA ETÁRIA DAS MULHERES - BRASIL, 1991 E 2000..... | 67 |
| GRÁFICO 17 - PROBABILIDADES DE DIVÓRCIO POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES (IDADE DO HOMEM - IDADE DA MULHER) PELA FAIXA ETÁRIA DOS HOMENS - BRASIL, 1991 E 2000.... | 71 |

| | |
|---|----|
| GRÁFICO 18 – PROBABILIDADES DE DIVÓRCIO POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES (IDADE DO HOMEM – IDADE DA MULHER) PELA FAIXA ETÁRIA DAS MULHERES – BRASIL, 1991 E 2000..... | 73 |
| TABELA A 1 – PROBABILIDADES DE CASAMENTO LEGAL POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES E FAIXA ETÁRIA DO HOMEM – BRASIL, 1991..... | 87 |
| TABELA A 2 – PROBABILIDADES DE CASAMENTO LEGAL POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES E FAIXA ETÁRIA DO HOMEM – BRASIL, 2000..... | 87 |
| TABELA A 3 – PROBABILIDADES DE CASAMENTO LEGAL POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES E FAIXA ETÁRIA DA MULHER – BRASIL, 1991 | 88 |
| TABELA A 4 – PROBABILIDADES DE CASAMENTO LEGAL POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES E FAIXA ETÁRIA DA MULHER – BRASIL, 2000 | 88 |
| TABELA A 5 – PROBABILIDADES DE DIVÓRCIO POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES E FAIXA ETÁRIA DO HOMEM – BRASIL, 1991 | 89 |
| TABELA A 6 – PROBABILIDADES DE DIVÓRCIO POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES E FAIXA ETÁRIA DO HOMEM – BRASIL, 2000 | 89 |
| TABELA A 7 – PROBABILIDADES DE DIVÓRCIO POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES E FAIXA ETÁRIA DA MULHER – BRASIL, 1991 | 90 |
| TABELA A 8 – PROBABILIDADES DE DIVÓRCIO POR DIFERENCIAL DE IDADE ENTRE OS CÔNJUGES E FAIXA ETÁRIA DA MULHER – BRASIL, 2000 | 90 |

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo examinar o casamento legal e o divórcio segundo o diferencial de idade entre os cônjuges, faixa etária e sexo, para os anos de 1991 e 2000, a partir dos dados do Registro Civil e dos Censos Demográficos Brasileiros. A nupcialidade é uma característica bastante relevante para estudos demográficos e planejamento de políticas públicas, e pode exercer influência sobre a fecundidade, mercado de trabalho, migração e mortalidade dos indivíduos. A principal contribuição deste trabalho está na discriminação das probabilidades de transição de estado civil por diferencial de idade dos cônjuges.

Palavras-chave: probabilidades de casamento legal; divórcio, diferencial de idade entre cônjuges.

ABSTRACT

This work aims to find the probabilities of legal marriage and divorce by age differential between spouses and by age group, for both sexes, for the years 1991 and 2000, data from the Civil Registration and Brazilians Censuses. The marriage is a very important feature for demographic studies and public policy planning, and the main contribution of this work is the discrimination of the transition probabilities of marital status by differential age of the spouses.

Keywords: probabilities of legal marriage; divorce; age differential between spouses.

1 INTRODUÇÃO

A nupcialidade é uma característica da população bastante relevante para estudos demográficos, pois pode influenciar diversas dimensões da população, tais como fecundidade, mortalidade, migração e mercado de trabalho, além de estar relacionada às políticas públicas, como a seguridade social. Os benefícios de pensão por morte, por exemplo, correspondem a uma parcela significativa dos gastos da Previdência Social do país, são em grande parte destinados aos cônjuges do segurado, que recebem o benefício de forma vitalícia. Assim, quanto maior o diferencial de idade entre o cônjuge e o segurado, sendo o cônjuge mais jovem, certamente maior será a duração do benefício de pensão e maior será a despesa da Previdência Social, que já apresenta sucessivos déficits, quando comparados os valores de contribuições recebidas e benefícios pagos, e alta razão de dependência previdenciária. O progressivo envelhecimento populacional contribui fortemente para o agravamento da situação da previdência, colocando em risco a sustentabilidade do sistema, ao considerar sua configuração atual. É necessário que sejam tomadas medidas para que o sistema seja sustentável, o que inclui a preocupação não apenas com despesas de aposentadorias, mas também com despesas de pensão por morte, onde as informações de nupcialidade são de extrema importância, principalmente a de idade do cônjuge do segurado. As probabilidades de casamento por diferencial de idade dos cônjuges podem ser ferramentas bastante úteis para análise e elaboração de estratégias para realização de políticas públicas, além de contribuir para estudos relacionados a diversos assuntos que estejam ligados à nupcialidade.

Observa-se no Brasil uma tendência de crescimento dos divórcios nos últimos anos e uma tendência de aumento das uniões em que as mulheres são mais velhas que o marido. Neste trabalho será possível verificar qual o padrão de diferencial de idade entre os cônjuges que se divorciaram em 1991 e 2000 e analisar os diferenciais de idade em que as mulheres são mais velhas que o esposo.

Neste estudo serão calculadas as probabilidades de casamento legal e de divórcio por sexo e por diferenciais de idade entre cônjuges, ou seja, as probabilidades de transição dos estados de solteiro, divorciado e viúvo para o estado de casado e as probabilidades de transição do estado de casado para o estado de divorciado. A transição do estado de casado para separado judicialmente não será considerada, pois a partir de 1988 foi instituído o divórcio direto, sem necessidade de separação judicial, e apenas há a possibilidade de contração de novo casamento para os indivíduos divorciados, sendo necessário que as pessoas separadas obtenham o divórcio para que possam se casar novamente.

Serão utilizados os dados do Registro Civil e dos Censos Demográficos Brasileiros de 1991 e 2000. Como não é possível obter dados detalhados de coabitação, como data de início da união e idade dos cônjuges, serão contemplados apenas os casamentos formais, presentes no Registro Civil. Sem dúvida, a coabitação apresenta importância crescente em nossa sociedade, e a sua exclusão no estudo de nupcialidade representa uma limitação do trabalho; porém, as probabilidades de casamento legal calculadas por diferencial de idade entre cônjuges são bastante relevantes e conseguem contribuir de forma considerável para o estudo da nupcialidade.

No capítulo 2 serão abordadas algumas teorias econômicas sobre os principais motivos para a contração do casamento, a evolução da nupcialidade no Brasil e no mundo nas últimas décadas, os diferenciais de idade entre cônjuges e apresentadas referências de trabalhos anteriores sobre tábuas de nupcialidade legal para o Brasil, que apresentam as probabilidades de casamento legal e de divórcio.

No capítulo 3 será explicada a metodologia para o cálculo das probabilidades de casamento legal e de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges, faixa etária e sexo, e no capítulo 4 será apresentada uma análise descritiva dos dados dos censos demográficos brasileiros, para melhor entendimento da trajetória da nupcialidade no Brasil nas últimas décadas. No capítulo 5 serão apresentadas as probabilidades de transição para o casamento legal e para o divórcio por diferenciais de idade entre os cônjuges e no capítulo 6 a conclusão do trabalho.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Mercado de Casamento: Algumas Teorias Econômicas

A decisão de formação e manutenção de uma determinada união depende de toda a gama de oportunidades do mercado de casamento e não apenas das características de um parceiro específico (Weiss, 1997). Assim, a mudança nos padrões de casamento pode ser reflexo das mudanças nas preferências individuais ou nos valores culturais, ou pode ser reflexo da disponibilidade de potenciais parceiros no mercado de casamento. A razão de sexo, por exemplo, pode influenciar o mercado de casamento tornando-o mais desequilibrado quanto maior for a diferença do número de homens e mulheres em idade de casamento em uma população.

Os principais motivos apontados por Beck (1991) e Weiss (1997) para a formação das famílias são a partilha de bens públicos, a diluição dos riscos, o aproveitamento dos retornos crescentes e vantagens comparativas da divisão do trabalho, e a extensão do crédito, ou seja, o compartilhamento de produção e consumo. Assim, quando os ganhos advindos com o casamento são maiores que os ganhos de permanecer não casado, os indivíduos optam por contrair o matrimônio.

Os pressupostos básicos das análises econômicas da família são a racionalidade dos membros da família, que tentam maximizar sua função utilidade, e a limitação dos recursos, que faz com que os indivíduos tenham que fazer escolhas sob determinadas restrições (Tsaoussis, 2005). Logo, os indivíduos tentam maximizar a função utilidade através de um comportamento ótimo. A dissolução do casamento poderia ser explicada pela limitação dos recursos ou pelo alto custo da busca por um parceiro melhor.

O modelo de Grossbard-Shechtman (1993) enfatiza a influência das condições do mercado de casamento, como a razão de sexo, sobre as probabilidades de

casamento e de divórcio. O modelo mostra que quando a razão de sexo é alta, as mulheres apresentam maior probabilidade de contrair o casamento e menor probabilidade de permanecer solteira.

O modelo proposto por Oppenheimer (1988) mostra que as características consideradas importantes por homens e mulheres para a escolha de parceiros ficaram mais similares com a maior participação das mulheres no mercado de trabalho. Os homens passaram a avaliar também o status socioeconômico e as perspectivas econômicas das potenciais esposas para a escolha de suas parceiras. O valor de homens e mulheres no mercado de casamento varia conforme diversas características, como idade, renda, educação, etnia e número de casamentos anteriores. O tempo de desenvolvimento e de depreciação do capital humano também difere para homens e mulheres, como a capacidade reprodutiva, por exemplo, que sofre depreciação mais rapidamente para as mulheres (Tsaoussis, 2005).

Tsaoussis (2005) afirma que há evidências empíricas de que casamentos homogâmicos são mais frequentes e mais bem sucedidos. Uma das explicações seria que pessoas com características similares poderiam obter recompensas maiores com o casamento por terem o mesmo estilo de vida e um custo menor para suportá-lo. Porém, alguns estudiosos argumentam que os indivíduos buscam por características complementares em seus potenciais parceiros. Os fatores que desempenham papel importante para redução das taxas de casamento são melhores condições do mercado de trabalho para mulheres e piores condições do mercado de trabalho para os homens (Tsaoussis, 2005). A hipótese de independência econômica sugere que as mulheres com melhores perspectivas econômicas são menos prováveis de contrair casamento que as mulheres com piores condições no mercado de trabalho. Por outro lado, o desemprego e a insegurança profissional postergam a formação de casais e pioram a qualidade potencial da união. A qualidade da união também influencia a participação no mercado de trabalho. Em geral, os indivíduos com maior risco de separação apresentam maior participação no mercado de trabalho, para assegurar a renda no caso de futura separação.

Os modelos de barganha sugerem que cada indivíduo do domicílio possui um ponto de ameaça, que seria o ponto de utilidade máxima fora do domicílio. Este ponto de ameaça pode ser influenciado por vários fatores, como renda e razão de sexo. Para Manser e Brown (1980), o ponto de ameaça é o ponto em que o indivíduo se divorcia, pois quando este ponto é atingido, significa que sua utilidade fora do domicílio passa a ser maior que a utilidade de permanecer casado. Woolley (1988) discorda de que o ponto de ameaça seja o divórcio, mas acredita que seja a passagem de um equilíbrio cooperativo, onde os cônjuges tomam suas decisões de forma a alcançar o que é melhor para ambos, para um equilíbrio não cooperativo, onde cada cônjuge toma suas decisões de forma individual, com o objetivo de obter o que é melhor para ele, sem considerar o que é melhor para o cônjuge.

No final da década de 1960, o governador da Califórnia assinou a primeira lei de divórcio sem exigência de "culpa" nos EUA; na década de 1970, outros estados dos EUA também adotaram esse tipo de divórcio, sendo que em torno de 1985, todos os estados dos EUA já permitiam o divórcio "sem culpa", ou seja, havia a possibilidade de um cônjuge dar término ao casamento de forma unilateral (Tsaoussis, 2005). Essa mudança também ocorreu em vários países da Europa e do ocidente, chamando a atenção dos estudiosos para o estudo de suas consequências, implicações, motivações, etc.

O divórcio atualmente é mais acessível e mais aceito socialmente que no passado, principalmente nas áreas urbanas e para as mulheres, que eram fortemente discriminadas. Assim, os custos do divórcio se tornaram bem mais baixos do ponto de vista psicológico e cultural. Com a maior participação das mulheres no mercado de trabalho, os custos econômicos do divórcio também diminuíram, pois as mulheres se tornaram menos dependentes da renda do marido. Sem a exigência de consentimento mútuo para o divórcio e, portanto, maior exposição ao término do casamento, e almejando independência financeira, as mulheres têm incentivos para investir mais em capital humano orientado para o mercado de trabalho do que para o casamento. Embora a facilitação do divórcio tenha influência sobre homens e mulheres, segundo Brining e Allen (2000), são as decisões de divórcio das mulheres que têm aumentado o impacto sobre as

taxas de divórcio. Johnson (1999) mostra que o aumento na quantidade de horas trabalhadas pelas mulheres aumenta mais a probabilidade de divórcio que o aumento das horas trabalhadas pelos homens. O aumento na renda da mulher eleva a probabilidade de divórcio enquanto o aumento na renda do homem diminui tal probabilidade. As donas de casa são bastante vulneráveis, pois se especializam no trabalho doméstico e investem em capital humano orientado para o casamento e não para o mercado. O capital humano acumulado pelas donas de casa é específico de determinado casamento, não sendo possível sua “portabilidade”, ao contrário do capital humano orientado para o mercado de trabalho que pode ser aproveitado. Dessa forma, as donas de casa ficam bastante vulneráveis com o divórcio e apresentam dificuldade de conseguir um emprego, devido à falta de habilidades profissionais e experiência no mercado de trabalho, além da idade avançada em muitos casos. Os cônjuges especializados em atividades do mercado de trabalho possuem, portanto, maior poder de barganha. Segundo Mnookin e Kornhauser (1979), com o divórcio sem culpa o poder de barganha dos cônjuges que não querem o divórcio diminui.

O maior problema para os homens após o divórcio, segundo Tsaoussis (2005), parece ser psicológico, devido também ao menor contato com as crianças que ficam com a mãe, e a obrigação de pagamento de pensão. Para as mulheres, os maiores problemas após o divórcio são relativos ao suporte financeiro. A autora comenta sobre a feminização da pobreza e a redução no padrão de vida das mulheres após o divórcio, enquanto os homens experimentam um aumento no padrão de vida. Estudos mostram que as mulheres sofrem, em média, uma redução de 30% no padrão de vida após o divórcio, consequência, em grande parte, da responsabilidade de criar os filhos que ficam sob sua custódia (Tsaoussis, 2005). Um fator agravante é o fato das mulheres divorciadas ganharem salários menores que os homens divorciados. Na Europa, as mulheres e crianças ficam numa situação melhor após o divórcio graças às políticas de bem estar mais efetivas.

O divórcio cria externalidades negativas sobre as crianças, prejudicando-as de forma financeira e psicológica, além de acarretar problemas emocionais, comportamentais e de saúde (Tsaoussis, 2005). As crianças são consideradas

bens públicos do domicílio, portanto não são bens excludentes nem rivais, ou seja, um cônjuge não pode privar o outro de desfrutar das crianças e a satisfação de um cônjuge com a criança não diminui a satisfação do outro cônjuge. Porém, conforme Weiss e Willis (1985), após o divórcio as crianças se tornam bens rivais, deixando de ser um bem público; assim, os pais gastam menos com as crianças do que gastariam caso estivessem casados, pois seus gastos beneficiariam o ex-cônjuge. Tsaoussis (2005) destaca as conseqüências negativas do divórcio sobre as crianças e apresenta possibilidades de tentar reduzir as taxas de divórcio a fim de “proteger” as crianças de tais externalidades.

Segundo alguns economistas, a mudança para o regime de divórcio sem culpa não mudou de forma significativa as taxas de divórcio, pois os casamentos apenas acabariam quando o divórcio fosse vantajoso para ambos os cônjuges. Porém, essa visão não é aceita por muitos estudiosos. Tsaoussis (2005) cita, de um lado, o trabalho de Peters (1986), que conclui que as leis de divórcio sem culpa não impactaram as taxas de divórcio, e de outro, o trabalho de Wolfers (2003), que mostra um aumento nas taxas de divórcio por cerca de uma década após a liberação do divórcio sem culpa, e a reversão do aumento na década seguinte. Também são citados diversos estudos que separaram os efeitos das variáveis legais dos demais fatores demográficos e que encontraram aumento significativo das taxas de divórcio após a aprovação do divórcio sem culpa (Allen 1992; Brining e Buckley 1998; Friendberg 1998; Rodgers et al. 1999). O principal motivo apontado para tal aumento é a diminuição dos custos com o divórcio sem culpa. Os estudiosos concordam que a mudança para o divórcio sem culpa aumentou o poder de barganha dos cônjuges que querem o divórcio, sendo que, anteriormente, o cônjuge que não queria o divórcio tinha maior poder de barganha. Tsaoussis lança a seguinte questão: leis mais restritas de divórcio seriam capazes de diminuir as taxas de divórcio? Alguns teóricos defendem que custos mais altos de divórcio podem desencorajar os indivíduos a contrair casamento legal, ou seja, que leis de divórcio mais restritivas diminuiriam as taxas de nupcialidade legal ao invés de diminuir as taxas de divórcio. Becker argumenta que o número de casamentos legais aumenta quando os divórcios são mais acessíveis. Porém, há estudos que afirmam que a mudança nos custos do divórcio afeta mais as taxas de divórcio do que as taxas de nupcialidade. Uma

das sugestões de Tsoussis para tentar reduzir as taxas de divórcio é a mudança para o regime de divórcio que requer consentimento mútuo ou prova de culpa. Outra proposta para minimizar os danos causados pelo divórcio seria a realização de contratos privados de casamento, para proteger as partes mais fracas da família, que seriam mais prejudicadas com o divórcio.

2.2 Nupcialidade no Brasil e no Mundo

Em relação aos países desenvolvidos, destacam-se estudos de nupcialidade de alguns autores como Hajnal, Dixon, Hopflinger, Krishnamoorthy, Willekens, entre outros. Hajnal (1953) desenvolveu um método indireto de estimação da idade média ao casar, que utiliza dados censitários por idade, sexo e estado conjugal, conhecido como SMAM – Single Mean Age at Marriage – e definiu a proporção de solteiros aos 50 anos como celibato definitivo – PNM ou Proportion Never Married. Com base nos resultados de PNM (celibato definitivo) e de SMAM (idade média ao casar) de uma série de países, Hajnal (1965) define como padrão europeu o casamento “tardio”, com idade média ao casar superior a 25 anos, e elevada proporção de celibato definitivo (mais de 10%). Este foi o padrão observado nos 200 anos anteriores na maioria dos países da Europa Ocidental. Hajnal define como padrão não-europeu o casamento “precoce”, com idade média ao casar inferior a 20 anos, e taxas de celibato definitivo inferiores a 5%, padrão observado principalmente em países em desenvolvimento. A idade média ao casar e as taxas de celibato definitivo observadas em grande parte da Europa Oriental se situavam entre os valores que determinam os padrões europeu e não europeu.

Dixon (1971) faz uma crítica ao trabalho de Hajnal (1965), argumentando que os padrões definidos como europeu e não europeu não são adequados para a nupcialidade masculina, pois esta não apresenta grandes diferenças entre as regiões do mundo. Em relação à nupcialidade feminina, Dixon concorda que a definição de Hajnal é válida até a década de 1960, porém, após a Segunda Guerra Mundial, ela observou na maioria dos países da Europa Ocidental, uma tendência para uniões mais precoces e, nos países da Ásia e do Oriente Médio, uma tendência para uniões mais tardias. Dixon conclui que os padrões de união

convergem para níveis intermediários e que a idade média ao casar e o celibato definitivo das diversas regiões do mundo seguem uma tendência de homogeneização. Dixon (1971) mostra que grande parte da variabilidade nos padrões de união observada no mundo por volta de 1960 é devida à factibilidade e à valoração do casamento. Dentro da Europa, a região sul apresentou as maiores idades médias ao casar e as maiores taxas de celibatários, que diminuíram de 1960 a 1980. O celibato diminuiu mais para as mulheres, sugerindo uma universalização do casamento na região. Na região leste da Europa, o celibato diminuiu levemente, sendo esta diminuição também maior para as mulheres. Os países das regiões norte e oeste da Europa, que apresentavam valores de idade média ao casar intermediários, apresentaram um comportamento inesperado por Dixon, com aumento da idade média ao casar. Segundo Lazo (1996), esse comportamento inesperado pode ser explicado pela incidência de uniões consensuais, que pode ter superestimado a idade média ao casar.

O Japão e Hong-Kong são exceções na Ásia em relação à idade média ao casar: o continente apresentava as menores idades médias por volta de 1960, enquanto Japão e Hong-Kong possuíam tradicionalmente elevadas idades médias ao casar. O norte da África, assim como a Ásia e as regiões sul e leste da Europa, também apresentou o comportamento esperado por Dixon de convergência para valores intermediários de idade média ao casar e celibato. A idade média ao casar, no norte da África, aumentou de forma diferenciada por sexo, diminuindo o diferencial de idade entre os cônjuges.

Os EUA, que apresentavam uma idade média ao casar relativamente baixa por volta de 1960, passou a apresentar uma idade média ao casar intermediária por volta de 1980. Dixon mostrou que o celibato diminuiu nos EUA no período analisado. Canadá, Austrália e Nova Zelândia apresentaram tendências semelhantes a dos EUA. Lazo (1996) destaca que o aumento das uniões consensuais pode ter afetado os resultados para os EUA, Canadá, Austrália e Nova Zelândia, através de problemas de declaração do estado conjugal. Dixon excluiu de sua análise a China, a URSS, outros países socialistas da Ásia e

países da América do Sul, América Central e Caribe por causa da ausência de dados e da difícil interpretação das informações disponíveis.

A taxa total de primeiros casamentos (TTPC) é considerada por alguns estudiosos como a melhor medida de período de nupcialidade disponível para a Europa Ocidental (Hopflinger, 1985). Monnier (1990) apresenta a taxa total de primeiros casamentos para diversos países da Europa Ocidental entre 1965 e 1985 e discute a validade da interpretação e da forma de estimação da TTPC. Monnier destaca a dificuldade de identificar o quanto da TTPC se deve às condições da época e quanto se deve às mudanças na propensão ao casamento, decorrentes de tendências evolutivas profundas, e a possibilidade da taxa ser maior que a unidade, o que seria inaceitável por não ser possível haver mais primeiros casamentos do que pessoas. Monnier calculou também a taxa de divórcio total (TDT) para alguns países da Europa no mesmo período e mostrou um rápido aumento dos divórcios, sendo que, em 1985, a Dinamarca, Inglaterra e Gales e Suécia apresentaram TDT superior a 40%, contra taxas de aproximadamente 15% em 1965. A Polônia e a Bulgária foram os países que apresentaram menores TDT em 1985 (17% e 21% respectivamente) e os demais países apresentaram TDT entre 29% e 34% em 1985.

Hopflinger (1985) observou uma forte associação negativa entre taxas de nupcialidade e desenvolvimento sócio-econômico nos anos 1970, indício de que a valorização do casamento e aspectos sócio-culturais se tornaram mais relevantes para explicar as diferenças do mercado de casamento entre os países da Europa do que a factibilidade sócio-econômica. Hopflinger mostrou a evolução da proporção de mulheres unidas entre 1975 e 1981 para os grupos etários de 20 a 24 anos, 25 a 29 e 30 a 34 anos, para a Dinamarca, França, Inglaterra e Suécia. Nos quatro países, em todos os anos considerados, a união consensual apresentou maior peso relativo na faixa de idade mais jovem do que na faixa de 30 a 34 anos, e o contrário ocorreu para as uniões legais. Nos dois países escandinavos, as uniões consensuais quase chegaram a 30% das uniões do grupo de 20 a 24 anos em 1975 e ultrapassaram 40% em 1981, enquanto nos dois países da Europa Ocidental esse percentual não atingiu nem 10%. O nível

das uniões consensuais no grupo de 30 a 34 anos dos países escandinavos foi superior ao nível do grupo etário mais jovem da França e da Inglaterra.

Norton e Moorman (1987) estudaram as tendências de casamento e divórcio entre as mulheres dos EUA e apresentaram a evolução das taxas de primeiro casamento, divórcio e recasamento das mulheres americanas de 1921 a 1984. As taxas de primeiro casamento caíram por volta de 1930, ano da grande depressão, e cresceram até a Segunda Guerra Mundial. Houve um salto nos primeiros anos posteriores à guerra, acompanhado do baby boom, e a partir de então, as taxas de primeiro casamento apresentaram contínua queda, com uma redução brusca dos níveis de primeiro casamento na primeira metade dos anos 1970. As taxas de divórcio também apresentaram queda nos anos próximos da grande depressão e acompanharam o aumento, salto e posterior redução das taxas de primeiro casamento. Porém, a partir dos anos 1960, as taxas de divórcio começaram a crescer consideravelmente até os anos 1980, quando as taxas se estabilizaram em níveis bem mais altos que os observados no início do período. As taxas de recasamento acompanharam, até 1960, com maior intensidade, as tendências das taxas de primeiro casamento. Na primeira metade dos anos 1960, as taxas de recasamento apresentaram um forte aumento, atingindo níveis observados apenas no período do pós-guerra, e a partir de então, apresentaram tendência de queda até o final do período considerado.

Krishnamoorthy (1987), através de tábuas de incremento-decremento, estimou a esperança de vida em cada estado conjugal das mulheres australianas, no período de 1921 a 1981. Krishnamoorthy decompôs a esperança de vida ao nascer nas esperanças de vida nos estados conjugais solteira, casada, divorciada e viúva, de forma que a soma das esperanças de vida em cada estado conjugal resultasse na esperança de vida ao nascer. Em 1921, a esperança de vida ao nascer da mulher australiana era de 63,1 anos, sendo que a esperança de vida no estado conjugal solteira era de 26,6 anos, no estado de casada 28,5 anos, no estado de divorciada 0,4 ano e no estado de viúva de 7,6 anos. Em 1981, a esperança de vida ao nascer era de 78,4 anos, sendo que a esperança de vida no estado de solteira era de 29,5 anos, no estado de casada 34,9 anos, no estado de divorciada 4,8 anos e no de viúva 9,1 anos. Em quase todo o período

considerado, a maior esperança de vida das mulheres australianas se encontrava no estado conjugal casada. A única exceção foi o período próximo a 1930, pois, assim como nos EUA, a crise econômica de 1930 também afetou a nupcialidade na Austrália. Em 1931, a esperança de vida no estado conjugal casada caiu para 26,6 anos e no estado de solteira aumentou para 33,7 anos, quase metade da esperança de vida ao nascer de 1931. A década de 1960, como nos EUA e na maioria dos países da Europa, foi o período “de ouro” dos casamentos na Austrália, em que a esperança de vida no estado conjugal casada correspondeu a quase 55% da esperança de vida ao nascer da época. Na primeira metade dos anos 1970, a esperança de vida no estado de casada refletiu o impacto da queda das taxas de casamento, também observada nos EUA e na Europa. A esperança de vida no estado conjugal solteira aumentou nos anos 1970, certamente devido ao aumento das uniões consensuais, principalmente entre os jovens. A esperança de vida no estado conjugal divorciada cresceu vagarosamente até 1970, quando o crescimento se acelerou, e em 1976 a esperança de vida no estado divorciada apresentou um salto, devido à nova lei do divórcio, promulgada em 1975 na Austrália. A esperança de vida no estado de viúva variou pouco ao longo do período considerado, apresentando leve diminuição por volta de 1930, relacionada à redução das taxas de casamento, e em meados de 1970, quando a esperança de vida no estado de divorciada aumentou (divórcio e viuvez são riscos competitivos).

