

Francismara Fernandes Guerra

**Transição e tendências da
disponibilidade de irmãos para o Brasil:
um estudo metodológico sobre relações
de parentesco**

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar
Faculdade de Ciências Econômicas – FACE
Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG
2014

Francismara Fernandes Guerra

Transição e tendências da disponibilidade de irmãos para o Brasil: um estudo metodológico sobre relações de parentesco

Tese apresentada ao curso de Doutorado 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 Doutora em Demografia.

Orientadora: Prof^a. Simone Wajnman
Co-orientador: Prof. Cássio Turra

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar
Faculdade de Ciências Econômicas – FACE
Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG
2014

EPÍGRAFE

“Eu contra meu irmão.
Eu e o meu irmão contra meu primo.
Eu, meu irmão e o meu primo contra meu vizinho.
Eu, meu irmão, o meu primo e meu vizinho contra o estrangeiro.”

Provérbio Árabe

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho ao meu marido, ao meu filho, ao meu irmão, obviamente, e à minha mãe. Cujas palavras ditas como conselho, não somente por ela, mas por todas as mães, em todos os tempos, servem também como inspiração e merecem ser eternizadas aqui.

Minha mãe teve onze irmãos.

Eu tive apenas um.

Quando eu era pequena, minha mãe sempre dizia:

“Não brigue com seu irmão, minha filha. Ele é seu único irmão. Mesmo que você não o tenha escolhido, ele será seu irmão por toda a vida”.

SUMÁRIO

1. Introdução.....	1
2. Dinâmica da disponibilidade de irmãos.....	9
2.1. Métodos demográficos de estimação das relações de parentesco, propostas e limitações.....	9
2.2. Dinâmica demográfica, disponibilidade de parentes e métodos demográficos relacionados.....	18
2.3. Variabilidade do número de irmãos: origem, implicações e métodos relacionados.....	22
3. Estratégias metodológicas.....	28
3.1. Série de dados.....	29
3.2. Ego.....	31
3.3. Estimação da disponibilidade de irmãs e irmãos.....	31
3.3.1. Perspectiva de coorte.....	32
3.3.2. Perspectiva de estabilidade demográfica.....	37
3.4. Modelagem da variabilidade do número de irmãs e irmãos	42
3.4.1. Estimação da distribuição de prevalência de irmãs e irmãos	44
4. Análise dos resultados.....	51
4.1. Contexto histórico: uma breve revisão sobre a transição demográfica brasileira.....	51
4.2. Transição da disponibilidade de irmãs e irmãos.....	56
4.2.1. Dinâmica das coortes brasileiras.....	56
4.2.2. Estabilidade populacional e disponibilidade de irmãs e irmãos.....	61
4.3. Análise da variabilidade do número de irmãs e irmãos.....	65
4.4. Tendências da disponibilidade de irmãs e irmãos.....	69
5. Considerações finais.....	73
Referências bibliográficas.....	80
Anexo A – Coeficientes de Grabill para interpolação de informações agrupadas.....	83
Anexo B – Estimação da função de sobrevivência da tábua de vida por idade simples.....	84
Anexo C - Principais resultados.....	85

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Número esperado de parentas na família em uma população estável.....	14
Figura 2 – Grade bi-dimensional das categorias de parentesco feminino (i,j) para ego (0,0).....	14
Figura 3 – Combinações existentes para a formação de um grupo de dois irmãos.....	50
Tabela 1 - Indicadores demográficos brasileiros - 1930 a 2010.....	52
Figura 4 – Distribuição etária da população brasileira por sexo para os anos de 1980, 1990, 2000 e 2010.....	53
Tabela 2 – Taxas específicas de fecundidade por grupo etário – Brasil (1980, 1990, 2000 e 2010).....	54
Figura 5 – Distribuição proporcional das mulheres brasileiras de 10 anos ou mais de idade por número de filhos(as) tidos(as) nascidos(as) vivos(as) – 2000 e 2010.....	55
Figura 6 – Número total de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010.....	57
Figura 7 – Proporção de irmãs no número total de irmãs e irmãos sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010.....	58
Figura 8 – Proporção de mulheres entre egos sobreviventes segundo a idade de ego, 1930-2010.....	59
Figura 9 – Proporção de irmãs e irmãos mais novos no número total de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010.....	60
Figura 10 – Número total de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes em cenários de estabilidade segundo a idade de ego por período, 1930-2010.....	62
Figura 11 – Diferenças entre as estimativas do número total de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes calculadas para coortes e para cenários de estabilidade segundo a idade de ego e segundo o período de referência (anos de nascimento ou ano-base de cálculo) 1930-2010.....	63

Tabela 3 - Análise comparativa do número esperado de irmãs nascidas vivas e sobreviventes, por idade de ego, para cinco países selecionados.....	64
Figura 12a – Prevalência de pessoas (ego) com zero P(0), um(a) P(1), dois P(2) e três ou mais P(3+) irmãs e/ou irmãos nascidos vivos por idade e por período em cenários de estabilidade (1930-2010).....	67
Figura 12b – Prevalência de pessoas (ego) com zero irmão P(0), um irmão P(1), dois irmãos P(2) e três ou mais irmãs e/ou irmãos P(3+) sobreviventes por idade e por período em cenários de estabilidade (1930-2010).....	68
Figura 13 – Tendências da taxa de fecundidade total (TFT), do número médio de irmãs e irmãos nascidos vivos (INV(35)) e sobreviventes (IS(35)) aos 35 anos calculados para cenários de estabilidade segundo o período (1930-2010).....	70
Figura 14 – Tendências do número médio de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes segundo a idade de ego calculado para cenários de estabilidade (1930 e 2010).....	71
Figura 15 – Tendências da distribuição das prevalências de pessoas (ego) com zero P(0), um P(1), dois P(2) e três ou mais P(3+) irmãs e/ou irmãos nascidos vivos e sobreviventes aos 35 anos calculados para cenários de estabilidade segundo o período (1930-2010).....	72
Tabela 4 - Coeficientes de Grabill para subdivisão de grupos em quintos.....	82
Tabela 5 - Número esperado de irmãs (sexo feminino) mais velhas nascidas vivas e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010.....	85
Tabela 6 - Número esperado de irmãs (sexo feminino) mais novas nascidas vivas e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010.....	87
Tabela 7 - Número esperado de irmãos (sexo masculino) mais velhos nascidos vivos e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010.....	88
Tabela 8 - Número esperado de irmãos (sexo masculino) mais novos nascidos vivos e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010.....	89
Tabela 9 - Número esperado de irmãs (sexo feminino) mais velhas nascidas vivas e sobreviventes em uma coorte hipotética presente na população estável equivalente por período segundo a idade de ego, 1930-2010.....	90

Tabela 10 - Número esperado de irmãs (sexo feminino) mais novas nascidas vivas e sobreviventes em uma coorte hipotética presente na população estável equivalente por período segundo a idade de ego, 1930-2010.....	91
Tabela 11 - Número esperado de irmãos (sexo masculino) mais velhos nascidos vivos e sobreviventes em uma coorte hipotética presente na população estável equivalente por período segundo a idade de ego, 1930-2010.....	92
Tabela 12 - Número esperado de irmãos (sexo masculino) mais novos nascidos vivos e sobreviventes em uma coorte hipotética presente na população estável equivalente por período segundo a idade de ego, 1930-2010.....	93
Tabela 13 – Distribuição de prevalência de pessoas (ego) segundo o número de irmãs e irmãos nascidos vivos por idade, 1930-2010.....	94
Tabela 14 – Distribuição de prevalência de pessoas (ego) segundo o número de irmãs e irmãos sobreviventes por idade, 1930-2010.....	96

RESUMO

Quando a fecundidade declina, não é somente o número de filhos que se torna menor, mas também o número de irmãos (MURPHY, 2010). Essa mudança estrutural da família suscita a preocupação de estudos que analisem a família em termos de tamanho e existência de irmãos. Para determinar as mudanças ocorridas sobre o número de irmãos, no Brasil, visto os baixos níveis da fecundidade recente, empregamos o método desenvolvido por Goodman, Keyfitz e Pullum (1974), que se destina a estimar o número esperado de irmãos, por meio de modelos matemáticos que utilizam apenas taxas de fecundidade e de mortalidade, bem como desenvolvemos e aplicamos nossos próprios modelos para a estimação da distribuição do número de irmãos, adotando os mesmos princípios e dados. Empregamos as taxas construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas em diversos dados demográficos disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Nossos resultados indicam que, ao início da transição demográfica brasileira, a média de irmãos nascidos vivos se estabelece em patamares elevados, sofre um forte declínio durante o processo, principalmente motivado pela queda da fecundidade, se estabelecendo atualmente em baixos níveis. Ao mesmo tempo, verificamos oscilações na média de irmãos sobreviventes durante esse processo, culminando em um suave declínio, cuja diferença entre as médias inicial e final encontrada é pequena, dado que os níveis iniciais do número esperado de irmãos sobreviventes já se encontravam em patamares inferiores. Há clara tendência de convergência entre as médias de filhos e de irmãos, nascidos vivos e sobreviventes, sendo que, neste último caso, em virtude do aumento da sobrevivência. A (re)distribuição do número de irmãos mostra crescente e significativa concentração da população em famílias pequenas com apenas um ou nenhum irmão. Concluímos que, embora a verticalização da família se observe por meio da queda na média do número irmãos (nascidos vivos) e do aumento na proporção de filhos únicos, a possibilidade de extinção dos irmãos está longe de ser considerada uma tendência próxima para o Brasil, pois representativa parcela da população tende a ter pelo menos um irmão.

Palavras-chave: queda da fecundidade, queda da mortalidade, transição da disponibilidade de irmãos, tendências da disponibilidade de irmãos.

ABSTRACT

When fertility declines, it is not only the number of children becoming smaller, but also the number of siblings (MURPHY, 2010). This structural change of the family raises the concern of studies that examine the family in terms of size and existence of siblings. To determine the changes on the number of siblings in Brazil, seen the recent low levels of fertility, we employ the method developed by Goodman, Keyfitz and Pullum (1974), which is designed to estimate the expected number of siblings through mathematical models that use only rates of fertility and mortality, as well as we develop and apply our own models to estimate the distribution of the number of siblings, adopting the same principles and data. We use the rates built by Horta, Carvalho and Frias (2000) and Wajnman (2012) based on various demographic data released by Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Our results indicate that, at the beginning of the demographic transition in Brazil, the mean of born siblings settles at high levels, suffers a sharp decline during the process, mainly driven by the decline in fertility, and is currently setting at low levels. At the same time, we see oscillations in the mean of alive siblings during this process, culminating in a gentle decline, and the difference between the initial and final means found is small, given that the initial levels of expected number of alive siblings were already at lower levels. There is clear convergence trend between mean of children and mean of siblings, born and alive, and in this latter case, because of increased survival. The (re)distribution of the number of siblings shows significant and growing concentration of population in small families with only one or no sibling. We conclude that, although the verticalization of the family is observed through the decrease in the mean of number of siblings (born) and the increase in the proportion of singleton, the possibility of extinction of the siblings is far from being considered a next trend for Brazil because a significant share of the population tends to have at least one sibling.

Keywords: falling fertility, decrease in mortality, transition the availability of siblings, trends in the availability of siblings.

1 INTRODUÇÃO

Estudos demográficos recentes mostraram que, quando a fecundidade declina, não é somente o número de filhos que se torna menor, mas também o número de irmãos e, conseqüentemente, o número dos demais parentes colaterais, tal como tios, primos, etc. (MURPHY, 2010). Essa mudança estrutural da família suscita a preocupação de estudos que analisem a família em termos de tamanho e existência dos vários tipos de parentesco, considerando a transição da fecundidade. A relação de irmãos, especificamente, mostra-se de grande importância no processo de mudanças na estrutura da família, já que podem ser vistos como responsáveis diretos pela dinâmica do ciclo familiar colateral. De fato, níveis cada vez mais baixos de fecundidade sugerem um cenário de verticalização da família (MURPHY, 2009), no qual a extinção de parentesco colateral seria resultado de uma situação extrema, a inexistência de irmãos.

Pesquisas sobre família que abordam a existência de irmãos, ainda que marginalmente sob o aspecto demográfico (correlação com a fecundidade e o ciclo de vida – casamento, morte, envelhecimento, etc), mostram uma visão utilitarista de ter um irmão. Nesse sentido, a importância atribuída aos irmãos é de um significativo determinante na decisão por ter filhos. Em termos gerais, podemos dizer que a decisão por ter filhos está sujeita a basicamente três efeitos. O primeiro refere-se ao efeito do comprometimento¹, o qual trata a visão comum de que um casal deveria ter filhos ou de que uma família é incompleta sem filhos. O segundo refere-se ao efeito da paternidade e da maternidade², no qual se destaca a importância em se ter filho para se afirmar como adulto perante a sociedade. E o terceiro efeito trata-se do efeito da irmandade³, que sugere haver a intenção de prover um irmão ao filho único da família (GRIFFITH ET. AL, 1985; VIKAT ET AL, 1999; THOMSON, 1997). Este último efeito, o efeito da irmandade, mostra uma nova visão da família através da perspectiva dos filhos, e tem sido pouco discutida na literatura demográfica como um todo.

¹ *Commitment Effect.*

² *Parenthood Effect.*

³ *Sibling Effect.*

Nessa mesma linha de pensamento, pode-se ainda dizer que existem benefícios a serem compartilhados pela família que pesam na decisão por ter filhos sob a ótica da provisão de irmãos. Pelo primeiro filho tido, a família ganharia o valor do comprometimento, o homem ganharia o valor da paternidade e a mulher, por sua vez, o valor da maternidade. Pelo segundo filho tido, o ganho seria relativo ao valor do irmão. Já para nascimentos de maior ordem, não haveria maiores ganhos, ao menos na sociedade moderna, mas somente aumento no custo da criação dos filhos (THOMSON, 2004). Isso sugere que, em virtude da restrição orçamentária familiar, o número de irmãos deveria ser reduzido e definiria do tamanho da família.

Em outros termos, podemos dizer que na medida em que a família cresce cada filho passa a gozar de uma proporção cada vez menor dos recursos financeiros destinados à educação e das transferências intergeracionais financeiras. Do mesmo modo, os recursos não materiais, como tempo, energia e educação informal, que os pais dedicam aos seus filhos, seriam mais diluídos em famílias numerosas. Conseqüentemente, o tamanho da família alteraria não somente os recursos disponíveis para os filhos, como também a trajetória de acumulação de riqueza, já que educação e transferências financeiras diretas moldam o processo decisório da acumulação de riqueza. Dessa forma, indivíduos pertencentes a grandes famílias tendem a acumular menos riqueza como resultado da divisão de recursos entre os irmãos, durante a infância (KEISTER, 2003).

Apesar das implicações negativas sobre a fecundidade em se ter (muitos) irmãos, tem-se que irmãos são membros permanentes das redes sociais, cuja relação é instável, pois está sujeita aos efeitos do ciclo de vida. Contato e trocas entre irmãos crescem com a dissolução marital e decrescem em virtude do nascimento de filhos, de novos casamentos e com a distância. Irmãos também não são perfeitos substitutos dos pais, cônjuges e filhos, mas podem ser preferíveis a outros na realização de determinadas tarefas no lugar dos mesmos. A despeito de quaisquer evidências negativas, irmãos parecem ganhar grande importância com a idade, já que dividem suas histórias e reafirmam seu passado juntos (WHITE, 2001).

Por outro lado, discutir e estudar a importância dos irmãos no ciclo de vida individual torna-se de grande valia social se as tendências demográficas indicarem a extinção dos irmãos ou uma redução significativa na existência dos mesmos. Por isso, faz-se

necessário, antes de mais nada, compreender como a dinâmica da oferta dos irmãos se comporta no transição demográfica e quais as tendências que podem ser identificadas nesse processo. Assim, neste trabalho, nos propomos a responder as seguintes questões para o contexto brasileiro. Se a transição demográfica no Brasil afeta o número médio de filhos, então, supostamente, ela também afeta o número médio de irmãos? Como e quando isso ocorreu? Em que ponto desta trajetória estamos, qual o seu ritmo e para onde apontam as tendências demográficas recentes?

De acordo com a Taxa de Fecundidade Total (TFT) de 1,8 filhos por mulher observada em 2010 pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), poderíamos admitir que a moda esperada da parturição para esse nível de fecundidade estaria entre um e dois filhos por mulher? Isso significaria que, nas atuais condições da transição demográfica brasileira, a média esperada de irmãos seria de 0,8 irmãos por filho e a moda esperada estaria entre zero e um irmão por filho? Estaríamos caminhando rumo ao número zero de irmão, ou seja, para sua extinção?

Contudo, antes de analisar dados empíricos, há um importante aspecto que deve ser entendido, primordialmente, no problema da estimação de parentesco intrínseco às populações de um modo em geral: a diferença existente entre a distribuição do número de irmãos de um indivíduo, escolhido aleatoriamente, e a distribuição do número de filhos de um indivíduo, escolhido aleatoriamente. Para ilustrar essa questão, apresentamos o seguinte exemplo.

Considerando que o número de irmãos de uma pessoa qualquer é dado pelo número de filhos de sua mãe menos um, pode-se, intuitivamente e equivocadamente, supor que o número médio de irmãos em uma dada população seria obtido pelo número médio de filhos menos um. Tal suposição estaria correta somente no caso da distribuição dos filhos dessa população ser uniforme. Imagine, por exemplo, um grupo de quatro mulheres, no qual cada mulher tenha dois filhos. O resultado coincidiria com o esperado: média de 2,0 filhos por mulher e 1,0 irmão por filho. No entanto, se duas dessas mulheres tivessem quatro filhos cada e as outras duas não tivessem filhos, a média de filhos por mulher seria a mesma, ao passo que o número médio de irmãos seria de 3,0 por filho.

A extensa literatura sobre o processo da transição fecundidade, ilustrada na maioria das vezes pela TFT, descreve a redução do tamanho da família em termos de filhos. Isso pode sugerir que o número de irmãos guarda a mesma relação. Contudo, como podemos perceber pelo exemplo dado, há uma disparidade entre o número médio de filhos e o número médio de irmãos que é reflexo da dispersão ou da concentração de filhos por mulher (PRESTON, 1976) e que, portanto, uma redução do tamanho da família em termos de filhos tende a ser diferente de uma redução do tamanho da família em termos de irmãos. Isto significa que estudar somente a média de filhos e a média de irmãos não é suficiente para se retratar a dinâmica da estrutura da família em um cenário de transição demográfica. Dessa forma, faz-se necessário realizar o estudo da distribuição do número de irmãos, que está relacionada com a distribuição do número de filhos (mas não é igual à distribuição do número de filhos), para se mostrar as mudanças implícitas das relações de parentesco sob o aspecto demográfico.

Para tanto, não basta observar os dados e gerar estimativas diretamente, pois as pesquisas oficiais não fornecem informações sobre o número de irmãos. Na literatura brasileira, particularmente, os estudos das relações de parentesco se restringem, muitas vezes, à análise do tamanho e dos tipos de arranjos domiciliares, devido às limitações nas informações sobre as relações de parentesco. Em nossas pesquisas domiciliares oficiais, o tipo de relação de parentesco é sempre definido em relação ao chefe ou à pessoa de referência do domicílio ou da família domiciliar. Assim, em primeiro lugar, só é possível estabelecer o tipo de vínculo entre o chefe (ou pessoa de referência) e as demais pessoas do domicílio, o que somente nos permite a investigação sobre os familiares conviventes no domicílio, mas não os parentes extra-domiciliares. Em segundo lugar, o tipo de relação de parentesco de uma dupla de indivíduos na qual nenhuma das duas é a pessoa de referência é feito, geralmente, por dedução⁴. Portanto, apenas observar os dados domiciliares é insuficiente para determinar a oferta de qualquer tipo de parente, inclusive de irmãos. Por esse motivo, destacamos a importância do emprego de métodos

⁴ Por exemplo, dois filhos de um chefe do sexo masculino são, por dedução, irmãos ao menos por parte de pai. Mas não temos como checar, a não ser indiretamente, se ambos são também irmãos por parte de mãe.

quantitativos que permitam a estimação das relações de parentescos, independente de tais informações.

Dentre as técnicas demográficas até então consolidadas, o trabalho desenvolvido por Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) ganha destaque ao tratar das relações de parentesco, incluindo irmãos, através de modelos matemáticos que empregam apenas as funções de fecundidade e de mortalidade. Seus métodos propõem a estimativa do número esperado de parentes vivos e sobreviventes de um indivíduo aleatório, denominado de ego, por idade. Nesse sentido, a proposta metodológica de Goodman, Keyfitz e Pullum (doravante referidos, para simplificação, como GKP) configura-se como um avanço na demografia formal e será empregada nesta tese com a finalidade de responder nossas perguntas iniciais.

Contudo, os métodos propostos por GKP apresentam grandes limitações, as quais recebem especial atenção nesta tese. A primeira limitação se refere à restrição dos modelos matemáticos ao estimar parentes de apenas um sexo, o feminino. A segunda limitação diz respeito à estabilidade das funções vitais, que, na prática, é assumida nos cálculos. E a última limitação se refere à homogeneidade populacional quanto às funções vitais. Por isso, ao escolhermos o método GKP para a metodologia empregada nesta tese, procuramos, primeiramente, superar suas maiores limitações para, assim, estimar e interpretar apropriadamente os resultados.

Vale ressaltar que há outra importante restrição da metodologia GKP que, em nosso estudo, não conseguimos superar: a estimação do número de parentes condicionada à fecundidade somente da mulher. Esta é uma grande limitação na estimação das relações de parentesco, sobretudo a de irmãos, por causa da existência de meios-irmãos paternos que integram o grupo de irmãos de um indivíduo mas que, porém, não integram o grupo de filhos de uma mesma mulher. Se a fecundidade do pai de um indivíduo qualquer não corresponder à fecundidade de sua mãe, as estimativas de irmãos obtidas pelo método GKP não corresponderão ao parentesco real. Em recasamentos, por exemplo, tal associação pode não ser possível.

Ademais, como os modelos GKP se destinam ao cálculo do número médio de parentes, falta ainda tratar a distribuição do número de irmãos. Se não é plausível

tratarmos a distribuição dos filhos como sendo uniforme, como visto no exemplo dado, também não podemos tratar a distribuição dos irmãos da mesma forma, vista a íntima relação entre ambas as variáveis. Isso significa que se a variabilidade do número de filhos se altera com o tempo, é presumidamente provável que a variabilidade do número de filhos também se alterará. A modelagem da variabilidade do número de irmãos, dessa forma, é de suma importância para se entender como se deu a dinâmica da relação de irmãos durante a transição demográfica. Pullum (1982) desenvolve funções de probabilidade que estimam a existência (diferente de zero) ou não (zero) de vários tipos de parentesco, incluindo irmãos, por meio da distribuição dos filhos, mas não descreve as respectivas distribuições de probabilidade para outras quantidades. Esta é outra limitação metodológica que nos propomos sobrepujar.

Empregando a metodologia desenvolvida por GKP, Keyfitz (1986) observa que, durante a transição demográfica canadense, o número de irmãos sobreviventes nas idades mais avançadas é muito semelhante para coortes mais velhas e mais novas. No entanto, o número de irmãos sobreviventes durante a infância dessas coortes diferencia-se imensamente. Isso porque, por um lado, o efeito da alta mortalidade, principalmente a infantil, reduz a média de irmãos gerados pela alta fecundidade para as coortes mais velhas e, por outro lado, a queda da fecundidade reduz o número de irmãos nascidos vivos das coortes mais novas, ao mesmo tempo em que a queda da mortalidade garante a quase constância da baixa média de irmãos no ciclo de vida dessas coortes.

Nossa hipótese é que, para o Brasil, essa transformação nas relações que envolvem o número de irmãos também tenha sido experimentada. Porém, visto o intenso e rápido processo de transição demográfica brasileira, é preciso prever, com maior precisão, como e quando isso tenha ocorrido, bem como, em que passo estamos e para onde apontam as tendências sobre as relações de irmãos. O que se pode dizer é que, durante o processo de transição demográfica brasileira, as discussões sobre fecundidade ganham vigor, passando rapidamente do contexto da chamada explosão demográfica para o contexto da anteriormente inimaginável baixa fecundidade.

Nossa tese é de que houve uma transição do número médio de irmãos concomitante a queda da fecundidade no Brasil. Contudo, o processo de transição demográfica deve ter afetado de forma diferente o número médio de irmãos nascidos vivos e o número médio de irmãos sobreviventes. Pela queda da fecundidade, podemos esperar que a média de irmãos nascidos vivos sofra fortes declínios e se estabeleça em patamar abaixo daquele observado para a TFT. Mas para a média de irmãos sobreviventes não podemos esperar mesmo. No caso dos sobreviventes é, provável, que os níveis observados durante o processo de transição demográfica oscilem pouco, mantendo certa constância. Isso porque a queda da fecundidade, responsável pela redução do número de nascimentos dos irmãos, e a queda da mortalidade, responsável pela sobrevivência dos irmãos nascidos vivos, tendem a agir diferenciadamente sobre essas estimativas. Se uma das consequências da transição demográfica compreende a redistribuição do número de filhos por mulher resultando em uma maior concentração desse número em torno de um ou dois filhos, a média de irmãos tenderá a se estabelecer em patamares abaixo do nível de reposição. Esperamos, ainda, que as médias de filhos, irmãos nascidos vivos e irmãos sobreviventes tendem a convergir gradativamente com o tempo, principalmente, por causa da queda da mortalidade.

Com efeito, os objetivos principais desta tese são investigar a dinâmica das relações de irmãos durante a transição demográfica brasileira e investigar as tendências sobre as relações de irmãos quanto a uma perspectiva futura de estabilização demográfica, dados os baixos níveis de fecundidade e mortalidade recentes no Brasil. Os objetivos específicos da tese são aperfeiçoar e desenvolver técnicas que permitam estimar o número médio e a variabilidade do número de irmãos, que, por sua vez, permitirão alcançar os objetivos principais.

Para tanto, dividimos esta tese em seis capítulos, incluindo esta introdução. No segundo capítulo, procuramos investigar como as relações de parentesco, em especial de irmãos, foram estudadas pela literatura demográfica sob o aspecto metodológico. No terceiro capítulo, apresentamos a construção das séries de dados empregadas na tese. No quarto capítulo, traçamos nossas estratégias metodológicas para investigar a dinâmica da relação de irmão e sua variabilidade com a transição demográfica. No quinto capítulo, apresentamos nossos resultados,

assim como, discutimos nossos achados. E finalmente, no último capítulo, levantamos as limitações e as dificuldades metodológicas, tal como os ganhos e os avanços metodológicos e nos estudos da demografia da família.