Willekens, Shah, Shah e Ramachandran (1982) discutem a construção de tábuas de incremento-decremento e a aplicação para o estudo dos padrões de primeiro casamento, divórcio, recasamentos e viuvez das mulheres da Bélgica, para 1970, 1971. Os autores mostram como o status marital corrente influencia o futuro demográfico dos indivíduos. O artigo destaca que a utilização de matrizes é a forma metodológica mais simples para a construção das tábuas de vida de múltiplos estados, além de possibilitar análises considerando o status marital corrente dos indivíduos.

Krishnamoorthy (1979) fez uma exposição teórica das tábuas de vida de incremento-decremento e construiu uma tábua de status marital para as mulheres dos EUA em 1970 e Krishnamoorthy (1982) construiu tábua de incremento-

decremento de status marital para as mulheres da Austrália. Lazo (1996) resumiu e comparou alguns resultados apresentados por Krishnamoorthy (1979) para os EUA, Willekens et al (1982) para a Bélgica, e Krishnamoorthy (1982) para a Austrália. A autora destaca que os três países estudados apresentaram uma diferença muito pequena nos padrões de primeiro casamento, sendo a proporção de mulheres alguma vez casadas de 93,5% na Bélgica, 94,0% nos EUA e 94,8% na Austrália; a proporção da esperança de vida ao nascer no estado conjugal solteira foi de 30% na Austrália, 30,8% nos EUA e de 31,3% na Bélgica. No estado de casada, a proporção da esperança de vida foi de 55% na Bélgica, 53,8% na Austrália e 48,9% nos EUA. Os casamentos foram menos estáveis nos EUA, com duração esperada de 25,5 anos. Na Austrália, a duração esperada dos casamentos foi de 36 anos e na Bélgica de 40,4 anos. O número de casamentos por mulher foi de 1,43 nos EUA, 1,12 na Austrália e 1,01 na Bélgica, sendo, portanto, os EUA o país com maior incidência de recasamentos. A Austrália apresentou a maior probabilidade de término do casamento em viuvez e os EUA a maior probabilidade de término em divórcio. Nos EUA, 55,3% dos primeiros casamentos acabaram em divórcio, proporção bem mais elevada que a da Austrália, 16,6%, e da Bélgica, 9,6%. Lazo sugere uma associação entre os resultados encontrados para a Bélgica e a influência da Igreja Católica, contrária ao divórcio, no país. A autora destacou também as taxas de recasamento de pessoas divorciadas com divorciados, que foram de 78,1% nos EUA, de 72,5% na Austrália e de 68,8% na Bélgica. O artigo chama a atenção para a necessidade de observação das diferenças que ainda permanecem entre alguns países desenvolvidos.

Segundo Berquó (1989), os casamentos na Europa Ocidental no início do século XX eram tardios e o celibato alto, sendo a idade média das mulheres ao primeiro casamento entre 26 e 27 anos, e 10% a 20% das mulheres que nasceram por volta do ano de 1880 não chegavam a se casar. Os divórcios eram frequentes, com tendência de aumento até 1935, quando o índice médio de divórcios era de 10%. Após a II Guerra Mundial, a idade média das mulheres ao primeiro casamento foi reduzida para 22-24 anos, o celibato diminuiu, sendo inferior a 5% para as mulheres nascidas por volta de 1940 (Festy, 1980) e as taxas de divórcio se estabilizaram. A nupcialidade, segundo Berquó, também reduziu nos EUA;

entre 1960 e 1970, a proporção de mulheres de 30 anos de idade solteiras se mantinha em torno de 8,5%, aumentando para 18% em 1984. A idade média ao primeiro casamento na França aumentou, entre 1973 e 1985, de 22,4 para 24,3 anos para as mulheres e de 24,4 para 26,4 anos para os homens; e o índice de recasamento reduziu de 57,8% para 36,2% e de 64,7% para 38,4% para mulheres e homens, respectivamente, entre 1975 e 1985. O aumento do celibato e do divórcio e a diminuição dos recasamentos contribuíram para aumentar o volume de pessoas morando sozinhas e de famílias monoparentais. Na Grã-Bretanha, a proporção de pessoas que viviam sozinhas aumentou de 12,5% em 1961 para 25% em 1985 (Haskey, 1987). Na Suíça e no Canadá, o número de pessoas vivendo sozinhas triplicou e quadriplicou, respectivamente. A coabitação e o número de filhos fora do casamento também aumentaram nos últimos anos, embora seja necessário considerar a qualidade dos dados e a possibilidade de subenumeração de tais eventos no passado. Na Suécia, a proporção de mulheres entre 20 e 24 anos de idade que viviam em coabitação aumentou de 29% em 1975 para 44% em 1980. Na Grã-Bretanha, 10% dos casamentos "oficiais" ocorridos entre 1971 e 1973 foram precedidos de coabitação, passando para 34% dos casamentos ocorridos entre 1977 e 1979 (Brown e Kiernam, 1981). Em 1980, na Suécia, 92% dos casamentos realizados foram precedidos de coabitação (Hoem, 1987). A razão entre nascimentos extramaritais e gestações extramaritais também aumentou em diversos países, sugerindo que uma gestação extramarital seja cada vez menos considerada uma razão relevante para a realização de um casamento formal (Hopflingler, 1985).

Embora haja tendências de padrões de nupcialidade semelhantes nos países desenvolvidos, como o aumento da coabitação em relação aos outros tipos de união e o aumento de pessoas que moram sozinhas, há certas distinções entre os países que devem ser estudadas para maior conhecimento da nupcialidade no mundo.

Um dos primeiros trabalhos sobre nupcialidade no Brasil foi o de Mortara (1948), que, com dados do Censo Demográfico de 1940, propôs a estimação indireta da taxa de nupcialidade geral e a construção de uma tábua de primeiro casamento para as mulheres através da apuração dos dados censitários de estado conjugal.

Muitos anos depois, Levy e Oliveira (1977), com dados da Pesquisa sobre Reprodução Humana do Distrito de São Paulo, testaram hipóteses sobre idade ao casar, tipos de união e padrões de endogamia, considerando a região de nascimento, o local de criação - se rural e/ou urbano - e o local de início da união - se na capital São Paulo ou fora da capital. As autoras mostraram que as uniões do tipo civil-religioso foram as de maior frequência para as uniões iniciadas na capital. A idade média ao casar não apresentou diferenças significativas em relação ao tipo de união e 81% das mulheres estavam unidas com homens de nível de instrução igual ou superior ao delas.

Castro et al. (1977) traçaram os padrões de nupcialidade para migrantes recentes nas regiões metropolitanas do Brasil, considerando fluxos migratórios intra-estadual, intra-regional e interregional. O estudo sugere que cada tipo de fluxo apresenta um padrão particular de nupcialidade, afetando de forma distinta as áreas de destino. O estudo afirma que os padrões de nupcialidade dominantes não necessariamente são os do local de origem.

Madeira (1978) analisou sob a perspectiva histórico-estrutural a evolução da idade média ao casar no estado de São Paulo e observou que os padrões de nupcialidade foram muito sensíveis à forma de crescimento paulista (migração). O trabalho sugere que a organização social interfere nos processos de formação, duração e dissolução das famílias.

Silva (1979) e Albuquerque, Martins e Dias (1981) descreveram o padrão de casamento brasileiro para o período de 1940 a 1970. Os autores mostram a evolução da proporção de mulheres de 20 a 24 anos e de 40 a 44 anos solteiras, da idade média das mulheres à primeira união e os tipos de uniões. Silva (1979) mostrou que em 1970 o casamento no Brasil era tardio e o celibato alto, sendo este último mais alto do que o observado em todos os países de língua inglesa, na Europa Oriental, na França, na Dinamarca, na Noruega e na Bélgica. O Brasil também apresentou uma proporção elevada de mulheres solteiras com filho em 1970, em relação ao padrão internacional. O autor utiliza o esquema analítico de Dixon (1971) para explicar as variações interculturais no celibato e na idade ao casar e conclui que o celibato e a alta idade ao casar nos estados brasileiros estão mais correlacionados com a factibilidade e com a disponibilidade de

parceiros no mercado de casamento do que com a valoração do casamento. Este resultado foi bastante contrário aos resultados apresentados por Dixon, indicando peculiaridades do contexto brasileiro no que se refere à nupcialidade.

Souza e Silva (1986) analisou o padrão brasileiro de nupcialidade para o período de 1960 a 1980. Em relação ao padrão internacional, o padrão de nupcialidade no Brasil em 1980 para os homens era de celibato intermediário e idade intermediária-baixa e para as mulheres de celibato intermediário-alto e idade intermediária. A autora utilizou um modelo de regressão linear múltipla para analisar os diferenciais de nupcialidade e concluiu que as variações do comportamento feminino, tempo e prevalência eram explicados principalmente pela razão de sexo, religião e migração. Em 1980, o fator factibilidade foi o mais relevante.

Altmann e Wong (1981) apresentaram os padrões e níveis de nupcialidade do Brasil, utilizando dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílio, do Registro Civil e dos Censos Demográficos. As autoras observaram uma intensificação da nupcialidade geral, o acréscimo de 1 ano na idade de primeira união para a década de 1960/1970 e destacaram a elevação da dissolução das uniões, principalmente das separações legais. As alterações nos níveis e padrões de nupcialidade, segundo as autoras, podem ser entendidas em grande parte através dos diferenciais urbanos e rurais na idade ao casar e da migração rural-urbana. A mudança de comportamento nupcial para o país possivelmente foi reflexo das mudanças ocorridas no estado de São Paulo, na região Sul, nos estados de Minas Gerais, Espírito Santo e no Distrito Federal. O trabalho mostra a eficiência dos métodos indiretos para estimação dos parâmetros de nupcialidade e destaca a necessidade de analisar as definições das categorias de estado conjugal, que podem apresentar certas peculiaridades no contexto brasileiro e influenciar os resultados.

Albuquerque, Martins e Dias (1981) construíram modelos de regressão múltipla, com a proporção de solteiras de 20 a 24 anos e de 40 a 44 anos como variáveis dependentes e fizeram uma exaustiva análise dos dados dos Censos de 1960 e 1970 para os estados brasileiros. Foi observada uma diminuição das uniões apenas religiosas e aumento das uniões do tipo civil e civil-religioso. As regiões

Norte e Nordeste do Brasil foram as que apresentaram maior incidência de uniões apenas religiosas.

Berquó e Loyola (1984) analisaram a evolução dos tipos de união conjugal no Brasil utilizando dados da Pesquisa Nacional de Reprodução Humana do período de 1975-1977, dos Censos Demográficos de 1960 e 1970 e as Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílio de 1976 e 1978. Na área urbana, ao comparar as uniões iniciadas até 1960 e as iniciadas após 1970, verificou-se um forte declínio das uniões apenas religiosas, que passaram de 14% para 3%, compensado pelo aumento das uniões "livres" de 10,5% para 21,5%. Na área rural, as uniões formais apresentaram um pequeno declínio, as uniões apenas religiosas caíram proporcionalmente menos que na área urbana e as uniões livres cresceram mais que na região urbana. Segundo as autoras, as uniões legais predominam nas classes econômicas mais elevadas e com nível de instrução mais alto, e as uniões consensuais, apesar de estarem presentes em todos os estratos sociais, predominam nos estratos mais baixos, porém em melhores condições que os segmentos em que predominam as uniões apenas religiosas.

Monteiro (1979) realizou uma análise da nupcialidade brasileira entre 1940 e 1970 e construiu tábuas de nupcialidade para as Unidades da Federação e para o Brasil como um todo, a partir de solteiros por características urbana-rural e raciais. O autor mostra que as populações negras e amarelas são as que se casam mais tarde e as negras e mestiças as que apresentam proporção de solteiros aos 50 anos de idade mais elevada. O autor também observou elevação das separações e diminuição na duração das uniões que findam em separação.

Berquó (1987) realizou um estudo da nupcialidade no Brasil segundo a cor e mostrou que a população preta entra em união mais tarde que as populações branca e parda. O celibato também é mais elevado na população preta e para as mulheres, e apresentou uma diminuição significativa principalmente para pessoas pretas e pardas. As uniões consensuais cresceram nos três grupos de cor (branca, parda e preta), sendo mais frequentes entre as mulheres pretas, e os casamentos apenas religiosos diminuíram, continuando mais frequentes entre as mulheres pardas. As populações parda e preta apresentaram níveis de legalização menores que a população branca, embora a população parda tenha

apresentado o maior aumento da proporção de uniões legais entre 1960 e 1980, passando de 54% para 71% das uniões. A proporção de uniões legais para a população branca passou de 84% para 88% e para a população preta de 57% para 67% entre 1960 e 1980. Segundo a autora, o aumento da mestiçagem se deve mais às uniões de mulheres brancas com homens pretos do que de mulheres pretas com homens brancos. Uma das possíveis razões apontada pela autora para o maior celibato e a entrada tardia de mulheres pretas em união seria a razão de sexo desfavorável para as mulheres brancas, que passam a competir com as mulheres pretas e pardas no mercado de casamento. As uniões em que a esposa é mais velha que o marido são mais frequentes na população preta e as uniões em que o marido é mais velho que a esposa mais frequentes na população branca (Berquó, 1987).

Berquó (1987) e Silva (1987) estudaram, através dos dados do Censo Demográfico de 1980, a endogamia dos casais por cor no Brasil e encontraram uma taxa geral de endogamia de aproximadamente 80%, o que significa que apenas 20% dos casais não pertenciam ao mesmo grupo de cor. Aproximadamente 12% dos casais eram constituídos de mulheres mais claras que os homens e apenas 8% de homens mais claros que a esposa. A população branca apresentou as maiores taxas de endogamia e os grupos minoritários – preto e amarelo – as menores taxas.

Silva (1987) também calculou a endogamia dos casais considerando uma mesma distribuição dos grupos de cor e sexo, através de um método de ajuste proporcional iterativo. A taxa geral de endogamia ajustada ficou bastante próxima da taxa original, porém as taxas marginais médias de endogamia nos grupos de brancos e pardos diminuíram 4% e 7%, respectivamente, e aumentaram 26% para os pretos e amarelos. As taxas marginais médias de endogamia passaram de 82% para 78% para os brancos, de 78% para 71% para os pardos, de 57% para 83% para os pretos e de 70% para 96% para os amarelos. Os resultados encontrados sugerem que o tamanho dos grupos de cor e o desequilíbrio das razões de sexo dos grupos exercem grande influência sobre o padrão de homogamia da população. As populações preta e amarela possuem uma endogamia intrínseca maior que as populações branca e parda, porém devido ao

desequilíbrio em relação ao tamanho dos grupos e à razão de sexo, essa endogamia não se manifesta com tanta força no cálculo original, que considera a distribuição real observada dos grupos de cor e sexo. Considerando os casais exogâmicos, o autor também encontrou predominância dos casais em que a mulher é mais clara que o marido, mesmo depois de ajustada a distribuição dos grupos de cor e sexo, ou seja, mesmo considerando uma distribuição igual dos grupos de cor e sexo. Silva (1987) também verificou maior frequência de casais em que os homens são mais escolarizados que as esposas.

Lazo (1991), através de dados da PNAD de 1984 para o estado de São Paulo, mostrou que as mulheres amarelas se casam mais tarde que as demais, com 24,5 anos de idade, em média, seguidas das mulheres pretas, com 21,7 anos e das brancas e pardas, conjuntamente, com 21,1 anos. As mulheres pardas e pretas foram as que apresentaram maior proporção de uniões informais no estudo de Lazo (1991), porém nos grupos de maior escolaridade os diferenciais por cor tendem a diminuir consideravelmente.

Segundo Lazo (1996), os estudos realizados no final da década de 1980 mostram que a população preta se casa mais tarde e com menor intensidade que as populações branca e parda; que as mulheres brancas tendem a permanecer casadas por mais tempo do que as mulheres pardas e pretas; e que a taxa geral de endogamia por cor é cerca de 80%.

Berquó e Loyola (1987) estudaram a homogamia no estado de São Paulo e observaram uma tendência geral para casamentos entre ocupações de mesma natureza e socialmente próximas. Em relação ao nível de instrução, a taxa geral de endogamia foi de 45% em média e os casamentos exogâmicos apresentaram tendência de concentração em níveis próximos de escolaridade. Nas quatro localidades de São Paulo estudadas pelas autoras, os homens se casaram em maior proporção com mulheres com nível de escolaridade menor que o deles.

Em 1989, Berquó apresentou um estudo com um enfoque demográfico das famílias. Segundo a autora, entre 1960 e 1980, no Brasil, houve pouca mudança na idade à primeira união e no celibato, sendo que o celibato feminino (entre 8% e 9%) continuou maior que o masculino (entre 6% e 7%), e a idade média à

primeira união continuou entre 22 e 23 anos para as mulheres e entre 25 e 26 anos para os homens. A taxa de casamento civil aumentou de 5,8 para 8 casamentos civis por mil pessoas de 1960 a 1975, e diminuiu para 7,1 em 1985; as taxas de separação judicial aumentaram de forma acelerada, passando de 0,8 separações por dez mil pessoas de 15 anos ou mais de idade em 1960 para 13,3 em 1985. O nível de separações em 1980 aumentou para as mulheres e declinou para os homens, sugerindo maior frequência de recasamento entre os homens. A viuvez diminuiu sistematicamente para homens e mulheres, devido ao aumento da expectativa de vida, sendo sempre menor para os homens, devido a maior mortalidade em relação às mulheres e a maior frequência de recasamentos. O peso relativo das famílias monoparentais aumentou entre 1970 e 1980, sendo que o peso das famílias de “mãe com filhos” aumentou de 7,7% para 9,1% e de “pai com filhos” diminuiu de 1,5% para 1,4%. Essa diferença, segundo a autora, se deve ao fato da guarda dos filhos ficar, na maioria das vezes, com a mãe, do maior recasamento entre os homens e da maior incidência de viuvez entre as mulheres. A prevalência de coabitações ou uniões consensuais praticamente dobrou entre 1970 e 1980 no Brasil (Berquó, 1989). Na grande São Paulo, a proporção de uniões consensuais entre jovens de 15 a 19 anos quadruplicou entre 1970 e 1980 (Madeira e Wong, 1988). A proporção de nascimentos de mulheres solteiras cresceu de 3% em 1960 para 7,5% em 1980, em um período em que a fecundidade caiu de 6,2 para 4,5 filhos por mulher. As famílias unipessoais cresceram a uma taxa média anual de 5,4% entre 1970 e 1980. Em 1980, 48% das pessoas que viviam sozinhas eram solteiras, 35% eram viúvas e 17% separadas. A distribuição de homens que vivem sozinhos, segundo Berquó, independe da idade, enquanto que, para as mulheres, a chance de viver sozinha cresce com o aumento da idade.

Lazo (1991) analisou os dados da PNAD de 1984 para o estado de São Paulo sob as perspectivas transversal e longitudinal, sendo a primeira referente ao momento da entrevista e a segunda referente às coortes nascidas nas décadas de 1930, 1940 e 1950. Na perspectiva transversal, verificou-se que as mulheres com até 7 anos de estudo se casam, em média, com aproximadamente 20 anos de idade enquanto as mulheres com 12 anos ou mais de estudo se casam, em média, com 24,5 anos. As mulheres com 8 anos de estudo se casam, em média, com 21,5

anos e as com 9 a 11 anos de estudo com 22,4 anos de idade. Na perspectiva longitudinal, a autora observa um adiamento das primeiras uniões da coorte mais jovem com 12 anos ou mais de estudo e conclui que as mudanças no padrão de idade ao casar observadas podem ser consequência das mudanças na escolaridade das mulheres. A proporção de mulheres nascidas na década de 1930 solteiras aos 44 anos de idade foi de 20% das mulheres com 12 anos ou mais de estudo e de 6% das mulheres com menos de 4 anos de estudo. Considerando a proporção de solteiras aos 34 anos da coorte nascida em 1940 e de 24 anos da coorte nascida em 1950, esse mesmo padrão se repete. As maiores mudanças observadas na análise longitudinal ocorreram na coorte de mulheres nascidas em 1950, principalmente nos grupos de menor escolaridade. A proporção de uniões consensuais, por exemplo, aumentou de 3% para 12% entre as coortes de mulheres nascidas em 1930 e em 1950. As mulheres de maior escolaridade apresentaram um padrão mais homogêneo ao longo das coortes consideradas. A autora encontrou uma taxa geral de endogamia por nível de instrução inferior a 50%. O estudo mostra uma incidência crescente de desquites, separações e divórcios, sob a perspectiva longitudinal, e uma diminuição na duração das uniões. Lazo (1991) mostra que as uniões consensuais e apenas religiosas são as menos duradouras e as do tipo civil-religioso as mais duradouras.

Greene (1991) analisou a dissolução das uniões no Brasil com dados da PNAD de 1984 e concluiu que as mulheres com maior escolaridade, maior renda, as mais jovens e as residentes em locais com razões de sexo mais elevadas ou com mercado de trabalho favorável às mulheres possuem maior probabilidade de sair da união. A autora também concluiu que o tipo de união continua sendo um preditor importante da instabilidade marital mesmo quando controlada por vários outros fatores.

Berquó e Oliveira (1992) apresentaram uma reflexão dos impactos da crise ocorrida no Brasil na década de 1980 sobre a nupcialidade. Segundo as autoras, as taxas brutas de nupcialidade (TBN) do Brasil permaneceram aproximadamente constantes de 1960 a 1980, por volta de 8 casamentos por mil habitantes. Em 1983, a TBN diminuiu cerca de 15% em relação ao ano anterior, 1982. Houve

uma ligeira recuperação nos anos de 1984 a 1986, seguida de uma redução mais acentuada a partir de 1987. O artigo mostra que a taxa de nupcialidade alcançou seu valor mais baixo em 1983, entre 1974 e 1989, e aumentou levemente entre 1984 e 1986, acompanhando as tendências do produto interno bruto do país, sugerindo que o agravamento da crise econômica em 1981-1983 contribuiu para afetar o comportamento da nupcialidade no Brasil. Na América Latina, as taxas brutas de nupcialidade também tiveram valores relativamente baixos em torno do ano de 1983. O índice de primeiro casamento para os homens caiu 14% entre 1982 e 1984, o dobro do declínio entre 1978 e 1980 (7%). Para as mulheres, a redução do índice de primeiro casamento de 10% entre 1982 a 1984 foi ligeiramente inferior à redução ocorrida entre 1978 e 1980. A idade ao primeiro casamento parece não ter sido afetada pela crise econômica vivenciada no país na década de 1980. Os índices de recasamento eram estáveis até 1980, provavelmente refletindo o recasamento de viúvos, e aumentaram consideravelmente de 1980 a 1984. Após a Lei do Divórcio, em 1977, com uma defasagem de três anos, os índices de divórcio apresentaram elevação até 1984, de forma mais acentuada para os homens. A legislação brasileira, até 1977, quando foi introduzida a Lei do Divórcio, não permitia a constituição de novo casamento após o desquite. A década de 1970 apresentou aumento das taxas de desquite em relação à década de 1960, certamente por causa das mudanças ocorridas na legislação, que em sua formulação original, tornava o desquite obrigatório para o divórcio. As taxas de separações judiciais – figura análoga ao desquite, criada em 1977 – aumentaram até 1985 e declinaram entre 1988 e 1989. As taxas de divórcio aumentaram até 1982 e, entre 1983 e 1988, oscilaram em torno da taxa de divórcios de 1983. A taxa de divórcio dobrou entre 1988 e 1989, período em que a taxa de separação judicial se reduziu. O divórcio surgiu em um momento em que as taxas de nupcialidade oscilavam em níveis relativamente altos. Apesar do aumento das taxas de divórcio, em que o recasamento já era permitido, as taxas de nupcialidade diminuíram entre 1980 e 1983. A Constituição da República de 1988 alterou alguns dispositivos legais, tornando o divórcio mais fácil no que diz respeito não somente aos pré-requisitos de tempo de separação, mas também possibilitando a transformação de separação de fato diretamente em divórcio, sem necessidade de passar pela separação judicial, como era exigido anteriormente. Certamente, por esse motivo,

as separações judiciais declinaram entre 1988 e 1989 e a taxa de divórcio dobrou no mesmo período. Berquó e Oliveira (1992) comentam que, independentemente do agravamento das dificuldades econômicas, a tendência de nupcialidade no Brasil de longo prazo é de declínio.

Lazo (1996) apresentou uma revisão crítica dos estudos sobre nupcialidade no Brasil, nos países em desenvolvimento, especialmente na América Latina e no Caribe, e nos países mais desenvolvidos. A autora concluiu que os estudos mostram um padrão de casamento tardio no Brasil, aumento das uniões consensuais e civis e diminuição das uniões apenas religiosas, aumento dos divórcios e separações; tendência de aumento das uniões consensuais na América Latina, com exceção de alguns países como Paraguai e Chile. Lazo (1996) destaca a diversidade de situações e especificidades das localidades estudadas e as várias possibilidades de análise metodológica da nupcialidade conforme a disponibilidade de dados e técnicas. Segundo Lazo (1996), há poucos trabalhos sobre nupcialidade que permitem a comparação entre os países menos desenvolvidos e a contextualização do Brasil. A autora comenta que a maioria dos países menos desenvolvidos tem seus estudos baseados nas informações da World Fertility Survey, que apresenta diversos problemas como as diferentes definições de casamento e a não simultaneidade das pesquisas nos diversos países. Nos países do Caribe e da América Latina, as uniões informais foram consideradas como casamento da mesma forma que as uniões legais, e na Guiana e na Jamaica foram consideradas como casamento também as uniões consensuais sem coabitação, chamadas de uniões de visita. Não foram incluídas perguntas sobre o tipo de união na Ásia, mas a data do casamento e do início da coabitação. Em Fiji, Sri Lanka e Filipinas, se as datas de casamento e coabitação fossem diferentes, era considerada a data de início da coabitação.

As Nações Unidas (1986) publicaram a proporção de anos reprodutivos vividos pelas mulheres em cada estado conjugal. A América Latina e o Caribe, em comparação aos países da África e da Ásia, foram os que apresentaram maior porcentagem de idade reprodutiva no estado de solteira (22%) e menor porcentagem no estado de casada (67%), por apresentarem alta proporção de celibatárias definitivas, altos níveis de separação ou divórcio e maior idade média

ao casar. A América Latina e o Caribe também apresentaram proporção dos anos reprodutivos das mulheres no estado de casada vividos em primeira união menor que a Ásia e a África. Na América Latina e no Caribe, 75% dos anos reprodutivos das mulheres casadas são vividos em primeira união e 25% são vividos em uniões subsequentes; na África, 85% são vividos em primeira união e 15% em uniões subsequentes e na Ásia, 90% dos anos reprodutivos das mulheres casadas são vividos em primeira união e apenas 10% em uniões subsequentes. Este resultado era esperado, considerando a maior incidência de separações ou divórcios no Caribe e na América Latina. Lazo (1996) apresenta indicadores estimados para o Brasil através dos dados censitários de 1970 e 1980 da proporção de anos reprodutivos vividos em cada estado conjugal. O Brasil é colocado no grupo dos países da América Latina, com maior proporção de anos reprodutivos vividos no estado de solteira (cerca de 29%) e menor proporção no estado de casada (cerca de 64%). O Brasil, porém, apresentou uma das menores proporções no estado de desquitada, separada ou divorciada da região (3,6%), sendo 9% a média da América Latina e do Caribe. A proporção de idade reprodutiva no estado de viúva no Brasil (3%) foi igual à proporção média da América Latina e Caribe.