2 DINÂMICA DA DISPONIBILIDADE DE IRMÃOS

A disponibilidade ou a oferta de irmãos refere-se ao número médio de irmãos vivos ou sobreviventes que uma pessoa aleatória teria. Na demografia, o cálculo de tal disponibilidade assume uma série de pressupostos, discutidos e analisados intensamente na literatura, como apresentado na seção seguinte. Sob esses pressupostos, as estimativas das relações de parentesco obtidas são então analisadas quanto à dinâmica demográfica, como descrito na segunda seção deste capítulo. Em particular, a disponibilidade de irmãos ganha especial atenção na última seção da discussão bibliográfica, pois o efeito da variabilidade populacional do número de filhos por mulher é claramente percebido nas estimativas de irmãos.

2.1. Métodos demográficos de estimação das relações de parentesco, propostas e limitações

A teoria demográfica das relações de parentesco é vista e analisada, com especial ênfase, por Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) (GKP) ao propor seu método de estimação de parentesco. O método GKP procura extrair informações das taxas específicas de fecundidade e mortalidade da população a fim de estimar níveis e padrões, e de inferir tendências sobre o número de parentes nascidos vivos e sobreviventes. A formação da família e a frequência com que se dão as diversas relações de parentesco são descritas por várias funções matemáticas, resultantes da integração e da combinação das taxas vitais estimadas para período.

Ao desenvolver as fórmulas matemáticas⁵ em seus modelos, GKP definem *ego* como sendo a pessoa de referência para quem se estima o número esperado de parentes, na condição de que *ego* seja uma mulher viva e escolhida aleatoriamente. Dadas a função de fecundidade de nascimentos femininos, a função de sobrevivência feminina e a distribuição etária das mulheres que tiveram filhas na população, a estimação de parentesco de *ego* é definida em termos de filhas. A lógica empregada segue o seguinte raciocínio: as irmãs de *ego* são as filhas da mãe de *ego*; as tias de *ego* são as irmãs da mãe de *ego*; e assim por diante.

⁵ Estas fórmulas matemáticas são apresentadas a seguir neste capítulo tal qual foram originalmente desenvolvidas por GKP, isto é, são transcritas sem modificações.

Para se estimar o número de irmãs de ego na idade a , é necessário calcular, separadamente, suas irmãs mais novas e suas irmãs mais velhas. Assim, se faz necessário calcular o número de filhas que sua possível mãe poderia ter tido antes e depois de seu nascimento. Diz-se possível mãe de ego, porque ego poderia ter nascido em qualquer momento do período reprodutivo feminino tornando a idade da sua mãe uma variável aleatória. Dessa forma, tem-se que para se encontrar o número esperado de irmãs mais velhas nascidas vivas, dado que ego se encontra na exata idade a , basta tomar:

$$\int_{\alpha}^{\beta} \left[\int_{\alpha}^x m_y dy \right] W(x|t-a) dx, \quad (1)$$

onde α e β são a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino, m_y é a taxa específica de fecundidade de nascimentos femininos em termos contínuos ou a função de fecundidade de nascimentos femininos; o que implica em uma média de $\int_{\alpha}^x m_y dy$, que representa o número esperado de filhas nascidas vivas da possível mãe de ego, tidas antes de seu nascimento, dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y < x$), ponderada pela distribuição etária das mulheres $W(x|t-a)$ que tiveram filhas nascidas vivas na população, no momento do nascimento de ego (no tempo $t-a$).

Observe que em (1), o número de irmãs mais velhas nascidas vivas não depende da idade de ego. De fato, o número de irmãs mais velhas depende da idade da mãe de ego e de sua fecundidade passada.

Para se encontrar o número esperado de irmãs mais velhas sobreviventes que ego teria na exata idade a , deve-se introduzir a probabilidade de sobrevivência de suas irmãs l_{a+x-y} na fórmula (1):

$$\int_{\alpha}^{\beta} \left[\int_{\alpha}^x m_y l_{a+x-y} dy \right] W(x|t-a) dx, \quad (2)$$

onde, novamente, α e β são a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino, m_y é a taxa específica de fecundidade de nascimentos femininos em termos contínuos; o que implica em uma média de $\int_{\alpha}^x m_y l_{a+x-y} dy$, que representa o número esperado de filhas sobreviventes da possível mãe de ego tidas antes de seu nascimento, dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y < x$), ponderada pela distribuição etária das mulheres $W(x|t-a)$ que tiveram filhas nascidas vivas na população no momento do nascimento de ego (no tempo $t-a$).

Observe que a idade da irmã de ego, $a+x-y$, é dada pela soma da idade de ego e da possível mãe de ego ao seu nascimento $a+x$, excluída a idade dessa mulher ao nascimento da irmã de ego y .

Já para o cálculo das irmãs mais novas nascidas vivas de ego na exata idade a , introduz-se a condição (razão) de sobrevivência de sua mãe l_{x+y}/l_x após seu nascimento até o nascimento de sua irmã:

$$\int_{\alpha}^{\beta} \left[\int_0^a (l_{x+y}/l_x) m_{x+y} dy \right] W(x|t-a) dx, \quad (3)$$

sendo α e β a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino, m_{x+y} a taxa específica de fecundidade de nascimentos femininos em termos contínuos; implicando em uma média de $\int_0^a (l_{x+y}/l_x) m_{x+y} dy$ que representa o número esperado de filhas nascidas vivas da possível mãe de ego tidas depois de seu nascimento, dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos, ponderada pela distribuição etária das mulheres $W(x|t-a)$ que tiveram filhas nascidas vivas na população no momento do nascimento de ego (no tempo $t-a$). Neste caso, GKP utilizam um recurso algébrico, no qual a idade da mãe de ego ao nascimento de sua irmã mais nova é dada por $x+y$, onde y é a idade da irmã mais nova.

Seguindo esta linha de raciocínio, segue o cálculo do número esperado de irmãs mais novas sobreviventes, quando ego tem a anos exatos:

$$\int_{\alpha}^{\beta} \left[\int_0^a (l_{x+y}/l_x) m_{x+y} l_{a-y} dy \right] W(x|t-a) dx, \quad (4)$$

sendo α e β a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino, m_{x+y} a taxa específica de fecundidade de nascimentos femininos em termos contínuos; implicando em uma média de $\int_0^a (l_{x+y}/l_x) m_{x+y} l_{a-y} dy$ que representa o número esperado de filhas sobreviventes da possível mãe de ego tidas depois de seu nascimento, dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos, ponderada pela distribuição etária das mulheres $W(x|t-a)$ que tiveram filhas nascidas vivas na população no momento do nascimento de ego (no tempo $t-a$).

Mais uma vez, GKP utilizam um recurso algébrico no qual a idade da mãe de ego ao nascimento de sua irmã mais nova é dada por $x+y$ e a idade da irmã mais nova de ego, $a-y$.

Por fim, o número esperado de irmãs seja irmãs nascidas vivas ou sobreviventes de ego na idade a dá-se, conseqüentemente, pela soma algébrica das irmãs mais velhas e das irmãs mais novas, ambas nascidas vivas ou ambas sobreviventes, respectivamente.

Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) sugerem que, observando-se as relações demográficas da fecundidade e da mortalidade em uma população estável, tem-se que a distribuição etária das mulheres $W(x|t-a)$ que tiveram filhas no momento do nascimento de ego (no tempo $t-a$) pode ser reescrita do seguinte modo:

$$W(x) = m(x)l(x)e^{-rx}, \quad (5)$$

onde r é a taxa intrínseca de crescimento da população estável, dadas as taxas de fecundidade de nascimentos femininos $m(x)$ correntes e a probabilidade de sobreviver $l(x)$, gerada pela mortalidade corrente, que pode ser encontrada pela equação fundamental de Lotka:

$$\int_{\beta}^{\alpha} e^{-rx} l(x) m(x) dx = 1. \quad (6)$$

Para a derivação de suas fórmulas, Goodman, Keyfitz e Pullum (1975) assumem, ainda, implicitamente, que cada mulher tem, no máximo, um filho por ano e que os nascimentos de cada filho são eventos independentes, mesmo que sejam filhos da mesma mulher. A suposição de que o número de mulheres que tiveram filhos em uma determinada idade é aproximadamente igual ao de filhos nascidos vivos de mulheres na mesma idade, pode-se estabelecer uma relação de equivalência entre a distribuição dos nascimentos, segundo a idade da mãe, e a distribuição etária das mães. Já sob a suposição de independência dos nascimentos, autores concebem a ideia de que probabilidade conjunta de uma mulher ter filhos em duas idades diferentes é dada pelo produto das taxas marginais de fecundidade dessas idades, isto é, pelo produto das taxas específicas de fecundidade.

As estimativas de parentesco de GKP se restringem, contudo, às estimativas de parentesco somente do sexo feminino desde que relacionadas ao parentesco materno, uma vez que a fecundidade masculina é, integral ou parcialmente, desconhecida. A restrição dos modelos GKP à apenas um sexo caracteriza-se como uma grande limitação nos estudos das relações de parentesco. No entanto, para Coresh e Goldman (1988), esta não é uma suposição restritiva, desde que a razão de sexo ao nascer possa ser usada como um fator multiplicador para o cálculo do número de parentes de ambos os sexos. Há ainda uma saída alternativa para essa questão: multiplicadores da oferta de parentesco feminino que determinam a oferta aproximada de parentes de ambos os sexos.

Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) propõem aproximações matemáticas das ofertas de parentesco feminino (Figura 1), com base na taxa líquida de reprodução N e no número esperado de irmãs nascidas vivas S , que descrevem a dinâmica demográfica da família, independente da idade de ego. Essas aproximações procuram estabelecer o número esperados de parentas que uma pessoa esperaria ter em sua família, ou seja, as quantidades de parentes em uma árvore genealógica.

Neste caso, por exemplo, ao desejar saber o número esperado de primas (filhas das tias) que ego teria na sua família, faça-se o produto entre a taxa líquida de reprodução N e o número esperado de irmãs nascidas vivas S . Este resultado não descreve a oferta de parentesco em qualquer idade de ego, mas o número total de

parentas que nasceriam na família de ego no decorrer do ciclo de vida, podendo ocorrer antes do seu nascimento ou após sua morte.

Figura 1 – Número esperado de parentas na família em uma população estável

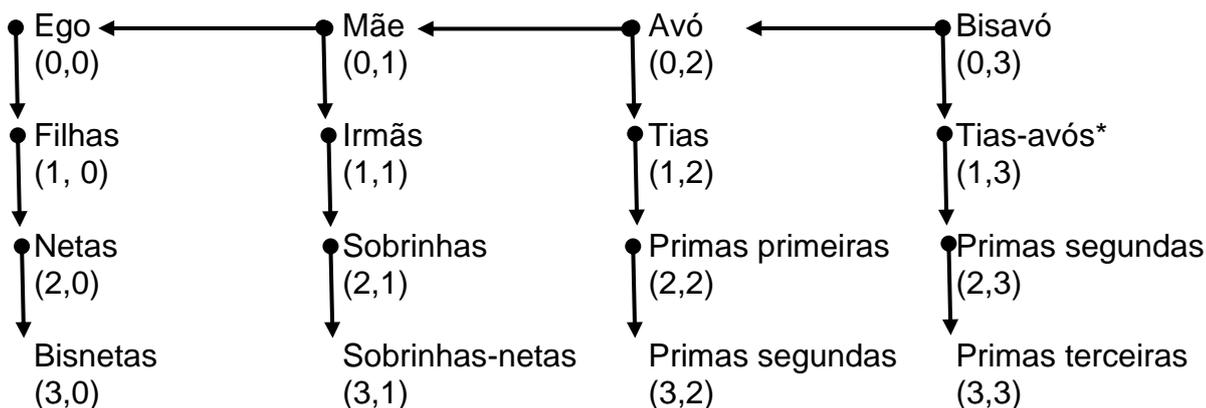
Gerações a partir de ego	-3	Bisavó: 1* (8)*	(16)				S	
	-2	Avó:1* (4)*	(8)	Tia-avó:S		SxN↓ (32)	↓	
	-1	Mãe:1* (2)*	(4)	Tia:S	SxN↓ (16)	SxN ² ↓ (64)	↓	
	0	Ego: 1* (1)*	(2)	Irmãs:S	Primas:SxN↓ (8)	SxN ² ↓ (32)	SxN ³ ↓ (128)	↓
	1	Filhas: N (2)	(4)	Sobrinhas: SxN↓ (4)	SxN ² ↓ (16)	SxN ³ ↓ (64)	SxN ⁴ ↓ (256)	↓
	2	Metas: N ² (4)	(8)	SxN ² ↓ (8)	SxN ³ ↓ (32)	SxN ⁴ ↓ (128)	SxN ⁵ ↓ (512)	↓
	3	Bisnetas: N ³ (8)	(16)	SxN ³ ↓ (16)	SxN ⁴ ↓ (64)	SxN ⁵ ↓ (256)	SxN ⁶ ↓ (1024)	↓

Fonte: Baseado em Goodman, Keyfitz e Pullum (1974).

Notas: S = Número global esperado de irmãos, N = Taxa Líquida de Reprodução. Número entre parênteses é o multiplicador aproximado em um modelo de dois-sexos, "*" Indica número exato (real).

As informações apresentadas na Figura 1 podem ser reescritas da seguinte forma:

Figura 2 – Grade bi-dimensional das categorias de parentesco feminino (i,j) para ego (0,0)



Fonte: Baseado em Pullum (1982).

Nota: As primas segundas, terceiras e etc. referem-se às filhas das parentas mais distantes, como aquelas indicadas pelas setas, mas que em português não recebem um nome especial. "*" Nesta posição também se encaixam as irmãs da bisavó.

A regra geral para a estimação de parentesco feminino (Figura 2) cuja posição na grade bi-dimensional se encontra na linha *i* e na coluna *j* (distância "parental" em

relação a ego) e, portanto, representado pela categoria (i, j) , pode ser calculada como se segue:

$$E(N_{ij}) = \begin{cases} 1 & \text{se } i = 0 \\ N^i & \text{se } j = 0 \\ SN^{i-1} & \text{outros casos} \end{cases} . \quad (7)$$

Explica-se que, facilmente, o número esperado de parentes, do sexo feminino, é dado pela função $E(N_{ij})$. Onde, por exemplo, tias ocupam a posição $(1,2)$ e, assim, o número global de tias (maternas) na árvore genealógica de ego é, aproximadamente, $E(N_{12}) = SN^{1-1} = S$, isto é, a quantidade de tias (maternas) é igual ao número de irmãs.

Multiplicadores aproximados para determinar a oferta de parentes de ambos os sexos da categoria (i, j) apresentados na Figura 2, utilizam a seguinte relação em seus cálculos:

$$k_{ij} = \begin{cases} 2^j & \text{se } i = 0 \\ 2^i & \text{se } j = 0 \\ 2^{i+j-1} & \text{outros casos} \end{cases} . \quad (8)$$

Explica-se que, facilmente, o número esperado de parentes, de ambos os sexos, é dado pelo produto $k_{ij} \cdot E(N_{ij})$. Onde, por exemplo, tias e tios ocupam a posição $(1,2)$ e, assim, o número global de tias e tios na árvore genealógica de ego é, aproximadamente, $k_{12} \cdot E(N_{12}) = 2^{1+2-1} \cdot SN^{1-1} = 4S$, isto é, quatro vezes o número de irmãs.

Ainda que seja possível incorporar os parentes do sexo masculino na análise de parentesco global, isto é, da genealogia familiar, por meio de um fator multiplicativo, esta mesma solução não é proposta por GKP na determinação de parentesco a cada idade.

Para Waugh (1981), os modelos aplicados a técnicas de apenas um sexo estão, obviamente, sujeitos a perdas de detalhes. Mas, os ganhos diante da possibilidade de se estabelecer firmemente certas conclusões, mesmo com limitações, podem ser

de valor científico, especialmente onde os dados sobre a função de fecundidade e mortalidade são escassos.

Há outros problemas apontados na literatura que perpassam os métodos GKP. Uma barreira apontada por Burch (1995), ao se tentar desenvolver o método de parentesco proposto por GKP, vem da incompatibilidade dos dados reais com as fórmulas matemáticas empregadas. Os modelos são desenvolvidos com base em funções contínuas e integrais, ao passo que os dados reais são, geralmente, coletados para intervalos etários quinquenais, ou seja, dados pontuais idealmente tratados com somatórios. Em seu artigo, o autor propõe dois passos para solucionar esse problema: o primeiro seria encontrar funções matemáticas que descrevem a fecundidade e a mortalidade da população com base nos dados observados, e o segundo passo seria substituir as funções teóricas encontradas nas integrais dos modelos de parentesco e, assim, efetuar os cálculos. As estimativas encontradas pela aproximação de funções modeladas mostraram-se boas, porém, Burch (1995) adverte que as expressões numéricas ajustadas somente se aplicam a cada conjunto de taxas vitais em particular, isto é, as funções encontradas não são generalizáveis.

Teoricamente, Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) formalizam os modelos de parentesco para uma população não estável, mas, na prática, os autores assumem a fixação do regime demográfico em seus cálculos, além de supor que as taxas de fecundidade e mortalidade se aplicam aos indivíduos considerados, na análise, de forma independente e homogênea. Para isso, Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) acrescentam a condição de estabilidade da dinâmica demográfica, substituindo, apenas, a distribuição etária das mulheres que tiveram filhas na população, no momento do nascimento de ego, pela distribuição etária corrente das mulheres que tiveram filhas nascidas vivas na população. De fato, se a população é estável, a distribuição da fecundidade e a distribuição da população não se alteram com o tempo e, conseqüentemente, a distribuição das mulheres que tiveram filhas também não.

Keyfitz (2005) ressalta, entretanto, que sob o pressuposto de população estável, os resultados obtidos serão, inevitavelmente, conflitantes com as informações dos recenseamentos pelas seguintes razões: oscilações na fecundidade e na

mortalidade nos anos precedentes à pesquisa; presença de imigrantes de diferentes regimes demográficos; má declaração da idade e consequentes erros de estimação das taxas vitais; além de ausência de independência entre os nascimentos e as mortes, pressuposta no modelo de parentesco GKP.

Embora as implicações dos pressupostos de regime estável e independências das taxas vitais levem a estimativas das relações de parentesco que se desviam dos resultados observados nos censos, Keyftiz (2005) ressalta que, ao se tentar incorporar tais questões nos modelos utilizados, a reformulação matemática se tornaria extremamente complicada. O autor ainda afirma que a teoria pode ser adaptada para descrever certos tipos de mudanças no regime demográfico, associando-se, apropriadamente, as fórmulas à dinâmica das coortes. Mas, mesmo sendo possível, Keyftiz (2005) apenas adverte que, provavelmente, ninguém faria isso.

Por outro lado, Wajnman (2012) sugere que o contexto demográfico atual, especificamente o brasileiro, impede a adoção do pressuposto de estabilidade, sendo necessário adaptar o modelo GKP para incorporar a dinâmica das coortes. Ao comparar os resultados obtidos e as estimativas observadas no censo, Wajnman (2012) detecta a existência de seletividade na sobrevivência das mulheres que reportam ter mãe viva e a existência de seletividade na sobrevivência das mulheres quanto à parturição. A autora conclui que as estimativas encontradas servem para estabelecer os padrões de mudanças demográficas, isto é, as tendências na oferta de parentes, contudo, não se destinam a fornecer medidas exatas dessa mesma oferta por causa do pressuposto de independência.

Com a proposta de testar a independência da fecundidade entre familiares, Pullum e Wolf (1991) propõem o cálculo da correlação entre a frequência de irmãs, filhas e netas. Os autores encontram resultados ambíguos, os quais sugerem que a correlação não é um índice sensível para detectar se a herança reprodutiva ocorre. Análises numéricas indicam que o nível de herança reprodutiva deveria ser elevado para que se pudessem notar mudanças significativas nos níveis de fecundidade. Isso, porque a presença de correlação entre as estimativas de parentesco sofrem influência da idade e da sobrevivência, não incorporadas nas análises.

Referindo-se ao pressuposto de independência, Goodman, Keyfitz e Pullum (1975) justificam o uso de taxas marginais pela inexistência de taxas condicionais e ainda acrescentam que, se de fato existe dependência entre os nascimentos ocorridos entre idades diferentes da mãe, não é possível incorporar ajustes aos seus modelos de estimação de parentesco para tratar adequadamente os dados. Quanto ao pressuposto de estabilidade, Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) deixam claro que seus modelos foram desenvolvidos para uma população atual, desde que o regime de fecundidade e de mortalidade seja conhecido e as suposições relativas a esse regime sejam verificadas. Os autores reiteram que as fórmulas por eles apresentadas estão corretas para o que se destinam: calcular o número *esperado* de parentes na família resultante de um conjunto de taxas de mortalidade e fecundidade dadas.

2.2. Dinâmica demográfica, disponibilidade de parentes e métodos demográficos relacionados

A despeito das críticas, os resultados obtidos para as estimativas de parentes pelo método GKP mostram um comportamento plausível da dinâmica demográfica em termos de níveis, padrões e tendências, como ilustram alguns estudiosos.

Ao longo do ciclo de vida, Keyfitz (1986) mostra que, para cada coorte, o número médio de irmãos mais velhos nascidos vivos que uma pessoa teria é constante para todas as idades. De fato, uma vez nascido, não é possível adquirir irmãos mais velhos. Por outro lado, o número de irmãos mais novos nascidos vivos tende a crescer assintoticamente até, aproximadamente, os 25 anos, quando se mantém constante. Isso ocorre porque dificilmente se adquire novos irmãos da mesma mãe após essa idade. O autor mostra, ainda, que na medida em que se envelhece, naturalmente, o número de irmãos sobreviventes, tanto mais velhos quanto mais novos, tende a cair.

Com a transição demográfica, Keyfitz (2010) observa que o número de irmãos sobreviventes (incluindo irmãos mais velhos e mais novos) nas idades mais avançadas de ego é muito semelhante para coortes mais velhas e mais novas. No entanto, o número de irmãos sobreviventes (incluindo irmãos mais velhos e mais novos) durante a infância dessas coortes diferencia-se imensamente. Isso porque,

As diferenças em número de irmãos na velhice das coortes, deve-se, por um lado, ao efeito da alta mortalidade, principalmente a infantil, que reduz a média de irmãos gerados pela alta fecundidade para as coortes mais velhas e, por outro lado, a queda da fecundidade que reduz o número de irmãos nascidos vivos das coortes mais novas. Ao mesmo tempo, as diferenças em número de irmãos na infância das coortes deve-se à queda da mortalidade que garante a quase constância da baixa média de irmãos no ciclo de vida das coortes mais jovens.

Consequentemente, os baixos níveis da fecundidade moderna resultam não somente em poucos irmãos, mas em um reduzido número de tios, sobrinhos, primos e parentes colaterais de todos os graus. O que implica em uma redução do tamanho médio da família estendida e, principalmente, da família nuclear (KEYFTIZ, 1986).

No caso de diferentes regimes populacionais, Keyftiz (1986) observou que em uma população em crescimento,, os irmãos mais novos são em maior número que os mais velhos, e em uma população estacionária, há tantos irmãos mais novos quanto mais velhos. Quando o crescimento é positivo, a população é mais jovem, portanto há mais mulheres em idade reprodutiva e, conseqüentemente, mais filhos nascendo, que por sua vez, agregarão ao grupo dos irmãos mais novos.

Em vista da forte relação existente entre crescimento populacional e número de irmãos, Goldman (1978) demonstra que se pode calcular a taxa intrínseca de crescimento populacional com base no número médio de irmãos mais novos e mais velhos. Goldman (1978) conclui que esta é uma poderosa técnica a ser usada na ausência de dados vitais, mesmo que o método exija informações demográficas sobre a existência de irmãos mais velhos e mais novos. A relação aproximada entre a razão do número esperado de irmãos mais novos $E(Y)$ e do número esperado de irmãos mais velhos $E(\emptyset)$ de ego e a taxa de crescimento intrínseca r da população estável equivalente, proposta por Goldman (1978), é dada por:

$$\frac{E(Y)}{E(\emptyset)} \approx e^{rk},$$
(9)

onde k é a diferença média entre as idades de pares de irmãos.

Aparentemente, a técnica proposta por Goldman (1978) destina-se ao estudo demográfico de comunidades relativamente pequenas, onde o recenseamento dos parentes é factível, explica Wachter (1980). No entanto, a teoria da população estável, utilizada para desenvolver a aproximação alternativa para a taxa de crescimento, ignora toda variabilidade aleatória nas taxas vitais, acrescenta Wachter (1980). Isto significa que as ferramentas de estimação de parentesco e suas relações resultantes são insatisfatórias ao se desenvolver tal estimativa.

McDaniel e Hammel (1984), inspirados por Goldman (1978), propõem uma nova medida alternativa da taxa intrínseca de crescimento baseada nas medidas de parentescos, especificamente, no número esperado de irmãos mais velhos $E(F)$ e do número esperado de irmãos mais novos $E(L)$ entre todos os irmãos (decanos e caçulas, respectivamente), de tal forma que tem-se:

$$\frac{E(F)}{E(L)} = e^{r(A_l - A_f)}, \quad (10)$$

onde $(A_l - A_f)$ representa a diferença entre a idade média dos irmãos mais velhos e a idade média dos irmãos mais novos entre todos.

As novas relações dependem não somente da oferta de determinado tipo de parentesco, como dependem também de uma medida temporal de reprodução. A medida apresentada por McDaniel e Hammel (1984) resulta da diferença entre a idade média dos irmãos mais velhos (decanos) e a idade média dos irmãos mais novos (caçulas) entre todos, enquanto a medida de Goldman (1978) resulta da diferença média entre as idades de pares de irmãos. Apesar disso, para McDaniel e Hammel (1984) sua nova medida é mais robusta, pois é mais simples e está menos sujeita a variância amostral e a viés por má-declaração.

Mudanças no regime demográfico que causaram o envelhecimento da população, também provocaram o envelhecimento das relações geracionais. Segundo Murphy (2009, 2010), eventos que, tipicamente, ocorriam precocemente no ciclo de vida, como a morte dos avós e dos pais, assim como ter filhos e netos, passaram a ser postergados, o que resulta em diferentes transformações nas relações de parentesco. O autor mostra que a oferta de parentes ascendentes, como ter mãe

viva, é mais suscetível às mudanças ocorridas na mortalidade, ao passo que a oferta dos demais tipos de parentes, como o número de irmãos, é mais suscetível à instabilidade da fecundidade. Por exemplo: em função de grande proporção de famílias que opta pelo padrão familiar de filho único, o peso de zero irmão é potencializado pela presença dessas famílias e afeta fortemente a média de irmãos para baixo, esclarece Murphy (2009, 2010). O que impacta de forma semelhante nos níveis de parentescos colaterais, como tios, primos e sobrinhos. Por efeito das transformações familiares decorrentes da transição demográfica, a estrutura de parentesco caminha para a verticalização da família, ou para a família pé-de-feijão⁶, onde o número de parentes colaterais é reduzido.

Hammel (2005a) analisa a relação da dinâmica demográfica e as relações de parentesco sob o aspecto de choques populacionais através de microssimulação. O autor conclui que, em uma população estacionária, como esperado, não há mudanças nos padrões de parentesco. Já quando há choques que produzem taxas de crescimento positivas, como queda na mortalidade e/ou aumento da fecundidade, o número de parentes aumenta. Para choques que produzem taxas de crescimento negativas, como aumento na mortalidade e/ou queda da fecundidade, o efeito é contrário, isto é, o número esperado de parentes cai. Quando se aplicam choques alternados na fecundidade, são produzidos padrões complexos de serem descritos. A resposta inicial dos choques alternados é semelhante ao choque simples, contudo, com o tempo, esta resposta é modificada pelos subsequentes choques alternados. Enfim, os padrões de parentesco e a desigualdade na distribuição de parentes replicam os choques na fecundidade e a periodicidade das mudanças na estrutura etária.

Hammel (2005b) mostra que os grupos de parentes mudam em tamanho e com relativa desigualdade com mudanças demográficas. Os resultados obtidos pelo autor, por um modelo político de parentesco com abordagem microeconômica, permitem generalizar a relação existente entre a distribuição de parentes e crescimento populacional. Quando eleva-se a taxa de crescimento populacional, o número de parentes cresce e a variabilidade do tamanho dos grupos familiares tende a decrescer; e, quando a taxa de crescimento populacional cai, o número de

⁶*Beanpole Family.*

parentes cai e a variabilidade do tamanho dos grupos familiares tende a aumentar. O autor mostra indícios de como a dinâmica demográfica pode influenciar a oferta de parentesco, mas não explica, claramente, por qual razão o crescimento populacional afeta a distribuição dos familiares, tornando-a mais ou menos uniforme.

2.3. Variabilidade do número de irmãos: origem, implicações e métodos relacionados

Embora os pressupostos de população estável e de independência entre as taxas vitais tenham ganhado atenção dos estudiosos, o pressuposto de homogeneidade da população, por sua vez, merece maiores investigações. Nesse sentido, Ruggles (1993) alerta que o problema causado pela suposição de independência, na estimação de parentesco, relaciona-se tanto com a heterogeneidade de eventos demográficos na população, quanto com a homogeneidade observada dentro dos grupos familiares. Por isso, o autor sugere que o grau de homogeneidade dentro dos grupos familiares pode ser eficientemente analisado através de medidas que permitem a análise da heterogeneidade na população através da estratificação populacional.

Nesse sentido, uma das críticas pontuadas por Coresh e Goldman (1988) acerca dos modelos de parentescos GKP refere-se à suposição implícita de homogeneidade das funções de fecundidade e mortalidade, a qual sugere que a dinâmica populacional pode ser descrita por somente uma tabela de vida e uma curva de fecundidade, que, claramente, é usada para simplificar os cálculos, evitar a estimação de séries temporais demográficas e desviar-se da natureza da variabilidade nas taxas vitais.

Em resposta às críticas sobre a suposição de homogeneidade populacional implícita aos métodos de estimação de parentescos propostos, Goodman, Keyfitz e Pullum (1975) sugerem que se houver duas ou mais subpopulações, com funções de maternidades distintas, mas funções de sobrevivência idênticas, presentes em uma população heterogênea, então suas fórmulas podem ser facilmente modificadas. O número esperado de irmãs, assim como de tias, primas, etc., seria simplesmente a média ponderada das estimativas de parentesco de cada subpopulação. Estes

pesos, advertem os autores, produzirão sempre um valor esperado maior do que as estimativas não ponderadas geradas pelos seus métodos originais.

Desse modo, Coresh e Goldman (1988) se propõem a modificar os métodos de estimação de parentescos GKP, a fim de incorporar a heterogeneidade da fecundidade na análise dos filhos e dos irmãos. Apesar de permitir variabilidade na fecundidade por subgrupos da população, Coresh e Goldman (1988) julgam conveniente assumir fecundidade e mortalidade fixas ao longo do tempo. Dessa forma, os autores assumem diferentes tipos de fecundidade presentes na população e recalculam a fórmula do número esperado de parentes, ponderando-os pela probabilidade dos diferentes tipos de fecundidade das mulheres dos grupos em questão. Através de macrossimulações, Coresh e Goldman (1988) demonstram que o número médio de irmãos, nascidos vivos e sobreviventes para todas as idades de ego, é subestimado ao se considerar a fecundidade populacional homogênea, como esperado.

Outra forma de incorporar a heterogeneidade da fecundidade aos modelos de parentesco GKP, também proposta por Coresh e Goldman (1988), trata de uma simplificação do que foi feito anteriormente. Os autores assumem uma estrutura etária da fecundidade base e admitem que as demais estruturas existentes são diferentes apenas nos níveis, conservando-se, desse modo, o padrão base. Da mesma forma, os resultados obtidos indicam que o número médio de irmãos, nascidos vivos e sobreviventes, para todas as idades de ego, é subestimado ao se considerar a fecundidade populacional homogênea.

Cabe esclarecer que, embora as reformulações sugeridas por Coresh e Goldman (1988) levem em conta a existência de heterogeneidade da fecundidade, a heterogeneidade da mortalidade não foi incorporada nos métodos apresentados. Vale destacar que o cálculo de uma estimativa é de pequeno interesse intrínseco, quando a mortalidade é ignorada, pois, em geral, a mortalidade não é negligenciável, como lembram Goodman, Keyfitz e Pullum (1975). Isso deixa uma lacuna a ser preenchida na questão de como a heterogeneidade da fecundidade e a heterogeneidade da mortalidade podem afetar, simultaneamente, as relações de parentesco e, conseqüentemente, a dinâmica demográfica em uma população real.

Demógrafos têm constantemente ignorado a heterogeneidade da mortalidade, presumidamente, na pressuposição de que tal negligência resultasse em erros mínimos de estimação (MANTON E STALLARD, 1979). Mas isso não é verdade. Para tratar adequadamente essa situação, Manton, Stallard e Vaupel (1986) mostram que modelos de população heterogênea podem ser, simplesmente, construídos através de generalizações de modelos de população homogênea.

De fato, nessa mesma linha de raciocínio pode-se incorporar a heterogeneidade populacional na estimação de parentesco. Goodman, Keyfitz e Pullum (1975) explicam, que se as distintas funções de maternidade e a distribuição da população feminina, sujeita a essas distintas funções, são conhecidas, então o número esperado de cada tipo de parente será dado por uma média ponderada do número esperado de parentes das subpopulações homogêneas. Mas advertem que, a fim de que a suposição de estabilidade populacional se mantenha, é necessário que todos os grupos tenham a mesma taxa intrínseca de crescimento e que cada grupo represente uma proporção fixa sobre o total da população.

Embora tais recomendações tenham sido atendidas por Coresh e Goldman (1988), seus exercícios demográficos deixam, ainda, algumas lacunas a serem preenchidas sobre estudos de populações heterogêneas. Como, por exemplo, compreender a dinâmica da oferta de parentesco, particularmente a de irmãos, em uma população onde tais critérios não se aplicam. Nesta situação, faz-se necessário investigar, primeiramente e em maior profundidade, a diferença entre as estimativas de coorte e de período, já que o pressuposto de população estável, na maioria das vezes, é adotado na tentativa de compreender a dinâmica das relações de parentesco.

Há ainda um importante aspecto que deve ser entendido, primordialmente, na problemática da estimação de parentesco intrínseco às populações, de um modo em geral que está fortemente relacionado à heterogeneidade populacional: a variabilidade populacional. Sob outro aspecto, a heterogeneidade populacional ganha espaço na discussão literária quanto à diferença existente entre a distribuição do número de irmãos de um indivíduo escolhido aleatoriamente e a distribuição do número de filhos de um indivíduo escolhido aleatoriamente.

Ao analisar dados censitários brasileiros, Cavenaghi e Goldani (1993) procuram identificar a diferença nos tamanhos das famílias sob a perspectiva das mulheres, em termos de número médio de filhos, e sob a perspectiva das crianças, em termos de número médio de irmãos. Para mensurar o tamanho da família das mulheres, as autoras propõem o cálculo da descendência média final.

Com efeito, define-se a descendência média final da seguinte forma:

$$DMF = p(1+) + p(2+) + p(3+) + \dots, \quad (11)$$

onde $p(i+)$ representa a proporção de mulheres que já tiveram pelo menos i filhos.

Já o número médio de filhos define-se pela fração f_n , que também pode ser interpretada como a proporção de mulheres com parturição completa n . Assim sendo, tem-se que a parturição média e o número médio de filhos são dados, respectivamente, por:

$$F = \sum_{n=1}^m f_n \cdot n, \quad (12)$$

$$S = \sum_{n=1}^m \frac{f_n \cdot n}{\sum_{n=1}^m f_n \cdot n} = \frac{\sum_{n=1}^m f_n \cdot n^2}{F}, \quad (13)$$

onde m é a parturição máxima considerada.

Cavenaghi e Goldani (1993) observam que, tanto a descendência média final, como o número médio de irmãos, apresentam diferentes padrões quando se toma a distribuição das crianças por região de residência, cor e nível de instrução da mãe. Para as autoras, tais atributos das mulheres, assim como suas coortes de origem influem no grau de heterogeneidade da fecundidade. A heterogeneidade é intrínseca à fecundidade, por isso a média de filhos, componente da família sob a perspectiva da mulher, e a média de irmãos, componente da família sob a perspectiva das crianças, são diferentes. Para Preston (1976), o que se precisa ter claro é que

medidas demográficas baseadas em mulheres não são perfeitamente compatíveis com as medidas demográficas das crianças. O tamanho da família é uma dessas medidas.

Ao empregar microssimulação, Murphy (2009, 2010) também encontra uma diferença significativa entre o número médio de irmãos e de filhos entre as famílias estudadas, onde o excesso de irmãos é notadamente claro. O autor esclarece que, interessantemente, esse fenômeno se reforça por duas razões demográficas. Primeiramente, mulheres sem filhos não entram nos cálculos do número de médio dos irmãos, assim, alta proporção de mulheres sem filhos na população resulta em um tamanho médio elevado da família da população restante, o que elevaria o número de irmãos nas famílias que entram nos cálculos. E, em segundo, o que foi percebido anteriormente por Preston (1976) e Waught (1981), ao se calcular o número médio de filhos, tem-se que os filhos de cada mulher entram uma única vez nas contas. Em contrapartida, ao se calcular o número médio de irmãos, tem-se que os filhos de cada mulher são contabilizados como irmãos uma vez para cada filho da mulher. Se o tamanho do grupo de irmãos é n , então cada mulher é ponderada por $n - 1$ vezes ao se contabilizar o número de irmãos.

Ao estimar o número médio de irmãs, para várias idades, pelo método GKP, Keyftiz (2005) encontra valores bem próximos da taxa bruta de reprodução e levanta o questionamento se o número de irmãs havia sido equivocadamente superestimado, contabilizando-se ego entre as irmãs. Keyftiz (2005) esclarece que não. Segundo o autor, esse fenômeno, denominado por ele de paradoxo, origina-se no método – no pressuposto de que a probabilidade de ter filho é independente do número de filhos tidos, em qualquer momento da vida da mulher (KEYFTIZ, 2005).

Para explicar o paradoxo, Keyftiz (2005) esclarece que a diferença entre as médias de irmãos e de filhos pode ser descrita em termos de variância. Seja f_n a fração de filhos em famílias (ou de mulheres) com n filhos, tal que $f_0 + f_1 + f_2 + \dots = 1$. O número médio de filhos é então dado por:

$$F = 0f_0 + 1f_1 + 2f_2 + \dots$$

(14)

e a variância da distribuição dos filhos σ^2 segue sendo:

$$\sigma^2 = 0^2 f_0 + 1^2 f_1 + 2^2 f_2 + \dots \quad (15)$$

Enquanto o tamanho médio do grupo de irmãos vem, naturalmente, das frações f_n da seguinte forma:

$$\frac{(0)(0f_0) + (1)(1f_1) + (2)(2f_2) + (3)(3f_3) + \dots}{0f_0 + 1f_1 + 2f_2 + 3f_3 + \dots} = \frac{\sigma^2}{F} + F. \quad (16)$$

Keyftiz (2005) observa que o tamanho médio do grupo de irmãos é sempre maior do que a média de filhos. Isso porque o tamanho médio do grupo de irmãos é igual ao número médio de filhos mais o termo positivo σ^2/F , que representa a variância média. Consequentemente, o número médio de irmãos de uma pessoa aleatória segue do tamanho médio do grupo de irmãos menos um, isto é, $S = (\sigma^2/F) + F - 1$.

Conclui-se, portanto, que essas estimativas irão diferir entre si proporcionalmente à extensão da heterogeneidade da fecundidade, ou seja, quanto maior a variabilidade da parturição, maior será o paradoxo causado pelo excesso de irmãos. Quanto mais distribuídos uniformemente forem os nascimentos, menor será o paradoxo.

Além da oferta de parentes, em termos de média, e sua relação com a dinâmica demográfica, as relações de parentesco também ganham atenção no tocante à frequência de parentes na população. Baseando-se na média e na variância da distribuição das parturições completas, Pullum (1982) desenvolve funções de probabilidade que descrevem a existência ou não de vários tipos de parentesco e encontra resultados interessantes e esperados para o contexto demográfico atual. Em um cenário plausível da transição demográfica para a estabilidade, Pullum (1982) conjectura a existência de nenhum ou de poucos irmãos, tios, primos, sobrinhos ou netos para considerável parcela da população. Demonstrando a necessidade de maior aprofundamento na análise da distribuição dos parentes na população.

3 ESTRATÉGIAS METODOLÓGICAS

Nossas estratégias metodológicas se dividem, basicamente, em duas partes: a primeira é a estimação da disponibilidade de irmãs e irmãos (apresentada na Seção 3.3), o que muda a definição original de ego (apresentada na Seção 3.2), e a segunda é a estimação da variabilidade do número de irmãs e irmãos (apresentada na Seção 3.4).

A fim de investigar a dinâmica e as tendências da disponibilidade de irmãs e irmãos aplicamos uma adaptação do método de Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) para a estimação do número esperado de irmãs (descrito em (1)-(4) no Capítulo 2, Seção 2.1). Vale lembrar que, originalmente, a metodologia GKP destina-se a gerar estimativas femininas e, por isso, precisamos gerar estimativas masculinas. Assim, propomos calcular separadamente os irmãos (homens) e as irmãs (mulheres), com pequenas alterações nas fórmulas originais para o cálculo das estimativas masculinas. Esses métodos são apresentados na Seção 3.3.1 e na Seção 3.3.2, sob duas perspectivas distintas.

Há ainda outras modificações necessárias incorporadas na Seção 3.3.1 e na Seção 3.3.2. Dado que os modelos de estimação GKP (descritos em (1)-(4) no Capítulo 2, Seção 2.1) caracterizam-se por serem composições de funções contínuas, precisamos adaptá-los para o uso de dados empíricos. Dessa forma, empregaremos funções de fecundidade e mortalidade (ou sobrevivência) discretas que correspondam às funções de fecundidade e mortalidade (ou sobrevivência) contínuas originalmente empregadas.

Além disso, nossa estratégia metodológica compreende a estimação de irmãs e irmãos sob duas perspectivas distintas: coorte e estabilidade demográfica. Onde pretendemos investigar qual a relação entre as diferenças das estimativas de parentes sob ambas as perspectivas no tempo e por idade. Esclarecemos que diante das particularidades de cada perspectiva, há necessidade de adaptação das fórmulas matemáticas a cada situação. Para isso, basta que cada taxa aplicada aos cálculos acompanhe a dinâmica que está sendo analisada. Esses métodos são apresentados respectivamente na Seção 3.3.1 e na Seção 3.3.2.

Em seguida, para investigar a dinâmica e as tendências da variabilidade do número de irmãs e irmãos, propomos um novo método matemático que desenvolvemos, baseado nos mesmos pressupostos dos modelos GKP. Esse método é apresentado na Seção 3.4 e visa a estimação da distribuição de prevalência de pessoas, segundo o número de irmãs e irmãos que possui, com base em informações transversais. Isto significa que a análise da variabilidade do número de irmãs e irmãos restringe-se somente à perspectiva de estabilidade populacional.

Essa restrição é necessária, em virtude da complexidade do modelo desenvolvido exigir recursos computacionais que transcendem aqueles disponíveis no momento de desenvolvimento da tese. Ademais, os ganhos pelo emprego de softwares mais sofisticados implicariam em estimativas que difeririam somente na terceira ou quarta casa decimal das estimativas para coortes. Diferenças que, em grande parte, não poderiam ser percebidas, já que as informações das coortes estudadas produzem estimativas incompletas. Por fim, a análise da disponibilidade de irmãs e irmãos sob as duas perspectivas, coorte e estabilidade demográfica, mostra-se suficiente para o objetivo de investigar a compatibilidade das duas formas de estimação.

3.1 Série de dados

Para estimarmos a disponibilidade de irmãs e irmãos por coortes de nascimento e períodos compreendidos de 1930 a 2010, contamos com os dados construídos por Wajnman (2012). Em suas estimativas da oferta de parentes feitas para os anos de 1960, 1970, 1980, 1990, 2000, 2010, a autora reconstrói funções de fecundidade e de mortalidade por coortes, desde o ano de 1875 até 2010.

Para as funções de taxas específicas de fecundidade por idade, foram utilizadas duas fontes de dados. A primeira são funções de fecundidade por coorte apresentadas por Horta, Carvalho e Frias (2000), para coortes de mulheres que entraram no período reprodutivo entre 1905 e 1980. A outra fonte utilizada foram as funções de fecundidade por período quinquenal utilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) na atualização de 2008 para as projeções populacionais. Como essas últimas eram estimativas por períodos, foi necessário recompor funções de taxas específicas por coortes de mulheres entrando no período

reprodutivo entre 1980 e 2010. Para o período entre 1875 e 1905, assumiu-se que as funções mantiveram-se constantes e iguais à função de 1905.

Para a estimativa da distribuição de nascimentos das filhas segundo a idade das mulheres, para cada período foi necessário utilizar as taxas específicas de fecundidade por período e as populações das estimativas do IBGE por período e idade.

Para as funções de mortalidade, na ausência de uma série histórica de óbitos por coorte, optou-se por construir, primeiro, funções de período, que serviram de base para a recomposição das funções de coorte. Para esse propósito, tomou-se, inicialmente, o nível geral de mortalidade por ano calendário, a cada cinco anos, a partir das informações do IBGE sobre a expectativa de vida ao nascer por sexo no Brasil, disponíveis para vários dos anos entre 1910 e 2010. Na ausência da informação para um ano específico, a expectativa de vida foi estimada por interpolação linear. Para os anos anteriores a 1910, assumiu-se que a expectativa de vida ao nascer manteve-se constante e igual à expectativa de vida ao nascer em 1910. O segundo passo foi construir as funções de mortalidade por idade, para cada ano calendário. Optou-se, assim, pela solução simplificadora de adotar as funções por idade de uma mesma família de tabelas modelo, para todo o período de análise. Foi escolhido o modelo Oeste de Coale e Demeny, em função do seu maior grau de generalidade. Sendo assim, as funções de mortalidade por idade da família Oeste de Coale e Demeny foram interpoladas de tal forma que correspondessem às expectativas de vida ao nascer fornecidas pelo IBGE para cada ano. Dado que a idade máxima das tabelas modelo é 80 anos, utilizou-se um modelo logístico para estimar as probabilidades de mortalidade entre as idades de 80 e 130 anos (Preston, Heuveline e Guillot; 2001). Finalmente, construída a série histórica de funções de mortalidade por idade, sexo e ano, foi possível reconstituir as funções de coorte.

As séries de dados demográficos empregadas nesta tese estão estimadas, portanto, para cada cinco anos do período compreendido entre 1880-2010 e por grupos etários quinquenais. Os dados de mortalidade descrevem a sobrevivência até 115 anos, quando for o caso, ao passo que o período reprodutivo limita-se às idades compreendidas entre 15 e 49 anos. Acreditamos que esta restrição possa incorrer no erro de subestimar o número de filhos, já que não incorpora a fecundidade

precoce que ocorre entre mulheres de 10 a 14 anos, bem como a fecundidade tardia que ocorre entre as mulheres de 50 a 54 anos. Acreditamos, no entanto, que isso não influencie significativamente as médias ou mude as tendências observadas nas estimativas de irmãs e irmãos.

A fim de gerar estimativas para grupos etários unitários ou por idade simples, propomos a interpolação da fecundidade acumulada dentro de cada grupo etário através dos multiplicadores de Grabill. Da mesma forma, realizamos a redistribuição das mulheres que tiveram filhos por idade simples. Como a soma total das estimativas não se conservou, a diferença foi então redistribuída proporcionalmente em cada idade. Já a sobrevivência foi recalculada por idade simples partindo do pressuposto implícito da tábua de vida de que os óbitos ocorridos dentro de cada intervalo etário se distribuem uniformemente dentro do mesmo intervalo.

Assumimos, finalmente, que as coortes cujo ano de nascimento pertença ao mesmo quinquênio estão submetidas às mesmas funções de maternidade e sobrevivência, uma vez que os dados originais são estimados para grupos quinquenais.

3.2 Ego

Ao desenvolver as fórmulas matemáticas em seus modelos, GKP definem *ego* como sendo a pessoa de referência para quem se estima o número esperado de parentes, na condição de que *ego* seja *uma mulher viva* escolhida aleatoriamente. Porém, ao modelarmos a estimação dos irmãos (sexo masculino) e ao incorporá-los às estimativas das irmãs (sexo feminino), *ego* passa a ser uma pessoa média que pode assumir qualquer um dos sexos. Assim, sem a necessidade de qualquer formulação matemática, *ego* passa a ser definido como sendo a pessoa de referência para quem se estima o número esperado de parentes (neste caso, irmãs e irmãos), na condição de que *ego* seja *uma mulher viva ou um homem vivo* escolhida(o) aleatoriamente.

3.3 Estimação da disponibilidade de irmãs e irmãos

Os modelos matemáticos desenvolvidos por Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) ganharam especial atenção na demografia, não somente por permitirem a estimação da oferta de diversos parentescos, empregando somente as funções de fecundidade

e de mortalidade tradicionalmente conhecidas, como também por suas limitações e pressupostos. A restrição dos modelos de apenas um sexo e a suposição de estabilidade demográfica assumida nos cálculos, frequentemente questionadas na literatura, são modeladas nas duas seções seguintes, configurando-se como um avanço das técnicas originais, embora o pressuposto de homogeneidade das taxas vitais seja ainda mantido.

Em nossa modelagem, propomos aproximações discretas das fórmulas matemáticas para a estimação da disponibilidade de irmãs (descritas em (1)-(4) no Capítulo 2, Seção 2.1), onde empregamos funções definidas para grupos etários unitários. Nas duas próximas seções, 3.3.1 e 3.3.2, apresentamos as estimativas tanto femininas (irmãs), quanto masculinas (irmãos), sendo que a análise na primeira seção se refere às estimativas de coortes, ao passo que a análise da segunda seção foca estimativas que seriam obtidas em cenários de estabilidade demográfica.

3.3.1 Perspectiva de coorte

A lógica empregada nos modelos de coorte apresentados nesta seção segue o mesmo raciocínio empregado por GKP nas fórmulas (1)-(4) (descritas no Capítulo 2, Seção 2.1): os irmãos e as irmãs de ego são os filhos e as filhas da possível mãe de ego. Diz-se possível mãe de ego, porque ego poderia ter nascido em qualquer momento do período reprodutivo feminino, tornando a idade da sua mãe uma variável aleatória. Assim, se faz necessário calcular o número de filhos e filhas que a possível mãe de ego poderia ter tido em qualquer idade y , desde que antes e depois de seu nascimento, ocorrido na idade x . Por conseguinte, para se estimar o número total de irmãos e irmãs de ego, é preciso estimar, separadamente, seus irmãos e irmãs mais novos e seus irmãos e irmãs mais velhos. Dessa forma, o número esperado de irmãos nascidos vivos e o número esperado de irmãs nascidas vivas, ambos mais velhos, que ego teria, na idade simples a no tempo t , são respectivamente

$$\sum_{x=\alpha+1}^{x=\beta} \left[\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^M(t-a-x+y) \right] {}_1W_x(t-a)$$

(17)

$$\sum_{x=\alpha+1}^{x=\beta} \left[\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^F(t-a-x+y) \right] {}_1W_x(t-a), \quad (18)$$

onde α e β são a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino; ${}_1F_y^M$ e ${}_1F_y^F$ são as taxas específicas de fecundidade por idade simples de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente, observadas no tempo $t-a-x+y$; e ${}_1W_x$ é a distribuição etária, por idade simples, das mulheres que tiveram filhas ou filhos nascidos vivos na população no momento do nascimento de ego, $t-a$.

Estas fórmulas (17-18) nos dizem que o número esperado de irmãos e irmãs mais velhos nascidos vivos são, na realidade, uma média de $\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^M(t-a-x+y)$ e $\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^F(t-a-x+y)$, que representam o número esperado de filhos e filhas nascidas vivas da possível mãe de ego tidos antes de seu nascimento, dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y < x$), ponderada pela distribuição etária das mulheres ${}_1W_x(t-a)$ que tiveram filhos e filhas nascidos vivos na população no momento do nascimento de ego (no tempo $t-a$).

Observe que, em (17-18), o número de irmãs e irmãos mais velhos nascidos vivos continua não dependendo da idade de ego, como nas fórmulas originais. O que depende da idade de ego, na verdade, é o ano de nascimento do(a) irmão(ã) de ego $t-a-x+y$, já que estamos tratando de diferentes coortes de nascimento.

O número esperado de irmãos sobreviventes e o número esperado de irmãs sobreviventes, ambos mais velhos, que ego teria na idade a no tempo t , são, respectivamente:

$$\sum_{x=\alpha+1}^{x=\beta} \left[\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^M(t-a-x+y) {}_1L_{a+x-y}^M(t) \right] {}_1W_x(t-a) \quad (19)$$

$$\sum_{x=\alpha+1}^{x=\beta} \left[\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^M(t-a-x+y) {}_1L_{a+x-y}^F(t) \right] {}_1W_x(t-a), \quad (20)$$

onde, novamente, α e β são a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino; ${}_1F_y^M$ e ${}_1F_y^F$ são as taxas específicas de fecundidade por idade simples de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente, observadas no tempo $t - a - x + y$; ${}_1W_x$ é a distribuição etária por idade simples das mulheres que tiveram filhas ou filhos nascidos vivos na população no momento do nascimento de ego, $t - a$; ${}_1L_{a+x-y}^M$ e ${}_1L_{a+x-y}^F$ são as proporções de sobreviventes do sexo masculino e feminino, respectivamente, observadas no tempo t da coorte de nascimento, dos irmãos e das irmãs, em $t - a - x + y$.