Harewood (1987) observou no Caribe uma redução no número de primeira união do tipo consensual com coabitação e do tipo formal e um aumento das primeiras uniões consensuais sem coabitação, chamadas de uniões de visita, e sugeriu que tal mudança de padrão também poderia estar ocorrendo na América Latina, sendo necessária a realização de estudos que verifiquem esta possível mudança.

Pode-se perceber uma tendência geral de aumento das uniões consensuais, diminuição dos casamentos apenas religiosos e aumento dos divórcios, porém é difícil fazer uma síntese das tendências e padrões de nupcialidade, devido a grande variedade de situações e especificidades de cada região.

2.3 Diferencial de Idade entre Cônjuges

Dixon (1971), que estudou os padrões de nupcialidade no mundo, mostrou o comportamento dos diferenciais de idade entre os cônjuges em várias regiões do

mundo. O autor mostrou que a diferença de idade entre os cônjuges aumentou de 2,8 anos por volta de 1960 para 3,4 anos por volta de 1980 na região sul da Europa e aumentou, em média, 0,3 ano na região oeste. Na região norte, a diferença de idade entre os cônjuges reduziu de 3,1 anos por volta de 1960 para 2,3 anos por volta de 1980. A região leste da Europa apresentou as menores idades médias ao casar por volta de 1960, que praticamente se mantiveram por volta de 1980, mantendo também os diferenciais de idade entre os cônjuges. Na Ásia, o diferencial de idade entre os cônjuges reduziu, em média, quase meio ano no mesmo período. Porém, no Japão, houve um aumento na idade média ao casar diferenciado para homens e mulheres, aumentando o diferencial de idade entre os cônjuges. No norte da África, a idade média ao casar também aumentou de forma diferenciada por sexo, porém diminuindo o diferencial de idade entre os cônjuges. Nos EUA, o diferencial de idade entre os cônjuges diminuiu e os EUA passaram a ser um dos países com menor diferencial do mundo de idade entre os cônjuges (1,9 ano).

Qu (1998) apresentou o diferencial médio de idade entre os cônjuges da Austrália, por grupos de idade dos cônjuges, de 1921 e 1995, e a proporção de casamentos pela magnitude do diferencial de idade dos anos de 1921, 1941, 1961, 1981, 1991 e 1995. Segundo Qu, o diferencial médio de idade entre cônjuges na Austrália caiu de 3,6 anos em 1921 para 2,6 anos em 1995. A redução ocorreu em todos os grupos etários, especialmente nos grupos mais velhos. Conforme observado em outros estudos (Bhrolchain, 1992), o diferencial de idade aumentou com a idade dos homens e reduziu com aumento da idade das mulheres. A proporção de casamentos em que os homens eram pelo menos 5 anos mais velhos que a esposa diminuiu de 38% em 1921 para 28% em 1995, enquanto a proporção de casamentos de cônjuges de mesma idade aumentou de 26% para 29% e a proporção de casamentos de mulheres pelo menos 2 anos mais velhas que os maridos aumentou de 16% para 21% no mesmo período. Em 1921 e 1941, a maior parte dos casamentos era de homens pelo menos 5 anos mais velho que a mulher; em 1961 e 1981, a maior parte era de homens de 2 a 4 anos mais velho; e em 1991 e 1995, a maior parte dos casamentos era de homens com idade similar a da mulher (diferença de 1 ano). Assim, apesar dos casamentos em que o homem é mais velho que a mulher representarem o padrão de casamento

prevalente, a tendência de casamentos na Austrália de cônjuges de mesma idade (diferença de até 1 ano) aumentou ao longo do tempo.

Casterline, Williams e McDonald (1986) realizaram um estudo dos diferenciais de idade entre os cônjuges em 28 países em desenvolvimento, dentre eles, países da América Latina, porém não foram calculadas as probabilidades de transição de estado conjugal por diferencial de idade entre cônjuges. Os resultados apresentaram grande variabilidade dentro de cada país e entre os países da diferença de idade entre os cônjuges. Países do sudeste da Ásia, como Indonésia, Tailândia e Filipinas, e da América Latina e do Caribe apresentaram uma proporção relativamente alta de casais constituídos de mulheres mais velhas que seus maridos. Costa Rica foi o país com maior proporção de casais com mulheres mais velhas que o marido (17,7%). Em contrapartida, a proporção de casais com mulheres mais velhas que o marido mais elevada observada na África não atingiu 3%. Na maioria dos países em que o diferencial de idade entre os cônjuges é pequeno, a mulher possui status relativamente mais elevado, como maior participação escolar. A diferença de idade entre os cônjuges tende a ser maior quando as mulheres possuem menor nível de instrução, como em países do norte da África, Bangladesh, Síria, Iemen e Paquistão. Segundo Lazo (1996), em sociedades patriarcais o diferencial de idade entre os cônjuges é relativamente elevado e as uniões em que o marido é 10 anos mais velho ou mais são relativamente frequentes. Lazo (1996) comenta também que modelar o impacto do mercado de casamento no diferencial de idade entre os cônjuges não permite simplificações, pois há uma variedade de soluções possíveis para o desequilíbrio do mercado de casamento, como migração, aumento da poligamia (onde é permitida), celibato, que não necessariamente afetam o diferencial de idade entre os cônjuges. A diferença de idade entre os cônjuges, segundo Lazo (1996), é um aspecto ainda pouco estudado da nupcialidade.

Monteiro (1979), ao analisar a nupcialidade brasileira entre 1940 e 1970, observou diminuição da diferença de idade entre os cônjuges. No período de 1960-1980, a diferença de idade entre os cônjuges no Brasil também apresentou tendência de declínio (Souza e Silva, 1986).

Levy e Oliveira (1977), com dados da Pesquisa sobre Reprodução Humana do Distrito de São Paulo, mostraram que aproximadamente 55% dos casais eram constituídos de homens em faixas etárias superiores à da mulher; 41% de casais na mesma faixa de idade e apenas 4% de mulheres em faixas etárias superiores à do marido. As mulheres analfabetas foram as que apresentaram maior proporção de casamento com homens mais novos que a esposa. Lazo (1991), porém, analisou os dados da PNAD de 1984 para o estado de São Paulo e mostrou que as mulheres de maior escolaridade foram as que apresentaram a maior proporção de mulheres casadas com homens mais novos (24%). Lazo mostrou também que as uniões consensuais e as uniões apenas religiosas foram as que apresentaram os maiores diferenciais de idade entre os cônjuges.

Berquó e Loyola (1987), que analisaram a homogamia no estado de São Paulo, observaram uma redução dos diferenciais de idade entre os cônjuges nas cidades mais urbanizadas e industrializadas.

Berquó (1987) verificou, através dos dados do Censo Demográfico de 1980, que apenas 8% das uniões da população branca eram constituídas de mulheres mais velhas que o marido, contra 13% das uniões da população preta. A autora também verificou que há uma proporção maior de uniões exogâmicas em que a esposa é mais velha que o marido nas coortes mais jovens.

Otta et al. (1999) estudou amostras de anúncios de casamento, exigidos pela legislação brasileira para a realização de casamentos formais, do jornal Diário de Notícias de São Paulo, de setembro e outubro de 1996. O estudo mostrou que os homens, em geral, se casam com mulheres mais jovens, com exceção dos homens com idade inferior a 20 anos, que apresentaram, em média, uma diferença positiva, embora muito pequena, entre a idade da esposa e sua própria idade, ou seja, a idade da parceira menos a idade do indivíduo resultou em um número positivo, indicando que a parceira era mais velha que o indivíduo. A diferença média de idade dos cônjuges, segundo o artigo, tende a ser maior quanto mais velho for o homem, sendo que os homens de 50 anos ou mais apresentaram uma diferença média de idade de aproximadamente 15 anos negativos, ou seja, os homens de 50 anos ou mais de idade se casaram, em média, com mulheres 15 anos mais jovens. Pode-se observar que, justamente

nas idades mais avançadas, quando o risco de morte é maior, os homens se casam com mulheres mais jovens, que apresentam, em média, o maior diferencial de idade em relação ao marido. O artigo conclui que as diferenças etárias entre os cônjuges violam a regra de atração-similaridade e se ajustam bem ao modelo evolutivo, pois a preferência dos homens por mulheres mais jovens poderia ser reflexo da busca de parceiras com maior potencial reprodutivo.

Os grandes diferenciais de idade ocorrem, na maioria das vezes, em uniões em que os homens são mais velhos que as esposas, e as diferenças mais extremas ocorrem em uniões em que o homem está em um recasamento e a mulher no primeiro casamento (Vera et al., 1985). Todavia, na grande maioria das uniões, sejam as primeiras ou subsequentes, os homens são mais velhos que as esposas.

O trabalho de Groot e Brink (2002) na Holanda mostrou que homens e mulheres casados são mais satisfeitos com a vida quando o marido é mais velho que a esposa. Uma das possíveis explicações apontada pelos autores para na maioria dos casamentos o homem ser mais velho que a esposa seria a busca das mulheres por homens que possam prover suporte financeiro, sendo que, em geral, homens mais velhos possuem melhores empregos e melhores salários. Alguns estudos sugerem que, para as mulheres, a ausência de atratividade física pode ser compensada pelo potencial dos homens de prover suporte financeiro (Townsend e Levy, 1990 a,b). Davis (1998) questiona a interpretação sociobiológica, que atribui o fato dos homens em geral se casarem com mulheres mais jovens às estratégias reprodutivas, em que homens buscam por mulheres mais novas por serem mais férteis, e as mulheres buscam por homens mais velhos por apresentarem vantagens materiais que aumentem a probabilidade de sobrevivência dos filhos até a idade reprodutiva. Segundo o autor, embora os homens apresentem preferência por mulheres mais jovens, tal preferência não é, necessariamente, referente às mulheres que estão no auge do período reprodutivo. Da mesma forma, embora mulheres apresentem preferência por homens mais velhos, tal preferência é, em geral, por homens com pouca diferença de idade (até 5 anos), que não estão necessariamente nas idades com maior probabilidade de associação com riqueza, prestígio e poder. O autor

também destaca o tamanho considerável dos grupos minoritários na população em estudo, ou seja, das mulheres que preferem homens de mesma idade ou mais novos e de homens que preferem mulheres de mesma idade ou mais velhas. Como exemplo, quase 46% dos homens de 20-21 anos da população estudada se casaram com mulheres de mesma idade ou mais velhas, contra apenas 54% de homens casados com mulheres mais novas. Mais de 35% dos homens de 22-23 anos e 26% dos homens de 24-25 anos se casaram com mulheres de mesma idade ou mais velhas. O artigo destaca que aspectos sociais e culturais devem ser estudados para melhor entendimento da nupcialidade, pois tais aspectos interferem na escolha de parceiros e nos padrões de casamento.

Barbieri et. al. (2005), em um estudo com países da África Subsaariana, mostraram que casais com menores diferenciais de idade apresentam maior nível de utilização de métodos contraceptivos modernos, enquanto mulheres casadas com homens muito mais velhos apresentam os níveis mais baixos de utilização.

O diferencial de idade entre os cônjuges também interfere na mortalidade dos indivíduos casados. Klinger-Vartabedian e Wispe (1989) mostraram que mulheres casadas com homens mais novos tendem a viver mais que o esperado, enquanto mulheres casadas com homens mais velhos tendem a viver menos que o esperado. Dessa forma, o risco de morte associado ao casamento com homens mais novos é menor que o risco associado ao casamento com homens mais velhos. Drefahl (2010), entretanto, encontrou que o casamento com parceiros mais jovens beneficia apenas os homens, ou seja, que o risco de morte dos homens casados com mulheres mais novas foi relativamente menor, o que não se confirmou para mulheres casadas com homens mais novos. Em relação aos casamentos com parceiros mais velhos, o artigo corrobora com Klinger-Vartabedian e Wispe (1989), mostrando mortalidade maior para indivíduos casados com parceiros mais velhos. Drefahl (2010) reforça que o diferencial na mortalidade dos indivíduos acontece mesmo com pequenos diferenciais de idade entre os cônjuges. As hipóteses levantadas pelo autor para menor mortalidade dos indivíduos casados com parceiros mais jovens são a seleção de indivíduos mais saudáveis, que conseguem atrair parceiros mais jovens; os cuidados recebidos dos cônjuges mais novos e fatores psicológicos e sociológicos positivos

referentes ao relacionamento com parceiros mais jovens. Rose e Bell (1971) observaram em uma pequena amostra de homens de Boston que casamento com mulheres mais novas é um bom preditor de longevidade para os homens, certamente pelos cuidados contínuos prestados pela esposa. Fox et al. (1979) concluíram, através de uma amostra do censo da Inglaterra, que as taxas de mortalidade são menores para mulheres casadas com homens aproximadamente 6 anos mais novos a 2 anos mais velhos e maiores para mulheres casadas com homens 10 anos mais novos ou mais e para homens casados com mulheres mais velhas. As taxas de mortalidade ótimas encontradas para os homens foram as de homens casados com mulheres entre 5 e 25 anos mais novas. Foster, Klinger-Vartabedian e Wispe (1984) também encontraram tendência de vida mais longa para homens casados com mulheres mais novas e taxas de mortalidade mais altas para homens casados com mulheres mais velhas. Abel e Kruger (2008) analisaram a relação entre o diferencial de idade entre os cônjuges e mortalidade e o papel da religião nesta relação, comparando casais judeus e cristãos. Os autores encontraram maior longevidade para os indivíduos (homens e mulheres) casados com parceiros mais jovens em comparação aos casados com parceiros de mesma idade, e menor longevidade para os indivíduos casados com parceiros mais velhos, porém não encontraram nenhuma evidência de que a religião tenha algum efeito sobre a relação entre mortalidade e o diferencial de idade entre os cônjuges.

Segundo alguns autores, grandes diferenças de idade entre os cônjuges afetam a qualidade do relacionamento, diminuindo o consenso de valores e criando tensões entre os cônjuges. Casamentos em que os homens são muito mais velhos que as esposas são mais prováveis de rompimento que os casamentos em que os cônjuges possuem idade similar ou em que a mulher é mais velha que o marido (Tzeng, 1992). Veevers (1984), Presser (1975) e Casterline et al. (1986) sugerem que o diferencial de idade possui implicações sobre o status da mulher em relação ao marido, sendo que mulheres casadas com homens muito mais velhos possuem status consideravelmente menor. Blood e Wolf (1960) e Presser (1975) observaram que a estrutura de poder dos casamentos sofre impacto com os diferenciais de idade dos cônjuges, sendo que, em geral, o cônjuge mais velho é o que possui mais poder. Segundo Sontag (1972), o casamento de homens

mais velhos com mulheres mais novas pode ser um meio de afirmação de masculinidade e poder por parte dos homens. Blood e Wolf (1960) também comentam que homens casados com mulheres mais velhas podem ser vistos como garotos em busca de mulheres que substituam suas mães. Seidenberg (1972) e Presser (1975) sugerem que os casamentos de mulheres mais novas com homens mais velhos podem ser vistos como uma forma das mulheres mais novas obterem segurança e status. Como argumentam Klinger-Vartabedian e Wispe (1989), embora alguns desses resultados sejam sem fundamento, a forma como a sociedade e o próprio indivíduo enxergam as pessoas casadas com cônjuges de idade muito distinta pode contribuir para o bem estar físico e psicológico dos indivíduos.

No Brasil, apesar da grande maioria dos casamentos ser de homens mais velhos que as esposas, a proporção de casamentos em que o homem é mais novo que a mulher segue uma tendência de aumento, passando de 14% em 1980 para 17% em 2000. Nos EUA também há essa tendência de aumento dos casamentos de homens mais novos com mulheres mais velhas (Klinger-Vartabedian e Wispe, 1989). O artigo de Klinger Vartabedian e Wispe (1989) comenta que, em 1983, mais de 6% dos casamentos dos EUA eram compostos de homens 5 anos mais novos que as esposas, o que representou um aumento de 67% desses casamentos desde 1970. Apesar do aumento observado nos EUA dos casamentos em que a mulher é ligeiramente mais velha que o marido, a grande maioria dos casamentos ainda é formada de homens mais velhos que as esposas.

Segundo o IBGE, entre 1996 e 2006, houve no Brasil um aumento de 36% das uniões em que a mulher é mais velha que o homem e um aumento de 25% das uniões em que o homem é mais velho que a mulher, o que significa que houve um crescimento maior das uniões em que a mulher é mais velha que o homem. Dentre as uniões em que o homem é mais velho que a mulher, a proporção da diferença de idade de 15 a 29 anos aumentou e a proporção da diferença de 1 a 14 anos diminuiu. Mais de 60% das uniões em que a mulher é mais velha que o homem apresenta diferencial de idade de 1 a 4 anos. O nível de ocupação das mulheres casadas com homens 30 anos mais velhos ou mais é menor do que o

nível de ocupação observado das mulheres da população como um todo. Os casais com maior diferencial de idade apresentam escolaridade média menor, o que corrobora com Vera et. al (1985) e Atkinson e Glass (1985), que mostraram que as maiores diferenças de idade são mais prevalentes nas classes socioeconômicas mais baixas.

2.4 Tábuas de Nupcialidade Legal para o Brasil

Cortez et al. (2008) calcularam tábuas de múltiplos estados com o intuito de analisar a nupcialidade legal no Brasil, por Grandes Regiões e sexo. Foram calculadas as taxas de mortalidade, casamento, divórcio, separação judicial e viuvez, com base no Censo Demográfico de 2000 e no Registro Civil, que seriam experimentadas pelas coortes hipotéticas ao longo da vida. Assim, foram calculadas as probabilidades das possíveis transições entre os estados civis da população, porém sem considerar os diferenciais de idade entre os cônjuges. O artigo mostrou que as regiões Norte e Nordeste são as que apresentaram as menores probabilidades de casamento e recasamento e as maiores probabilidades de transição para o estado de viúvo. A região Centro-Oeste apresentou as maiores probabilidades de divórcio, para ambos os sexos, e de recasamento e viuvez para as mulheres. A região Sudeste apresentou também as maiores probabilidades de casamento e recasamento e a região Sul as menores probabilidades de divórcio direto e maiores probabilidades de separação judicial e casamento. A probabilidade de 1º casamento a partir dos 25 anos de idade, segundo o artigo, é sempre maior para os homens do que para as mulheres. Da mesma forma, a probabilidade de separação judicial é maior para os homens que para as mulheres a partir dos 25 anos. A partir dos 20 anos de idade, as probabilidades de transição para o estado de viúvo são maiores para as mulheres, aumentando com a idade. A causa de término do casamento com maior probabilidade para os homens é a morte e para as mulheres a viuvez. Em geral, a probabilidade de recasamento de divorciados e viúvos é maior para os homens que para as mulheres. As probabilidades de divórcio direto não acompanham as de separação judicial; em média, o divórcio direto ocorre mais tarde que a separação judicial.

Augusto (2004) calculou as probabilidades de transição do estado de solteiro para o estado de casado legalmente ou morto, para os estados da região Sul do Brasil, para os anos de 1980, 1991 e 2000, utilizando dados dos Censos Demográficos e do Registro Civil. Foram calculadas as taxas específicas de nupcialidade (1º casamento) e de mortalidade. O estudo mostrou que as taxas específicas de nupcialidade por idade diminuíram, principalmente entre 1980 e 1991, e que a probabilidade de casamento após os 40 anos de idade reduziu significativamente no mesmo período. As probabilidades de casamento após os 40 anos de 1991 e 2000 foram muito mais próximas. Os estados da região Sul apresentaram taxas brutas de nupcialidade maiores que as do Brasil, sendo que, dos três estados, o Rio Grande do Sul foi o que apresentou as menores taxas gerais de nupcialidade e declínio mais acentuado.

Freire et al (2005) utilizaram a tábua de vida de multi-estado para analisar a nupcialidade do Nordeste brasileiro em comparação à nupcialidade no Brasil. Os autores encontraram, através das probabilidades de transição entre os estados conjugais, menores probabilidades de primeiro casamento e de separação judicial no Nordeste, o que sugere, segundo os autores, maior índice de uniões consensuais em relação à média do país. Os autores também encontraram maior probabilidade de recasamento para os homens no Nordeste, de forma mais acentuada que no Brasil.

3 METODOLOGIA

Neste trabalho serão calculadas as probabilidades de transição dos estados civis solteiro, divorciado e viúvo para o estado civil casado e as probabilidades de transição do estado civil casado para o estado civil divorciado, segundo diferenciais de idade entre os cônjuges. O esquema abaixo apresenta os estados civis e todas as transições possíveis entre eles, conforme a legislação vigente.

FIGURA 1 – Transições possíveis de estado civil no Brasil a partir de 1988

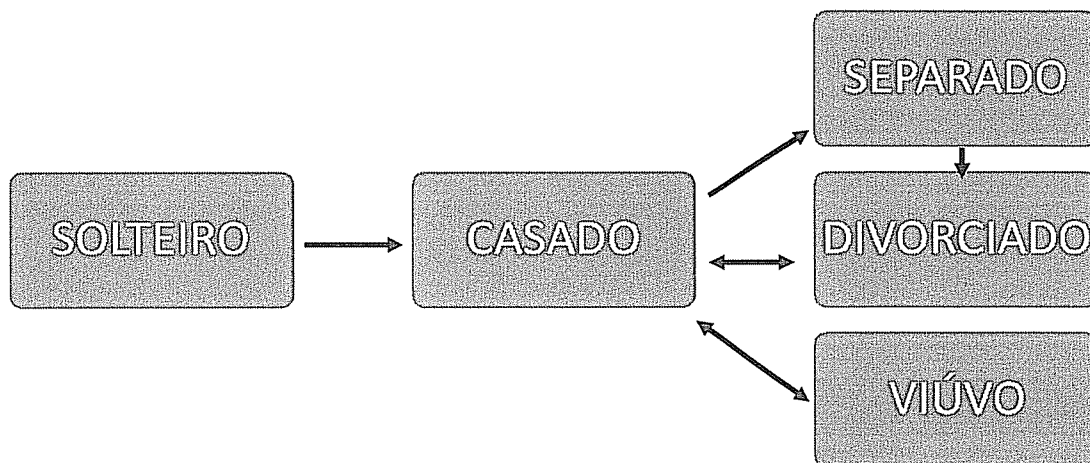
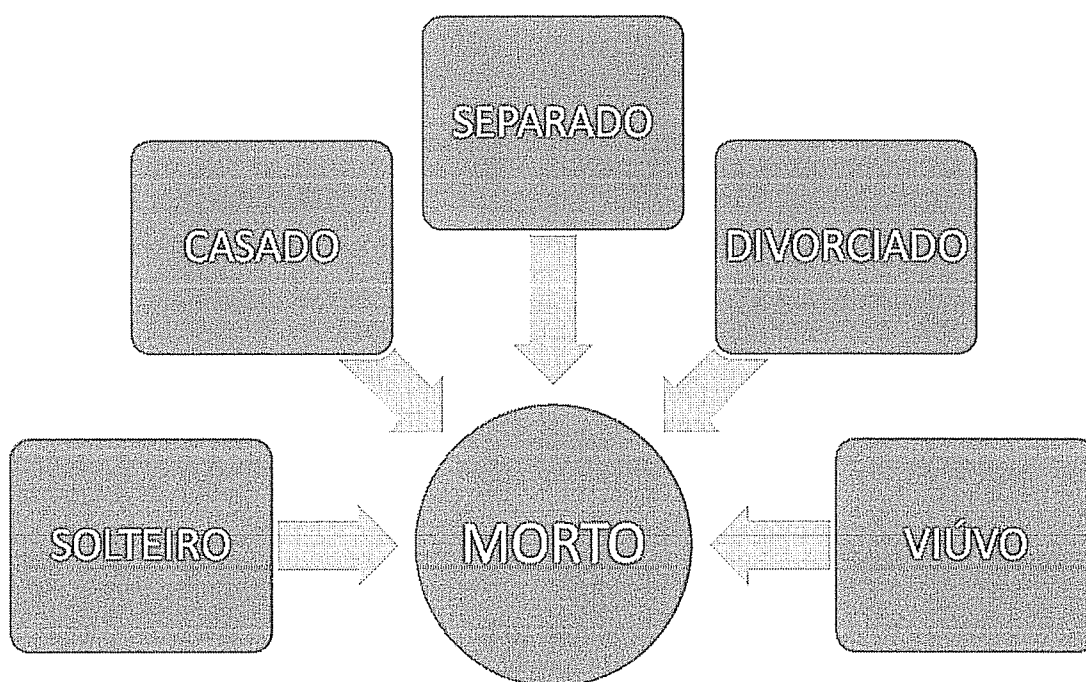


FIGURA 2 – Transições dos estados civis para a morte



Vale destacar alguns pontos com relação às transições que serão estimadas neste trabalho. Em primeiro lugar, não se considera a união estável. A união estável, mesmo que registrada em cartório, não modifica o estado civil dos indivíduos; ou seja, se o indivíduo era solteiro antes de viver em união estável, continuará com o estado civil solteiro, e apenas mudará seu estado civil se contrair casamento legal, quando passará para o estado civil casado. Isto significa que a única transição possível de estado civil para as pessoas solteiras é para o estado “casado”. Outra informação relevante é a impossibilidade de se retornar para o estado civil solteiro, uma vez feita a transição para o estado de casado.

As transições possíveis de estado civil para os indivíduos casados são para os estados de separado, divorciado ou viúvo. A transição do estado de casado para divorciado é permitida desde 1988, quando foi instituído o divórcio direto no Brasil. Antes disso, era necessário fazer a transição do estado de casado para o de separado e então a transição do estado de separado para o estado de divorciado, considerando algumas restrições. A transição para o estado civil casado apenas pode ser feita pelos indivíduos solteiros, divorciados e viúvos, não sendo permitida a transição do estado civil separado para o de casado. Assim, somente podem contrair novo matrimônio os indivíduos divorciados ou viúvos; a única transição possível para os indivíduos separados é para o estado de divorciado. Neste trabalho, dado que apenas os indivíduos divorciados podem se casar novamente e que a partir de 1988 já era possível a transição direta do estado de casado para o de divorciado, não foi considerada a transição do estado civil casado para o estado de separado.

Além disso, a transição do estado civil casado para viúvo não foi calculada pela impossibilidade de se estimar, a partir dos dados existentes, as probabilidades de viuvez por diferencial de idade entre os cônjuges.

Da mesma forma, não foram calculadas as transições para a morte, pela falta de informação da idade do cônjuge (ou ex-cônjuge) dos indivíduos que morreram.

Para o estudo da nupcialidade que considerasse todos os estados e as transições entre eles, conforme descrito na Figura 1, poderiam ser utilizadas tábuas de vida de múltiplos estados. As tábuas são construídas a partir das probabilidades de

transição entre os diferentes estados, incluindo o estado absorvente “morte” e possibilitam a análise de informações como a esperança de vida em cada estado civil por sexo e grupo etário. Algumas tábuas de nupcialidade legal já foram construídas para o Brasil (Augusto, 2004; Cortez et al., 2008) mas nenhuma considerou os diferenciais de idade entre os cônjuges. Em uma tábua de nupcialidade por diferencial de idade entre os cônjuges, seria possível identificar, por exemplo, se os indivíduos de cada sexo e em cada grupo etário divorciados/separados/viúvos de cônjuges mais velhos possuem maior probabilidade de morrer do que os indivíduos divorciados/separados/viúvos de cônjuges mais novos. No entanto, como discutido acima, como não há informações para várias das transições segundo o diferencial de idade dos cônjuges, não foi possível utilizar esta estratégia metodológica e as estimativas serão restritas a dois tipos de transição: as probabilidades de transição para o estado civil casado e probabilidades de transição do estado de casado para o estado de divorciado.

3.1. Bases de dados

As bases de dados utilizadas neste trabalho foram o Registro Civil e os Censos Demográficos do Brasil, obtidos através do IPUMS (Integrated Public Use Microdata Series). A escolha pela fonte das bases de dados (IPUMS) se deu pela disponibilidade da variável “spouse’s location in household”, que permite o pareamento dos casais através da identificação dos cônjuges no domicílio. Esta variável não está presente na base de dados do IBGE.

Em relação aos dados dos censos demográficos, foram utilizadas as variáveis de identificação do domicílio, identificação dos indivíduos, identificação dos cônjuges no domicílio, idade, sexo, status marital e peso de cada indivíduo da amostra. Os indivíduos que possuíam cônjuge no domicílio mas apresentavam status marital *missing* não foram incluídos nessa análise pela impossibilidade de detectar se a união é formal ou informal. Também foram excluídos os indivíduos que, apesar de casados legalmente, não possuíam cônjuge no domicílio. Esta exclusão foi feita pela ausência de informações sobre o cônjuge não presente no domicílio, como idade, que é a variável chave deste trabalho. Foram excluídos também os idosos

de 100 anos ou mais, pois estes não possuíam a informação de idade simples – foram agrupados em uma única categoria de idade nos dados do IPUMS – impossibilitando o cálculo exato da diferença de idade entre eles e seus respectivos cônjuges.

Os dados do Registro Civil foram obtidos através de tabelas que apresentavam o número de casamentos legais e de divórcio ocorridos em 1991 e em 2000 por idade simples dos homens (linhas) e idade simples das mulheres (colunas).

3.2. Medidas de transição para o casamento legal e divórcio.

O cálculo das probabilidades de casamento legal e de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges será feito a partir das estimativas de taxas específicas por idade e por diferencial de idade entre os cônjuges de casamento legal e de divórcio. As taxas são medidas calculadas pela divisão do número de ocorrências e a população exposta ao risco (Preston et al. 2001):

$$\sum \text{N}^{\circ} \text{ocorrências} / \sum \text{Pessoas} - \text{ano de exposição} \quad (1)$$

Assim, a taxa de casamento legal é igual ao número de casamentos legais sobre o número de pessoas-anos de exposição ao risco de casamento legal, ou seja, o número de pessoas-anos vividos no estado civil solteiro, divorciado e viúvo, e a taxa de divórcio é dada pela razão entre o número de divórcios e o número de pessoas-anos de exposição ao divórcio, ou seja, o número de pessoas-anos vividos no estado civil casado.

Pela ausência de dados longitudinais, não é possível calcular diretamente as probabilidades de casamento legal e de divórcio, por isso a escolha de cálculo através das taxas, estimadas a partir de dados de período, para os anos de 1991 e 2000.

Neste trabalho serão calculadas, por sexo, as taxas de casamento legal e de divórcio específicas por sexo e idade, dividida em treze faixas etárias, e por

diferencial de idade entre os cônjuges, calculado sempre como a idade do homem menos a idade da mulher, dividido em sete categorias:

Tabela 1 - Categorias de diferenciais de idade entre os cônjuges (idade do homem - idade da mulher).

| | |
|------------------|--|
| 15 anos ou mais | Homem pelo menos 15 anos mais velho que a mulher |
| 10 a 14 anos | Homem de 10 a 14 anos mais velho que a mulher |
| 5 a 9 anos | Homem de 5 a 9 anos mais velho que a mulher |
| 0 a 4 anos | Homem de mesma idade ou até 4 anos mais velho que a mulher |
| -1 a -4 anos | Homem de 1 a 4 anos mais novo que a mulher |
| -5 a -9 anos | Homem de 5 a 9 anos mais novo que a mulher |
| -10 anos ou mais | Homem pelo menos 10 anos mais novo que a mulher |

3.2.1 Cálculo das Taxas de Casamento Legal por Diferencial de Idade entre os Cônjuges, Sexo e Faixa Etária.

O numerador das taxas de casamento legal será calculado através dos dados do Registro Civil de 1991 e 2000, que disponibiliza o número de casamentos legais realizados em cada ano, por idade simples dos cônjuges. O numerador de cada taxa de casamento legal por faixa etária e diferencial de idade entre os cônjuges de cada ano corresponde à soma do número de casamentos realizados no ano de interesse dos indivíduos de cada idade pertencente à faixa etária em análise com cônjuges cujo diferencial de idade corresponde à categoria em questão. Assim, o numerador das taxas de casamento legal por faixa etária e diferencial de idade entre os cônjuges pode ser dado por:

$$\sum_{x=LIFE}^{x=LSFE} \sum_{i=LDI}^{i=LSDI} CL(HxMx - i) \quad (2)$$

$$\sum_{x=LIFE}^{x=LSFE} \sum_{i=LDI}^{i=LSDI} CL(MxHx + i) \quad (3)$$

Onde:

$CL(HxMx-i)$ é o número de casamentos legais entre homens de idade x e mulheres de idade $x-i$;

$CL(MxHx+i)$ é o número de casamentos legais entre mulheres de idade x e homens de idade $x+i$;

LIFE é o limite inferior da faixa etária;

LSFE é o limite superior da faixa etária;

LIDI é o limite inferior do diferencial de idade;

LSDI é o limite superior do diferencial de idade.

O denominador das taxas de casamento legal é o número de pessoas-anos de exposição ao casamento legal, que é o número de pessoas ponderadas pela exposição ao risco de casar legalmente. Como não é possível obter o número de pessoas anos, pois seria necessário ter o tempo de exposição ao risco de casar legalmente de cada indivíduo, por faixa etária, foi feita uma aproximação pela população exposta ao risco de casar legalmente no meio do período analisado. O IBGE disponibiliza os dados de mês de ocorrência dos casamentos legais, porém esses dados para os anos em estudo (1991 e 2000) não são específicos por idade. Assim, os denominadores das taxas de casamento legal foram calculados como o número de indivíduos de cada sexo de estado civil solteiro, divorciado e viúvo – que são os indivíduos expostos ao risco de casar legalmente – no meio do ano – 1º de julho de 1991 e 1º de julho de 2000, assumindo que os casamentos legais são uniformemente distribuídos ao longo do ano. Para encontrar a população exposta ao risco de casamento legal foram utilizados os dados dos Censos Demográficos Brasileiros e calculado o número de indivíduos solteiros, divorciados e viúvos em cada faixa etária. Os dados do censo são dados de período e o estado civil indicado por cada indivíduo é referente ao estado civil na data de referência do Censo Demográfico; por isso foi necessário fazer a interpolação do número de indivíduos solteiros, divorciados e viúvos de cada sexo, em cada faixa etária, dos censos de 1980, 1991 e 2000 para encontrar a população exposta ao risco de casar legalmente no meio do ano. A interpolação foi feita através da taxa de crescimento do número de indivíduos expostos ao risco de casamento legal entre 1980 e 1991 e entre 1991 e 2000, que é dada por:

$${}_{1980-1991}r_{s,ec,fe} = \ln (P_{s,ec,fe} n/P_{s,ec,fe} 0)/t \quad (4)$$

Onde:

${}^{1980-1991}r_{s,ec,fe}$: taxa de crescimento do número de indivíduos do sexo s , do estado civil ec e da faixa etária fe entre 1980 e 1991;

$P_{s,ec,fe}$: população do sexo s , do estado civil ec e da faixa etária fe em 01/09/1991;

$P_{s,ec,fe}^0$: população do sexo s , do estado civil ec e da faixa etária fe em 01/09/1980;

t : tempo entre 01/09/1991 e 01/09/1980 = 11 anos.

$${}^{1991-2000}r_{s,ec,fe} = \ln (P_{s,ec,fe} / P_{s,ec,fe}^0) / t \quad (5)$$

Onde:

${}^{1991-2000}r_{s,ec,fe}$: taxa de crescimento do número de indivíduos do sexo s , do estado civil ec e da faixa etária fe entre 1991 e 2000;

$P_{s,ec,fe}$: população do sexo s , do estado civil ec e da faixa etária fe em 01/08/2000;

$P_{s,ec,fe}^0$: população do sexo s , do estado civil ec e da faixa etária fe em 01/09/1991;

t : tempo entre 01/08/2000 e 01/09/1991 = 8,9 anos.

Após encontradas as taxas de crescimento da população solteira, divorciada e viúva de cada sexo e faixa etária, foram encontradas as populações do meio do ano, através da seguinte fórmula:

$${}^{1991}P_{s,ec,fe}^m = P_{s,ec,fe}^n * \exp(- {}^{1980-1991}r_{s,ec,fe} * t) \quad (6)$$

Onde:

${}^{1991}P_{s,ec,fe}^m$: população do sexo s , do estado civil ec (solteiro, divorciado e viúvo) e da faixa etária fe em 01/07/1991;

$P_{s,ec,fe}^n$: população do sexo s , do estado civil ec (solteiro, divorciado e viúvo) e da faixa etária fe em 01/09/1991;

${}^{1980-1991}r_{s,ec,fe}$: taxa de crescimento do número de indivíduos do sexo s , do estado civil ec (solteiro, divorciado e viúvo) e da faixa etária fe entre 1980 e 1991;

t : tempo entre 01/09/1991 e 01/07/1991 = 2/12 ano = 0,17 ano.

$${}^{2000}P_{s,ec,fe}^m = P_{s,ec,fe}^n * \exp(- {}^{1991-2000}r_{s,ec,fe} * t) \quad (7)$$

Onde:

${}^{2000}P_{s,ec,fe}^m$: população do sexo s , do estado civil ec (solteiro, divorciado e viúvo) e da faixa etária fe em 01/07/2000;

$P_{s,ec,fe}^n$: população do sexo s , do estado civil ec (solteiro, divorciado e viúvo) e da faixa etária fe em 01/08/2000;

${}_{1991-2000}r_{s,ec,fe}$: taxa de crescimento do número de indivíduos do sexo s , do estado civil ec (solteiro, divorciado e viúvo) e da faixa etária fe entre 1991 e 2000;
 t : tempo entre 01/08/2000 e 01/07/2000 = 1/12 ano = 0,08 ano.

Assim, foram encontrados os números de indivíduos solteiros, divorciados e viúvos, de cada sexo e faixa etária, no meio de cada ano em estudo, como aproximação do número de pessoas-anos de exposição ao casamento legal, que é o denominador das taxas de casamento legal por sexo e faixa etária.

As pessoas em união consensual não foram consideradas no denominador pela impossibilidade de identificação do estado civil. Caso o estado civil do indivíduo em união consensual seja separado, não há possibilidade de transição direta para o casamento legal. Dessa forma, essas pessoas não estariam expostas ao risco de casar legalmente. A impossibilidade de identificação do estado civil das pessoas em união consensual traz limitações ao trabalho, podendo subestimar o denominador das taxas de casamento legal, e conseqüentemente superestimar as taxas de casamento legal. Da mesma forma, as taxas de divórcio podem estar superestimadas, pois não foram consideradas no denominador as pessoas que se declararam em união consensual no censo demográfico, mas que, na verdade, possuem estado civil “separado” e portanto, estão expostas ao risco de divórcio.

3.2.2 Cálculo das Taxas de Divórcio por Diferencial de Idade entre os Cônjuges, Sexo e Faixa Etária

O numerador das taxas de divórcio será calculado através do número de divórcios realizados em cada ano em estudo, por idade simples dos cônjuges, disponibilizados pelo Registro Civil. O numerador de cada taxa de divórcio por sexo, faixa etária e diferencial de idade entre os cônjuges de cada ano corresponde à soma do número de divórcios realizados no ano de interesse dos indivíduos de cada idade pertencente à faixa etária em análise com cônjuges cujo diferencial de idade corresponde à categoria em questão. Assim, o numerador das taxas de divórcio por faixa etária e diferencial de idade entre os cônjuges pode ser dado por:

$$\sum_{x=LIFE}^{x=LSFE} \sum_{i=LIDI}^{i=LSDI} DV(HxMx - i) \quad (8)$$

$$\sum_{x=LIFE}^{x=LSFE} \sum_{i=LIDI}^{i=LSDI} DV(MxHx + i) \quad (9)$$

Onde:

$DV(HxMx-i)$ é o número de divórcios entre homens de idade x e mulheres de idade $x-i$;

$DV(MxHx+i)$ é o número de divórcios entre mulheres de idade x e homens de idade $x+i$;

LIFE é o limite inferior da faixa etária;

LSFE é o limite superior da faixa etária;

LIDI é o limite inferior do diferencial de idade;

LSDI é o limite superior do diferencial de idade.

O denominador das taxas de divórcio é o número de pessoas-anos de exposição ao divórcio, que é o número de pessoas ponderadas pela exposição ao risco de divórcio. Como não é possível obter o número de pessoas anos, pois seria necessário ter o tempo de exposição ao risco de divórcio de cada indivíduo casado, por faixa etária, foi feita uma aproximação pela população exposta ao risco de divórcio no meio do período analisado. O IBGE não disponibiliza os dados de mês de ocorrência dos divórcios. Assim, os denominadores das taxas de divórcio foram calculados como o número de indivíduos casados legalmente de cada sexo – que são os indivíduos expostos ao risco de divórcio – no meio do ano – 1º de julho de 1991 e 1º de julho de 2000, assumindo que os divórcios são distribuídos de maneira uniforme ao longo do ano. Para encontrar a população exposta ao risco de divórcio foram utilizados os dados dos Censos Demográficos Brasileiros e calculado o número de indivíduos casados legalmente (casados no civil ou no civil e religioso) em cada faixa etária. Foi feita então a interpolação do número de indivíduos casados legalmente de cada sexo, em cada faixa etária, dos censos de 1980, 1991 e 2000 para encontrar a população exposta ao risco de divórcio no meio do ano. A interpolação foi feita através da taxa de crescimento do número de indivíduos expostos ao risco de divórcio entre 1980 e 1991 e entre 1991 e 2000, que é dada por:

(10)

$${}_{1980-1991}r_{s,cl,fe} = \ln (P_{s,cl,fe} n / P_{s,cl,fe} 0) / t$$

Onde:

${}_{1980-1991}r_{s,cl,fe}$: taxa de crescimento do número de indivíduos do sexo s , casados legalmente, da faixa etária fe entre 1980 e 1991;

$P_{s,cl,fe} n$: população do sexo s , casada legalmente, da faixa etária fe em 01/09/1991;

$P_{s,cl,fe} 0$: população do sexo s , casada legalmente, da faixa etária fe em 01/09/1980;

t : tempo entre 01/09/1991 e 01/09/1980 = 11 anos.

$${}_{1991-2000}r_{s,cl,fe} = \ln (P_{s,cl,fe} n / P_{s,cl,fe} 0) / t \quad (11)$$

Onde:

${}_{1991-2000}r_{s,cl,fe}$: taxa de crescimento do número de indivíduos do sexo s , casados legalmente, da faixa etária fe entre 1991 e 2000;

$P_{s,cl,fe} n$: população do sexo s , casada legalmente, da faixa etária fe em 01/08/2000;

$P_{s,cl,fe} 0$: população do sexo s , casada legalmente, da faixa etária fe em 01/09/1991;

t : tempo entre 01/08/2000 e 01/09/1991 = 8,9 anos.

Após encontradas as taxas de crescimento da população casada legalmente de cada sexo e faixa etária, foram encontradas as populações do meio do ano, através da seguinte fórmula:

$${}_{1991}P_{s,cl,fe} m = P_{s,cl,fe} n * \exp(- {}_{1980-1991}r_{s,cl,fe} * t) \quad (12)$$

Onde:

${}_{1991}P_{s,cl,fe} m$: população do sexo s , casada legalmente, da faixa etária fe em 01/07/1991;

$P_{s,cl,fe} n$: população do sexo s , casada legalmente, da faixa etária fe em 01/09/1991;

${}_{1980-1991}r_{s,cl,fe}$: taxa de crescimento do número de indivíduos do sexo s , casados legalmente, da faixa etária fe entre 1980 e 1991;

t : tempo entre 01/09/1991 e 01/07/1991 = 2/12 ano = 0,17 ano.

$${}_{2000}P_{s,cl,fe} m = P_{s,cl,fe} n * \exp(- {}_{1991-2000}r_{s,cl,fe} * t) \quad (13)$$

Onde:

${}^{2000}P_{s,cl,fe}$ m: população do sexo s , casada legalmente, da faixa etária fe em 01/07/2000;

$P_{s,cl,fe}$ n: população do sexo s , casada legalmente, da faixa etária fe em 01/08/2000;

${}^{1991-2000}r_{s,cl,fe}$: taxa de crescimento do número de indivíduos do sexo s , casados legalmente, da faixa etária fe entre 1991 e 2000;

t : tempo entre 01/08/2000 e 01/07/2000 = 1/12 ano = 0,08 ano.

Desse forma, foram encontrados os números de indivíduos casados legalmente, de cada sexo e faixa etária, no meio de cada ano em estudo, como aproximação do número de pessoas-anos de exposição ao divórcio, que é o denominador das taxas de divórcio por sexo e faixa etária.

3.2.3 Conversão das Taxas de Casamento Legal e de Divórcio em Probabilidades

A conversão das taxas de casamento legal específicas por idade, sexo e diferencial de idade entre os cônjuges em probabilidades foi feita a partir do tempo médio vivido no estado civil solteiro, divorciado e viúvo pelos indivíduos que se casaram legalmente antes de completar a idade $x+n$, denotado por ${}_n a_x$, assumindo que esse é a metade do intervalo de (Preston et al., 2001). Assim, a probabilidade de casamento legal é dada por:

$${}_n q_{x \text{ df}} = (n * {}^{\text{CL}}_x m_{n \text{ df}}) / [1 + (n - {}_n a_x) {}^{\text{CL}}_n m_{x \text{ df}}] \quad (14)$$

Onde:

${}_n q_{x \text{ df}}$: probabilidade de casamento legal de indivíduos entre as idades x e $x+n$ com cônjuges de diferencial de idade df ;

${}^{\text{CL}}_x m_{n \text{ df}}$: taxas de casamento legal de indivíduos de idade entre x e $x+n$ com cônjuges de diferencial de idade df ;

${}_n a_x$: tempo médio vivido nos estados civis solteiro, divorciado e viúvo pelos indivíduos que casaram legalmente antes de completar a idade $x+n = n/2$.

O cálculo das probabilidades a partir das taxas de divórcio específicas por sexo, idade e diferencial de idade entre os cônjuges foi feito através do tempo médio

vivido no estado civil casado pelos indivíduos que se divorciaram antes de completar a idade $x+n$. Assim, a probabilidade de divórcio é dada por:

$${}_nq_{x:df} = (n \cdot {}^D_xm_{n:df}) / [1 + (n - {}_na_x) \cdot {}^D_nm_{x:df}]$$

Onde:

${}_nq_{x:df}$: probabilidade de divórcio de indivíduos entre as idades x e $x+n$ com cônjuges de diferencial de idade df ;

${}^D_xm_{n:df}$: taxas de divórcio de indivíduos de idade entre x e $x+n$ com cônjuges de diferencial de idade df ;

${}_na_x$: tempo médio vivido no estado civil casado pelos indivíduos que se divorciaram antes de completar a idade $x+n = n/2$.

Dessa forma, foram convertidas em probabilidades todas as taxas de casamento legal e de divórcio de cada sexo, para todas as faixas etárias e para todos os diferenciais de idade entre os cônjuges, para os anos de 1991 e 2000.

4 DISTRIBUIÇÃO DOS CASAMENTOS LEGAIS E DIVÓRCIOS NOS CENSOS DEMOGRÁFICOS BRASILEIROS, 1970 A 2000.

Antes de analisarmos os fluxos de transição para os estados “casado” e “divorciado”, é preciso examinar a distribuição dessas duas características entre os adultos no Brasil, segundo os censos demográficos. Ou seja, cabe examinar estas características tanto do ponto de vista de fluxo quanto de estoque, que é o objetivo dessa seção.

O GRAF.1 apresenta as distribuições da população de 10 a 99 anos de idade, de cada sexo, por status marital, para os anos de 1970, 1980, 1991 e 2000. O limite inferior de idade de 10 anos foi utilizado pelo fato de todos os indivíduos menores de 10 anos apresentarem status marital solteiro; o limite superior de 99 anos foi utilizado pela impossibilidade de calcular com precisão o diferencial de idade entre os indivíduos de 100 anos ou mais e seus respectivos cônjuges.

Em 1970, 36% dos homens e 35% das mulheres de 10 a 99 anos de idade eram casados formalmente, ou seja, eram casados no civil ou no civil e no religioso. Em 1980, essa porcentagem aumentou para 39%. Porém, de 1980 a 2000, a proporção de homens e mulheres casados no civil e no religioso diminuiu, reduzindo a porcentagem de indivíduos casados formalmente de 39% em 1980 para 34% e 32% para homens e mulheres, respectivamente, em 2000.

Foi observada uma diminuição do percentual de solteiros e de casados apenas no religioso, para ambos os sexos, de 1970 a 2000, uma leve diminuição do percentual de viúvos para os homens e um aumento do percentual de indivíduos em união consensual. A porcentagem de uniões consensuais passou de 3% em 1970 para 14% em 2000, para ambos os sexos; a de solteiros reduziu de 51% dos homens de 10 a 99 anos em 1970 para 43% em 2000 e de 45% das mulheres em 1970 para 35% em 2000. A proporção de casamentos apenas religiosos reduziu de 7% dos homens e de 6% das mulheres em 1970 para apenas 2% em 2000, para ambos os sexos. Também é possível observar um aumento do

percentual de indivíduos separados e divorciados, sendo esta porcentagem mais expressiva para as mulheres. Finalmente, observa-se que a proporção de indivíduos solteiros é sempre maior para os homens e que a proporção de viúvos é maior para as mulheres. Portanto, as estimativas confirmam o que está descrito na literatura, em especial, a redução dos casamentos somente religiosos e o aumento das uniões consensuais.

Gráfico 1 – População masculina de 10 a 99 anos de idade, por status marital e ano – Brasil, 1970 – 2000.

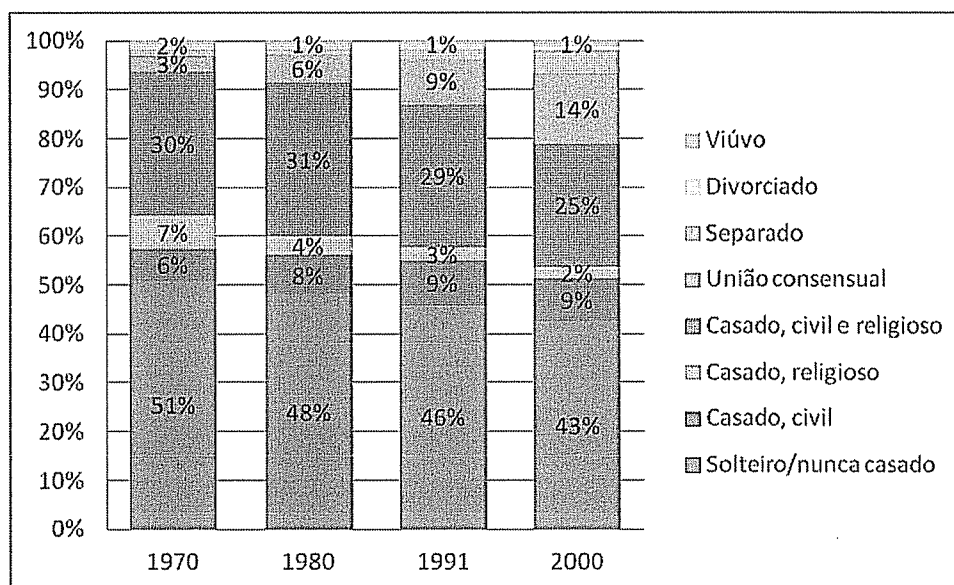
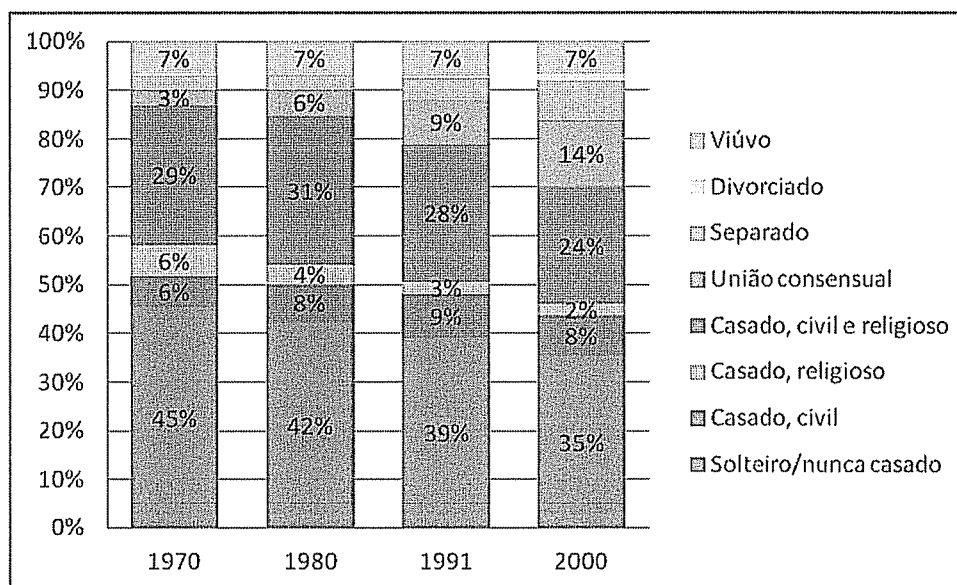


Gráfico 2 – População feminina de 10 a 99 anos de idade, por status marital e ano – Brasil, 1970 - 2000.



É importante destacar que a distribuição proporcional da população total por status marital é uma medida sujeita a efeitos de composição etária. Principalmente em função da diminuição da fecundidade, tem havido, no Brasil, um rápido processo de envelhecimento populacional. Considerando que a distribuição do status marital dos indivíduos varia conforme a idade, a mudança na estrutura etária provocaria um efeito na distribuição média do status marital. A diminuição da proporção de indivíduos solteiros, por exemplo, poderia ser resultado do menor peso relativo da população jovem em 2000 em comparação a 1970. A fim de examinar com mais precisão esta questão, a seguir é apresentada a distribuição da população de 10 a 99 anos de cada sexo por idade e status marital em 1970 e 2000.