Estas fórmulas (19-20) nos dizem que o número esperado de irmãos e irmãs mais velhos sobreviventes são, na realidade, uma média de $\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^M(t-a-x+y) {}_1L_{a+x-y}^M(t)$ e $\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^F(t-a-x+y) {}_1L_{a+x-y}^F(t)$, que representam o número esperado de filhos e filhas sobreviventes da possível mãe de ego tidos antes de seu nascimento, dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y < x$), ponderada pela distribuição etária das mulheres ${}_1W_x(t-a)$ que tiveram filhos e filhas nascidos vivos na população no momento do nascimento de ego (no tempo $t - a$).

Note que o número de irmãos mais velhos (incluindo as irmãs), seja de nascidos vivos ou sobreviventes, é sempre zero, se a idade da mãe de ego ao seu nascimento é a idade inicial do período reprodutivo feminino ($x = \alpha$). De fato, mulheres que acabaram de entrar no período reprodutivo não podem gerar irmãs e irmãos mais velhos. Note, também, que mulheres com a idade final do período reprodutivo feminino ($x = \beta$) não podem gerar irmãos mais velhos (incluindo as irmãs) nessa idade. Isso, porque ego não poderia nascer depois do fim do período reprodutivo feminino.

Já para o cálculo dos irmãos e irmãs mais novos de ego na idade a , introduz-se a condição (razão) de sobrevivência de sua mãe após seu nascimento até o nascimento de seu irmão. Assim, o número esperado de irmãos nascidos vivos e o

número esperado de irmãs nascidas vivas, ambos mais novos, que ego teria na idade a no tempo t , são, respectivamente:

$$\sum_{x=\alpha}^{x=\beta-1} \left[\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t-a-x+y)}{{}_1L_x^F(t-a)} {}_1F_y^M(t-a-x+y) \right] {}_1W_x(t-a) \quad (21)$$

$$\sum_{x=\alpha}^{x=\beta-1} \left[\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t-a-x+y)}{{}_1L_x^F(t-a)} {}_1F_y^F(t-a-x+y) \right] {}_1W_x(t-a), \quad (22)$$

sendo α e β são a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino; ${}_1F_y^M$ e ${}_1F_y^F$ são as taxas específicas de fecundidade por idade simples de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente, observadas no tempo $t-a-x+y$; ${}_1W_x$ é a distribuição etária por idade simples das mulheres que tiveram filhas ou filhos nascidos vivos na população no momento do nascimento de ego $t-a$; ${}_1L_y^F / {}_1L_x^F$ é a chance de sobrevivência das possíveis mães de ego a contar do nascimento de ego até o nascimento de seu irmão ou de sua irmã (entre as idades x e y e entre os períodos $t-a$ e $t-a-x+y$).

Estas fórmulas (21-22) nos dizem que o número esperado de irmãos e irmãs mais novos nascidos vivos são, na realidade, uma média de $\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t-a-x+y)}{{}_1L_x^F(t-a)} {}_1F_y^M(t-a-x+y)$ e $\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t-a-x+y)}{{}_1L_x^F(t-a)} {}_1F_y^F(t-a-x+y)$ que representam o número esperado de filhos e filhas nascidos vivos da possível mãe de ego, tidos depois de seu nascimento e condicionado à sobrevivência da mãe ao nascimento da(o) irmã(o), dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y > x$), ponderada pela distribuição etária das mulheres ${}_1W_x(t-a)$ que tiveram filhos e filhas nascidos vivos na população, no momento do nascimento de ego (no tempo $t-a$).

Por fim, o número esperado de irmãos sobreviventes e o número esperado de irmãs sobreviventes, ambos mais novos, que ego teria na idade a , no tempo t , são, respectivamente:

$$\sum_{x=\alpha}^{x=\beta-1} \left[\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t-a-x+y)}{{}_1L_x^F(t-a)} {}_1F_y^M(t-a-x+y) {}_1L_{a+x-y}^M(t) \right] {}_1W_x(t-a) \quad (23)$$

$$\sum_{x=\alpha}^{x=\beta-1} \left[\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t-a-x+y)}{{}_1L_x^F(t-a)} {}_1F_y^F(t-a-x+y) {}_1L_{a+x-y}^F(t) \right] {}_1W_x(t-a), \quad (24)$$

Sendo que α e β são a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino; ${}_1F_y^M$ e ${}_1F_y^F$ são as taxas específicas de fecundidade, por idade simples, de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente, observadas no tempo $t-a-x+y$; ${}_1W_x$ é a distribuição etária por idade simples das mulheres que tiveram filhas ou filhos nascidos vivos na população, no momento do nascimento de ego $t-a$; ${}_1L_y^F / {}_1L_x^F$ é a chance de sobrevivência das possíveis mães de ego, a contar do nascimento de ego até o nascimento de seu irmão ou de sua irmã (entre as idades x e y e entre os momentos $t-a$ e $t-a-x+y$); ${}_1L_{a+x-y}^M$ e ${}_1L_{a+x-y}^F$ são as proporções de sobreviventes do sexo masculino e feminino, respectivamente, observadas no tempo t da coorte de nascimento, dos irmãos e das irmãs, em $t-a-x+y$.

Estas fórmulas (23-24) nos dizem que o número esperado de irmãos e irmãs mais novos sobreviventes são, na realidade, uma média de

$$\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t-a-x+y)}{{}_1L_x^F(t-a)} {}_1F_y^M(t-a-x+y) {}_1L_{a+x-y}^M(t) \quad e$$

$$\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t-a-x+y)}{{}_1L_x^F(t-a)} {}_1F_y^F(t-a-x+y) {}_1L_{a+x-y}^F(t),$$

que representam o número esperado de filhos e filhas sobreviventes da possível mãe, de ego tidos depois de seu nascimento e condicionado à sobrevivência da mãe ao nascimento da(o) irmã(o), dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y > x$), ponderada pela

distribuição etária das mulheres ${}_1W_x(t-a)$ que tiveram filhos e filhas nascidos vivos na população, no momento do nascimento de ego (no tempo $t-a$).

Observe, ainda, que os nascimentos das irmãs e dos irmãos mais velhos de ego não são condicionados à sobrevivência de sua mãe, dado que para ego nascer, sua mãe tinha que estar viva.

Note que o número de irmãs e irmãos mais novos, nascido vivo ou sobrevivente, é sempre zero quando ego é recém-nascido(a), isto é, recém-nascidos podem ter somente irmãs e irmãos mais velhos. Além disso, o número de irmãs e irmãos mais novos, nascido vivo ou sobrevivente, é sempre zero se a idade da mãe de ego ao seu nascimento é a idade final do período reprodutivo feminino ($x = \beta$), dado que mulheres que encerraram o período reprodutivo não podem gerar mais filhos(as). Analogamente, mulheres no início do período reprodutivo ($x = \alpha$) não geram irmãs e irmãos mais novos, pois ego precisa nascer antes de seus irmãos e irmãs.

3.3.2 Perspectiva de estabilidade demográfica

A lógica empregada nos modelos de cenários de estabilidade demográfica apresentados nesta seção segue o mesmo raciocínio empregado por GKP nas fórmulas (1)-(4) (descritas no Capítulo 2, Seção 2.1): os irmãos e as irmãs de ego são os filhos e as filhas da possível mãe de ego. Diz-se possível mãe de ego, porque ego poderia ter nascido em qualquer momento do período reprodutivo feminino, tornando a idade da sua mãe uma variável aleatória. Assim, se faz necessário calcular o número de filhos e filhas que a possível mãe de ego poderia ter tido em qualquer idade y , desde que antes e depois de seu nascimento, ocorrido na idade x . Por conseguinte, para se estimar o número total de irmãos e irmãs de ego, é preciso calcular, separadamente, seus irmãos e irmãs mais novos e seus irmãos e irmãs mais velhos.

A única diferença entre os modelos de coorte e os modelos de cenários de estabilidade é a referência temporal. Enquanto, no estudo de coortes, as taxas vitais (taxas específicas de fecundidade e de mortalidade) acompanham a cronologia da idade dos membros das coortes, no estudo de cenários de estabilidade, as taxas vitais empregadas são transversais, isto é, taxas que têm como referência um único

período (ano), já que em uma situação de estabilidade demográfica, as taxas são constantes todo tempo, não havendo diferença entre as de coorte e de período.

Dessa forma, o número esperado de irmãos nascidos vivos e o número esperado de irmãs nascidas vivas, ambos mais velhos, que ego teria, na idade simples a no tempo t , são respectivamente:

$$\sum_{x=\alpha+1}^{x=\beta} \left[\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^M(t) \right] {}_1W_x(t) \quad (25)$$

$$\sum_{x=\alpha+1}^{x=\beta} \left[\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^F(t) \right] {}_1W_x(t), \quad (26)$$

onde α e β são a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino; ${}_1F_y^M$ e ${}_1F_y^F$ são as taxas específicas de fecundidade por idade simples de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente; e ${}_1W_x$ é a distribuição etária por idade simples das mulheres que tiveram filhas ou filhos nascidos vivos na população. Dado que nenhuma função varia com o tempo, a notação (t) , empregada nas fórmulas acima (25-26) e nas demais fórmulas desta seção (27-32), é apenas para diferenciar as funções de coortes das funções de período.

Estas fórmulas (25-26) nos dizem que o número esperado de irmãos e irmãs mais velhos nascidos vivos são, na realidade, uma média de $\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^M(t)$ e de $\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^F(t)$ que representam o número esperado de filhos e filhas nascidas vivas da possível mãe de ego tidos antes de seu nascimento, dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y < x$), ponderada pela distribuição etária das mulheres ${}_1W_x(t)$ que tiveram filhos e filhas nascidos vivos na população no tempo t em uma situação de estabilidade demográfica.

Observe que, em (25-26), o número de irmãs e irmãos mais velhos nascidos vivos continua não dependendo da idade de ego, como nas fórmulas originais, pois

depende da idade da mãe de ego ao seu nascimento e, logicamente, ao nascimento de seus irmãos.

O número esperado de irmãos sobreviventes e o número esperado de irmãs sobreviventes, ambos mais velhos, que ego teria na idade a no tempo t , são, respectivamente:

$$\sum_{x=\alpha+1}^{x=\beta} \left[\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^M(t) {}_1L_{a+x-y}^M(t) \right] {}_1W_x(t) \quad (27)$$

$$\sum_{x=\alpha+1}^{x=\beta} \left[\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^F(t) {}_1L_{a+x-y}^F(t) \right] {}_1W_x(t), \quad (28)$$

onde, novamente, α e β são a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino; ${}_1F_y^M$ e ${}_1F_y^F$ são as taxas específicas de fecundidade por idade simples de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente; ${}_1W_x$ é a distribuição etária por idade simples das mulheres que tiveram filhas ou filhos nascidos vivos na população; ${}_1L_{a+x-y}^M$ e ${}_1L_{a+x-y}^F$ são as proporções de sobreviventes do sexo masculino e feminino, respectivamente. Vale lembrar novamente que, as funções de fecundidade e mortalidade (sobrevivência) empregadas nas fórmulas (27-28) são aquelas observadas no período t .

Estas fórmulas (27-28) nos dizem que o número esperado de irmãos e irmãs mais velhos nascidos vivos são, na realidade, uma média de $\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^M(t)$ e $\sum_{y=\alpha}^{y=x-1} {}_1F_y^F(t)$ que representam o número esperado de filhos e filhas nascidas vivas da possível mãe de ego tidos antes de seu nascimento, dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y < x$), ponderada pela distribuição etária das mulheres ${}_1W_x(t)$ que tiveram filhos e filhas nascidos vivos na população, no tempo t , em uma situação de estabilidade demográfica.

Analogamente às demais versões dos modelos de estimação de parentes (GKP ou sob a perspectiva de coorte), o número de irmãos mais velhos (incluindo as irmãs),

sejam nascidos vivos ou sobreviventes, é sempre zero se a idade da mãe de ego ao seu nascimento é a idade inicial do período reprodutivo feminino ($x = \alpha$). De fato, mulheres que acabaram de entrar no período reprodutivo não podem gerar irmãos e irmãs mais velhos. Note, também, que mulheres com a idade final do período reprodutivo feminino ($x = \beta$) não podem gerar irmãos mais velhos (incluindo as irmãs) nessa idade. Isso, porque, ego não poderia nascer depois do fim do período reprodutivo feminino.

Já para o cálculo dos irmãos e irmãs mais novos de ego na idade a , introduz-se a condição (razão) de sobrevivência de sua mãe após seu nascimento até o nascimento de seu irmão. Assim, o número esperado de irmãos nascidos vivos e o número esperado de irmãs nascidas vivas, ambos mais novos, que ego teria na idade a no tempo t , são, respectivamente:

$$\sum_{x=\alpha}^{x=\beta-1} \left[\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t)}{{}_1L_x^F(t)} {}_1F_y^M(t) \right] {}_1W_x(t) \quad (29)$$

$$\sum_{x=\alpha}^{x=\beta-1} \left[\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t)}{{}_1L_x^F(t)} {}_1F_y^F(t) \right] {}_1W_x(t), \quad (30)$$

sendo α e β a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino; ${}_1F_y^M$ e ${}_1F_y^F$ são as taxas específicas de fecundidade por idade simples de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente; ${}_1W_x$ é a distribuição etária por idade simples das mulheres que tiveram filhas ou filhos nascidos vivos na população; ${}_1L_y^F / {}_1L_x^F$ é a chance de sobrevivência das possíveis mães de ego a contar do nascimento de ego até o nascimento de seu irmão ou de sua irmã (entre as idades x e y). Observe que todas as funções empregadas têm como referência o mesmo período t .

Estas fórmulas (29-30) nos dizem que o número esperado de irmãos e irmãs mais novos nascidos vivos são na realidade uma média de $\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t)}{{}_1L_x^F(t)} {}_1F_y^M(t)$ e

$\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t)}{{}_1L_x^F(t)} {}_1F_y^F(t)$ que representam o número esperado de filhos e filhas nascidos vivos da possível mãe de ego tidos depois de seu nascimento e condicionado à sobrevivência da mãe ao nascimento da(o) irmã(o), dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y > x$), ponderada pela distribuição etária das mulheres ${}_1W_x(t)$ que tiveram filhos e filhas nascidos vivos na população no momento t em uma situação de estabilidade demográfica.

Por fim, o número esperado de irmãos sobreviventes e o número esperado de irmãs sobreviventes, ambos mais novos, que ego teria na idade a no tempo t , são, respectivamente:

$$\sum_{x=\alpha}^{x=\beta-1} \left[\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t)}{{}_1L_x^F(t)} {}_1F_y^M(t) {}_1L_{a+x-y}^M(t) \right] {}_1W_x(t) \quad (31)$$

$$\sum_{x=\alpha}^{x=\beta-1} \left[\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t)}{{}_1L_x^F(t)} {}_1F_y^F(t) {}_1L_{a+x-y}^F(t) \right] {}_1W_x(t), \quad (32)$$

sendo α e β a idade inicial e a idade final, respectivamente, do período reprodutivo feminino; ${}_1F_y^M$ e ${}_1F_y^F$ são as taxas específicas de fecundidade por idade simples de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente; ${}_1W_x$ é a distribuição etária por idade simples das mulheres que tiveram filhas ou filhos nascidos vivos na população; ${}_1L_y^F / {}_1L_x^F$ é a chance de sobrevivência das possíveis mães de ego a contar do nascimento de ego até o nascimento de seu irmão ou de sua irmã (entre as idades x e y); ${}_1L_{a+x-y}^M$ e ${}_1L_{a+x-y}^F$ são as proporções de sobreviventes do sexo masculino e feminino, respectivamente.

Estas fórmulas (31-32) nos dizem que o número esperado de irmãos e irmãs mais novos sobreviventes são na realidade uma média de $\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t)}{{}_1L_x^F(t)} {}_1F_y^M(t) {}_1L_{a+x-y}^M(t)$ e $\sum_{y=x+1}^{y=x+a} \frac{{}_1L_y^F(t)}{{}_1L_x^F(t)} {}_1F_y^F(t) {}_1L_{a+x-y}^F(t)$ que representam o número esperado de filhos e

filhas sobreviventes da possível mãe de ego tidos depois de seu nascimento e condicionado à sobrevivência da mãe ao nascimento da(o) irmã(o), dado que ego nasceu quando sua mãe tinha x anos ($y > x$), ponderada pela distribuição etária das mulheres ${}_1W_x(t-a)$ que tiveram filhos e filhas nascidos vivos na população, no momento t , em uma situação de estabilidade demográfica.

Observe, novamente, que os nascimentos das irmãs e dos irmãos mais velhos de ego não são condicionados à sobrevivência de sua mãe, dado que para ego nascer, sua mãe tinha que estar viva.

Analogamente às demais versões dos modelos de estimação de parentes (GKP ou sob a perspectiva de coorte), o número de irmãs e irmãos mais novos, seja nascido vivo ou sobrevivente, é sempre zero quando ego é recém-nascido(a), isto é, recém-nascidos podem ter somente irmãs e irmãos mais velhos. Além disso, o número de irmãs e irmãos mais novos, seja nascido vivo ou sobrevivente, é sempre zero se a idade da mãe de ego ao seu nascimento é a idade final do período reprodutivo feminino ($x = \beta$), dado que mulheres que encerraram o período reprodutivo não podem gerar mais filhos(as). Além disso, mulheres ao início do período reprodutivo ($x = \alpha$) não geraram irmãs e irmãos mais novos, pois ego precisa nascer antes de seus irmãos e irmãs.

É importante destacar que determinadas relações demográficas, como quando se começa e quando se termina o período reprodutivo, não mudam em detrimento do regime demográfico assumido. Isso significa que, independente de tratarmos de uma população estável ou não, a estimação das relações de irmãs e irmãos seguem a mesma lógica.

3.4 Modelagem da variabilidade do número de irmãs e irmãos

Na seção anterior (Seção 3.3) modelamos duas das três maiores restrições dos modelos de estimação de parentesco desenvolvidos por Goodman, Keyfitz e Pullum (1974) – a estimação da disponibilidade de irmãos (sexo masculino) e a diferentes formas de estimar tal disponibilidade, para uma coorte e para uma população estável. A terceira restrição, ainda não tratada, refere-se à homogeneidade populacional quanto às funções vitais, à qual nos propomos a modelar nesta seção.

Goodman, Keyfitz e Pullum (1975) afirmam que se houver duas ou mais subpopulações com funções de maternidades distintas, então suas fórmulas podem ser facilmente modificadas. O número esperado de irmãs, assim como de tias, primas, etc., seria simplesmente a média ponderada das estimativas de parentesco de cada subpopulação. Estes pesos, advertem os autores, produzirão sempre um valor esperado maior do que as estimativas não ponderadas geradas pelos seus métodos originais.

A existência de subpopulação com tais características, porém, é um tanto quanto improvável. Acreditamos, então, que uma alternativa para essa situação seria tratar a variabilidade do número de irmãos em lugar de procurar estimar diversas médias que não se referem a qualquer coorte ou população real.

Para a derivação de suas fórmulas, Goodman, Keyfitz e Pullum (1975) assumem, implicitamente, que a probabilidade conjunta de uma mulher ter filhos em duas idades diferentes é dada pelo produto das taxas marginais de fecundidade dessas idades, isto é, pelo produto das taxas específicas de fecundidade. Seguindo o mesmo raciocínio, desenvolvemos um conjunto de fórmulas matemáticas que empregam funções de sobrevivência e funções de fecundidade, ambas discretas por idade simples, a fim de encontrar a distribuição das pessoas segundo o número de irmãs e irmãos que possui.

Desse modo, em nossa modelagem, os pressupostos implícitos de independência entre os nascimentos gerados pela mesma mulher e de que uma mulher poderia ter no máximo um filho por ano também são mantidos. Vale lembrar que, referindo-se ao pressuposto de independência, Goodman, Keyfitz e Pullum (1975) justificam o uso de taxas marginais pela inexistência de taxas condicionais e ainda acrescentam que, se de fato existe dependência entre os nascimentos ocorridos entre idades diferentes da mãe, não é possível incorporar ajustes aos seus modelos de estimação de parentesco para tratar adequadamente os dados. Quanto ao pressuposto de apenas um nascimento por ano, acreditamos ser perfeitamente razoável, apesar da existência de partos múltiplos, que são eventos raros.

3.4.1 Estimação da distribuição de prevalência de irmãs e irmãos

Assim sendo, para o cálculo da distribuição das pessoas segundo o número de irmãs e irmãos que possui, assumimos que, em um cenário de estabilidade populacional:

- i) As taxas específicas de fecundidade ${}_1F_y^M$ e ${}_1F_y^F$ de nascimentos masculinos e femininos, respectivamente, ambas discretas por idade simples, representam o risco de uma mulher ter um filho e uma filha na idade x , respectivamente;
- ii) O número de pessoas-ano calculado em uma tabela de vida por idade simples, com raiz unitária ($l_0 = 1$), ${}_1L_x$, representa a proporção de sobreviventes na idade simples⁷ x ;
- iii) A razão entre os números de pessoas-ano entre duas idades distintas, calculados por tabela de vida por idade simples, com raiz unitária ($l_0 = 1$), ${}_1L_y / {}_1L_x$, representa a sobrevivência condicional da idade simples y para a idade simples x ;

A prevalência de pessoas (ego) que tenham n irmãos mais velhos nascidos vivos é gerada pela chance de sua mãe ter tido n filhos nascidos vivos do início do período reprodutivo feminino até um ano antes de ego nascer, quando sua mãe tinha x anos. No modelo proposto, a idade da mãe de ego y ao nascimento de seu irmão mais velho inicia-se em $x - 1$ anos e decresce até a idade α . A prevalência de mulheres com n filhos na idade y é dada por dois eventos referentes ao histórico de nascimentos: 1) a prevalência de mulheres com a parturição $n - 1$ na idade $y - 1$ vezes o risco de ter filho novamente na idade y e 2) a prevalência de mulheres que já alcançaram a parturição n na idade $y - 1$ vezes o risco de não ter outro filho na idade y .

Assim, a prevalência $P_M(n, a)$ de que ego tenha tido n irmãos (sexo masculino) mais velhos nascidos vivos até a idade a é dada por:

⁷ Observe que esta proporção inclui não somente pessoas com idade exata x , mas todas aquelas que têm idade entre x e $x + 1$.

$$P_M(n, a) = \sum_{x=\alpha}^{x=\beta} P_M(n, a, x, y) {}_1W_x, \quad (33)$$

que é uma média das prevalências $P_M(n, a, x, y)$ de pessoas (ego) que tenham tido n irmãos mais velhos nascidos vivos até a idade a , dado que sua mãe tinha x anos ao seu nascimento, ponderada pela ${}_1W_x$ distribuição etária das mulheres que tiveram filhos nascidos vivos na população por idade simples. Onde:

para $x = \alpha$ ($y = \alpha - 1$)

$$\begin{cases} P_M(0, a, x, y) = 1 \\ P_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n \geq 1 \end{cases}$$

para $x = \alpha + 1$ ($y = \alpha$)

$$\begin{cases} P_M(0, a, x, y) = 1 - {}_1F_y^M \\ P_M(1, a, x, y) = {}_1F_y^M \\ P_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n > 1 \end{cases}$$

para $\alpha + 1 < x \leq \beta$ ($y = x - 1$)

$$\begin{cases} P_M(0, a, x, y) = P_M(0, a, x, y - 1)[1 - {}_1F_y^M] \\ P_M(n, a, x, y) = P_M(n - 1, a, x, y - 1) {}_1F_y^M + P_M(n, a, x, y - 1)[1 - {}_1F_y^M], \\ P_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n > x - \alpha \end{cases}$$

(34)

onde y é a idade da mãe de ego ao nascimento do seu irmão, e ${}_1F_y^M$ são as taxas específicas de fecundidade de nascimentos masculinos.

Note que o cálculo das prevalências para irmãos mais velhos nascidos vivos não depende da idade de ego pois depende da idade da mãe de ego ao seu nascimento e, logicamente, ao nascimento de seus irmãos. Note, ainda, que o risco de sua mãe ter tido filhos antes dos α anos é nula (uma vez que o período reprodutivo se inicia aos α anos), portanto a chances de ego ter irmãos mais velhos dado que sua mãe tinha α anos ao seu nascimento é zero.

A prevalência $\hat{P}_M(n, a)$ de pessoas (ego) com n irmãos (sexo masculino) mais velhos sobreviventes na idade a :

$$\hat{P}_M(n, a) = \sum_{x=\alpha}^{x=\beta} \hat{P}_M(n, a, x, y) {}_1W_x \quad (35)$$

que é uma média das prevalências $\hat{P}_M(n, a, x, y)$ de pessoas (ego), com idade a , que tenham tido n irmãos mais velhos sobreviventes, dado que sua mãe (mãe de ego) tinha x anos ao seu nascimento, ponderada pela ${}_1W_x$ distribuição etária das mulheres que tiveram filhos nascidos vivos na população por idade simples. Onde:

para $x = \alpha$ ($y = \alpha - 1$)

$$\begin{cases} \hat{P}_M(0, a, x, y) = 1 \\ \hat{P}_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n \geq 1 \end{cases}$$

para $x = \alpha + 1$ ($y = \alpha$)

$$\begin{cases} \hat{P}_M(0, a, x, y) = [1 - {}_1F_y^M] + {}_1F_y^M [1 - {}_1L_{a+x-y}^M] \\ \hat{P}_M(1, a, x, y) = {}_1F_y^M {}_1L_{a+x-y}^M \\ \hat{P}_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n > 1 \end{cases}$$

para $\alpha + 1 < x \leq \beta$ ($y = x - 1$)

$$\begin{cases} \hat{P}_M(0, a, x, y) = \hat{P}_M(0, a, x, y - 1) \{ [1 - {}_1F_y^M] + {}_1F_y^M [1 - {}_1L_{a+x-y}^M] \} \\ \hat{P}_M(n, a, x, y) = \hat{P}_M(n - 1, a, x, y - 1) {}_1F_y^M {}_1L_{a+x-y}^M + \\ + \hat{P}_M(n, a, x, y - 1) \{ [1 - {}_1F_y^M] + {}_1F_y^M [1 - {}_1L_{a+x-y}^M] \} \\ \hat{P}_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n > x - \alpha \end{cases} \quad (36)$$

onde inserimos a sobrevivência ${}_1L_{a+x-y}^M$ do irmão de ego, e as taxas específicas de fecundidade ${}_1F_y^M$ de nascimentos masculinos.