Podemos observar que a população feminina apresenta proporção de viúvos maior que a população masculina em todas as faixas etárias, proporção esta que é crescente com o aumento da idade. A proporção de indivíduos casados legalmente é maior para os homens do que para as mulheres em todas as faixas etárias a partir dos 35 anos de idade. A proporção de indivíduos divorciados aumentou de 1970 a 2000, sendo maior para as mulheres em quase todas as faixas etárias. Certamente, a prevalência observada de homens divorciados é menor pelo fato do recasamento ser mais comum entre os homens, ou seja, pelo fato dos homens se casarem novamente após o divórcio. As faixas etárias que apresentaram a maior proporção de indivíduos divorciados são as de 40 a 44 anos, 45 a 49 anos e a de 50 a 54 anos de idade. Além disso, a proporção de indivíduos em união estável cresceu consideravelmente de 1970 a 2000, principalmente nas faixas etárias mais jovens.

Gráfico 3 - Distribuição da população de 10 a 99 anos de idade por status marital, sexo e faixa etária - Brasil, 1970.

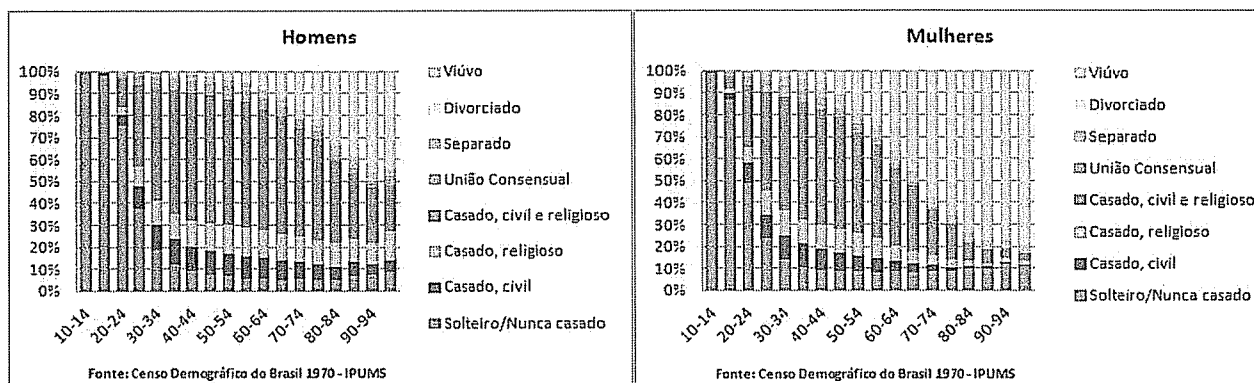
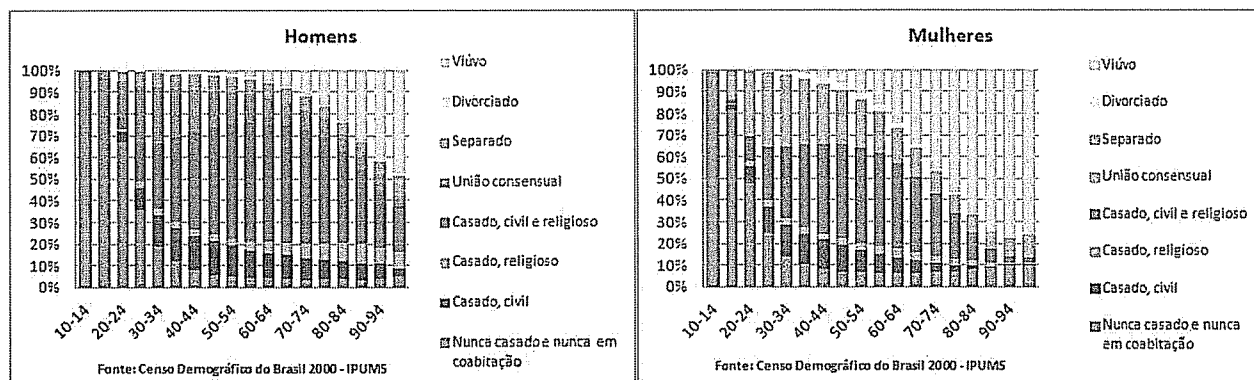


Gráfico 4 - Distribuição da população de 10 a 99 anos de idade por status marital, sexo e faixa etária - Brasil, 2000.



Nos gráficos 5 e 6, são destacadas as distribuições de indivíduos de 10 a 99 anos de idade casados legalmente e divorciados por sexo e faixa etária no Brasil em 1970 e 2000 e 1991 e 2000, respectivamente. É possível observar o deslocamento da distribuição da proporção de homens casados legalmente para as idades mais velhas, que possivelmente é resultado da postergação dos casamentos legais e do aumento das uniões consensuais entre os homens mais jovens em 2000. Entre as mulheres, também há um leve deslocamento da curva para a direita – o pico da curva passa da faixa de 35 a 39 anos de idade em 1970 para a faixa de 45 a 49 anos em 2000 – e uma diminuição considerável do nível nas faixas etárias mais jovens, que também pode ser reflexo da postergação do casamento e do aumento das uniões consensuais entre as mulheres mais jovens. Observa-se claramente que a proporção de indivíduos casados legalmente é bem

mais elevada para os homens do que para as mulheres a partir dos 40 anos de idade, certamente pelo maior recasamento entre os homens e maior viuvez entre as mulheres. A forte diminuição da proporção de mulheres casadas legalmente nas faixas etárias mais jovens, sem a devida contrapartida nas faixas etárias mais velhas, é refletida na diminuição da proporção total de mulheres casadas legalmente, discutida anteriormente e apresentada no Gráfico 2.

Gráfico 5 - Proporção de indivíduos de 10 a 99 anos de idade casados legalmente por sexo e faixa etária - Brasil, 1970 e 2000.

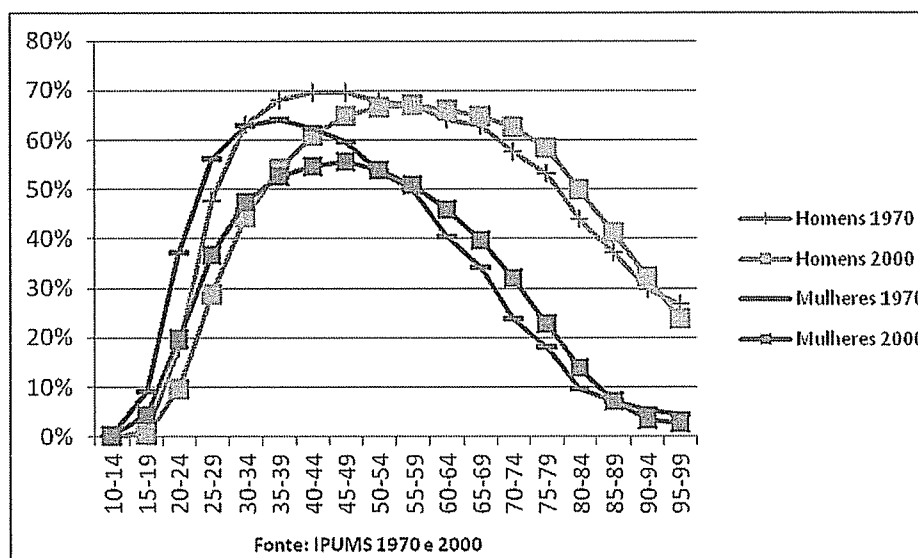
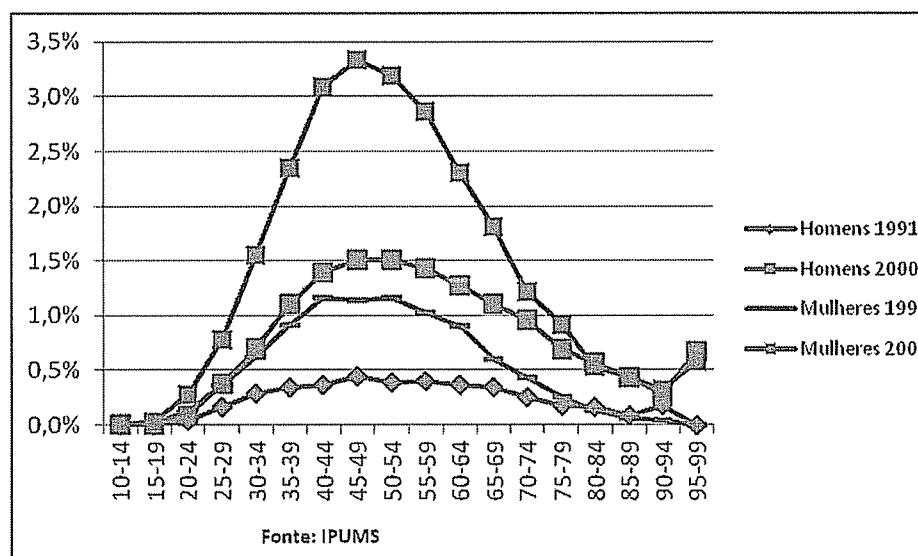


Gráfico 6 - Proporção de indivíduos de 10 a 99 anos de idade divorciados por sexo e faixa etária - Brasil, 1970 e 2000.



Com relação à distribuição de indivíduos divorciados, pode-se observar, principalmente, a elevação do nível de 1991 a 2000 principalmente para as mulheres, com concentração nas faixas etárias de 40 a 54 anos de idade.

A análise da prevalência de casados e divorciados por período escondem possíveis efeitos de coorte. Portanto, uma outra forma de examinar estes eventos e através da proporção de indivíduos casados formalmente por coorte de nascimento, sexo e faixa etária. Os Gráficos 7 e 8 demonstram que a coorte mais nova (nascida entre 1966 e 1970) possui menor proporção de indivíduos de 20 a 24 anos e de 30 a 34 anos casados formalmente que as demais coortes. Esses resultados corroboram a hipótese do aumento das uniões consensuais entre os jovens das coortes mais novas em comparação às coortes mais velhas e o adiamento do casamento formal nas coortes mais novas, que poderia estar relacionada, por exemplo, ao maior tempo destinado ao investimento em capital humano antes do casamento.

Nota-se uma menor prevalência de casados na coortes mais velha (nascidos entre 1916 e 1920) nas idades mais velhas, o que provavelmente é consequência dos maiores níveis de mortalidade (viuvez) experimentados por estas pessoas.

Gráfico 7 - Proporção de homens casados formalmente, por faixa etária e coorte de nascimento.

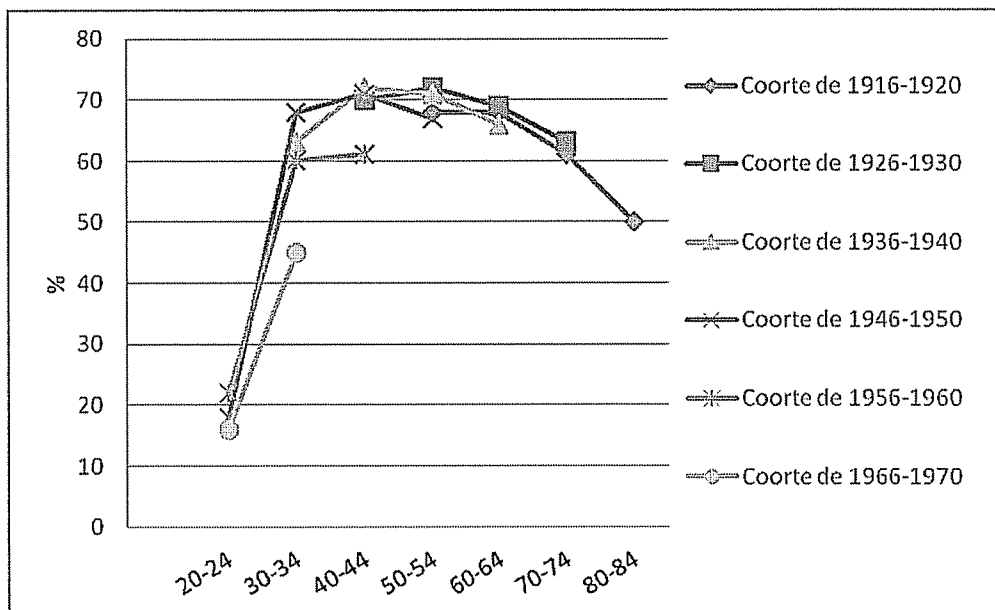
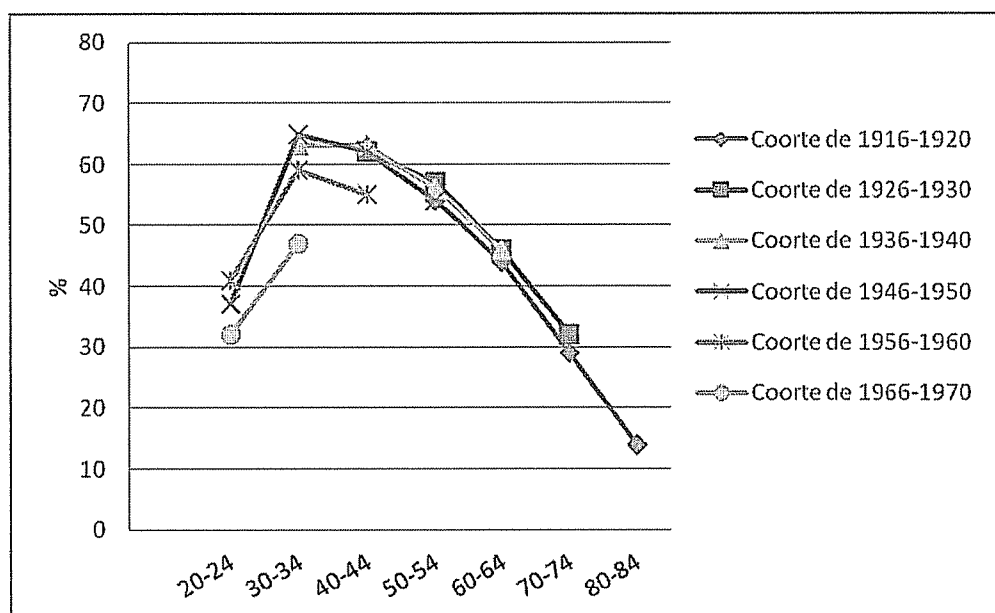


Gráfico 8 - Proporção de mulheres casadas formalmente, por faixa etária e coorte de nascimento.



Ao se analisar a proporção de indivíduos divorciados por coorte de nascimento, sexo e faixa etária (Gráficos 9 e 10), verifica-se, sem surpresa, que a proporção de indivíduos divorciados é mais elevada para as coortes mais jovens, em todas as faixas etárias analisadas. Essa diferença entre as coortes é maior para as mulheres do que para os homens.

Gráfico 9 - Proporção de homens divorciados, por faixa etária e coorte de nascimento.

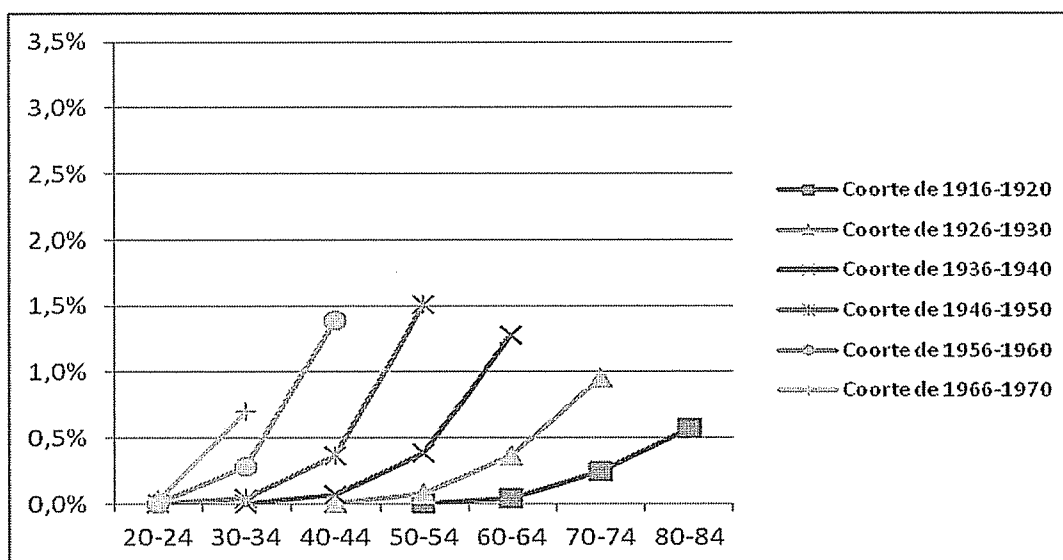
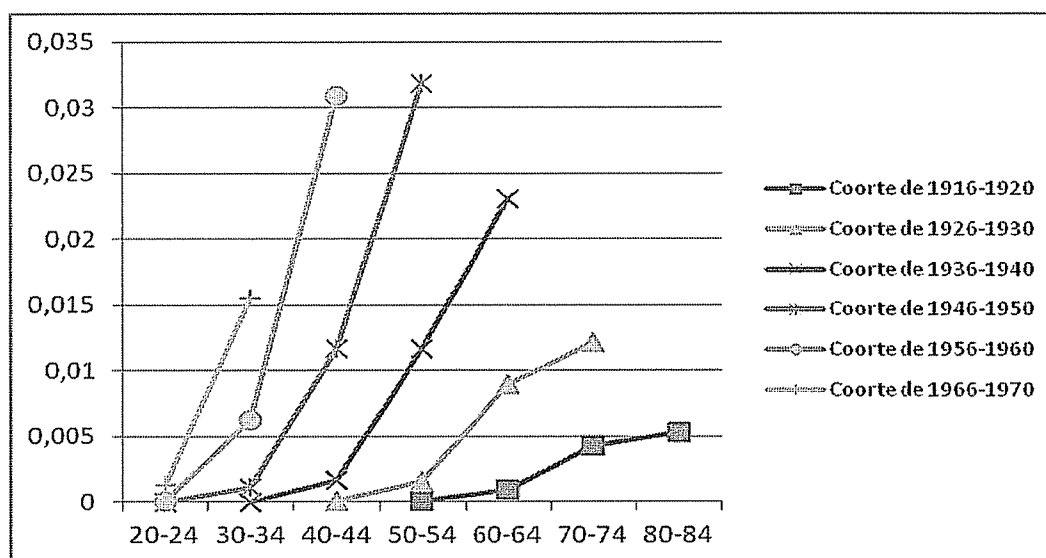


Gráfico 10 - Proporção de mulheres divorciadas por faixa etária e coorte de nascimento.



Finalmente, cabe examinar como são as distribuições de pessoas casadas (casamento civil e casamento civil e religioso) nos censos demográficos segundo os diferenciais de idade entre os cônjuges. Observa-se um aumento da proporção de casamentos legais em que os homens são da mesma idade ou até 4 anos mais velhos que as esposas e uma diminuição dos casamentos formais em que os homens são pelo menos 5 anos mais velhos que as esposas, no período de 1970 a 2000. A proporção de casamentos formais em que a mulher é mais velha que o marido aumentou de 12,5% em 1970 para 16,5% em 2000, sendo que a maior elevação percentual se deu nos casamentos em que a mulher é de 1 a 4 anos mais velha que o marido. Estes resultados corroboram com a literatura no que diz respeito ao aumento da proporção de uniões em que a mulher é mais velha que o homem.

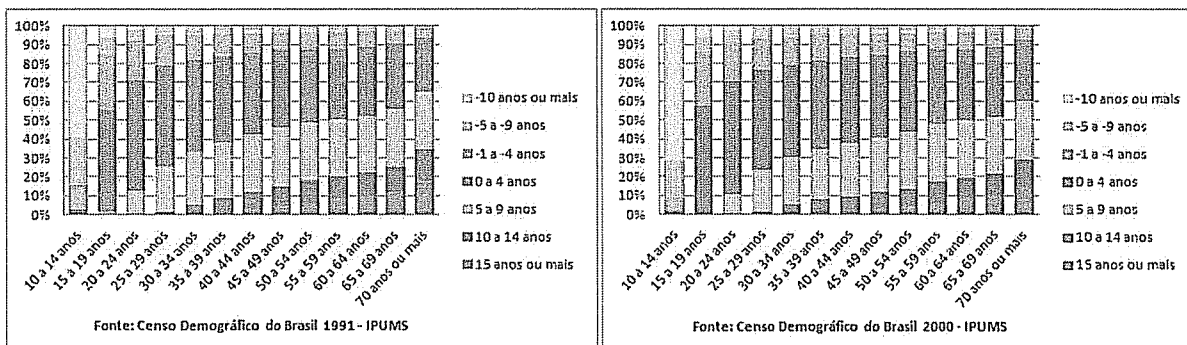
Tabela 2 - Distribuição percentual do diferencial de idade entre os cônjuges (idade do homem - idade da mulher) da população de 10 a 99 anos de idade, casada formalmente - Brasil, 1970-2000.

| Idade do Homem - Idade da Mulher | 1970 | 1980 | 1991 | 2000 |
|----------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 15 anos ou mais | 5,7% | 4,7% | 3,9% | 3,7% |
| 10 a 14 anos | 10,8% | 9,1% | 8,3% | 7,9% |
| 5 a 9 anos | 29,0% | 28,5% | 27,9% | 27,3% |
| 0 a 4 anos | 42,0% | 43,8% | 44,5% | 44,6% |
| -1 a -4 anos | 9,2% | 10,4% | 11,5% | 12,1% |
| -5 a -9 anos | 2,4% | 2,7% | 3,1% | 3,3% |
| -10 anos ou mais | 0,9% | 0,9% | 1,0% | 1,1% |
| Total | 100% | 100% | 100% | 100% |

Fonte: Censo Demográfico do Brasil, 1970-2000 IPUMS

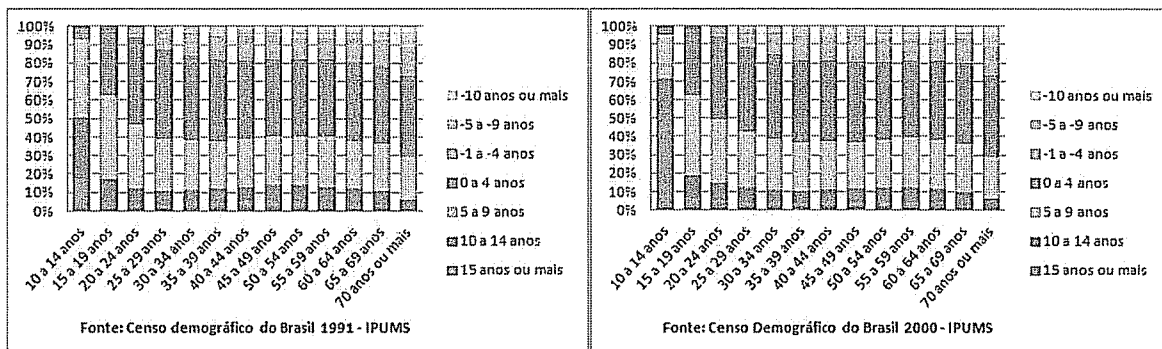
Também é possível fazer análise do estoque de pessoas casadas legalmente por diferencial de idade entre os cônjuges, por sexo e faixa etária, em 1º de julho de 1991 e em 1º de julho de 2000.

Gráfico 11 - Distribuição percentual do diferencial de idade entre os cônjuges (idade do homem - idade da mulher) em 01/07/1991 e 01/07/2000 pela faixa etária dos homens - Brasil.



A proporção do estoque de homens casados com mulheres mais velhas em 1991 e em 2000 é decrescente com a idade do homem, correspondendo a mais de 40% dos homens de 15 a 19 anos casados e a quase 30% dos homens de 20 a 24 anos de idade casados em 1º de julho de 1991 e em 1º de julho de 2000. A proporção do estoque de homens casados com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas também é decrescente com a idade do homem. Em contrapartida, a proporção de homens casados com mulheres de 10 a 14 anos mais novas e pelo menos 15 anos mais novas é crescente com a idade do homem, assim como a proporção do estoque de homens casados com mulheres de 5 a 9 anos mais novas, porém com participação relativa bem menor que a deste último.

Gráfico 12 - Distribuição percentual do diferencial de idade entre os cônjuges (idade do homem - idade da mulher) em 01/07/1991 e em 01/07/2000 pela faixa etária das mulheres - Brasil.



A proporção do estoque de mulheres casadas em 01/07/1991 e em 01/07/2000 com homens mais novos é crescente com a idade das mulheres e a proporção de mulheres casadas com homens mais velhos é decrescente. Mais de 40% do estoque de mulheres casadas em todas as faixas etárias a partir dos 20 anos de idade era de mulheres casadas com homens de mesma idade ou até 4 anos mais velho. É possível observar que o estoque de mulheres casadas com homens mais novos é bem menor que o fluxo de casamentos com homens mais novos, o que pode indicar maior probabilidade de dissolução dos casamentos de mulheres com homens mais jovens em relação aos outros diferenciais de idade.

5 PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO PARA O CASAMENTO LEGAL E O DIVÓRCIO, 1991 E 2000

5.1 Probabilidades de casamento legal e de divórcio por sexo e faixa etária

Antes de analisar as probabilidades de casamento legal e de divórcio por diferenciais de idade entre os cônjuges, é interessante observar as probabilidades “totais” de casamento legal e de divórcio por sexo e faixa etária. É possível observar que os homens possuem probabilidade de casamento legal muito mais elevada que as mulheres a partir dos 30 anos de idade, que pode ser resultado das maiores probabilidades de recasamento entre os homens, conforme encontrado na literatura (Cortez et al., 2008; Freire et al., 2005). Pode-se observar também que as probabilidades de casamento legal para ambos os sexos diminuiu de 1991 a 2000 nas faixas etárias mais jovens e aumentou nas faixas etárias intermediárias e mais velhas, indicando adiamento dos casamentos legais em 2000, que pode ser reflexo do maior tempo dedicado ao investimento em capital humano antes do casamento ou ao crescimento das uniões consensuais antes da contração de casamentos formais.

Gráfico 13 - Probabilidades de casamento legal por sexo e faixa etária - Brasil, 1991 e 2000.