De forma semelhante, a prevalência de pessoas (ego), de a anos, com n irmãos mais novos nascidos vivos é gerada pela chance de sua mãe ter tido n filhos

nascidos vivos um ano após seu nascimento até o momento em que tenha a anos. No modelo proposto, a idade da mãe de ego ao nascimento de seu irmão mais novo é y . Esta idade pode variar, já que a mãe de ego pode gerar irmãos em idades diferentes, iniciando em $x + 1$ anos até a idade $x + a$. A prevalência de mulheres com n filhos a partir de dada idade é determinada por diversos eventos referentes ao histórico de nascimentos: 1) a prevalência de mulheres que alcançaram a parturição $n - 1$ na idade anterior, dada a chance de sobreviverem a essa idade, vezes o risco de terem filho novamente na idade atual, 2) a prevalência de mulheres que já alcançaram a parturição n na idade anterior, dada a chance de sobreviverem, e não terem outro filho até o momento, ou de, simplesmente, 3) não sobreviverem até o momento.

Assim, a prevalência $Q_M(n, a)$ de pessoas (ego) com n irmãos (sexo masculino) mais novos nascidos vivos até a idade a dada por:

$$Q_M(n, a) = \sum_{x=\alpha}^{x=\beta} Q_M(n, a, x, y) {}_1W_x ,$$

(37)

que é uma média das prevalências $Q_M(n, a, x, y)$ de pessoas (ego) que tenham tido n irmãos mais velhos nascidos vivos até a idade a , dado que sua mãe tinha x anos ao seu nascimento, ponderada pela ${}_1W_x$ distribuição etária das mulheres que tiveram filhos nascidos vivos na população por idade simples. Onde:

para $\alpha \leq x < \beta$ ($y = \text{mínimo} \{x + a; \beta\}$)

$$\left\{ \begin{array}{l} Q_M(0, a, x, y) = Q_M(0, a, x, y - 1) \{ [{}_1L_y^F / {}_1L_x^F] [1 - {}_1F_y^M] + [1 - {}_1L_y^F / {}_1L_x^F] \} \\ Q_M(n, a, x, y) = Q_M(n - 1, a, x, y - 1) [{}_1L_y^F / {}_1L_x^F] {}_1F_y^M + \\ + Q_M(n, a, x, y - 1) \{ [{}_1L_y^F / {}_1L_x^F] [1 - {}_1F_y^M] + [1 - {}_1L_y^F / {}_1L_x^F] \} \\ Q_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n > y - x \end{array} \right.$$

para $\alpha \leq x < \beta$ ($y = x + 1$)

$$\left\{ \begin{array}{l} Q_M(0, a, x, y) = {}_1L_y^F / {}_1L_x^F [1 - {}_1F_y^M] + [1 - {}_1L_y^F / {}_1L_x^F] \\ Q_M(1, a, x, y) = {}_1F_y^M \\ Q_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n > 1 \end{array} \right.$$

$$x = \beta$$

$$\begin{cases} Q_M(0, a, x, y) = 1 \\ Q_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n \geq 1 \end{cases}$$

(38)

onde inserimos a sobrevivência condicional ${}_1L_y^F / {}_1L_x^F$ da mãe de ego e as taxas específicas de fecundidade ${}_1F_y^M$ de nascimentos masculinos. Note que a mãe de ego somente pode gerar irmãos mais novos até o fim do período reprodutivo e que, portanto, o valor máximo de y é dado por $y = \text{mínimo} \{x + a; \beta\}$.

Ademais, tem-se que i) a prevalência de irmãos mais novos quando ego tem zero ano é nula, uma vez que ego é recém-nascido, sendo necessário esperar um ano para que sua mãe tenha outro filho e que ii) a prevalência de irmãos mais novos, dado que a mãe de ego tinha β anos ao seu nascimento também é nula, já que depois do período fértil não é possível gerar mais filhos.

Por fim, a prevalência $\hat{Q}_M(n, a)$ de ego ter n irmãos (sexo masculino) mais novos sobreviventes até a idade a :

$$\hat{Q}_M(n, a) = \sum_{x=\alpha}^{x=\beta} \hat{Q}_M(n, a, x, y) {}_1W_x$$

(39)

é uma média das prevalências $Q_M(n, a, x, y)$ de pessoas (ego) que tenham tido n irmãos mais velhos nascidos vivos até a idade a , dado que sua mãe tinha x anos ao seu nascimento, ponderada pela ${}_1W_x$ distribuição etária das mulheres que tiveram filhos nascidos vivos na população por idade simples. Onde:

$$\text{para } \alpha \leq x < \beta \text{ (} y = \text{mínimo} \{x + a; \beta\})$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{Q}_M(0, a, x, y) = \hat{Q}_M(0, a, x, y - 1) \{ [{}_1L_y^F / {}_1L_x^F] \{ [1 - {}_1F_y^M] + {}_1F_y^M [1 - {}_1L_{a+x-y}^M] \} + [1 - {}_1L_y^F / {}_1L_x^F] \} \\ \hat{Q}_M(n, a, x, y) = \hat{Q}_M(n - 1, a, x, y - 1) [{}_1L_y^F / {}_1L_x^F] {}_1F_y^M {}_1L_{a+x-y}^M + \\ + \hat{Q}_M(n, a, x, y - 1) \{ [{}_1L_y^F / {}_1L_x^F] [1 - {}_1F_y^M] + [1 - {}_1L_y^F / {}_1L_x^F] \} \\ P_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n > y - x \end{array} \right.$$

para $\alpha \leq x < \beta$ ($y = x + 1$)

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{Q}_M(0, a, x, y) = {}_1L_y^F / {}_1L_x^F [1 - {}_1F_y^M] + [1 - {}_1L_y^F / {}_1L_x^F] \\ \hat{Q}_M(1, a, x, y) = {}_1F_y^M \\ \hat{Q}_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n > 1 \end{array} \right.$$

$x = \beta$

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{Q}_M(0, a, x, y) = 1 \\ \hat{Q}_M(n, a, x, y) = 0 \quad \forall n \geq 1' \end{array} \right.$$

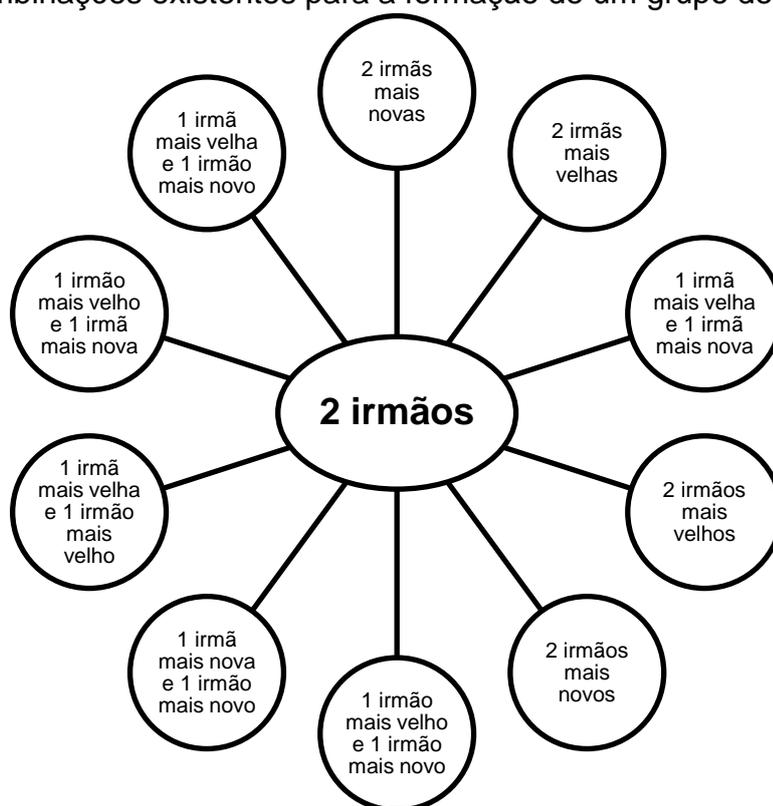
(40)

onde inserimos a sobrevivência ${}_1L_{a+x-y}^M$ do irmão de ego, a sobrevivência condicional ${}_1L_y^F / {}_1L_x^F$ da mãe de ego, e as taxas específicas de fecundidade ${}_1F_y^M$ de nascimentos masculinos.

As prevalências de que ego tenha n irmãs (sexo feminino) na idade a são dadas pelas relações estabelecidas (33-40), substituindo-se as taxas específicas de fecundidade ${}_1F_y^M$ de nascimentos masculinos pelas taxas específicas de fecundidade ${}_1F_y^F$ de nascimentos femininos; e a sobrevivência ${}_1L_{a+x-y}^M$ do irmão (sexo masculino) de ego pela sobrevivência ${}_1L_{a+x-y}^F$ da irmã (sexo feminino) de ego.

A prevalência de pessoas (ego) com n irmãs e irmãos no total é resultado de todas as combinações existentes entre as prevalências de ego com k irmãos mais velhos e as prevalências de ego com $n - k$ irmãos mais novos, nascidos vivos ou sobreviventes. Para melhor exemplificar como gerar essas combinações, apresentamos na Figura 3 as combinações existentes para ego ter dois irmãos.

Figura 3 – Combinações existentes para a formação de um grupo de dois irmãos



Fonte: elaboração própria.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A fim de investigar sobre a disponibilidade de irmãos durante a transição demográfica brasileira, pretendemos dividir nossa análise dos resultados em quatro partes. Na Seção 4.1, apresentamos rapidamente como se deu a transição demográfica brasileira através dos dados de fecundidade e mortalidade empregados em nossas estimativas de irmãs e irmãos. Essa contextualização é necessária para mostrar que há uma correspondência entre a transição demográfica e a dinâmica da disponibilidade de irmãs e irmãos nesse contexto.

A dinâmica brasileira da disponibilidade de irmãs e irmãos é descrita na Seção 4.2 dividida em partes, nas quais as estimativas são analisadas sob duas perspectivas diferentes: ego pertencente a uma população estável (Seção 4.2.2) ou ego pertencente a uma população não estável (Seção 4.2.1). Na Seção 4.2.2, estabelecemos as diferenças intrínsecas entre as estimativas de irmãs e irmãos de coorte e as estimativas de irmãs e irmãos em cenários de estabilidade com base nas taxas vitais de período, onde verificamos qual o nível de compatibilidade entre as duas diferentes formas de cálculo. Isso porque, na maioria das vezes, informações mais detalhadas sobre fecundidade e mortalidade estão disponíveis apenas para período.

Na seção seguinte (Seção 4.3), procuramos evidenciar que a variabilidade do número de irmãs e irmãos, mesmo que em cenários de estabilidade, se modifica com a transição demográfica. Para então, na última seção (Seção 4.4), compreender como se comportam as tendências da disponibilidade de irmãs e irmãos baseadas na variabilidade do número de irmãs e irmãos e comparadas às tendências do número médio de filhas e filhos observadas na população (calculadas com informações de período).

4.1 Contexto histórico: uma breve revisão sobre a transição demográfica brasileira

Muito pouco se conhece sobre as taxas vitais do Brasil do século XIX. As estimativas populacionais existentes, da época, se baseiam nos registros religiosos e coloniais, e nos censos provinciais. Mas essas informações são invariavelmente comprometidas, apresentam uma cobertura incompleta da população e, muitas

vezes, correções enganosas ou exageradas nos dados, principalmente censitários e de contagem. Os indicadores demográficos do século XIX são frequentemente construídos através de informações de fontes dispersas contemporâneas, reconstituição de fontes históricas e análises retrospectivas (MERRICK e GRAHAM, 1981).

Por meio das raras informações existentes, acredita-se, que até meados da década de 40 do século XX, o Brasil mantinha um padrão demográfico relativamente estável e de caráter secular. Desde o Século XIX, tanto os níveis de mortalidade como os de fecundidade teriam apresentado pequenas oscilações em patamares regularmente elevados, embora já fosse possível perceber, a partir da virada do século, tímidos declínios dos níveis de fecundidade. Durante esse período, o comportamento reprodutivo da família brasileira pode ser descrito por uma concepção de família numerosa, típica de sociedades agrárias e precariamente urbanizadas e industrializadas (IBGE, 2009b).

Tabela 1 - Indicadores demográficos brasileiros - 1930 a 2010

Período	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Taxa de fecundidade total	6,4	6,0	5,8	5,9	5,5	4,1	2,8	2,4	1,8
Idade média à fecundidade	30,2	29,9	29,7	29,9	29,7	28,9	27,3	26,3	24,5
Esperança de vida feminina ao nascer	38,3	41,9	47,6	55,4	61,6	66,0	70,7	74,5	77,4
Esperança de vida masculina ao nascer	34,1	38,6	43,7	49,4	53,5	56,5	59,5	63,2	66,0

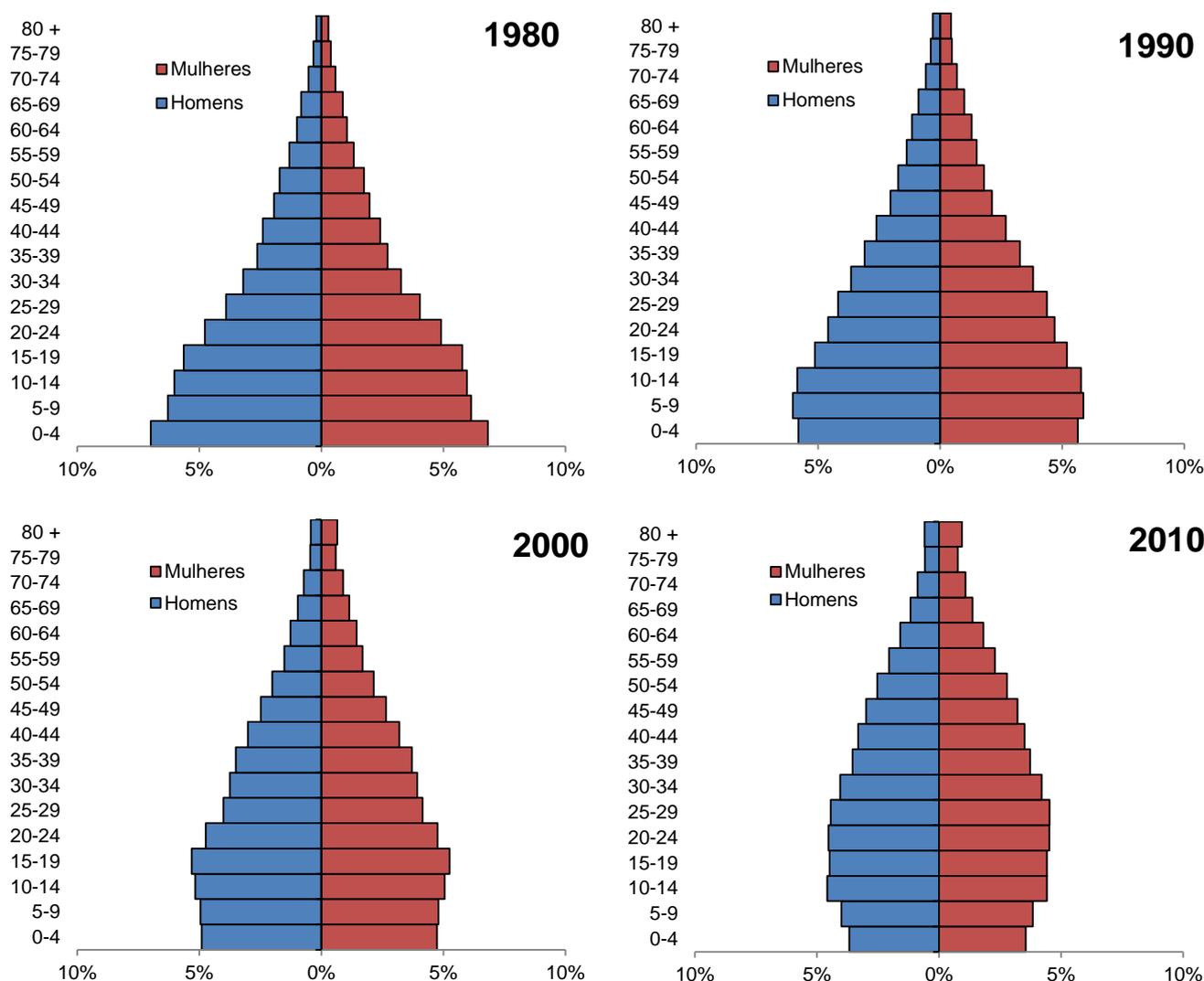
Fonte: Estimados a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

A partir dos anos 1940, as transformações no padrão demográfico brasileiro começam a ocorrer de forma modesta. Embora se note um consistente declínio dos níveis gerais de mortalidade, não se verifica um processo concomitante de declínio nos níveis de fecundidade. A esperança de vida mostra ganhos superiores a 0,5 ano de vida a cada ano-calendário transcorrido entre 1930 a 1980 (Tabela 1).

O cenário de mudanças se acentua após os anos 1970, desta vez em decorrência de fortes quedas da fecundidade. A dinâmica demográfica responde a tais mudanças por meio de transformações na estrutura etária populacional (Figura 4),

uma vez que variações nos níveis de fecundidade afetam de maneira expressiva a base da pirâmide etária e, conseqüentemente, a redistribuição relativa dos demais grupos da população. As estruturas das pirâmides etárias brasileiras ente 1980 e 2010 revelam a presença de coortes provenientes de períodos em que a fecundidade ainda era elevada (topo estreito) e a presença de novas coortes provenientes da baixa fecundidade (base estreita). Isso porque, níveis elevados de fecundidade estão associados a estruturas etárias jovens e baixa proporção de pessoas idosas. Ao passo que, em sentido contrário, baixos níveis de fecundidade estão associados a estruturas etárias envelhecidas e reduzida proporção de jovens.

Figura 4 – Distribuição etária da população brasileira por sexo para os anos de 1980, 1990, 2000 e 2010



Fonte: Dados provenientes e estimados a partir dos Censos Demográficos (1980, 1991, 2000 e 2010) - IBGE (divulgados pelo MS/SGEP/Datasus).

A radical transformação da dinâmica demográfica brasileira corresponde a uma das mais importantes modificações estruturais verificadas no país, com mudanças na estrutura etária, cuja pirâmide passou a ser representada por uma base curta e um topo largo. O cenário populacional atual configura-se demograficamente, portanto, como o típico perfil de uma população em processo de envelhecimento: com crescimento mais lento do número de crianças e adolescentes, paralelamente a um aumento proporcional da população em idade ativa e, principalmente, de pessoas idosas.

Até a década de 1970, o padrão de fecundidade brasileira mantinha o perfil tipicamente tardio, dado que a idade média à fecundidade (Tabela 1) oscilava em torno dos 29 a 30 anos. Contudo a fecundidade brasileira podia ser considerada jovem, se comparada aos padrões do mundo desenvolvido.

Ao início da década de 90, a TFT (Tabela 1) alcançava o patamar de 2,8 filhos por mulher, exibindo uma considerável queda comparativamente à década anterior. Contraditoriamente, a variação da fecundidade entre as mulheres mais jovens seguiu na contramão do que era esperado, quando passou a esboçar um ligeiro crescimento da taxa específica de fecundidade (TEF), resultando em queda na idade média à fecundidade (Tabela 2).

Tabela 2 – Taxas específicas de fecundidade por grupo etário – Brasil (1980, 1990, 2000 e 2010)

Grupo etário	1980	1990	2000	2010
15 a 19 anos	0,074	0,082	0,090	0,082
20 a 24 anos	0,198	0,157	0,140	0,127
25 a 29 anos	0,210	0,140	0,116	0,086
30 a 34 anos	0,161	0,095	0,076	0,038
35 a 39 anos	0,109	0,055	0,040	0,014
40 a 44 anos	0,049	0,024	0,013	0,003
45 a 49 anos	0,010	0,005	0,002	0,000

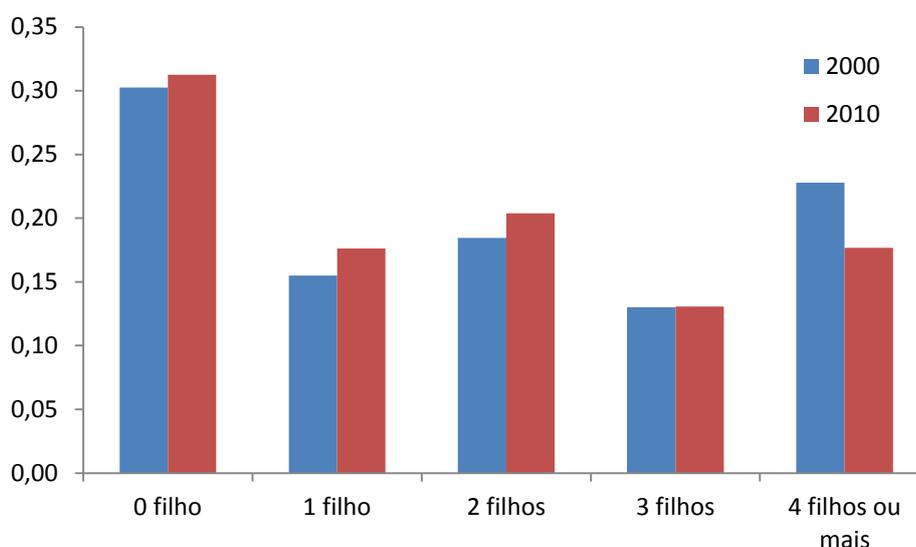
Fonte: Atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Na virada do milênio, os ganhos da longevidade feminina, que sempre foram superiores aos masculinos, mostram relativa constância em relação à década anterior. Com isso, não se percebe que há uma tendência de redução do hiato entre

a longevidade feminina e a longevidade masculina. Mesmo assim, a esperança de vida estimada para 2010 foi de 66,0 anos para os homens e de 77,4 anos para as mulheres, um diferencial de longevidade que mostra que o tempo médio de vida dos homens está muito aquém do tempo médio de vida das mulheres.

Já o nível de fecundidade que em 2000 era da ordem de 2,4 filhos por mulher, surpreendentemente, despencou para 1,8 filhos por mulher em 2010. Valor indicativo de que a fecundidade no país já se encontrava abaixo de nível de reposição há algum tempo. Trata-se, portanto, de um vertiginoso e espetacular declínio da natalidade num período de tempo bastante reduzido, sempre quando comparado às experiências anteriores dos países desenvolvidos, cujo processo de transição demográfica teve uma duração superior a um século para atingir patamares similares. (IBGE, 2009a)

Figura 5 – Distribuição proporcional das mulheres brasileiras de 15 anos ou mais de idade por número de filhos(as) tidos(as) nascidos(as) vivos(as) – 2000 e 2010



Fonte: Censos Demográficos de 2000 e 2010 (Séries temporais) – IBGE

A (re)distribuição proporcional das mulheres brasileiras (Figura 5) por número de filhos(as) tidos(as) nascidos(as) vivos(as) chama à atenção para as mudanças ocorridas na variabilidade da parturição feminina. Na última década em estudo (de 2000 a 2010), a queda generalizada nos níveis de fecundidade (em todas as idades e na TFT), tem reflexos sobre a proporção de mulheres sem filhos(a), que cresce. A história de nascimentos das mulheres brasileiras ilustrada em termos de parturição

mostra a predileção reprodutiva das mulheres brasileiras em ser mãe de poucos filhos. Observa-se ainda uma tendência de preferência por baixas parturições (entre um e três filhos(as)), dado que a proporção de mulheres com quatro filhos(as) ou mais caiu no mesmo período observado.

4.2 Transição da disponibilidade de irmãs e irmãos

Ao falarmos de transição da disponibilidade de irmãs e irmãos, nos referimos à dinâmica do número médio de irmãs e irmãos, bem como da variabilidade do número de irmãs e irmãos no contexto de transição demográfica. Como ilustrado na seção anterior, em estágio avançado na transição demográfica, o Brasil se diferenciou dos países desenvolvidos por passar rapidamente por esse processo, observando quedas mais rápidas nos níveis de fecundidade e mortalidade. O que pode levar a uma transição da disponibilidade de irmãs e irmãos diferente daquela observada em outros países.

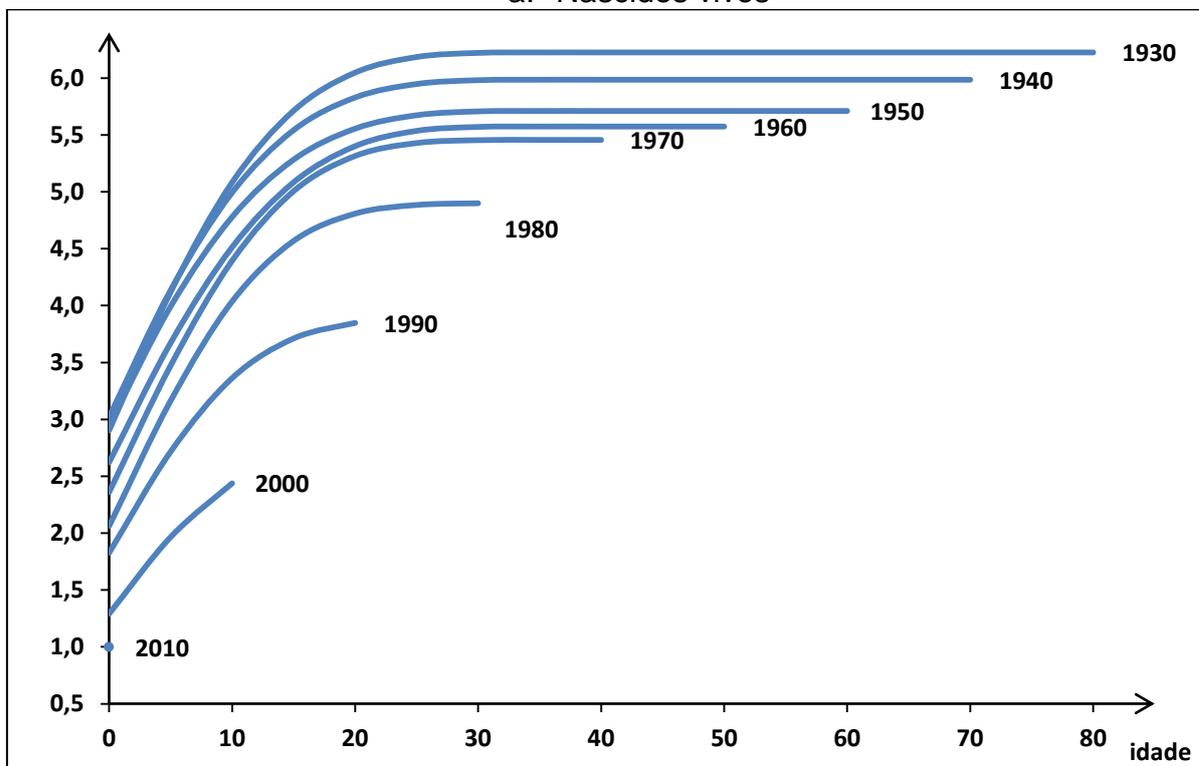
Consideremos, neste capítulo, ego como a pessoa de referência para quem se estima o número esperado de irmãs e irmãos na condição de que ego seja uma mulher viva ou um homem vivo escolhida(o) aleatoriamente em uma dada população. Independente de ego pertencer a uma população estável (Seção 4.2.2) ou não estável (Seção 4.2.1), esta definição não se altera e, portanto, a interpretação dos resultados está condicionada somente ao estudo de coortes reais e de coortes hipotéticas.

4.2.1 Dinâmica das coortes brasileiras

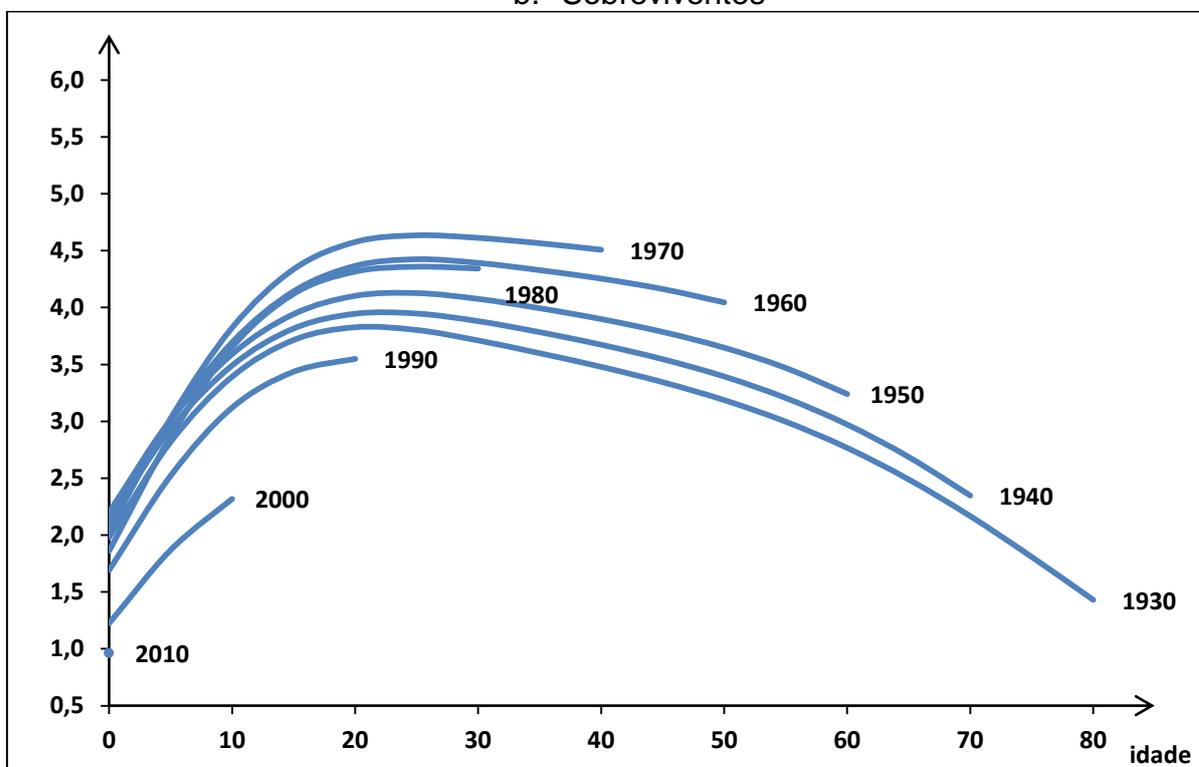
As estimativas de irmãs e irmãos com base em dados brasileiros (Figura 6), para o período de 1930 a 2010, praticamente não apresentam diferenças quanto à dinâmica da disponibilidade de irmãs descrita por Keyftiz (1986) para o Canadá. No ciclo de vida, o número médio de irmãs e irmãos nascidos vivos cresce assintoticamente com a idade até, aproximadamente, os 20 anos, mas se mantém constante após os 35 anos de idade. Ao mesmo tempo, o número de irmãs e irmãos sobreviventes também cresce rapidamente até, aproximadamente, os 20 anos, quando começa a declinar suavemente.

Figura 6 – Número total de irmãos e irmãs nascidos vivos e sobreviventes por coorte de nascimento de ego, segundo a idade de ego, 1930-2010

a. Nascidos vivos



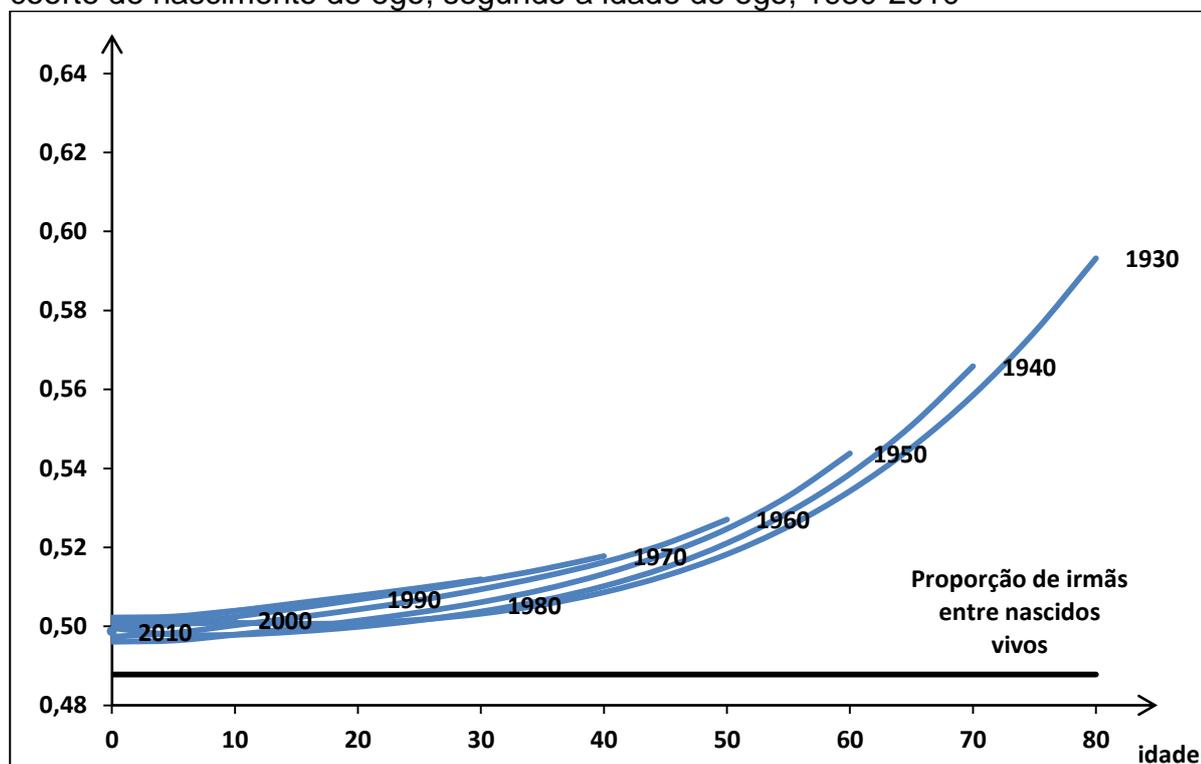
b. Sobreviventes



Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

É interessante notar que, com a transição demográfica, o número médio de irmãs e irmãos nascidos vivos apresenta declínios, cada vez mais acentuados, à medida que as coortes rejuvenescem. Mas, em se tratando de número médio de irmãs e irmãos sobreviventes, os níveis esperados para as coortes mais novas tendem a superar as estimativas das coortes mais velhas com o passar da idade. Por exemplo, um(a) recém-nascido(a) da coorte de 1930 conta com 2,9 irmãs e/ou irmãos nascidos vivos anteriormente a seu nascimento e, aos 35 anos de idade, com 4,0 irmãs e/ou irmãos sobreviventes. Já para um membro da coorte de 1970, um indivíduo médio nasce após 2,4 irmãs e/ou irmãos nascidos vivos e conta com 4,6 irmãs e/ou irmãos sobreviventes aos 35 anos de idade.

Figura 7 – Proporção de irmãs no número total de irmãs e irmãos sobreviventes por coorte de nascimento de ego, segundo a idade de ego, 1930-2010

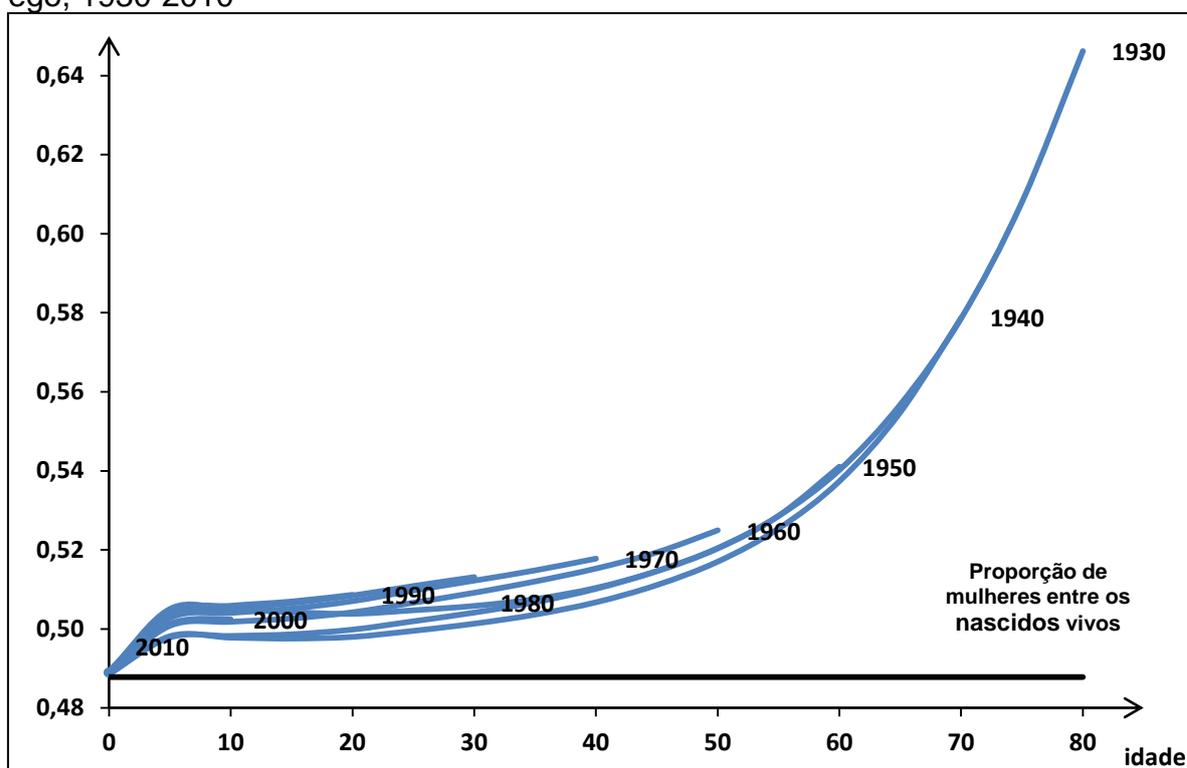


Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajzman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Uma comparação internacional mais detalhada torna-se difícil, em virtude dos diferentes métodos empregados na literatura, exceto por Keyftiz (1986). O autor, contudo, restringe seu estudo às estimativas se irmãs e sob o pressuposto de estabilidade, tornando a análise comparativa internacional incompatível em termos absolutos.

Como era de se esperar, a proporção de irmãs (sexo feminino) sobre o número total de irmãs e irmãos (Figura 7) é constante entre os nascidos vivos, ao passo que, entre os sobreviventes, a proporção de irmãs cresce, com o envelhecimento de ego, sem mostrar fortes evidências de mudanças neste padrão com a transição demográfica. Ego nasceria com tantas irmãs quanto irmãos, mas alcançaria os 80 anos com 20% mais irmãs que irmãos.

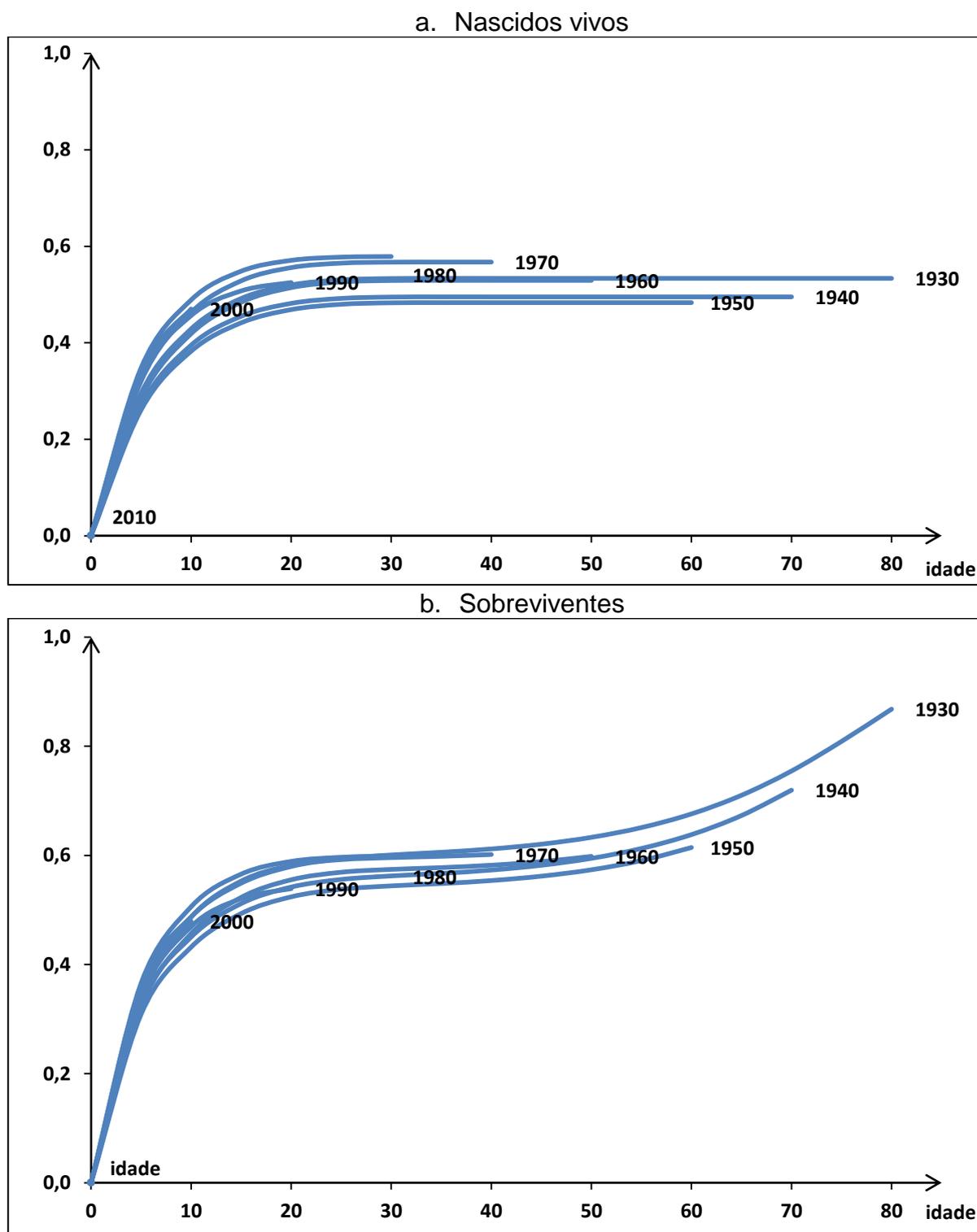
Figura 8 – Proporção de mulheres entre egos sobreviventes, segundo a idade de ego, 1930-2010



Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Uma importante decorrência da redefinição de ego, como uma pessoa aleatória de qualquer sexo, é a identificação da sua composição em termos proporcionais da participação das mulheres e da participação dos homens. Ego, sendo uma pessoa média, é representado pela composição de mulheres e homens sobreviventes em cada idade. Assim, como era de se esperar, na medida em que envelhece (Figura 8), a proporção de mulheres que compõe a pessoa média ego cresce e alcança a participação de 65% aos 80 anos de idade.

Figura 9 – Proporção de irmãs e irmãos mais novos no número total de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes, por coorte de nascimento de ego, segundo a idade de ego, 1930-2010



Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Observe que comparando as Figuras 7 e 8, verificamos que a proporção de mulheres entre o total de irmãs e irmãos sobreviventes é menor que a proporção de mulheres entre egos sobreviventes. Isso porque a proporção de mulheres entre o total de irmãs e irmãos é uma média ponderada de sobreviventes em várias idades, onde a participação dos mais velhos é menor, faixa etária na qual a participação das mulheres é maior.

Por outro lado, a proporção de irmãos mais novos (Figura 9) sobre número total estimado cresce até, aproximadamente, os 10 anos, alcançando algo em torno de 50%. Entre os nascidos vivos, esse percentual se mantém constante pelo resto da vida e entre os sobreviventes, esse percentual, naturalmente, se eleva atingindo algo em torno de 80%, uma vez que a mortalidade age seletivamente entre os irmãos mais velhos. Novamente, não há fortes evidências de mudanças neste padrão com a transição demográfica.

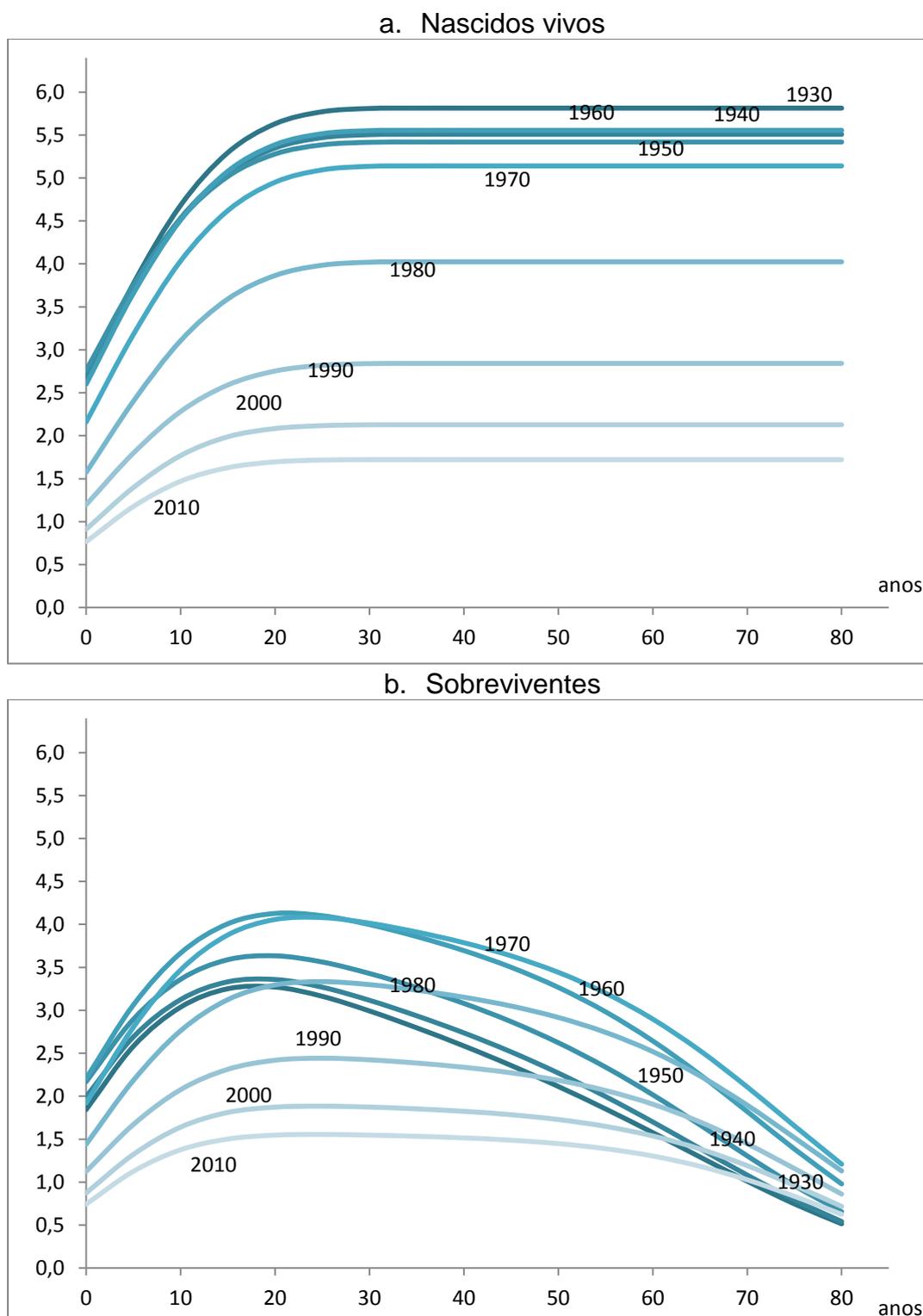
4.2.2 Estabilidade populacional e disponibilidade de irmãs e irmãos

As estimativas de irmãs e irmãos em cenários de estabilidade baseadas nas taxas observadas no período (Figura 10) seguem basicamente o mesmo padrão etário e a mesma transição experimentada pelas coortes reais. Contudo, esta é apenas uma conclusão superficial, a partir da análise visual dos gráficos.

As diferenças entre as estimativas de coorte e as estimativas para cenários de estabilidade estão apresentadas na Figura 11, onde procuramos investigar se tais diferenças apresentam alguma correlação com a idade e com o tempo. Constatamos que a correlação entre a idade e as diferenças das estimativas para irmãs e irmãos nascidos vivos é fraca, enquanto a correlação entre idade e as diferenças das estimativas para irmãs e irmãos sobreviventes é significativa, indicando que quanto maior a idade de ego, maior a diferença entre as estimativas de coorte e as estimativas para cenários de estabilidade com base nas taxas vitais observadas no mesmo período de nascimento dessa coorte.

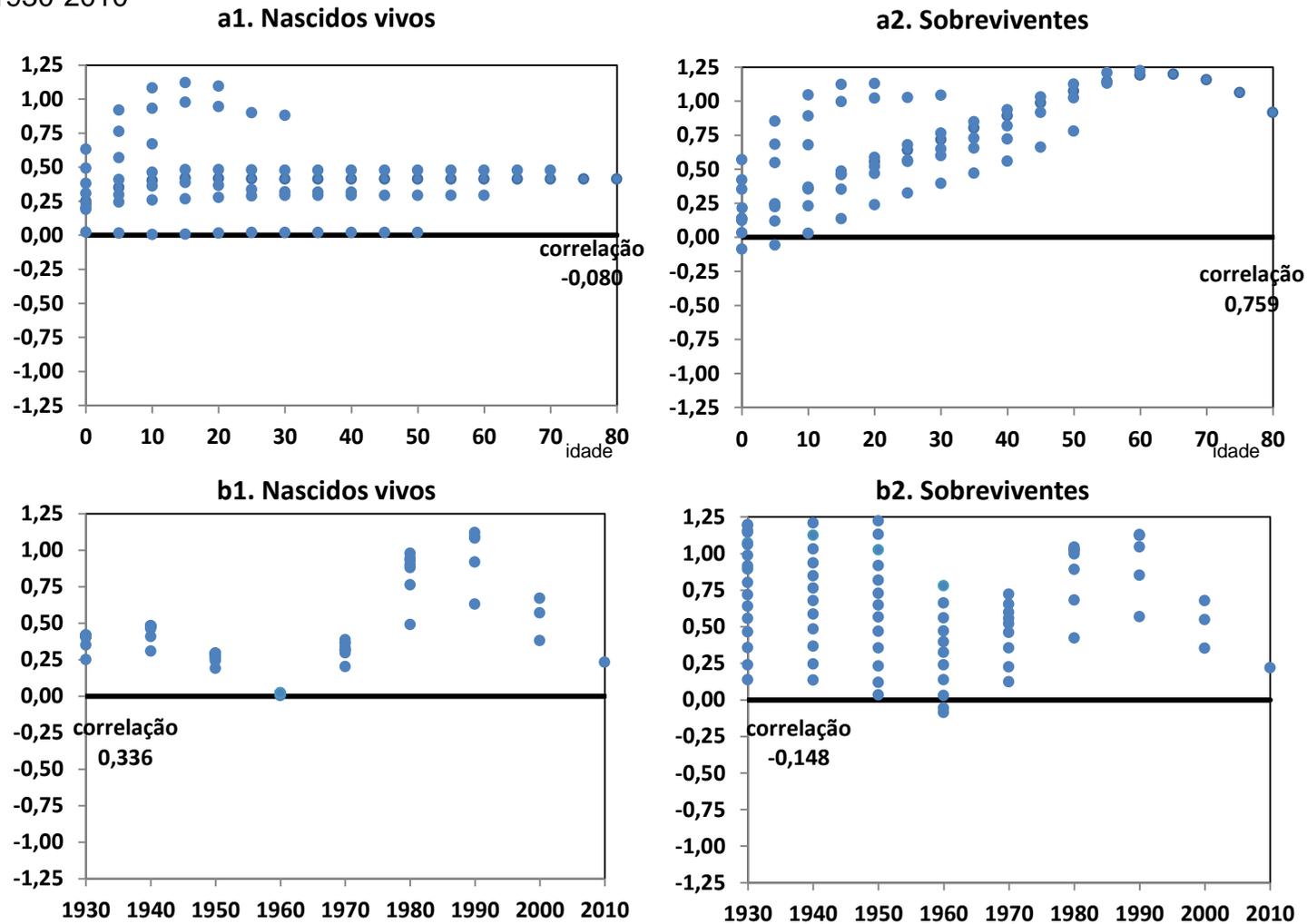
Tais diferenças podem estar relacionadas com as diferenças entre as taxas de fecundidade e mortalidade experimentadas pelas coortes e as taxas observadas no período de seu nascimento, já que a distância temporal entre os momentos em que são observadas aumenta com a idade. Esses resultados apenas mostram que as

Figura 10 – Número total de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes em cenários de estabilidade, segundo a idade de ego por período, 1930-2010



Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Figura 11 – Diferenças entre as estimativas do número total de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes calculadas para coortes e para cenários de estabilidade, segundo a idade de ego e o período de referência (anos de nascimento ou ano-base de cálculo) 1930-2010



Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

taxas de período não incorporam as futuras quedas da fecundidade e, principalmente, os futuros ganhos na sobrevivência. Em outras palavras, uma coorte real não está sujeita às mesmas experiências observadas na população no ano de seu nascimento, principalmente à sobrevivência nas idades mais avançadas.