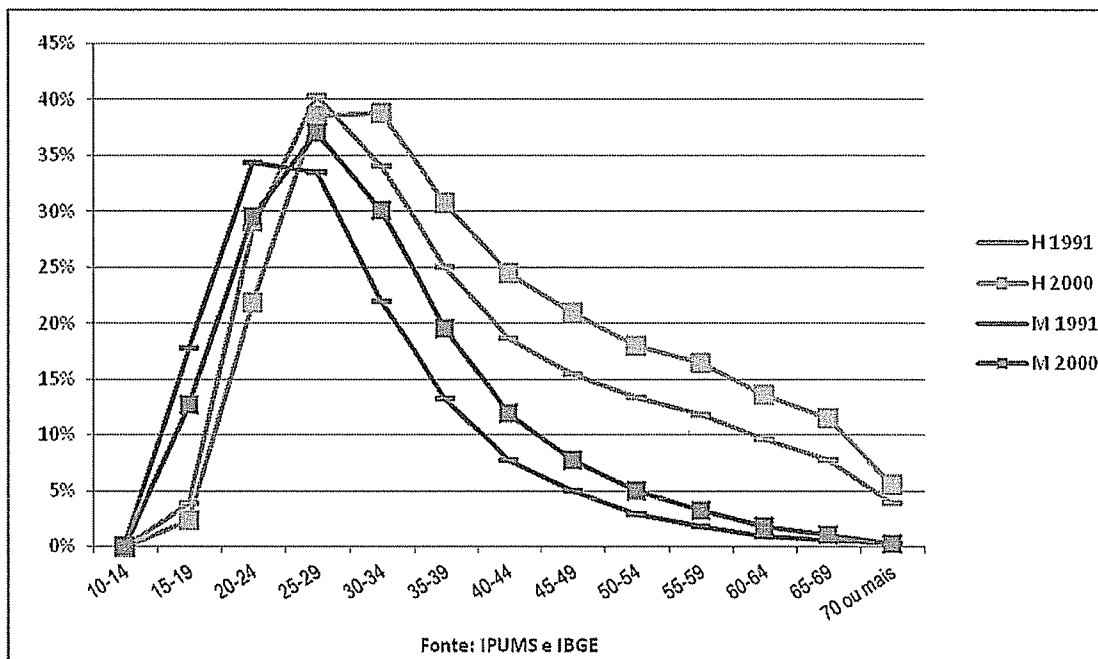
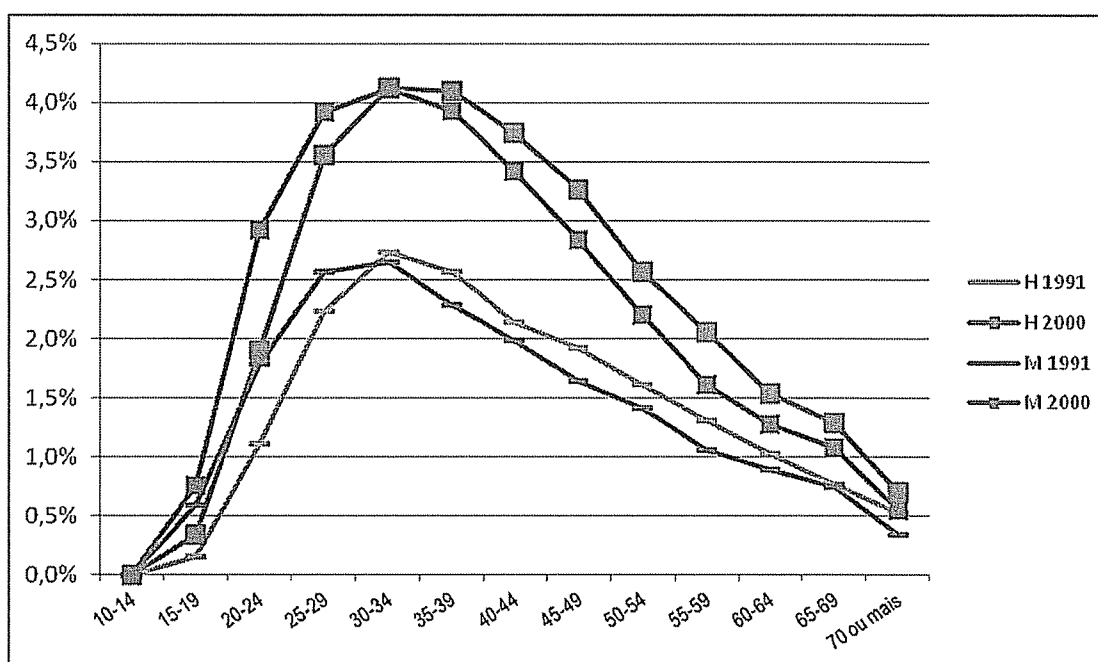


Gráfico 14 - Probabilidades de divórcio por sexo e faixa etária - Brasil, 1991 e 2000.



Em relação às probabilidades de divórcio, nota-se que não houve mudanças consideráveis no formato da curva de 1991 para 2000, apenas o nível se modificou, aumentando em 2000 para homens e mulheres. É possível observar que a probabilidade de divórcio é maior para os homens do que para as mulheres a partir dos 35 anos de idade e maior para as mulheres nas faixas etárias mais jovens.

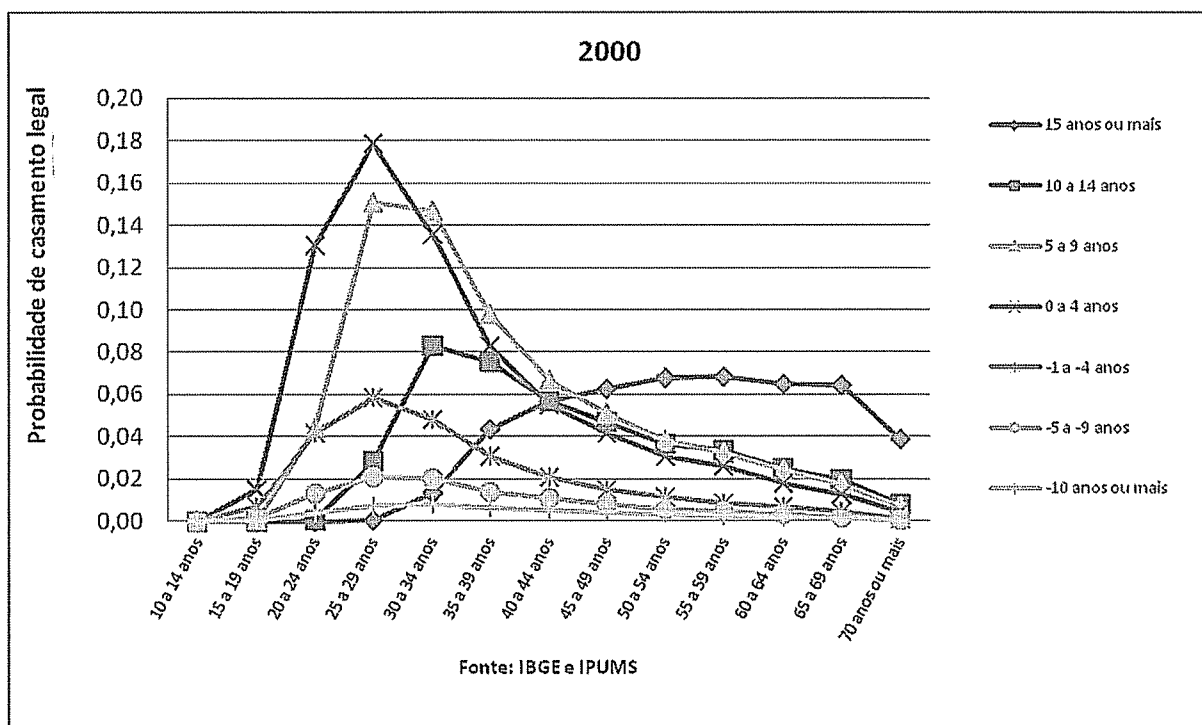
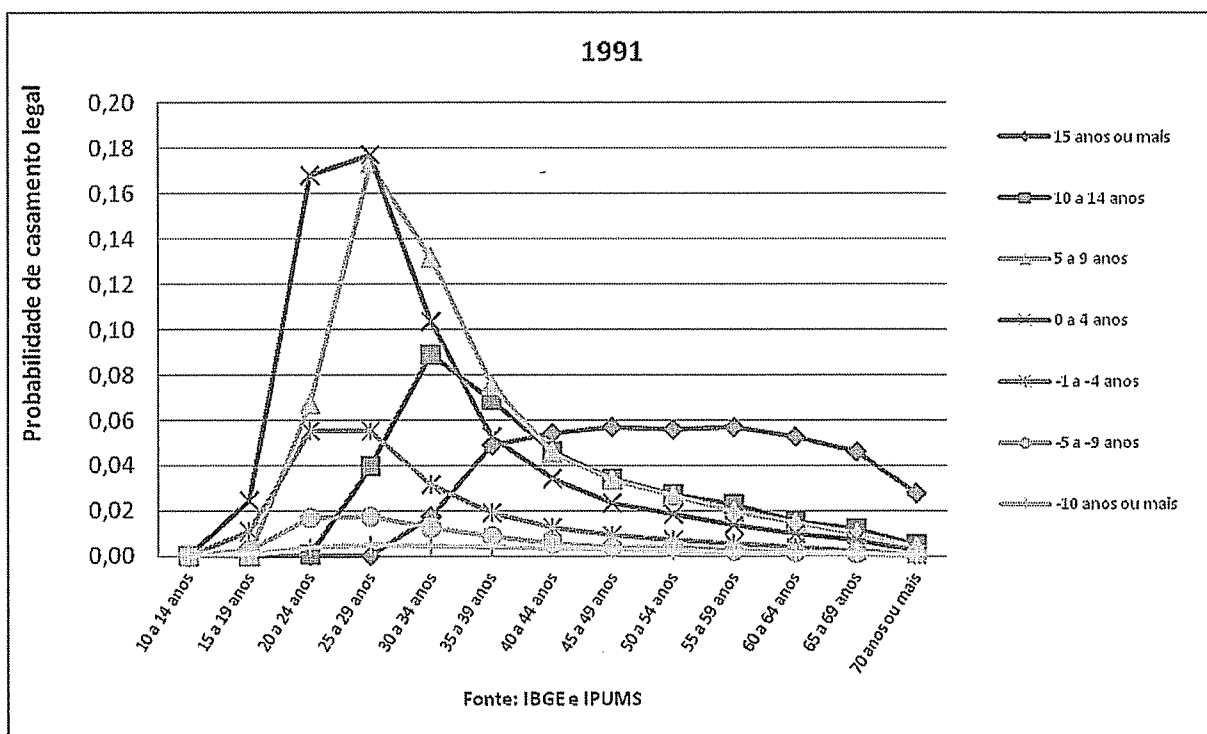
5.2 Probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges, sexo e faixa etária

O gráfico a seguir apresenta as probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges e faixa etária dos homens para os anos de 1991 e 2000. Pode-se observar que as maiores probabilidades de casamento legal em 1991 para os homens de até 29 anos de idade são com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas; para os homens de 30 a 34 anos e de 35 a 39 anos de idade com mulheres de 5 a 9 anos mais novas e para homens de 40 anos ou mais de idade, as maiores probabilidades de casamento legal são com mulheres pelo menos 15 anos mais novas.

Os homens de 20 a 24 anos e de 25 a 29 anos de idade são os que apresentam maior probabilidade de casamento legal com mulheres de 1 a 4 anos mais velhas e de 5 a 9 anos mais velhas em 1991. Os homens que apresentam maior probabilidade de casamento com mulheres pelo menos 10 anos mais velhas são os de 25 a 29 anos de idade, porém esta probabilidade é muito pequena, apenas 1%. Os homens de 30 a 34 anos de idade são os que possuem maior probabilidade de casamento legal com mulheres de 10 a 14 anos mais novas, e os homens de 45 a 59 anos de idade os que têm maior probabilidade de casamento legal com mulheres pelo menos 15 anos mais novas. Verifica-se que as probabilidades de casamento legal com mulheres mais velhas são mais elevadas para os homens mais jovens e que as probabilidades de casamento legal com mulheres pelo menos 15 anos mais novas são mais elevadas para os homens mais velhos.

As probabilidades de casamento legal mais altas são as de casamentos com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas e as de casamentos com mulheres de 5 a 9 anos mais novas, sendo a maior probabilidade de casamento legal a de homens de 25 a 29 anos com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas (18%), seguida da de homens de 25 a 29 anos de idade com mulheres de 5 a 9 anos mais novas (17,3%), seguida da probabilidade de casamento legal de homens de 20 a 24 anos com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas (16,8%).

Gráfico 15 - Probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges (idade do homem - idade da mulher) e por faixa etária do homem - Brasil, 1991 e 2000.



Em 2000, assim como em 1991, a maior probabilidade de casamento legal para os homens de até 30 anos de idade é com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas, para homens de 30 a 40 anos de idade com mulheres de 5 a 9 anos mais novas e para homens de 45 anos ou mais com mulheres pelo menos 15 anos mais novas. Para os homens de 40 a 44 anos de idade, a maior probabilidade de casamento legal em 2000 é com mulheres de 5 a 9 anos mais novas, diferentemente de 1991, em que a maior probabilidade de casamento legal é com mulheres pelo menos 15 anos mais novas. Pode-se perceber que a probabilidade de casamento legal com mulheres de menor diferencial de idade ganhou maior importância para os homens de 40 a 44 anos em 2000.

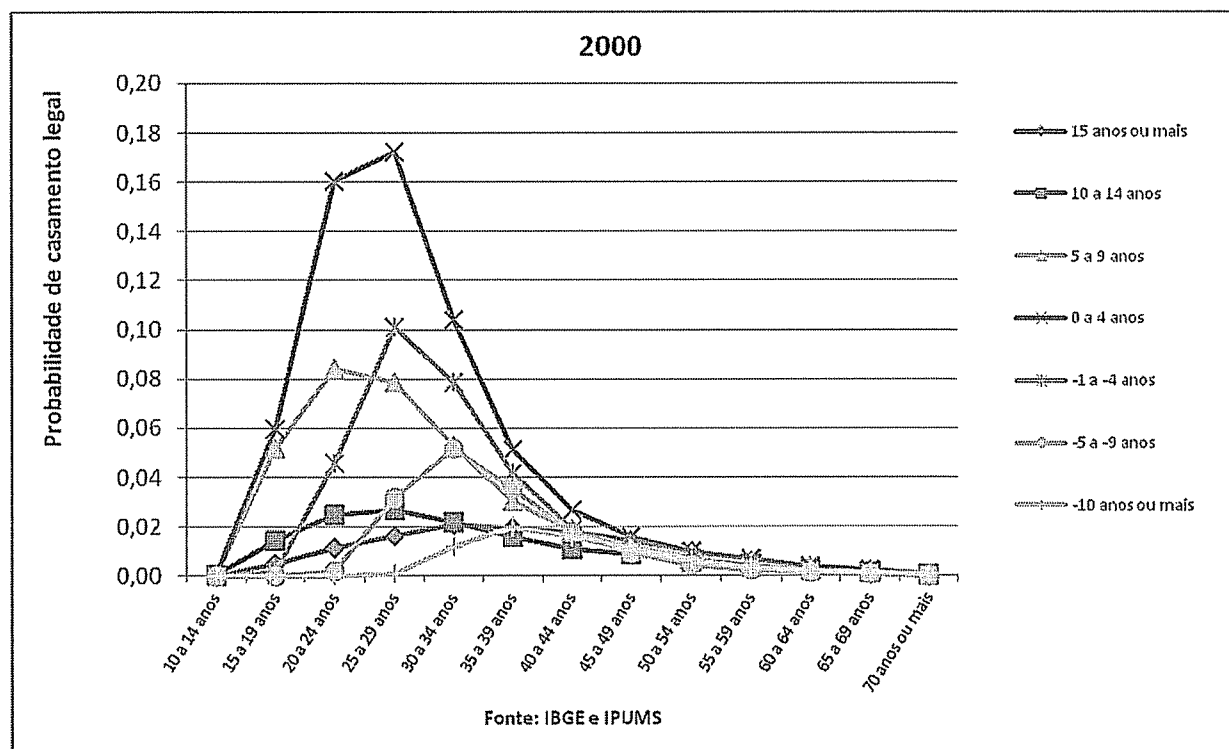
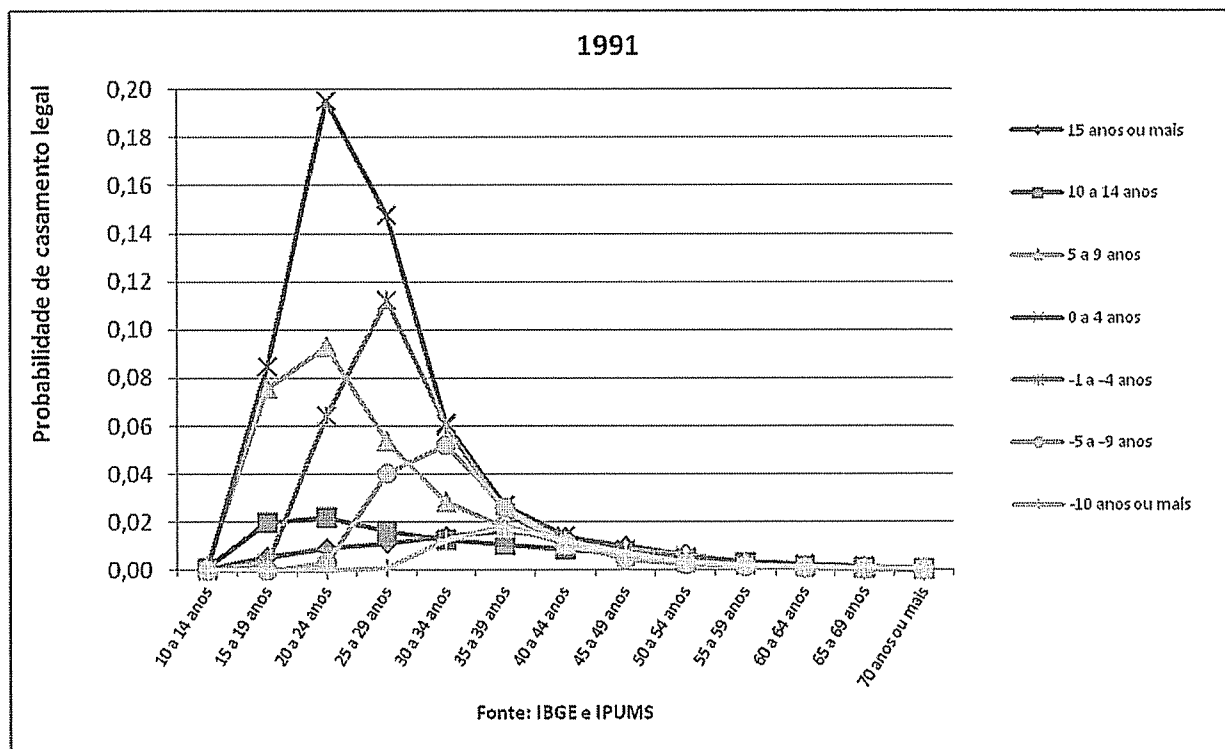
Houve um leve aumento da probabilidade de casamento legal de homens de 30 a 34 anos, de 35 a 39 anos e de 40 a 44 anos de idade com mulheres de 5 a 9 anos mais velhas e um leve aumento da probabilidade de casamento legal de homens de 30 a 49 anos de idade com mulheres de 1 a 4 anos mais velhas em 2000. Em contrapartida, houve uma leve diminuição da probabilidade de casamento legal com mulheres de 1 a 4 anos mais velhas para homens de 20 a 24 anos de idade. Houve, portanto, um aumento da probabilidade de casamento legal com mulheres mais velhas para homens de faixas etárias intermediárias/velhas e leve diminuição da probabilidade de casamento com mulheres mais velhas para homens mais jovens.

Também houve diminuição da probabilidade de casamento legal de homens de 20 a 24 anos de idade com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas e com mulheres de 5 a 9 anos mais novas. Entretanto, a probabilidade de casamento legal de homens de 30 a 49 anos de idade com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas aumentou de 1991 para 2000, e a probabilidade de casamento legal de homens de 35 a 49 anos de idade com mulheres de 5 a 9 anos mais novas também aumentou. As probabilidades de casamento legal com mulheres de 10 a 14 anos mais novas diminuíram levemente para homens de 25 a 34 anos de idade e aumentaram levemente para de 35 a 69 anos de idade. As probabilidades de casamento legal com mulheres pelo menos 15 anos mais novas aumentaram para homens de 45 anos ou mais e diminuíram levemente para homens de 35 a 39 anos de idade. Pode-se perceber uma diminuição da

probabilidade de casamento com mulheres mais novas para homens mais jovens e um aumento da probabilidade de casamento com mulheres mais novas para homens mais velhos.

Em 2000, assim como em 1991, as duas maiores probabilidades de casamento legal foram para homens de 25 a 29 anos de idade com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas e para homens de 25 a 29 anos de idade com mulheres de 5 a 9 anos mais novas. Porém, em 2000, a terceira maior probabilidade de casamento legal foi para homens de 30 a 34 anos de idade com mulheres de 5 a 9 anos mais novas, diferentemente de 1991, em que a terceira maior probabilidade de casamento legal foi para homens de 20 a 24 anos de idade com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas. Pode-se perceber um adiamento do casamento legal e uma diminuição da probabilidade de casamento legal com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas para os homens mais jovens.

Gráfico 16 - Probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges (idade do homem - idade da mulher) pela faixa etária das mulheres - Brasil, 1991 e 2000.



Ao analisar as probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges pela faixa etária das mulheres, pode-se perceber que as mulheres de quase todas as faixas etárias apresentam maior probabilidade de casamento legal com homens de mesma idade ou até 4 anos mais velhos.

As mulheres de 15 a 19 anos de idade, de 20 a 24 anos e de 25 a 29 anos são as que possuem maior probabilidade de casamento legal com homens de 5 a 9 anos mais velhos e de 10 a 14 anos mais velhos. As mulheres de 35 a 39 anos de idade são as que apresentam maior probabilidade de casamento legal com homens pelo menos 15 anos mais velhos, seguida das mulheres de 30 a 34 anos e de 40 a 44 anos de idade.

As mulheres com maior probabilidade de casamento legal com homens de 1 a 4 anos mais novos são as de 25 a 29 anos de idade (11%), seguida das mulheres de 20 a 24 anos (6,4%) e das mulheres de 30 a 34 anos de idade (6%). As mulheres com maior probabilidade de casamento legal com homens de 5 a 9 anos mais novos são as mulheres de 30 a 34 anos de idade (5%), seguidas das de 25 a 29 anos (4%) e das de 35 a 39 anos de idade (3%). As mulheres de 35 a 39 anos de idade são as que apresentam maior probabilidade de casamento legal com homens pelo menos 10 anos mais novos, porém esta probabilidade é pequena (2%).

As maiores probabilidades de casamento legal em 1991 são de mulheres de 20 a 24 anos de idade com homens de mesma idade ou até 4 anos mais velhos (20%), seguida da de mulheres de 25 a 29 anos de idade com homens de mesma idade ou até 4 anos mais velhos (15%) e da de mulheres de 25 a 29 anos de idade com homens de 1 a 4 anos mais novos (11%). Interessante observar que para as mulheres de 25 a 39 anos de idade, as probabilidades de casamento com homens de 1 a 4 anos mais novos são maiores que as probabilidades de casamento legal com homens de 5 a 9 anos mais velhos e que as probabilidades de casamento legal com homens de 5 a 9 anos mais novos são maiores que as probabilidades de casamento legal com homens de 5 a 9 anos mais velhos para as mulheres de 30 a 34 anos e de 35 a 39 anos de idade.

É possível observar em 2000 uma queda da probabilidade de casamento legal com homens de mesma idade ou até 4 anos mais velhos para as mulheres de 20 a 24 anos e de 15 a 19 anos de idade. Em contrapartida, a probabilidade de casamento legal com homens de mesma idade ou até 4 anos mais velhos aumentou para as mulheres de a partir dos 25 anos de idade, em relação a 1991.

Houve uma redução das probabilidades de casamento legal com homens de 1 a 4 anos mais novos em 2000 para as mulheres de 20 a 24 anos e de 25 a 29 anos de idade, porém houve um aumento desta probabilidade para as mulheres a partir dos 30 anos de idade. A probabilidade de casamento legal com homens de 5 a 9 anos mais novos também reduziu em 2000 para mulheres de 20 a 34 anos de idade e aumentou para mulheres a partir dos 35 anos. A probabilidade de casamento legal com homens pelo menos 10 anos mais novos reduziu levemente em 2000 para mulheres de 30 a 34 anos e aumentou levemente para mulheres a partir dos 35 anos. Verifica-se que as probabilidades de casamento legal com homens mais novos aumentaram para mulheres um pouco mais velhas e diminuíram para as mulheres mais jovens.

5.3 Probabilidades de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges, sexo e faixa etária.

O gráfico abaixo apresenta as probabilidades de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges pela faixa etária dos homens em 1991. É interessante observar que as maiores probabilidades de divórcio para homens de 30 a 34 anos e de 50 a 64 anos de idade são as de homens casados com mulheres de 5 a 9 anos mais velhas, e a maior probabilidade de divórcio para homens de 45 a 49 anos de idade é a de homens casados com mulheres pelo menos 10 anos mais velhas. Entretanto, a probabilidade de divórcio de mulheres pelo menos 10 anos mais novas é a menor probabilidade de divórcio para os homens de 60 a 64 anos e de 65 a 69 anos de idade.

As probabilidades de divórcio de homens casados com mulheres pelo menos 15 anos mais novas são as menores para os homens de até 44 anos de idade e as maiores para os homens de 65 a 69 anos e de 70 anos ou mais de idade. A

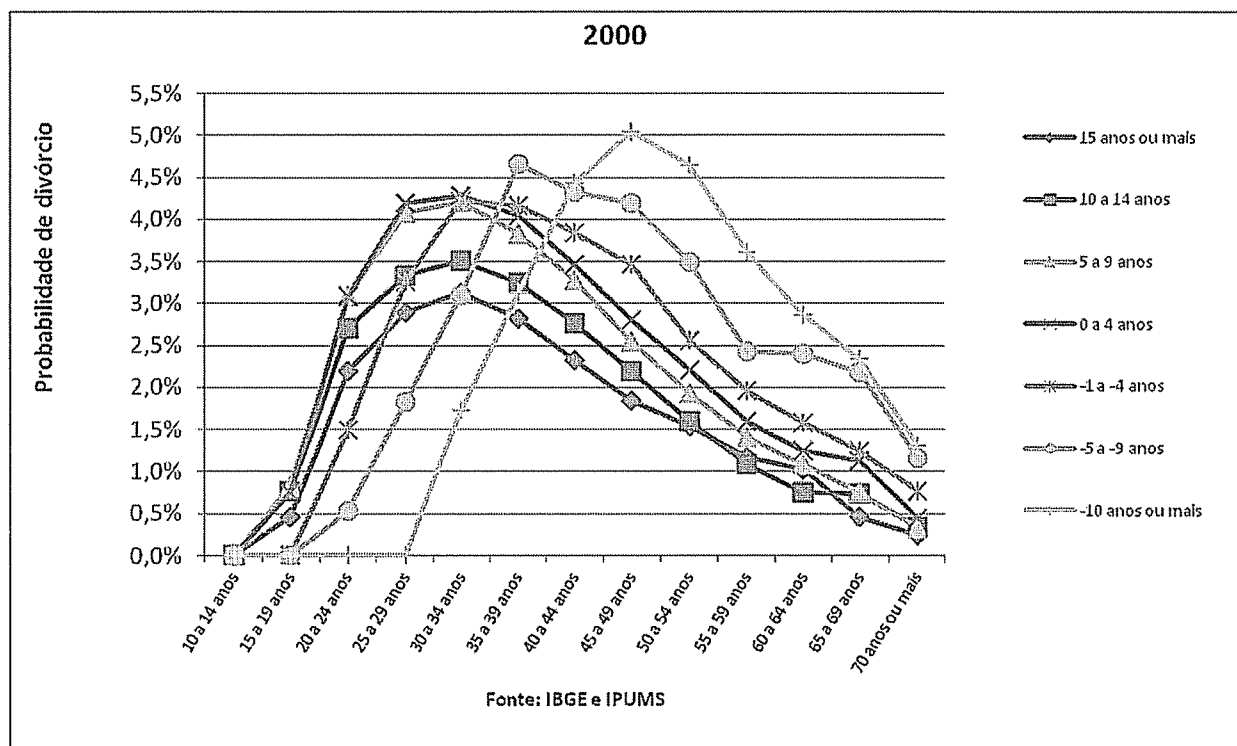
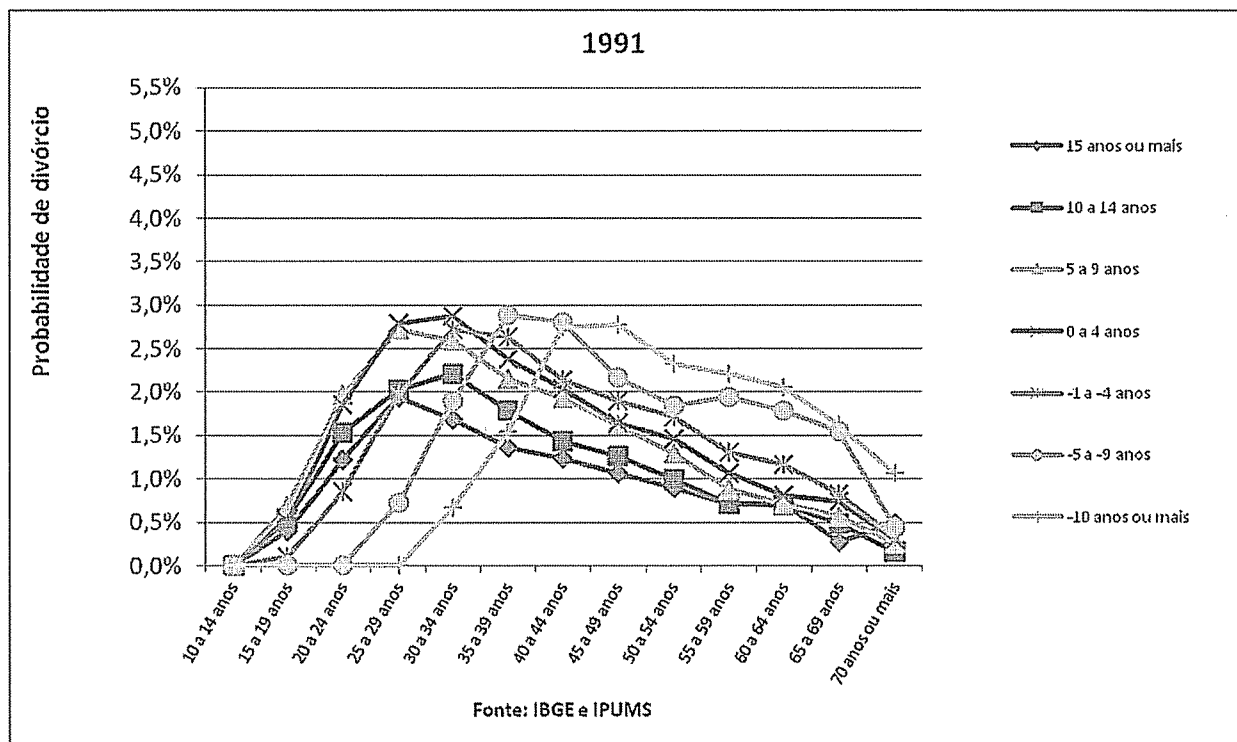
segunda maior probabilidade de divórcio para os homens de 70 anos ou mais de idade é a de mulheres pelo menos 10 anos mais velhas. Para homens de 35 a 39 anos de idade, a maior probabilidade de divórcio é a de homens casados com mulheres de 5 a 9 anos mais novas.

Os homens que apresentam maior probabilidade de divórcio são os de 30 a 34 anos de idade casados com mulheres de 5 a 9 anos mais velhas, seguidos dos de 30 a 34 anos casados com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas, seguidos dos de 30 a 34 anos de idade casados com mulheres pelo menos 10 anos mais velhas, seguidos dos de 30 a 34 anos casados com mulheres de 1 a 4 anos mais velhas. Verifica-se que as mais altas probabilidades de divórcio para os homens são as probabilidades de divórcio de mulheres mais velhas.

As probabilidades de divórcio aumentaram em 2000 para os homens de todas as faixas etárias (com exceção da primeira, que não apresentou nenhum caso de divórcio, nem em 1991 nem em 2000). Os maiores aumentos foram nas probabilidades de divórcio de homens de 25 a 29 anos e de 35 a 39 anos de idade casados com mulheres pelo menos 10 anos mais velhas, que passaram de 2,3% e 2,5% em 1991 para 4,5% e 4,7% em 2000, respectivamente.

As probabilidades de divórcio de homens casados com mulheres pelo menos 10 anos mais velhas se tornaram em 2000 as maiores probabilidades de divórcio para os homens de até 29 anos de idade e de 35 a 39 anos de idade. Para os homens de 30 a 34 anos de idade, a maior probabilidade de divórcio continuou sendo a de homens casados com mulheres de 5 a 9 anos mais velhas. Para os homens de 55 a 59 anos e de 60 a 64 anos de idade, a maior probabilidade de divórcio deixou de ser a de homens casados com mulheres de 5 a 9 anos mais velhas e passou a ser, em 2000, a de homens casados com mulheres pelo menos 15 anos mais novas. Os homens de 50 a 54 anos de idade, que apresentavam, em 1991, maior probabilidade de divórcio com mulheres de 5 a 9 anos mais velhas, passaram a apresentar maior probabilidade de divórcio com mulheres de 10 a 14 anos mais novas. A maior probabilidade de divórcio dos homens de 45 a 49 anos de idade deixou de ser com mulheres pelo menos 10 anos mais velhas para ser com mulheres de 5 a 9 anos mais novas. O que se pode perceber é que as probabilidades de divórcio de homens casados com mulheres mais velhas passaram a ter maior importância em 2000 para os homens mais jovens e menor importância para os homens mais velhos.

Gráfico 18 – Probabilidades de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges (idade do homem – idade da mulher) pela faixa etária das mulheres – Brasil, 1991 e 2000.



As probabilidades de divórcio para as mulheres a partir dos 40 anos de idade são maiores para as casadas com homens pelo menos 10 anos mais novos; para as mulheres de 35 a 39 anos de idade, a maior probabilidade de divórcio é para as mulheres casadas com homens de 5 a 9 anos mais novos; para as mulheres de 25 a 29 anos e de 30 a 34 anos de idade, as maiores probabilidades de divórcio são para mulheres casadas com homens de mesma idade ou até 4 anos mais velhos e para as mulheres de 15 a 19 anos e de 20 a 24 anos, as maiores probabilidades de divórcio são para mulheres casadas com homens de 5 a 9 anos mais velhos. Percebe-se então que para as mulheres mais velhas, as probabilidades de divórcio de homens mais novos são maiores.

As mulheres que apresentam as maiores probabilidades de divórcio em 1991 são as de 35 a 39 anos de idade casadas com homens de 5 a 9 anos mais novos e as de 30 a 34 anos de idade casadas com homens de 0 a 4 anos mais velhos.

A probabilidade de divórcio de mulheres casadas com homens de 10 a 14 anos mais velhos cresce com a idade da mulher até a faixa de 30 a 34 anos de idade, quando atinge seu pico e decresce a partir de então. A probabilidade de divórcio de mulheres casadas com homens pelo menos 15 anos mais velhos também cresce com a idade da mulher até a faixa de 25 a 29 anos de idade e decresce a partir desta idade.

Em 2000, as probabilidades de divórcio aumentaram para todas as faixas etárias e para todos os diferenciais de idade entre os cônjuges. As probabilidades que mais cresceram em 2000 em relação a 1991 foram as de divórcio de mulheres de 45 a 49 anos e de 50 a 54 anos de idade casadas com homens pelo menos 10 anos mais novos e as de 45 a 49 anos de idade casadas com homens de 5 a 9 anos mais novos. Pode-se perceber claramente através do gráfico o aumento das probabilidades de divórcio das mulheres casadas com homens mais novos, principalmente para as mulheres entre 30 e 54 anos de idade.

As maiores probabilidades de divórcio em 2000 são a de mulheres de 45 a 49 anos de idade casadas com homens pelo menos 10 anos mais novos, a de mulheres de 35 a 39 anos de idade casadas com homens de 5 a 9 anos mais

novos e de mulheres de 50 a 54 anos de idade com homens pelo menos 10 anos mais novos.

As probabilidades de divórcio de mulheres casadas com homens de 1 a 4 anos mais novos e com homens de 0 a 4 anos mais velhos, de 5 a 9 anos mais velhos, de 10 a 14 anos mais velhos e de pelo menos 15 anos mais velhos são crescentes com a idade da mulher até a faixa de 30 a 34 anos de idade, quando apresentam seu pico, e decrescem a partir da faixa de 35 anos de idade. As probabilidades de divórcio de mulheres casadas com homens de 5 a 9 anos mais novos apresentam crescimento com a idade da mulher até a faixa de 35 a 39 anos de idade. As probabilidades de divórcio de mulheres casadas com homens pelo menos 10 anos mais novos são crescentes até a faixa de 45 a 49 anos de idade e decrescentes a partir de então. Pode-se perceber que as probabilidades de divórcio por diferenciais de idade entre os cônjuges e faixa etária da mulher apresentam um padrão similar, com exceção das probabilidades de divórcio de homens de 5 a 9 anos mais novos e pelo menos 10 anos mais novos, que apresentam formato da curva diferenciado e concentração nas faixas etárias mais velhas.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo examinar o casamento legal e o divórcio através das probabilidades de transição para o casamento legal e para o divórcio por diferenciais de idade entre os cônjuges, sexo e faixa etária. Pode-se verificar que as probabilidades mais altas de casamento legal para os homens de até 29 anos de idade são com mulheres de mesma idade ou até 4 anos mais novas; para os homens de 30 a 44 anos, com mulheres de 5 a 9 anos mais novas e para os homens de 45 anos ou mais de idade, as maiores probabilidades de casamento legal são com mulheres pelo menos 15 anos mais novas. Para as mulheres, as maiores probabilidades de casamento legal são com homens de mesma idade ou até 4 anos mais velhos em quase todas as faixas etárias.

As probabilidades de casamento legal com mulheres mais velhas foram maiores para os homens das faixas etárias mais jovens em 1991 e aumentaram para os homens das faixas etárias intermediárias/mais velhas em 2000, sugerindo que os casamentos legais com mulheres mais velhas ficaram mais comuns entre os homens das faixas etárias intermediárias/mais velhas em 2000, em comparação a 1991. Da mesma forma, é possível observar que as probabilidades de casamento legal com homens mais novos aumentaram para mulheres relativamente mais velhas e diminuíram para as mulheres mais jovens. As probabilidades de casamento legal com mulheres mais novas diminuíram no período analisado para os homens mais jovens e aumentaram para homens mais velhos.

É possível observar a diferença entre o fluxo e o estoque de casamentos por diferenciais de idade entre os cônjuges, tais como menor proporção do estoque de homens casados com mulheres de 10 a 14 anos mais novas e pelo menos 15 anos mais novas em relação ao fluxo, principalmente nas faixas etárias mais velhas. Uma das explicações para essa diferença está no fato do estoque ser afetado pela “sobrevivência” dos casamentos ao longo do tempo e do estoque ser composto pelos casamentos de homens de diversas idades em diferentes pontos no tempo. Pode-se observar que grande parte do fluxo de casamentos de homens mais velhos é composta por casamentos com mulheres pelo menos 15 anos mais

novas, mas o estoque de casamentos de homens mais velhos inclui os casamentos ocorridos no passado, quando os homens eram mais jovens, com mulheres de outros diferenciais de idade que não foram dissolvidos ao longo do tempo, e exclui os casamentos de homens com mulheres pelo menos 15 anos mais novas que se dissolveram antes da data analisada. Uma das hipóteses para a menor proporção do estoque de homens mais velhos casados com mulheres pelo menos 15 anos mais novas em relação ao fluxo é a alta probabilidade de divórcio de homens mais velhos com mulheres pelo menos 15 anos mais novas, restando no estoque os homens mais velhos casados com mulheres de outros diferenciais de idade

É possível observar que as maiores probabilidade de casamento legal dos homens mais velhos são com mulheres mais novas, com grande diferencial de idade, o que pode resultar em maior despesa para a Previdência Social no que diz respeito aos gastos com benefícios de pensão por morte, que serão pagos relativamente por mais tempo. Segundo o Informe de Previdência Social (2011), a pensão por morte foi a segunda espécie de maior participação em termos de valor dos benefícios ativos em dezembro de 2011, com 22,4% do valor total de benefícios ativos, ficando atrás apenas dos gastos com aposentadorias por tempo de contribuição (27,8%). Dentre os benefícios previdenciários, os gastos com pensões por morte se destacam por sua maior discrepância em relação ao padrão internacional. As regras de concessão e manutenção dos benefícios de pensão por morte do Brasil são bastante generosas, sendo que no país não são exigidos tempo mínimo de contribuição, nem de casamento ou união; é permitido acumular benefícios de pensão e aposentadoria sem redução do benefício; o beneficiário pode contrair novo matrimônio sem perder o direito ao benefício de pensão; o valor é igual a 100% do valor de referência, independentemente da existência e do número de dependentes e não há limite mínimo de idade para os pensionistas cônjuges do segurado (Rocha, R.; Caetano, M., 2008). Em outros países, em geral, é exigido tempo mínimo de contribuição, assim como de casamento ou união, sendo que em alguns países, como a França, o benefício não é válido para companheiras, mas apenas para cônjuges de casamentos legais; não é permitido acumular benefícios de pensão e aposentadoria, ou pelo menos há uma redução no valor do benefício; o valor do benefício é inferior a 100% do valor de referência

e varia conforme o número de dependentes; há limite mínimo de idade dos beneficiários – comumente 45 anos (Rocha, R.; Caetano, M., 2008). Tafner (2007) comparou as condições internacionais de acesso ao benefício de pensão por morte e mostrou que, em relação à idade do cônjuge do segurado, apenas tem direito ao benefício de pensão por morte os cônjuges de 50 anos ou mais nos EUA, de 52 anos ou mais na França e de 60 a 64 anos no Canadá, onde a partir dos 65 anos, o benefício de pensão é substituído por aposentadoria ou benefício de renda mínima. Na Alemanha, os cônjuges com idade inferior a 45 anos recebem benefício de pensão apenas por 2 anos, exceto se incapacitados para o trabalho ou existência de dependentes, sendo que a partir do 4º mês os pensionistas com menos de 45 anos recebem apenas 25% do valor, enquanto os de idade igual ou superior a 45 anos recebem 55% do valor. Na Bélgica, os cônjuges com menos de 45 anos apenas tem direito ao benefício de pensão se forem incapacitados para o trabalho, se tiverem dependentes ou se a morte do segurado for decorrente de acidente. Na Finlândia, os cônjuges com menos de 65 anos apenas recebem pensão se tiverem dependentes, desde que tenham se casado com o segurado antes dele completar 65 anos. Em Portugal, os cônjuges com menos de 35 anos de idade recebem benefício de pensão por apenas 5 anos, exceto no caso de incapacidade ou de possuir dependentes. Na Suíça, apenas tem direito à pensão os cônjuges com 45 anos ou mais, exceto no caso de possuir dependentes. Na Costa Rica, o valor do benefício de pensão varia de acordo com a idade do cônjuge, sendo de 50% do valor de referência para os cônjuges com menos de 50 anos, 60% para cônjuges de 50 a 59 anos, e 70% para maiores de 60 anos de idade (Tafner, P., 2007). Considerando os altos gastos da Previdência Social no Brasil com benefícios de pensão por morte e a grande discrepância das condições de elegibilidade ao benefício no país em relação ao restante do mundo, especialmente no que diz respeito à idade do cônjuge do segurado, e considerando as altas probabilidades de casamento de homens mais velhos, que apresentam maiores probabilidades de morte, com mulheres bem mais novas, talvez seja interessante estudar a possibilidade de estabelecer uma idade mínima para elegibilidade ao benefício de pensão por morte no país e outras restrições, como perda do benefício com contração de novo casamento. Todavia, pode-se perceber que a prevalência de casamentos legais em que a mulher é muito mais nova que o marido é relativamente baixa, o

que pode refletir maior instabilidade dos casamentos em que o homem é muito mais velho que a mulher. Considerando as altas probabilidades de casamento de homens mais velhos com mulheres muito mais novas e a maior instabilidade desse tipo de casamento, talvez seja mais efetivo utilizar como restrição ao recebimento do benefício de pensão por morte um tempo mínimo de duração do casamento, além da idade mínima do cônjuge.

Estudos mostram que a mortalidade de homens casados com mulheres mais novas é menor do que a de homens casados com mulheres mais velhas, e que a mortalidade das mulheres casadas com homens mais velhos é maior do que a de mulheres casadas com homens mais novos. Portanto, para verificar o impacto dos casamentos de homens com mulheres bem mais novas sobre os gastos da Previdência Social relacionados aos benefícios de pensão por morte, seria necessário comparar o incremento do tempo de pagamento do benefício pelo diferencial entre os cônjuges ser maior, com o decremento do tempo de pagamento do benefício devido a menor mortalidade dos homens casados com mulheres mais novas e da maior mortalidade das mulheres casadas com homens mais velhos.

As probabilidades de casamento legal com grandes diferenciais de idade entre os cônjuges aumentaram levemente no período analisado enquanto as probabilidades de casamento legal com pequenos diferenciais diminuíram. Este resultado não corresponde à tendência de declínio da diferença de idade entre os cônjuges encontrada por Monteiro (1979) e por Souza (1986) para o Brasil até 1980, o que pode indicar uma reversão dessa tendência de 1991 a 2000. É importante comentar que seriam necessários mais pontos no tempo para analisar se a tendência de declínio dos diferenciais de idade entre os cônjuges realmente sofreu alteração.

Em relação às probabilidades de divórcio, pode-se observar que houve um aumento significativo de 1991 para 2000, para homens e mulheres, em todas as faixas etárias e para todos os diferenciais de idade entre os cônjuges. Este resultado está de acordo com a literatura, que destaca uma tendência de elevação dos divórcios. Os casamentos em que as mulheres são pelo menos 5

anos mais velhas que os maridos foram os que apresentaram maior aumento da probabilidade do divórcio no período analisado.

Para ambos os sexos as probabilidades de divórcio mais altas passaram para faixas etárias mais velhas e para casais em que a mulher é pelo menos 10 anos mais velha que o marido.

É possível observar que as probabilidades de divórcio de homens casados com mulheres mais velhas passaram a ter maior importância em 2000 para os homens mais jovens e menor importância para os homens mais velhos.

Para as mulheres a partir dos 35 anos de idade, as maiores probabilidades de divórcio foram com homens de 5 a 9 anos mais novos e com homens pelo menos 10 anos mais novos, em ambos os anos analisados.

Pode-se concluir que as maiores probabilidades de casamento legal são de casais relativamente jovens, de mesma idade ou em que o homem é até 4 anos mais velho que a mulher, e que a probabilidade de casamento legal com mulheres pelo menos 10 anos mais velhas que o homem ainda é muito pequena, embora tenha apresentado leve aumento. Em relação ao divórcio, pode-se concluir que as mulheres de faixas etárias mais velhas casadas com homens mais novos e os homens mais jovens casados com mulheres mais velhas são os que apresentam maior probabilidade de divórcio, e que casais em que o homem é pelo menos 15 anos mais velho que a esposa, com exceção dos homens das faixas etárias velhas, e em que o homem é de 10 a 14 anos mais velho que a esposa são os que apresentam menor probabilidade de divórcio. Esse resultado corrobora com o estudo de Groot e Brink (2002), pois menores probabilidades de divórcio podem indicar maior satisfação (embora vários outros fatores tenham influência sobre a probabilidade de divórcio), mas contradiz o trabalho de Tzeng (1992) que afirma que os casais em que os homens são muito mais velhos que as esposas são mais prováveis de rompimento que os casais em que os cônjuges possuem idade similar ou em que a mulher é mais velha que o marido.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABEL, E. L., KRUGER, M. L. Age heterogamy and longevity: Evidence from Jewish and Christian Cemeteries. *Biodemography and Social Biology*. v. 54, n. 1, 2008.
- ALBUQUERQUE, F. R. P., MARTINS, M., DIAS, V.R.S. Padrões e tendências da nupcialidade e algumas características da fecundidade. *Boletim demográfico*, Rio de Janeiro, v. 12, n.2, p. 15-81, 1981.
- ALLEN, Douglas W. "Marriage and Divorce: Comment." *American Economic Review* 82: 679-685, 1992.
- ALTMANN, A.M.G., WONG, L.R. Padrões e tendências da nupcialidade no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 2, 1981, Águas de São Pedro. Anais... Belo Horizonte: ABEP, 1981. P343-415.
- ATKINSON, M. P.; GLASS, B. L.. Marital Age Heterogamy and Homogamy, 1900 to 1980. *Journal of Marriage and the Family*, v. 47, p.685-91, 1985.
- AUGUSTO, M. Tábuas de Nupcialidade Legal para o Brasil – Estados da Região Sul. XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, setembro 2004.
- BARBIERI, M., HERTRICH, V. Age difference between spouses and contraceptive practice in Sub-Saharan Africa. 60(5&6), 2005.
- BECKER, Gary S. A Treatise on the family, Harvard University Press, Cambridge, enlarged edition. 1991.
- BERQUÓ, E. Nupcialidade da população negra no Brasil. Campinas: NEPO, 1987. (textos Nepo 11).
- BERQUÓ, E. A família no século XXI: um enfoque demográfico. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 6, n. 2, p. 1-16, jul./dez. 1989.
- BERQUÓ, E., LOYOLA, M. A. União dos sexos e estratégias reprodutivas no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, Belo Horizonte, v. 1, n. ½, p.35-98, jan./dez. 1984.
- BERQUÓ, E., LOYOLA, M. A. Nupcialidade e reprodução social no estado de São Paulo. Campinas: NEPO, 1987. (relatório de Pesquisa).
- BERQUÓ, E. S. ; OLIVEIRA, M. C.. Casamento em tempos de crise. *Revista Brasileira de Estudos da População*, Abep, Campinas, v. 9, n. 2, p. 154-138, 1992.
- BHROLCHAIN. M.N. (1992"), 'Age difference asymmetry and a two-sex perspective', *European Journal of Population*, vol. 8, pp.23—i5.

BLOOD, R., WOLF, D. 1960. *Husbands and Wives: The Dynamics of Married Living*. New York: Free Press.

BRINING, Margaret F. and F.H. Buckley. 1998. "No-Fault Laws and At-Fault People." *International Review of Law and Economics* 18: 325-340.

BRINING, Margaret F. and Douglas W. Allen. 2000. "'These Boots Are Made for Walking': Why Most Divorce Filers Are Women." *American Law & Economics Review* 2: 126-169.

BROWN, A. e KIERNAM, K. *Cohabitation in Great Britain*. Population Trends, Autumn, 1981.

CASTERLINE, J.B., WILLIAMS, L. and MCDONALD, R (1986), 'The age difference between spouses: variations among developing countries'. *Population Studies*, vol. 40, pp.353-374.

CASTRO, M. et al. *O quadro das famílias em domicílios de chefe migrante e natural: um estudo censitário dos diferenciais nas regiões metropolitanas brasileiras*. Fundação IBGE (Versão preliminar para discussão). Citado por Altmann (1982). 1977.

CORTEZ, B. F. et al. *A nupcialidade legal no Brasil e nas Grandes Regiões: uma análise utilizando tábuas de vida de múltiplos-estados*. XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, outubro 2008.

DAVIS, A. *Age Differences in Dating and Marriage: Reproductive Strategies or Social Preferences?* *CURRENT ANTHROPOLOGY*. Volume 39. Number 3, June 1998

DIXON, R. B. *Explaining cross-cultural variation in age at marriage and proportions never marrying*. *Population Studies*, Londres, v.25, n.2, 1971.

DREFAHL, S. *How does the age gap between partners affect their survival?* *Demography*, Volume 47-Number 2, May 2010: 313-326.

FESTY, P. (1980). *On the new context of marriage in Western Europe*. *Population and Development Review* 6(2): 311-315.

FREIRE, F. H. M. A. et al. (2005), "Dinâmica da nupcialidade: casamento, divórcio, viuvez e re-casamento no Nordeste". *Anais do I Encontro sobre Famílias e Políticas Públicas no Brasil*. Belo Horizonte, Abep.

FOX, A. J., L. BuLUSTi, and L. KINIÍ, 1979. *Mortality and age differences in marriage*. *J. Biosoc Sci.* 11:117-131.

FRIENDBERG, Leora. 1998. "Did Unilateral Divorce Raise Divorce Rates? Evidence from Panel Data." *American Economic Review* 88: 608-627.

GREENE, M. E. *The importance of being married: marriage choice and its consequences in Brazil*, University of Pennsylvania, 1991. (Tese Doutorado).

GROOT, W.; BRINK, H. M.. Age and Education Differences in Marriages and their Effects on Life Satisfaction. *Journal of Happiness Studies* 3: 153–165, 2002.

GROSSBARD-SHECHTMAN, Shoshana. 1993. *On the Economics of Marriage – A Theory of Marriage, Labor, and Divorce*. Westview Press, Boulder. Chapter 5.

HAJNAL J. Age at marriage and proportions marrying. *Population Studies*, v. VII, n. 2. Nov, 1953.

HAJNAL, J. European marriage patterns in perspective. In: Glass DV, Eversley DE, eds. *Population in history: essays in historical demography*. Chicago, Illinois, Aldine Publishing Company. p.101-43. 1965.

HAREWOOD, J. Consensual unions in Latin America (including the West Indies) Seminar on Changing Family Structures and Life Courses in LDC's., Honolulu-Hawai: IUSSÓ-UIESÓ, 1987.

HASKEY. J. C. The determinants of Middle-aged people living alone: evidence of tohe aged 30 to 59 in Great Britain. IUSSP Seminar on New Forms of Familial Life in MDC's. Vaucresson, França, 1987.

HOEM, B. 1987. The Swedish family, Stockholm Research Reports. Demography, nº 43, oct.

HOPFLINGER, F. Changing marriage behavior: some European comparisons. *GENUS*, Roma, v.41, n.3/4, p.41-64, 1985.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Comunicação Social 07 de março de 2008.

KLINGER-VARTABKDIAN, F. D. L. and L. WISPE, 1984. Male longevity and age differences between spouses. *J. Gerontol.* 39:117-120.

KLINGER-VARTABEDIAN, L., WISPE, L. Age differences in marriage and female longevity. *Journal of Marriage and the family* 51 (February 1989): 195-202.

KRISHNAMOORTHY, S. Classical approach to increment-decrement life tables: an application to the marital status of United States females, 1970, *Math. Biosc.* v. 44. 1979

KRISHNAMOORTHY, S. Marital status life table for Australian women, 1971. *Genus.* Jan-Jun ;38(1-2):97-117. 1982.