As diferenças entre as estimativas de irmãs e irmãos sob a perspectiva de coorte e sob a perspectiva de estabilidade não apresentam forte correlação com tempo. Entretanto, se a correlação entre o tempo e tais diferenças fosse negativa, aproximando-se de -1, isso poderia indicar que o avanço da transição demográfica dá indícios da proximidade da estabilização, implicando em uma redução na diferença entre as estimativas de irmãs e irmãos sob a perspectiva de coorte e sob a perspectiva de estabilidade. Contudo não há evidências que corroborem com este resultado, nem que refutem o mesmo.

Tabela 3 - Análise comparativa do número esperado de irmãs nascidas vivas e sobreviventes, por idade de ego, para cinco países selecionados

Número esperado de irmãs nascidas vivas						
país	Brasil	Venezuela	Madagascar	EUA	Canadá	Brasil
idade	1960	1965	1966	1967	1971	1970
0	1,269	1,325	1,380	0,610	0,516	1,053
20	2,628	2,989	2,217	1,235	1,023	2,415
40	2,710	3,096	3,039	1,251	1,033	2,508
60	2,710	3,096	3,039	1,251	1,033	2508
80	2,710	3,096	3,039	1,251	1,033	2,508
Número esperado de irmãs sobreviventes						
país	Brasil	Venezuela	Madagascar	EUA	Canadá	Brasil
idade	1960	1965	1966	1967	1971	1970
0	1,101	1,228	0,964	0,595	0,502	0,962
20	2,076	2,728	1,776	1,194	0,997	2,053
40	2,890	2,656	1,370	1,159	0,985	1,954
60	1,414	2,109	0,814	0,951	0,883	1,566
80	0,564	0,915	0,230	0,406	0,515	0,708

Fonte: Goodman, Keyfitz, Pullum (1974); Keyfitz (1986) e estimativas próprias.

Isso sugere que estudar as relações de parentesco, em particular de irmãs e irmãos, através das estatísticas vitais de período, é viável se considerarmos o número médio de irmãs e irmãos estimado como uma aproximação do número médio de irmãs e irmãos para a coorte recém-nascida passível de pequenos erros. Portanto, as estimativas obtidas sob as condições correntes de fecundidade e de mortalidade podem destinar-se a esboçar tendências sobre as relações de parentesco, em

especial de irmãs e irmãos, bem como, podem ser empregadas em projeções como alternativa plausível às estimativas das coortes, dada a exigência de poucos dados, de sua simplicidade nos cálculos e, principalmente, pela razoabilidade dos resultados.

A fim de realizar uma análise comparativa de nossas estimativas para o Brasil com as estimativas de outros autores para outros países, apresentamos na Tabela 3 alguns resultados apresentados na literatura. Como dito anteriormente, as estimativas de parentesco são, originalmente, restritas à estimação dos parentes femininos, sendo assim, comparamos o número esperado de irmãs para cinco países diferentes em momentos próximos.

Como esperado, a dinâmica brasileira do número médio de irmãs, ao longo da vida, é bem mais semelhante àquela observada para Venezuela e Madagascar, do que a dinâmica do número esperado de irmãs para os EUA e Canadá. Sabendo que quanto menor os níveis estimados do número esperado de irmãs, mais avançado se encontra o país no processo de transição da fecundidade, há evidências de que, durante os anos analisados, os EUA e Canadá seguiam à frente do Brasil, da Venezuela e de Madagascar. Em outras palavras, as diferenças entre as estimativas do número esperado de irmãs, seja de nascidas vivas ou de sobreviventes, devem-se em parte às particularidades de cada país, mas, principalmente, ao estágio em que se encontrem no processo de transição demográfica.

4.3 Análise da variabilidade do número de irmãs e irmãos

A queda da fecundidade tem, de fato, reflexos importantes sobre a variabilidade da distribuição das irmãs e dos irmãos. A prevalência de pessoas (ego) com até dois irmãos (incluindo irmãs), nascidos vivos ou sobreviventes, tende a ser maior com o passar das décadas (Figuras 12a e 12b), ao mesmo tempo em que a prevalência de pessoas (ego) com três ou mais irmãs e/ou irmãos tende a ser menor.

Em se tratando de irmãs e irmãos nascidos vivos, as prevalências se tornam constante após os 35 anos, isso pela restrição de que as mulheres (ou mães) encerrem seu período reprodutivo em torno dos 49 anos, impedindo que ego ganhe novos irmãos e irmãs e, conseqüente, impedindo que ocorra mudanças nas prevalências estimadas. Segundo as condições observadas em 1930 no Brasil,

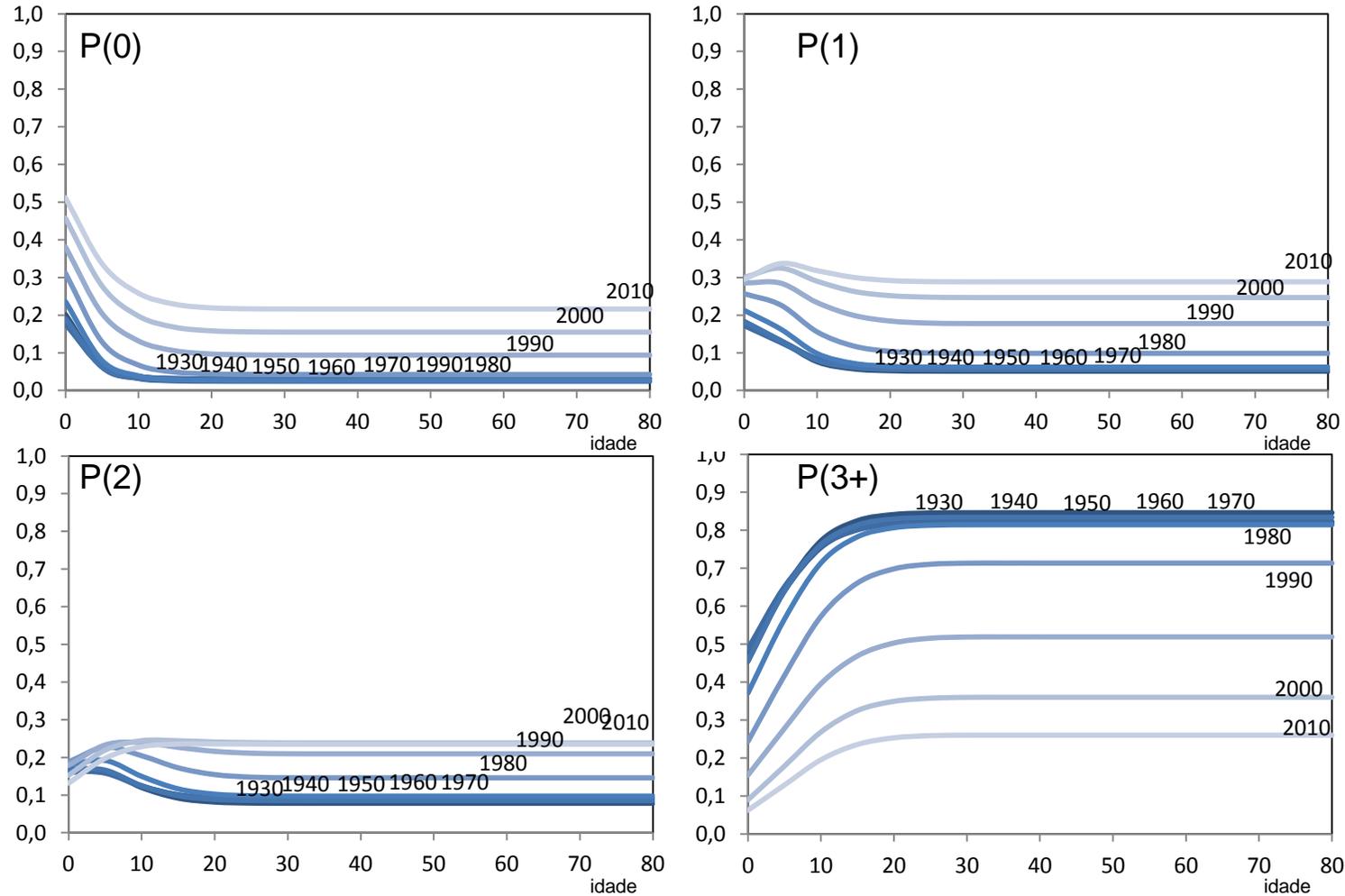
somente 2% da população pertenceria a famílias de filhas ou filhos únicos, enquanto para 2010, esse valor seria 10 vezes maior. Ao observarmos as chances de uma pessoa ter um e dois irmãos (incluindo irmãs) no mesmo período, verificamos que as prevalências são multiplicadas por 6 e 3, respectivamente.

Com relação às irmãs e aos irmãos sobreviventes, a prevalência de pessoas (ego) com um ou dois irmãos (incluindo irmãs) tende a cair nas idades mais avançadas, ao passo que a prevalência de pessoas com três ou mais irmãs e/ou irmãos tende a aumentar, destacadamente nos períodos mais recentes. Este comportamento pode parecer contraditório, já que a mortalidade deveria agir no sentido de reduzir o número de irmãs e irmãos e, portanto, de aumentar o risco que ego tenha um número menor de irmãs e irmãos. A mortalidade seletiva pode até parecer uma possível explicação, mas não é, porque em nosso modelo não assumimos tal seletividade nos cálculos. O que acontece é que o peso da parcela da população que se encaixa na categoria de três ou mais irmãos fica maior, à medida que a mortalidade vai atuando ao longo da vida.

Aqueles que são filhos(as) únicos(as) não estão sujeitos à morte de um(a) irmão(ã) e, por isso, não mudam de categoria. Já aqueles que têm apenas um(a) irmão(ã) ou dois irmãos (incluindo irmãs) e o(s) perdem mudam de categoria, sempre para alguma categoria abaixo daquela em que se encontra. Mas aqueles(as) de família numerosas, ao perder um(a) irmão(ã), podem, mesmo assim, continuar a pertencer à categoria de três ou mais irmãs e/ou irmãos. Como as categorias de um e dois irmãos (incluindo irmãs) não são compensadas pelos óbitos dos(as) irmãos(ãs) das famílias numerosas, há uma redistribuição proporcional da população.

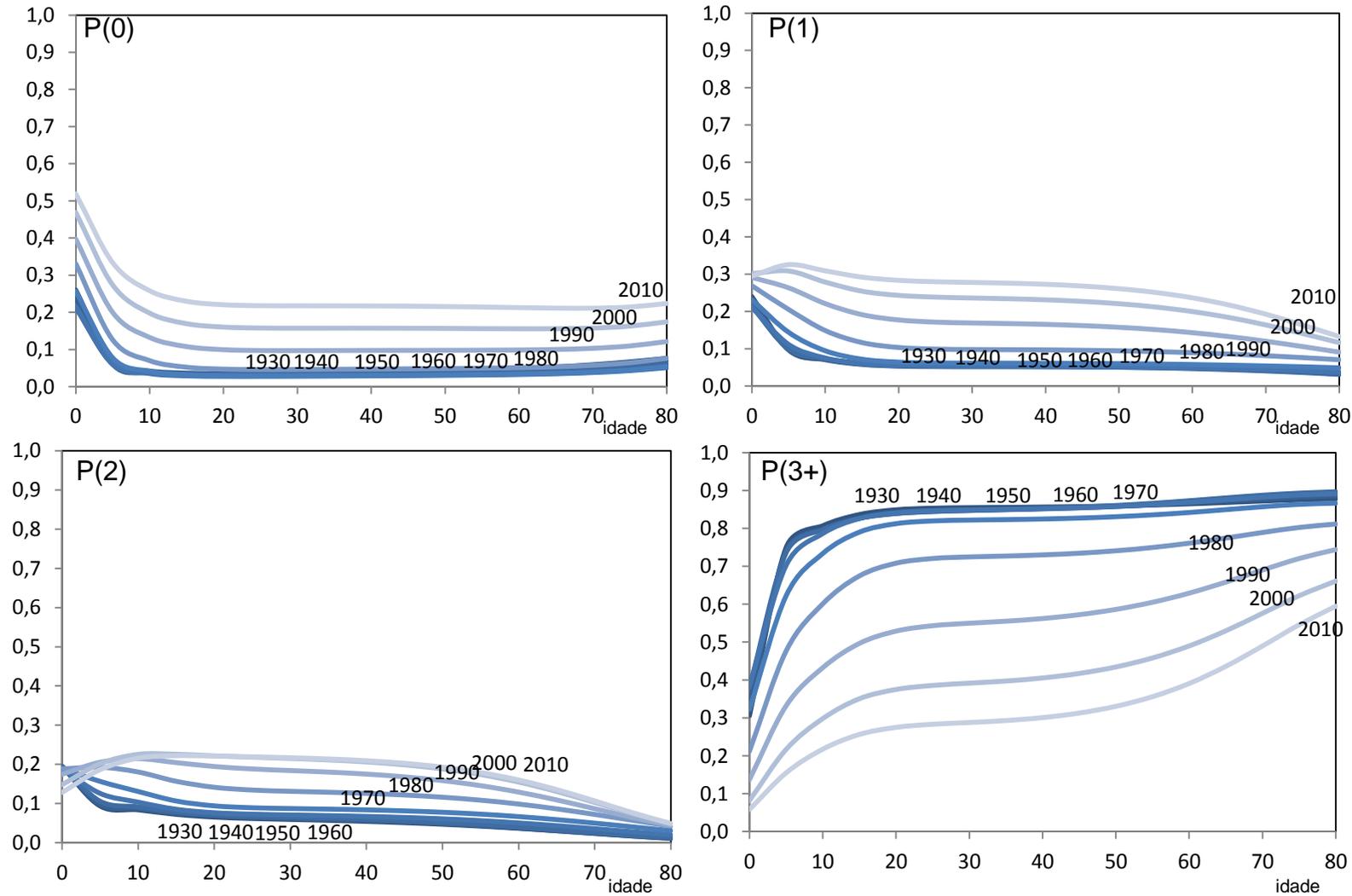
Pode restar ainda uma dúvida: por que a categoria de zero irmã(o) não cresce? Em termos relativos, a chance de que ego tenha zero irmã(o) parece não ter um aumento significativo porque a perda de indivíduos com um e dois irmãos (incluindo irmãs) é muito maior do que o ganho pela incidência de indivíduos com zero irmã(o). De fato, com o óbito de um(a) irmão(ã) de quem tem apenas um(a) irmão(ã), saem desta categoria dois indivíduos simultaneamente, contudo, apenas um entra na categoria de zero irmã(o). O mesmo raciocínio se aplica a óbitos ocorridos entre indivíduos com dois irmãos (incluindo irmãs).

Figura 12a – Prevalência de pessoas (ego) com zero P(0), um(a) P(1), dois P(2) e três ou mais P(3+) irmãos e/ou irmãs nascidos vivos, por idade e por período em cenários de estabilidade (1930-2010)



Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Figura 12b – Prevalência de pessoas (ego) com zero irmão P(0), um irmão P(1), dois irmãos P(2) e três ou mais irmãos e/ou irmãs P(3+) sobreviventes, por idade e por período em cenários de estabilidade (1930-2010)



Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

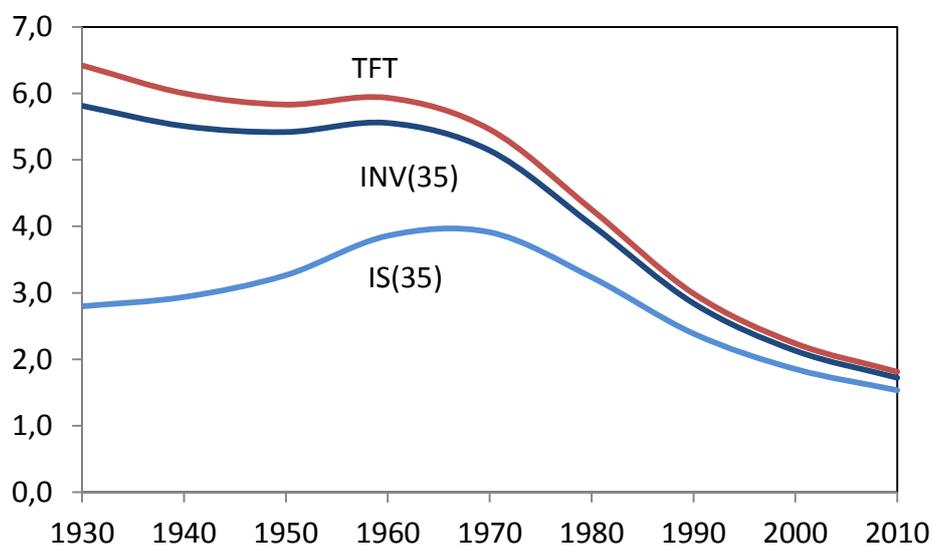
Desde o início da transição da fecundidade, maior parte da população se caracteriza por pertencer às famílias com três ou mais irmãos e/ou irmãs. Embora este cenário mude relativamente com tempo, no qual ter um(a) ou nenhum(a) irmão(ã) se torna mais provável, observa-se, ainda, que parcela significativa da população tende a continuar pertencendo a famílias numerosas. Esse resultado mostra-se incoerente com os baixos níveis de fecundidade atuais, uma vez que se espera que maior parte da população pertença a famílias pequenas. Mas vale ressaltar que a prevalência estimada não se trata da distribuição das famílias, mas de seus membros. E que mulheres sem filhos, que podem ter contribuído pela redução da TFT, não contribuem de forma alguma para a formação do grupo de irmãs e irmãos. Por isso, a distribuição do número de irmãs e irmãos e, conseqüentemente, sua variabilidade não podem ser diretamente associadas à distribuição e a variabilidade de filhas e filhos por mulher.

Em resumo, no início do período estudado, as estimativas para pessoas, aos 35 anos, com zero, um ou dois irmãos sobreviventes (incluindo irmãs) estavam na razão de um para nove pessoas em relação àquelas com três ou mais irmãos e/ou irmãs sobreviventes. Uma concentração bem evidente da população em famílias numerosas. Já ao final do período estudado, estimamos que, em cada dez pessoas na população, há entre 2 e 3 pessoas em cada um dos tipos de família (com zero, um, dois e três ou mais irmãos e/ou irmãs). Resultado que deixa claro que o processo de transição da fecundidade culminou em uma variabilidade mais pronunciada do número de irmãs e irmãos.

4.4 Tendências da disponibilidade de irmãs e irmãos

Durante a transição demográfica brasileira, o número esperado de irmãs e irmãos, nascidos vivos, para ego mostra um padrão de declínio muito semelhante, ao da queda no número esperado de filhos por mulher (Figura 13). Em momento algum a média do número de irmãs e irmãos ultrapassa a média do número de filhas e filhos, mas acompanha sua transição, tendendo a aproximar-se cada vez mais, tanto para as estimativas de irmãs e irmãos nascidos vivos, como para as estimativas dos sobreviventes.

Figura 13 – Tendências da taxa de fecundidade total (TFT), do número médio de irmãs e irmãos nascidos vivos (INV(35)) e sobreviventes (IS(35)) aos 35 anos de ego calculados para cenários de estabilidade segundo o período (1930-2010)

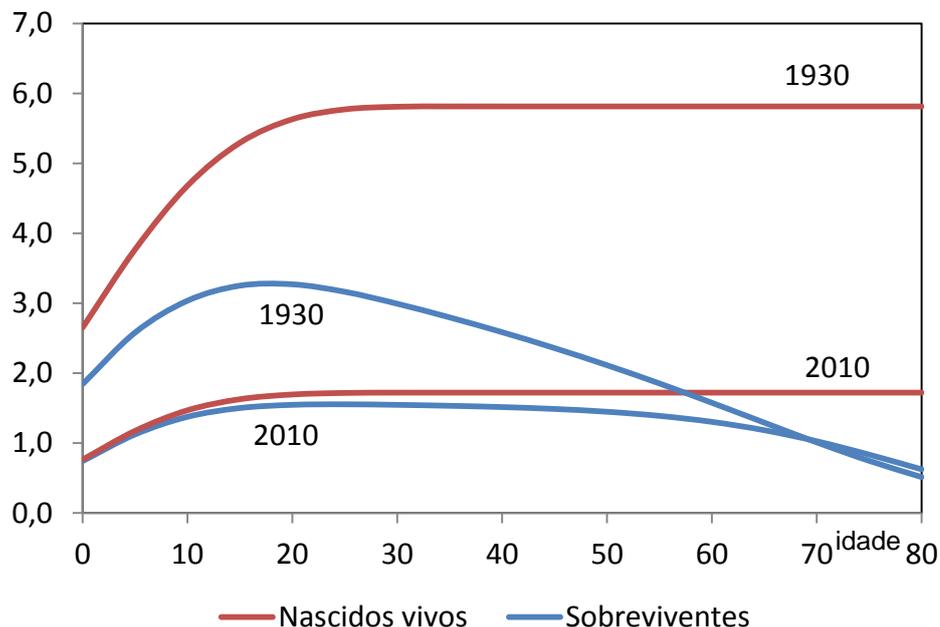


Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Vale frisar que, a escolha pelo número médio de irmãs e irmãos aos 35 anos, de ego, se justifica por ser um limiar de ganho de irmãs e irmãos, já que a partir dessa idade não é possível ganhar mais irmãs e irmãos, devido ao fim do período reprodutivo da mãe de ego, que ocorre paralelamente aos 35 anos de ego. Neste caso, recorda-se que número médio de irmãs e irmãos nascidos vivos se torna constante a partir dos 35 anos de ego e o número médio de irmãs e irmãos sobreviventes quando não se torna máximo, está muito próximo a este valor. Ademais, as estimativas do número médio de irmãs e irmãos, nascidos vivos ou sobreviventes, aos 35 anos representam bem o padrão transicional das demais idades, diferenciando-se somente no nível estimado.

Ao mesmo tempo, outra tendência revela que as médias para irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes tendem a ficar próximas com o tempo, pelo menos até a idade adulta (Figura 14). Espera-se que, com isso, a mortalidade se torne importante diferencial entre as estimativas de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes somente nas idades mais avançadas, onde atua efetivamente.

Figura 14 – Tendências do número médio de irmãs e irmãos nascidos vivos e sobreviventes segundo a idade de ego calculado para cenários de estabilidade (1930 e 2010)

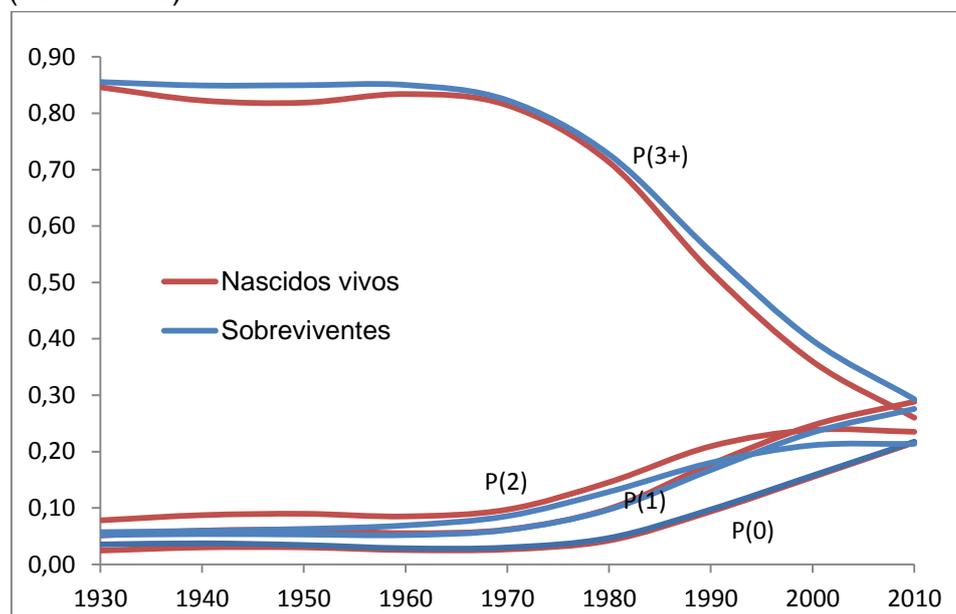


Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Concomitantemente, a distribuição do número de irmãs e irmãos, tanto nascidos vivos como sobreviventes, que ego poderia sofrer uma mudança com a transição demográfica (Figura 15). A distribuição do número de irmãs e irmãos que era totalmente assimétrica ao início do período estudo (em 1930), concentrando algo em torno de 85% da população (aos 35 anos) em três ou mais irmãs e/ou irmãos, muda com a transição demográfica, tornando todas as prevalências (de pessoas (ego) com zero, um, dois e três ou mais irmãs e/ou irmãos nascidos vivos e sobreviventes) concentradas entre 20% e 30%. Em outras palavras, a distribuição do número de irmãs e irmãos mostra um padrão transicional drástico resultando em uma diferença decrescente entre a média de irmãs e irmãos e a média de filhas e filhos.

Os resultados mostram que as prevalências de ter zero, um, dois e três ou mais irmãs e/ou irmãos convergem de tal forma a reduzir a proporção de pessoas com muitos irmãs e/ou irmãos e, obviamente, a aumentar a proporção de pessoas com dois, um ou nenhum irmão ou irmã.

Figura 15 – Tendências da distribuição das prevalências de pessoas (ego) com zero P(0), um P(1), dois P(2) e três ou mais P(3+) irmãs e/ou irmãos nascidos vivos e sobreviventes aos 35 anos calculados para cenários de estabilidade segundo o período (1930-2010)



Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Inegavelmente, o trabalho desenvolvido por GKP configura-se como um avanço metodológico e na demografia da família, ampliando o âmbito de investigação das relações de parentesco de dentro para fora do domicílio, e permitindo o uso de informações indiretas, como funções de fecundidade e mortalidade, no lugar de pesquisas familiares (domiciliares) para a construção do desenho das relações familiares. Ainda que essa metodologia esteja sujeita a restrições, algumas superáveis e outras não, sabemos que, invariavelmente, modelos matemáticos estão sujeitos a determinados pressupostos. Isso porque, ao considerarmos algumas condições como aceitáveis, podemos generalizar a modelagem a ser empregada e obter resultados plausíveis com a situação real. Por isso, ao escolhermos o método GKP, procuramos, primeiramente, contornar suas maiores limitações para, assim estimar e interpretar apropriadamente os resultados.