KRISHNAMOORTHY, S. Changing marriage and divorce patterns in Australia, 1921-81: an application of multi-state life table analysis. *Genus.* Jul ;43(3-4):69-84. 1987

JOHNSON, John H., Do Long Work Hours Contribute to Divorce? (November 1999). Illinois Office of Research Working Paper No. 99-0130. Available at SSRN:<http://ssrn.com/abstract=197768> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.197768>

LAZO, A. C. G. V. Nupcialidade em São Paulo: um estudo por corte e coorte. Campinas: UNICAMP, 1991. (Tese Doutorado)

LAZO, A. C. G. V. Os estudos contemporâneos sobre nupcialidade: uma revisão crítica. Textos NEPO - UNICAMP, Campinas, n. 32, maio 1996.

LEVY, M. S. F., OLIVEIRA, M. C. F. A. de. Considerações sobre tipo de união: aspectos institucionais e demográficos. In: BERQUÓ, E. S. (Org.), et al. A fecundidade em São Paulo: características demográficas, biológicas e socioeconômicas. São Paulo: Brasileira de Ciências, 1977.

MADEIRA, F. R. Notas preliminares sobre a evolução da idade média ao casar no estado de São Paulo neste século: algumas contribuições à perspectiva histórico-estrutural. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 1, 1978, Campos do Jordão. Anais... Campos do Jordão, 1978. P.437-456.

MADEIRA, F. R. e WONG, L. R. – 1988. Responsabilidades precoces: família, sexualidade, migração e pobreza na Grande São Paulo. Trabalho apresentado no Seminário "A família nos anos 80: dimensões do novo regime demográfico". NEPO/UNICAMP/ANPOCS. Campinas, 18-19 de agosto (mimeo).

MANSER, M. & BROWN, M. 1980. "Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis". *International Economic Review* 21:31-44.

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. Informe de Previdência Social vol. 20. 2008.

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. Informe de Previdência Social vol. 23. 2011.

MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. Anuário Estatístico da Previdência Social. <http://previdencia.gov.br/conteudoDinamico.php?id=423>

MONNIER, A. La conjonture démographique: l'Europe et les pays développés d'outre-mer. *Population*, Paris, 1990. In: LAZO, A. Os estudos contemporâneos sobre nupcialidade: uma revisão crítica. Textos NEPO - UNICAMP, Campinas, n. 32, maio 1996.

MONTEIRO, R. J. Analyse de La nupcialite brasilienne entre 1940 et 1970. Louvain – La-Neuve: Université Catholique de Louvain, Dep. De Demographie, 1979.

MORTARA, G. Determinação da nupcialidade feminina, segundo a idade, no Brasil, com base na apuração censitária do estado conjugal, e aplicações ao cálculo da taxa de nupcialidade geral e à construção de uma tábua de nupcialidade. *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, n. 33, 1948.

MNOOKIN, Robert H. and KORNHAUSER, Lewis A. 1979. "Bargaining in the Shadow of the Law: The Case of Divorce." *Yale Law Journal* 88: 950-997.

NAÇÕES UNIDAS. Nuptiality : selected findings from the world fertility survey data. Versão preliminar do capítulo 4 do livro Fertility Behavior in the Context of Development, Evidence from the World Fertility Survey, a ser publicado, 1986.

NORTON, A.J. ; MOORMAN, J.E. (1987), 'Current trends in marriage and divorce among American women', Journal of Marriage and the Family, Vol.49, pp. 3-14.

OPPENHEIMER, Valerie Kincade. 1988. "A Theory of Marriage Timing." American Journal of Sociology 94: 563-591.

OTTA, E. et al. Age Differences Between Spouses in a Brazilian Marriage Sample. Evolution and Human Behavior 20: 99-103 (1999).

PETERS, H. Elizabeth. 1986. "Marriage and Divorce: Informational Constraints and Private Contracting." American Economic Review 76: 437-454.

PRESSER, Harriet. 1975. "Age differences between spouses: trends, patterns, and social implications." American Behavioral Scientist 19: 190-205.

PRESTON, S. H., HEUVELINE, P., GUILLOT, M. Demography: Measuring and Modeling Population Processes. Oxford: Blackwell Publishers, 2001.

QIAN, Z. ; PRESTON, S. H.. Changes in American Marriage, 1972 to 1987: Availability and Forces of Attraction by Age and Education. American Sociological Review, 1993, Vol. 58, p. 482-495.

QU, Lixia. Age Differences Between Brides and Grooms in Australia. Family Matters No.49 Autumn 1998.

Rodgers, Joseph Lee, Paul A. Nakonezny, and Robert D. Shull. 1999. "Does No-Fault Legislation Matter? Definitely Yes and Sometimes No." Journal of Marriage and the Family 61: 803-809.

ROCHA, Roberto de Rezende; CAETANO, Marcelo Abi-Ramia. O Sistema Previdenciário Brasileiro: uma avaliação de desempenho comparada. Brasília, março de 2008.

ROSE. C.; BELL Brij.. 1971. Predicting longevity. Heath, Lexington. MA.

SEIDENBERG, R. 1972. "Older women and yonger men." Sexual behaviour 4: 9-17.

SILVA, N. V. Distância social e casamento inter-racial no Brasil. Estudos Afro-Asiáticos, são Paulo, n. 14, 1987.

SILVA, N. V. Padrões de nupcialidade no Brasil, 1940-1970. Revista Brasileira de Estatística, Rio de Janeiro, v.40, n. 160, 1979.

SONTAG, S. 1972. "The Double standart of aging." Saturday Review, 23 September, PP. 29-38.

SOUZA e SILVA, R. de. O panorama da nupcialidade brasileira no período 1960-1980. São Paulo: CLACSO-CEBRAP, 1986. (Relatório de Pesquisa).

SCHOEN, Robert. Constructing Increment-Decrement Life Tables. *Demography*, Vol. 12, No. 2, maio de 1975, p. 313-324.

TAFNER, Paulo. Simulando o desempenho do sistema previdenciário e seus efeitos sobre pobreza sob mudanças nas regras de pensão e aposentadoria. Rio de Janeiro, março de 2007.

TOWNSEND, J. and G. LEVY: 1990a, 'Effect of potential partners' physical attractiveness and socioeconomic status on sexuality and partner selection', *Archives of Sexual Behavior* 19, pp. 149-164.

TSAOUSSIS, A. *The Economics of Family Law. Economic Analysis of Law: A European Perspective* Cheltenham, U.K.: Edward Elgar Publishing (2005).

Tzeng, M-S. (1992), ' The effects of socioeconomic heterogamy and changes on marital dissolution for first marriages', *Journal of Marriage and the Family*, pp.609-619.

VERA, H.; BERARDO, D. H.; BERARDO, F. M.. Age Heterogamy in Marriage. *Journal of Marriage and the Family*, v47, n3, p553-66 agosto de 1985.

VEEVERS, J.E. (1984), "Age-discrepant marriages: cross-national comparisons of Canadian-American trends". *SocialBiology*. vol. 31. pp.18-27.

WEISS, Yoram. The formation and dissolution of families: Why marry? Who marries whom? And what happens upon divorce. p. 81-89 e 99, Chapter 3, YW3, In Rosenzweig, Mark R. and Oded Stark (Eds), 1997. *Handbook of Population and Family Economics*. Volumes 1A , Elsevier, North-Holland.

WEISS, Yoram and Robert J. WILLIS. 1985. "Children as Collective Goods and Divorce Settlements." *Journal of Labor Economics* 3: 268-292.

WILLEKENS, F. J., I. SHAH, J.M. SHAH and P. RAMACHANDRAN "Multi-state Analysis of Marital Status Life Tables: Theory and Application," *Population Studies*, Londres, v.36, 1982.

WOLFERS, Justin. 2003. "Did Unilateral Divorce Laws Raise Divorce Rates? A Reconciliation and New Results", NBER Working Paper No. 11014 (October 2003).

WOOLLEY, F. R. A Non-cooperative Model of Family Decision Making, Discussion Paper TIDI/125, London School of Economics. 1988.

ANEXOS

TABELA A 1 – Probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges e faixa etária do homem – Brasil, 1991

| Faixa Etária do Homem | Diferencial de Idade (Idade do Homem - Idade da Mulher) | | | | | | | Total |
|-----------------------|---|--------------|------------|------------|--------------|--------------|------------------|-------|
| | 15 anos ou mais | 10 a 14 anos | 5 a 9 anos | 0 a 4 anos | -1 a -4 anos | -5 a -9 anos | -10 anos ou mais | |
| 10 a 14 anos | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% |
| 15 a 19 anos | 0,0% | 0,0% | 0,1% | 2,5% | 1,1% | 0,3% | 0,1% | 3,9% |
| 20 a 24 anos | 0,0% | 0,0% | 6,7% | 16,8% | 5,5% | 1,7% | 0,4% | 28,4% |
| 25 a 29 anos | 0,0% | 3,9% | 17,3% | 17,7% | 5,6% | 1,7% | 0,5% | 40,3% |
| 30 a 34 anos | 1,7% | 8,9% | 13,2% | 10,3% | 3,1% | 1,3% | 0,5% | 34,0% |
| 35 a 39 anos | 4,9% | 6,9% | 7,6% | 5,3% | 1,9% | 0,9% | 0,4% | 25,0% |
| 40 a 44 anos | 5,4% | 4,6% | 4,5% | 3,4% | 1,2% | 0,6% | 0,3% | 18,7% |
| 45 a 49 anos | 5,7% | 3,4% | 3,4% | 2,4% | 0,9% | 0,4% | 0,3% | 15,4% |
| 50 a 54 anos | 5,6% | 2,7% | 2,6% | 1,8% | 0,7% | 0,4% | 0,2% | 13,4% |
| 55 a 59 anos | 5,7% | 2,3% | 2,0% | 1,4% | 0,5% | 0,2% | 0,2% | 11,8% |
| 60 a 64 anos | 5,3% | 1,5% | 1,5% | 1,0% | 0,4% | 0,2% | 0,1% | 9,6% |
| 65 a 69 anos | 4,6% | 1,2% | 1,0% | 0,7% | 0,2% | 0,1% | 0,1% | 7,8% |
| 70 anos ou mais | 2,8% | 0,5% | 0,4% | 0,2% | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 3,9% |
| Total | 0,5% | 1,0% | 3,7% | 6,1% | 2,0% | 0,6% | 0,2% | 13,4% |

Fonte: IPUMS e IBGE, 1991

TABELA A 2 – Probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges e faixa etária do homem – Brasil, 2000

| Faixa Etária do Homem | Diferencial de Idade (Idade do Homem - Idade da Mulher) | | | | | | | Total |
|-----------------------|---|--------------|------------|------------|--------------|--------------|------------------|-------|
| | 15 anos ou mais | 10 a 14 anos | 5 a 9 anos | 0 a 4 anos | -1 a -4 anos | -5 a -9 anos | -10 anos ou mais | |
| 10 a 14 anos | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% |
| 15 a 19 anos | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 1,5% | 0,7% | 0,2% | 0,0% | 2,4% |
| 20 a 24 anos | 0,0% | 0,0% | 4,4% | 13,0% | 4,2% | 1,3% | 0,4% | 21,8% |
| 25 a 29 anos | 0,0% | 2,8% | 15,1% | 17,9% | 5,8% | 2,1% | 0,7% | 38,5% |
| 30 a 34 anos | 1,3% | 8,3% | 14,7% | 13,6% | 4,8% | 2,0% | 0,8% | 38,8% |
| 35 a 39 anos | 4,3% | 7,5% | 9,8% | 8,3% | 3,1% | 1,4% | 0,6% | 30,7% |
| 40 a 44 anos | 5,6% | 5,7% | 6,7% | 5,5% | 2,1% | 1,1% | 0,5% | 24,5% |
| 45 a 49 anos | 6,2% | 4,7% | 5,1% | 4,2% | 1,5% | 0,8% | 0,4% | 20,9% |
| 50 a 54 anos | 6,8% | 3,7% | 3,8% | 3,0% | 1,1% | 0,5% | 0,3% | 17,9% |
| 55 a 59 anos | 6,8% | 3,4% | 3,2% | 2,6% | 0,9% | 0,4% | 0,2% | 16,4% |
| 60 a 64 anos | 6,5% | 2,5% | 2,4% | 1,8% | 0,7% | 0,3% | 0,2% | 13,6% |
| 65 a 69 anos | 6,4% | 2,0% | 1,7% | 1,2% | 0,4% | 0,1% | 0,1% | 11,5% |
| 70 anos ou mais | 3,9% | 0,8% | 0,7% | 0,4% | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 5,6% |
| Total | 0,6% | 1,1% | 3,3% | 5,5% | 1,8% | 0,6% | 0,2% | 12,6% |

Fonte: IPUMS e IBGE, 2000

TABELA A 3 – Probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges e faixa etária da mulher – Brasil, 1991

| Faixa Etária da Mulher | Diferencial de Idade (Idade do Homem - Idade da Mulher) | | | | | | | Total |
|------------------------|---|--------------|------------|------------|--------------|--------------|------------------|-------|
| | 15 anos ou mais | 10 a 14 anos | 5 a 9 anos | 0 a 4 anos | -1 a -4 anos | -5 a -9 anos | -10 anos ou mais | |
| 10 a 14 anos | 0,0% | 0,1% | 0,2% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,3% |
| 15 a 19 anos | 0,6% | 2,0% | 7,5% | 8,5% | 0,3% | 0,0% | 0,0% | 17,8% |
| 20 a 24 anos | 0,9% | 2,2% | 9,3% | 19,6% | 6,4% | 0,3% | 0,0% | 34,3% |
| 25 a 29 anos | 1,1% | 1,6% | 5,4% | 14,8% | 11,2% | 4,0% | 0,1% | 33,5% |
| 30 a 34 anos | 1,4% | 1,3% | 2,8% | 6,1% | 6,0% | 5,2% | 1,2% | 22,0% |
| 35 a 39 anos | 1,6% | 1,1% | 1,8% | 2,7% | 2,4% | 2,6% | 1,8% | 13,2% |
| 40 a 44 anos | 1,4% | 0,8% | 1,1% | 1,4% | 1,0% | 1,1% | 1,2% | 7,8% |
| 45 a 49 anos | 1,0% | 0,7% | 0,8% | 0,9% | 0,5% | 0,4% | 0,7% | 5,0% |
| 50 a 54 anos | 0,6% | 0,4% | 0,6% | 0,6% | 0,3% | 0,2% | 0,3% | 3,0% |
| 55 a 59 anos | 0,3% | 0,3% | 0,4% | 0,3% | 0,2% | 0,1% | 0,2% | 1,8% |
| 60 a 64 anos | 0,1% | 0,1% | 0,2% | 0,2% | 0,1% | 0,1% | 0,1% | 1,0% |
| 65 a 69 anos | 0,0% | 0,1% | 0,1% | 0,1% | 0,1% | 0,1% | 0,1% | 0,6% |
| 70 anos ou mais | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,1% | 0,3% |
| Total | 0,5% | 1,0% | 3,6% | 6,0% | 1,9% | 0,6% | 0,2% | 13,1% |

Fonte: IPUMS e IBGE, 1991

TABELA A 4 – Probabilidades de casamento legal por diferencial de idade entre os cônjuges e faixa etária da mulher – Brasil, 2000

| Faixa Etária da Mulher | Diferencial de Idade (Idade do Homem - Idade da Mulher) | | | | | | | Total |
|------------------------|---|--------------|------------|------------|--------------|--------------|------------------|-------|
| | 15 anos ou mais | 10 a 14 anos | 5 a 9 anos | 0 a 4 anos | -1 a -4 anos | -5 a -9 anos | -10 anos ou mais | |
| 10 a 14 anos | 0,0% | 0,0% | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,1% |
| 15 a 19 anos | 0,5% | 1,4% | 5,2% | 6,0% | 0,2% | 0,0% | 0,0% | 12,7% |
| 20 a 24 anos | 1,1% | 2,5% | 8,4% | 16,0% | 4,6% | 0,2% | 0,0% | 29,6% |
| 25 a 29 anos | 1,6% | 2,7% | 7,8% | 17,2% | 10,1% | 3,2% | 0,1% | 36,9% |
| 30 a 34 anos | 2,1% | 2,2% | 5,3% | 10,4% | 7,9% | 5,2% | 1,2% | 30,0% |
| 35 a 39 anos | 2,0% | 1,6% | 3,0% | 5,1% | 4,2% | 3,5% | 2,0% | 19,6% |
| 40 a 44 anos | 1,8% | 1,1% | 1,8% | 2,7% | 1,9% | 1,8% | 1,6% | 12,0% |
| 45 a 49 anos | 1,4% | 0,9% | 1,2% | 1,6% | 1,0% | 0,9% | 1,1% | 7,8% |
| 50 a 54 anos | 1,0% | 0,7% | 0,9% | 1,0% | 0,5% | 0,5% | 0,6% | 5,0% |
| 55 a 59 anos | 0,6% | 0,5% | 0,6% | 0,7% | 0,3% | 0,2% | 0,3% | 3,2% |
| 60 a 64 anos | 0,2% | 0,2% | 0,4% | 0,4% | 0,2% | 0,1% | 0,2% | 1,8% |
| 65 a 69 anos | 0,1% | 0,1% | 0,2% | 0,2% | 0,1% | 0,1% | 0,1% | 1,0% |
| 70 anos ou mais | 0,0% | 0,0% | 0,1% | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 0,1% | 0,3% |
| Total | 0,6% | 1,0% | 3,3% | 5,4% | 1,8% | 0,6% | 0,2% | 12,3% |

Fonte: IPUMS e IBGE, 2000

TABELA A 5 – Probabilidades de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges e faixa etária do homem – Brasil, 1991

| Faixa Etária do Homem | Diferencial de Idade (Idade do Homem - Idade da Mulher) | | | | | | | Total |
|-----------------------|---|--------------|------------|------------|--------------|--------------|------------------|-------|
| | 15 anos ou mais | 10 a 14 anos | 5 a 9 anos | 0 a 4 anos | -1 a -4 anos | -5 a -9 anos | -10 anos ou mais | |
| 10 a 14 anos | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% |
| 15 a 19 anos | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,2% | 0,2% | 0,1% | 0,1% | 0,2% |
| 20 a 24 anos | 0,0% | 0,0% | 0,5% | 1,2% | 1,2% | 0,9% | 0,7% | 1,1% |
| 25 a 29 anos | 0,0% | 0,4% | 1,7% | 2,5% | 2,4% | 2,3% | 2,3% | 2,2% |
| 30 a 34 anos | 0,4% | 1,3% | 2,5% | 2,9% | 2,9% | 3,0% | 2,9% | 2,7% |
| 35 a 39 anos | 1,0% | 2,0% | 2,7% | 2,6% | 2,5% | 2,5% | 2,5% | 2,6% |
| 40 a 44 anos | 1,8% | 2,1% | 2,2% | 2,1% | 1,9% | 2,2% | 2,2% | 2,1% |
| 45 a 49 anos | 1,8% | 2,0% | 2,0% | 1,8% | 1,9% | 1,8% | 2,4% | 1,9% |
| 50 a 54 anos | 1,6% | 1,5% | 1,7% | 1,6% | 1,5% | 2,1% | 2,0% | 1,6% |
| 55 a 59 anos | 1,3% | 1,3% | 1,4% | 1,2% | 1,2% | 1,5% | 1,3% | 1,3% |
| 60 a 64 anos | 1,2% | 1,1% | 1,0% | 0,9% | 1,0% | 1,4% | 0,6% | 1,0% |
| 65 a 69 anos | 1,1% | 0,7% | 0,8% | 0,7% | 0,6% | 0,3% | 0,2% | 0,8% |
| 70 anos ou mais | 0,8% | 0,6% | 0,5% | 0,4% | 0,3% | 0,2% | 0,7% | 0,5% |
| Total | 1,3% | 1,5% | 1,9% | 2,1% | 2,0% | 2,1% | 2,0% | 1,9% |

Fonte: IPUMS e IBGE, 1991

TABELA A 6 – Probabilidades de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges e faixa etária do homem – Brasil, 2000

| Faixa Etária do Homem | Diferencial de Idade (Idade do Homem - Idade da Mulher) | | | | | | | Total |
|-----------------------|---|--------------|------------|------------|--------------|--------------|------------------|-------|
| | 15 anos ou mais | 10 a 14 anos | 5 a 9 anos | 0 a 4 anos | -1 a -4 anos | -5 a -9 anos | -10 anos ou mais | |
| 10 a 14 anos | | | | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% |
| 15 a 19 anos | | | 0,0% | 0,2% | 0,2% | 1,0% | 1,8% | 0,3% |
| 20 a 24 anos | | 0,0% | 0,6% | 2,1% | 2,0% | 1,9% | 2,1% | 1,9% |
| 25 a 29 anos | 0,0% | 0,6% | 2,6% | 3,9% | 3,9% | 3,5% | 4,5% | 3,6% |
| 30 a 34 anos | 0,5% | 2,2% | 3,9% | 4,3% | 4,4% | 4,8% | 4,6% | 4,1% |
| 35 a 39 anos | 1,7% | 3,3% | 4,1% | 4,3% | 4,0% | 4,4% | 4,7% | 4,1% |
| 40 a 44 anos | 3,0% | 3,5% | 4,0% | 3,7% | 3,8% | 4,0% | 3,5% | 3,7% |
| 45 a 49 anos | 3,4% | 3,3% | 3,5% | 3,1% | 3,0% | 3,1% | 3,3% | 3,3% |
| 50 a 54 anos | 2,8% | 2,9% | 2,7% | 2,4% | 2,3% | 2,4% | 1,8% | 2,6% |
| 55 a 59 anos | 2,7% | 2,4% | 2,1% | 1,9% | 1,8% | 2,2% | 2,0% | 2,1% |
| 60 a 64 anos | 2,1% | 1,7% | 1,6% | 1,4% | 1,3% | 1,8% | 1,3% | 1,5% |
| 65 a 69 anos | 1,9% | 1,3% | 1,1% | 1,2% | 1,4% | 1,6% | 1,2% | 1,3% |
| 70 anos ou mais | 1,2% | 0,7% | 0,6% | 0,6% | 0,5% | 0,7% | 0,9% | 0,7% |
| Total | 2,2% | 2,4% | 2,9% | 3,1% | 3,2% | 3,4% | 3,4% | 3,0% |

Fonte: IPUMS e IBGE, 2000

TABELA A 7 – Probabilidades de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges e faixa etária da mulher – Brasil, 1991

| Faixa Etária da Mulher | Diferencial de Idade (Idade do Homem - Idade da Mulher) | | | | | | | Total |
|------------------------|---|--------------|------------|------------|--------------|--------------|------------------|-------|
| | 15 anos ou mais | 10 a 14 anos | 5 a 9 anos | 0 a 4 anos | -1 a -4 anos | -5 a -9 anos | -10 anos ou mais | |
| 10 a 14 anos | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% |
| 15 a 19 anos | 0,4% | 0,5% | 0,7% | 0,5% | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 0,6% |
| 20 a 24 anos | 1,2% | 1,5% | 2,0% | 1,9% | 0,9% | 0,0% | 0,0% | 1,8% |
| 25 a 29 anos | 1,9% | 2,0% | 2,7% | 2,8% | 2,0% | 0,7% | 0,0% | 2,6% |
| 30 a 34 anos | 1,7% | 2,2% | 2,6% | 2,9% | 2,7% | 1,9% | 0,7% | 2,7% |
| 35 a 39 anos | 1,4% | 1,8% | 2,2% | 2,4% | 2,6% | 2,9% | 1,6% | 2,3% |
| 40 a 44 anos | 1,2% | 1,4% | 1,9% | 2,0% | 2,1% | 2,8% | 2,8% | 2,0% |
| 45 a 49 anos | 1,1% | 1,3% | 1,6% | 1,6% | 1,9% | 2,2% | 2,8% | 1,6% |
| 50 a 54 anos | 0,9% | 1,0% | 1,3% | 1,5% | 1,7% | 1,8% | 2,3% | 1,4% |
| 55 a 59 anos | 0,7% | 0,7% | 0,9% | 1,1% | 1,3% | 1,9% | 2,2% | 1,1% |
| 60 a 64 anos | 0,7% | 0,7% | 0,7% | 0,8% | 1,2% | 1,8% | 2,1% | 0,9% |
| 65 a 69 anos | 0,3% | 0,5% | 0,6% | 0,7% | 0,8% | 1,6% | 1,6% | 0,7% |
| 70 anos ou mais | 0,5% | 0,2% | 0,3% | 0,3% | 0,3% | 0,5% | 1,1% | 0,3% |
| Total | 1,3% | 1,5% | 1,9% | 2,1% | 2,0% | 2,1% | 2,0% | 1,9% |

Fonte: IPUMS e IBGE, 1991

TABELA A 8 – Probabilidades de divórcio por diferencial de idade entre os cônjuges e faixa etária da mulher – Brasil, 2000

| Faixa Etária da Mulher | Diferencial de Idade (Idade do Homem - Idade da Mulher) | | | | | | | Total |
|------------------------|---|--------------|------------|------------|--------------|--------------|------------------|-------|
| | 15 anos ou mais | 10 a 14 anos | 5 a 9 anos | 0 a 4 anos | -1 a -4 anos | -5 a -9 anos | -10 anos ou mais | |
| 10 a 14 anos | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% |
| 15 a 19 anos | 0,5% | 0,8% | 0,8% | 0,7% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,8% |
| 20 a 24 anos | 2,2% | 2,7% | 3,1% | 3,1% | 1,5% | 0,5% | 0,0% | 2,9% |
| 25 a 29 anos | 2,9% | 3,3% | 4,1% | 4,2% | 3,3% | 1,8% | 0,0% | 3,9% |
| 30 a 34 anos | 3,1% | 3,5% | 4,2% | 4,3% | 4,2% | 3,1% | 1,7% | 4,1% |
| 35 a 39 anos | 2,8% | 3,2% | 3,8% | 4,1% | 4,2% | 4,7% | 3,1% | 3,9% |
| 40 a 44 anos | 2,3% | 2,8% | 3,3% | 3,5% | 3,8% | 4,3% | 4,4% | 3,4% |
| 45 a 49 anos | 1,8% | 2,2% | 2,5% | 2,8% | 3,5% | 4,2% | 5,0% | 2,8% |
| 50 a 54 anos | 1,5% | 1,6% | 1,9% | 2,2% | 2,6% | 3,5% | 4,6% | 2,2% |
| 55 a 59 anos | 1,2% | 1,1% | 1,4% | 1,6% | 2,0% | 2,4% | 3,6% | 1,6% |
| 60 a 64 anos | 1,0% | 0,8% | 1,1% | 1,2% | 1,6% | 2,4% | 2,9% | 1,3% |
| 65 a 69 anos | 0,5% | 0,7% | 0,7% | 1,1% | 1,2% | 2,2% | 2,3% | 1,1% |
| 70 anos ou mais | 0,2% | 0,3% | 0,3% | 0,4% | 0,8% | 1,2% | 1,3% | 0,6% |
| Total | 2,2% | 2,4% | 2,9% | 3,1% | 3,2% | 3,4% | 3,4% | 3,0% |

Fonte: IPUMS e IBGE, 2000