A primeira restrição para a qual voltamos nossa atenção foi o pressuposto de população estável, que é assumido, na prática, no desenvolvimento de vários trabalhos que empregaram a metodologia GKP. É certo que, ao exigir uma longa série histórico-demográfica, as estimativas de parentesco sob a perspectiva de coorte fornecem uma análise mais refinada da realidade do que estimativas de parentescos em cenários de estabilidade demográfica. Visto que, o contexto atual, em meio ao processo de transição da fecundidade, particularmente o brasileiro, em princípio, não aconselharia a adoção do pressuposto de estabilidade. Contudo, por força da indisponibilidade de informações longitudinais, o pressuposto de população estável talvez seja o mais difícil de sobrepujar, já que, indiscutivelmente, simplifica os procedimentos, além de exigir poucos dados.

Nesta tese, tentamos mostrar que, realmente, há uma diferença entre a estimativa do número médio de irmãs e irmãos quando o cálculo se baseia nas taxas vitais experimentadas por uma coorte ou sobre as taxas vitais observadas em um período que caracterizam um cenário hipotético de estabilidade demográfica. Isso porque uma coorte real não está sujeita, obviamente, às mesmas experiências observadas em uma população, quando esta não é estável. Em contrapartida, espera-se que, embora tal divergência exista, as estimativas encontradas tendam a se aproximar na medida em que a transição da fecundidade avance. Assim sendo, os resultados

obtidos para um cenário de estabilidade, empregando as taxas correntes de mortalidade e de fecundidade, servem para estabelecer os padrões e as tendências de mudanças demográficas na oferta de parentes, em particular de irmãos, ainda que não se destinem a fornecer medidas exatas dessa mesma oferta.

A segunda restrição do método GKP para a qual propomos uma alternativa refere-se à limitação na estimação de parentes somente do sexo feminino. Sem grandes dificuldades, esta tarefa mostrou-se ser a mais fácil e simples de enfrentar. Com pequenas adaptações nas fórmulas originais (através do emprego das taxas específicas de fecundidade de nascimentos masculinos e da sobrevivência masculina no caso dos irmãos, no lugar do emprego das taxas específicas de fecundidade de nascimentos femininos e da sobrevivência feminina, no caso das irmãs, respectivamente), conseguimos completar as estimativas de irmãs e irmãos de ego, sem a exigência de dados mais detalhados.

Para incorporar a heterogeneidade da fecundidade na estimação de parentesco, Goodman, Keyfitz e Pullum (1975) impõem uma série de restrições aos cálculos. Referindo-se a uma população heterogênea, os autores sugerem que se as distintas funções de maternidade e a distribuição da população feminina, sujeita a essas distintas funções, são conhecidas, então o número esperado de cada tipo de parente será dado por uma média ponderada do número esperado de parentes das subpopulações homogêneas. Mas advertem que, a fim de que a suposição de estabilidade populacional se mantenha, é necessário que todos os grupos tenham a mesma taxa intrínseca de crescimento e que cada grupo represente uma proporção fixa sobre o total da população.

Contudo, tais exigências nos remetem a refletir sobre a existência de uma população estável heterogênea que apresente essas características. Acreditamos que a situação demográfica posta é possível, mas improvável. Geralmente, grupos populacionais que apresentam distintas funções de maternidade não costumam apresentar a mesma taxa de crescimento e, como consequência, não mantêm seu peso relativo no total da população ao longo do tempo.

Coresh e Goldman (1988) endurecem os pressupostos e assumem, ainda, a mortalidade homogênea e a participação dos grupos na população total

independente da idade. Com maiores restrições, os autores tornam a situação demográfica posta cada vez mais improvável. Analogamente, grupos populacionais que apresentam distintas funções de maternidade não costumam apresentar a mesmas funções de mortalidade e dificilmente apresentam a mesma razão de participação por idade no total da população.

Ao refletir sobre os grupos populacionais como subpopulações estáveis, como sugerem Goodman, Keyfitz e Pullum (1975, p.381), nos questionamos como determinar as estimativas de parentesco para a população total. Basta, para isso, efetuar primeiramente os cálculos para cada subpopulação, separadamente. E, em seguida, calcular o número esperado de parente na população total através de uma média ponderada, onde os pesos são dados pela distribuição populacional em cada subpopulação. Mas, supondo subpopulações estáveis com diferentes taxas vitais e, conseqüentemente, com diferentes taxas intrínsecas de crescimento, a participação das subpopulações seria variável no tempo. Isto impossibilitaria estabelecer o cálculo dos pesos, já que uma população estável refere-se de uma população hipotética sem uma referência temporal.

Além disso, ao assumir a distinção entre os grupos populacionais e a estabilidade dos regimes demográficos, estaríamos impedindo a migração de pessoas entre os grupos definidos. Inevitavelmente, na população posta, se nasce, se reproduz e se morre no mesmo grupo em que nasceram, reproduziram, e morreram os pais, os avós e assim por diante. Deste modo, por exemplo, a filha de uma mulher negra nasce negra e tem filha negra, bem como, a filha de uma mulher analfabeta cresce e morre analfabeta. Dificilmente, nos dias atuais, é factível manter o isolamento humano, de tal forma que não haja interação entre os diversos tipos de grupos populacionais existentes.

Nesse sentido, propomos uma análise alternativa para a questão da não homogeneidade populacional, que seria tratar a variabilidade do número de irmãs e irmãos em lugar de procurar estimar diversas médias de irmãs e irmãos, para as subpopulações homogêneas, que não se referem a qualquer coorte ou população real. Sob os mesmos pressupostos implícitos do método GKP, como a independência entre os nascimentos dos filhos de uma mesma mulher e a limitação a um nascido vivo por ano por mulher, a estimativas de prevalências serão

coerentes com as médias estimadas. Na ausência da distribuição das mulheres por ordem de parturição, procuramos encontrar essa informação nas taxas específicas de fecundidade e nas taxas específicas de mortalidade. O que é uma alternativa prática e possível. Quanto à análise da nossa proposta metodológica de estimação da distribuição de prevalências do número de irmãs e irmãos, podemos dizer que conseguimos avançar no estudo da variabilidade do número de irmãs e irmãos. E isso resultou em modelos mais complexos, cujos resultados são plausíveis com o cenário atual.

Vale ressaltar que o desenvolvimento de uma nova metodologia se fez necessário dado que medidas resumo, como a média, se destinam a fornecer informações agregadas que caracterizam qualquer população através uma visão uniforme. Pela própria definição de média, cujo conceito diz respeito a uma medida de tendência central, vemos que seu valor pode melhor representar a tendência de um conjunto de informações ou de uma variável se for estimado, paralelamente, um parâmetro de variabilidade, como desvio padrão, variância ou a distribuição da variável em questão. A média tanto pode ser suficiente por si mesma ou pode formar a base da descrição inicial de um conjunto de dados, constituindo-se como parte de uma análise estatística mais extensa, como o fizemos.

Há, ainda, uma quarta restrição a cerca dos modelos de GKP não abordada na tese: a questão dos meios-irmãos paternos. Esta restrição não foi tratada, como as demais, pela inexistência de dados que permitiam superá-la. No caso brasileiro, por exemplo, as pesquisas domiciliares estabelecem as relações das pessoas residentes em um domicílio, definindo-as segundo sua relação com o responsável pelo domicílio. Caso o responsável e/ou seu cônjuge/companheiro(a) tenha(m) filhos corresidentes, estes serão relacionados como filhos (de um, de outro ou de ambos, dependendo da pesquisa), permitindo, assim, estabelecer, somente, o grupo de irmãos (incluindo-se irmãos biológicos, meios-irmãos e coirmãos) corresidentes desses filhos.

Ao observar tais informações, percebemos que o estudo de irmãos corresidentes deixa mais lacunas a serem investigadas quanto à diversidade dos irmãos nas famílias brasileiras, além da disponibilidade dos irmãos residentes em outros domicílios e sua filiação. Outra lacuna percebida refere-se à impossibilidade de

determinar a filiação do irmão corresidente que é, exclusivamente, filho do marido ou da mulher. Neste caso, quando há mais de uma criança corresidente com essa característica, não se sabe se essas crianças são irmãos biológicos ou meios-irmãos. Mesmo que grande parcela das crianças de antigas uniões tenda a permanecer com a mãe, este esforço exigiria entender os efeitos da fecundidade dos homens dissociada da fecundidade das mulheres sobre as relações de parentesco. Portanto, tendo em vista que a fecundidade da mulher mensura parcialmente a irmandade e em virtude da falta de informações a respeito da fecundidade dos homens, a inclusão dos meios-irmãos paternos nas estimativas de irmãos não foi tratado nesta tese.

A inexistência de dados (ou perguntas nas pesquisas domiciliares) sobre irmãos também não nos permite comparar as estimativas encontradas na tese com dados empíricos observáveis. Indiretamente, pode-se reconstruir a história de nascimentos com base na parturição das mulheres e gerar as estimativas de irmãos. Contudo, resgatando os achados de Wajnman (2012), percebemos que as estimativas do número médio de filhas, teoricamente, estariam sobrestimadas quando comparadas às médias empíricas. No entanto, devido à existência de seletividade na sobrevivência das mulheres quanto à parturição (ou até mesmo devido à seletividade social), essa avaliação poderia ser equivocada. Como Wajnman (2012) empregou os modelos de GKP para estimação de filhas que assumem a mesma lógica e os mesmos pressupostos dos modelos de GKP para estimação das irmãs, podemos concluir não faríamos inferências relevantes quanto à consistência dos métodos e dos resultados.

Embora não tenhamos apresentado na tese, há dois distintos procedimentos para o cálculo da disponibilidade de irmãs e irmãos e para o cálculo das prevalências. O primeiro procedimento, que apresentamos em nossas estratégias metodológicas, divide as formulações matemáticas por sexo, isto é, estimam-se homens e mulheres separadamente, utilizando taxas de fecundidade e mortalidade relativas aos respectivos sexos. Contudo há outra maneira de estimar as mesmas estatísticas, de forma mais simples, que seria agrupando homens e mulheres e empregando as taxas vitais estimadas para ambos os sexos. No caso da disponibilidade de irmãs e irmãos, percebemos que os resultados são idênticos e, no caso das prevalências,

verificamos que os resultados desviam-se somente na terceira casa decimal. Esse procedimento alternativo é, portanto, indicado nas estimativas sobre os irmãos, exceto para análises comparativas entre homens e mulheres, ou que se destinem a investigação de apenas um dos sexos, já que nos permite encontrar resultados mais rapidamente e com maior facilidade.

Segundo nossos achados, quando se trata de média de irmãos nascidos vivos, verificamos que o cenário é bem semelhante à dinâmica e à tendência observadas para a média de filhos (TFT). Ao início da transição brasileira, a média de irmãos nascidos vivos se estabelece em patamares elevados, sofre um forte declínio durante o processo, principalmente motivado pela queda da fecundidade, se estabelecendo atualmente em baixos níveis. Ao mesmo tempo, verificamos oscilações na média de irmãos sobreviventes durante esse processo, culminando em um suave declínio, cuja diferença entre as médias inicial e final encontrada é pequena, dado que os níveis iniciais do número esperado de irmãos sobreviventes já se encontravam em patamares inferiores. Há clara tendência de convergência entre as médias de filhos e de irmãos, nascidos vivos e sobreviventes, sendo que, neste último caso, em virtude do aumento da sobrevivência, na qual as estimativas de irmãos, nascidos vivos e sobreviventes, se encontram sempre abaixo da TFT.

Corroborando com esses resultados, a (re)distribuição dos irmãos mostra crescente e significativa concentração da população em famílias pequenas com apenas um ou nenhum irmão, como esperado. A constatação de representativa proporção de filhos únicos na população parece configurar-se também como uma tendência demográfica. Mas cabe lembrar que grande parte das mulheres, que contribuem com apenas um filho para as estimativas, ainda não encerraram seu período reprodutivo. E que, além disso, comportamentos reprodutivos típicos do avanço da transição da fecundidade, como adiamento a maternidade e maior espaçamento entre os nascimentos dos filhos, podem provocar a “subestimação” temporária das estimativas de irmãos por meio do efeito tempo. Mesmo assim, a chance de ego ter pelo menos um irmão ou uma irmã supera o risco ego nenhum irmão (ou irmã) ou de ter dois irmãos (incluindo irmãs), o que pode indicar que a preferência familiar gira em torno do nível de reposição. Isto é, embora ser filho único tenha se tornado comum nos dias atuais, a possibilidade de extinção dos irmãos está longe de ser

considerada uma tendência no Brasil, pois representativa parcela da população tende a ter pelo menos um irmão ou com grandes chances de ganhar um irmão.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BONFIELD, L. Seeking Connections Between Kinship and the Law in Early Modern England. *Continuity and Change*, 25, p. 49-82, 2010.

BURCH, T.K. Estimating the Goodman, Keyfitz, Pullum kinship equations: an alternative procedure. *Mathematical Population Studies*, v. 5, n.2, p.161-170, 1995.

CAVENAGHI, S. M.; GOLDANI, A. M. Fecundidade e Família: os tamanhos das famílias das mulheres e das crianças no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos da População*, v.10, n.1, p.107-124, 1993.

CIAPPARA, F. Religion, Kinship and Godparenthood as Elements of Social Cohesion in Qrandi, a Late-eighteenth-century Maltese Parish. *Continuity and Change*, 25, p. 161-184, 2010.

CORESH, J.; GOLDMAN, N. The effect of variability in the fertility schedule on numbers of kin. *Mathematical Population Studies*, v.1, n.2, p.137-156, 1988.

DAVIES, J.B. The Relative Impact of Inheritance and Other Factors on Economic Inequality. *Quarterly Journal of Economics*, v. 97, p. 471–98, 1982.

DAVIES, J.B.; Shorrocks, A.F. The Distribution of Wealth. p. 605–75, 1999 in *Handbook of Income Distribution*, Volume 1, edited by A.B. Atkinson and F. Bourguignon. New York: Elsevier Science.

GOLDMAN, N. Estimating the intrinsic rate of increase of a population from the average numbers of younger and older sisters. *Demography*, v.14, n.4, p.499-507, 1978.

GOODMAN, L.; KEYFITZ, N.; PULLUM, T. W. Addendum. Family formation and the frequency of various kinship relationships. *Theoretical Population Biology*, v.8, p.376-381, 1975.

GOODMAN, L.; KEYFITZ, N.; PULLUM, T. W. Family formation and the frequency of various kinship relationships. *Theoretical Population Biology*, v.5, p.1-27, 1974.

GRIFFITH, J.D.; KOO, H.P. Childbearing and family in remarriage. *Demography*, v. 22, n. 1, p. 73-88, 1985.

HAMMEL, E.A. Demographic dynamics na kinship in anthropological populations. *PNAS*, v.102, n.6, p.2248-2253, 2005a.

HAMMEL, E.A. Kinship-based politics and the optimal size os kin groups. *PNAS*, v.102, n.33, p.11951-11956, 2005b.

HORTA, C. J.; CARVALHO, J. A. M.; FRIAS, L. A. M. Recomposição da fecundidade por geração para Brasil e Regiões: atualização e revisão. *Anais do XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, pp. 1-22, 2000.

IBGE. Dinâmica demográfica e a mortalidade no Brasil no período 1998-2008. Rio de Janeiro, 2009a. Disponível em:

<<http://ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadevida/2008/default.shtm>>. Acesso em: 5 fev.2010.

IBGE. Indicadores sociodemográficos e de saúde no Brasil. Rio de Janeiro, 2009b. 152 p. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica, 25). Disponível em:<http://ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/indic_sociosaude/2009/default.shtm>. Acesso em: 5 fev.2010.

IBGE. Metodologia para construção da tábua completa de mortalidade para a população do Brasil. Rio de Janeiro, 2009c. Disponível em: <http://ibge.gov.br/servidor_arquivos_est/>. Acesso em: 5 fev.2010.

JUDSON, D. H.; POPOFF, C. L. Selected general methods. In: SIEGEL, J. S; SWANSON, D. A. (Ed.). The methods and materials of demography. San Diego: Elsevier AcademicPress, p. 677-732, 2004.

KEISTER, L.A.; MOLLER, S. Wealth Inequality in the United States. Annual Review of Sociology, v.26, p.63–81, 2000.

KEISTER, L.A. Sharing the wealth: the effect of siblings on adults' wealth ownership. Demography, v.40, n.3, p.521–542, 2003.

KEYFITZ, N. Canadian kinship patterns based on 1971 and 1981 data. Canadian Studies in Population, v.13, n.2, p.123-150, 1986.

KEYFITZ, N.; CASWELL, H. Applied Mathematical Demography: statistics for biology and health. 3ª ed. New York: Springer. 2005. 555p.

KEYFITZ, N.; LITTMAN, G. Mortality in a heterogeneous population. Population Studies, v.33, n.2, p.333-342, 1979.

MERRICK, T. W.; GRAHAM, D. H. População e desenvolvimento econômico no Brasil: de 1800 até a atualidade. Rio de Janeiro: Zahar, 1981. 442 p.

MCDANIEL, C.K.; HAMMEL, E.A. A kin-based measure of r and an evaluation of its effectiveness. Demography, v.21, n.1, p.41-51, 1984.

MURPHY, M. Changes in family and kinship networks consequent on the demographic transitions in England and Wales. Continuity and Change, v. 25, p. 109-136, 2010.

MURPHY, M. Long-term effects of the Demographic Transition on cohorts' demographic experiences in Britain. 2009, 47p. (Trabalho apresentado no Workshop 'Long Term Implications of the Demographic Transition', Madri, Espanha, 2009)

PRESTON, S. Family sizes of children Family sizes of women. Demography, v.13, n.1, p.105-114, 1976.

PRESTON, S. H.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. Demography: measuring and modeling population processes. Oxford: Blackwell Publishers, 2001.

PULLUM, T.W. The eventual frequencies of kin in a stable population. Demography, v.19, n.4, p.549-565, 1982.

PULLUM, T.W.; WOLF, D.A. Correlations between frequencies of kin. *Demography*, v.28, n.3, p.391-409, 1991.

RUGGLES, S. Confessions of a microsimulator: problems in modeling the demography of kinship. 1993, 23p. Disponível em: <http://users.pop.umn.edu/~ruggles/Articles/confessions%20of%20a%20microsimulator.pdf>. Acesso em: 17jul.2013. (Versão impressa em *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History*, v.26, n.4, p.161-169, 1993).

SPILERMAN, S. Wealth and Stratification Processes. *Annual Review of Sociology* v.26, p.497-524, 2000.

TADMOR, N. Early Modern English Kinship in the Long Run: reflections on continuity and change. *Continuity and Change*, 25, p.15-48, 2010.

THOMSON, E. Her, his and their children: Influences on couple childbearing decisions. *A National Survey of Families and Households*, artigo 76, 31p, 1997.

THOMSON, E. Step-families and childbearing desires in Europe. *Demographic Research*, Coleção especial n.3, artigo 5, p.117-134, 2004.

VAUPEL, J.W.; MANTON, K.G.; STALLARD, E. The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality. *Demography*, v.16, n.3, p.439-454, 1979.

VAUPEL, J.W.; YASHIN, A.I. The deviant dynamics of death in heterogeneous populations. Laxenburg, Austria: International Institute for Applied Systems Analysis, 1983, 52p.

VIAZZO, P. P. Family, Kinship and Welfare Provision in Europe, Past and Present: Commonalities and Divergences. *Continuity and Change*, 25, p. 137-159, 2010.

VIKAT, A.; THOMSON, E.; HOEM, J.M. Stepfamily fertility in contemporary Sweden: The impact of childbearing before the current union. *Population Studies*, n 3, p211-225, 1999.

WACHTER, K.W. The sisters' riddle and the importance of variance when guessing demographic rates from kin counts. *Demography*, v.17, n.1, p.103-114, 1980.

WAJNMAN, S. Demografia das famílias e dos domicílios brasileiros.161f. Tese (Professor Titular) – Departamento de Demografia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2012.

WALL, R. Economic Collaboration of Family Members Within and Beyond Households in English Society, 1600-2000. *Continuity and Change*, 25, p. 83-108, 2010.

WAUGH, W.A.O'N. Application of the Galton-Watson process to the kin number problem. *Advances in Applied Probability*, v.13, n.4, p.631-649, 1981.

WHITE, L. Sibling relationships over the life course: A panel analysis. *Journal of Marriage and Family*, v.63, p.555-568, 2001.

ANEXO A

COEFICIENTES DE GRABILL PARA INTERPOLAÇÃO DE INFORMAÇÕES AGRUPADAS

Tabela 4 - Coeficientes de Grabill para subdivisão de grupos em quintos

Subgrupo interpolado	Coeficientes a serem aplicados sobre				
	G1	G2	G3	G4	G5
Primeiro quinto de G3	0,0111	0,0816	0,0826	0,0256	-0,0009
Segundo quinto de G3	0,0049	0,0673	0,0903	0,0377	-0,0002
Terceiro quinto de G3	0,0015	0,0519	0,0932	0,0519	0,0015
Quarto quinto de G3	-0,0002	0,0377	0,0903	0,0673	0,0049
Último quinto de G3	-0,0009	0,0256	0,0826	0,0816	0,0111

Fonte: Baseado em Judson e Popoff (2004).

Os coeficientes de interpolação de Grabill baseiam-se na média móvel ponderada pelos coeficientes de Sprague⁸ e subdivide as estimativas agrupadas em subgrupos menores, sem o compromisso de conservar o valor total das estimativas. Esses coeficientes se aplicam somente a grupos igualmente espaçados e sua principal característica é drástica suavização dos dados.

Tomemos o seguinte exemplo. Para encontrar a taxa específica de fecundidade $M(15)$ para a idade simples de 15 anos, ou seja, o primeiro quinto da fecundidade acumulada do grupo etário de 15 a 19 anos, façamos:

$$0,0111(5_5M_5) + 0,0816(5_5M_{10}) + 0,0826(5_5M_{15}) + 0,0256(5_5M_{20}) - 0,009(5_5M_{25}) .$$

⁸ A fórmula de Sprague é uma fórmula osculatória com seis termos baseando-se em cinco-diferenças. Também se aplica somente a grupos igualmente espaçados, mas tem a vantagem de conservar a soma total das estimativas. Contudo, seus coeficientes não mostraram bons resultados para nossos dados. Para maiores detalhes veja Judson e Popoff (2004).

ANEXO B

ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE SOBREVIVÊNCIA DA TÁBUA DE VIDA POR IDADE SIMPLES

A estimação da função de sobrevivência da tábua vida por idade simples baseia-se na suposição implícita da própria tábua de vida de distribuição uniforme dos óbitos dentro dos grupos etários, com exceção do grupo de 0 a 4 anos.

Observando as relações das funções da tábua de vida, encontramos a seguinte igualdade:

$${}_5l_x - {}_5L_x = 2,5{}_5O_x;$$

onde l_x representa a proporção de sobreviventes ou a probabilidade de sobrevivência à idade x , dado que a raiz da tábua de vida seja um (isto é, $l_0 = 1$);

${}_5L_x$ representa o tempo vivido pelas pessoas entre as idades x e $x + 5$ e ${}_5O_x$ representa os óbitos ocorridos entre as idades x e $x + 5$.

Daí, segue que:

$${}_5O_x = \frac{{}_5l_x - {}_5L_x}{2,5}$$

Assumindo óbitos distribuídos uniformemente, temos que:

$${}_1O_y = \frac{{}_nO_x}{5} = \frac{{}_5l_x - {}_nL_x}{5 \cdot 2,5}$$

para y entre as idades x e $x + n$.

Dessa forma:

$$l_x = l_{x-1} - {}_1O_{x-1}$$

$${}_1L_x = l_x - 0,5{}_1O_x$$

lembrando que $l_0 = 1$.

ANEXO C

PRINCIPAIS RESULTADOS

Tabela 5 - Número esperado de irmãs (sexo feminino) mais velhas nascidas vivas e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010

Idade	Nascidas vivas										Sobreviventes									
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010		1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	
0	1,4	1,5	1,4	1,3	1,2	1,0	0,9	0,6	0,5		1,0	1,1	1,1	1,1	1,0	0,9	0,8	0,6	0,5	
5	1,4	1,5	1,4	1,3	1,2	1,0	0,9	0,6			0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,8	0,6		
10	1,4	1,5	1,4	1,3	1,2	1,0	0,9	0,6			0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,8	0,6		
15	1,4	1,5	1,4	1,3	1,2	1,0	0,9				0,8	0,9	1,0	1,0	1,0	0,9	0,8			
20	1,4	1,5	1,4	1,3	1,2	1,0	0,9				0,8	0,9	1,0	1,0	1,0	0,9	0,8			
25	1,4	1,5	1,4	1,3	1,2	1,0					0,8	0,9	1,0	1,0	1,0	0,9				
30	1,4	1,5	1,4	1,3	1,2	1,0					0,8	0,9	0,9	1,0	1,0	0,9				
35	1,4	1,5	1,4	1,3	1,2						0,7	0,8	0,9	0,9	1,0					
40	1,4	1,5	1,4	1,3	1,2						0,7	0,8	0,9	0,9	0,9					
45	1,4	1,5	1,4	1,3							0,7	0,8	0,9	0,9						
50	1,4	1,5	1,4	1,3							0,6	0,7	0,8	0,9						
55	1,4	1,5	1,4								0,6	0,7	0,8							
60	1,4	1,5	1,4								0,5	0,6	0,7							
65	1,4	1,5									0,4	0,5								
70	1,4	1,5									0,3	0,4								
75	1,4										0,2									
80	1,4										0,1									

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Tabela 6 - Número esperado de irmãs (sexo feminino) mais novas nascidas vivas e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010

Idade	Nascidas vivas										Sobreviventes									
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010		
0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		
5	0,6	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,4	0,3		0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,4	0,3			
10	1,1	1,0	0,9	0,9	1,0	1,0	0,7	0,6		0,8	0,8	0,8	0,8	0,9	0,9	0,7	0,6			
15	1,4	1,2	1,1	1,2	1,3	1,2	0,9			1,0	1,0	1,0	1,1	1,2	1,2	0,9				
20	1,5	1,4	1,3	1,4	1,4	1,3	1,0			1,1	1,1	1,1	1,2	1,3	1,3	1,0				
25	1,6	1,4	1,3	1,4	1,5	1,4				1,1	1,1	1,1	1,3	1,4	1,3					
30	1,6	1,4	1,3	1,4	1,5	1,4				1,1	1,1	1,1	1,3	1,4	1,3					
35	1,6	1,4	1,3	1,4	1,5					1,1	1,1	1,1	1,3	1,4						
40	1,6	1,4	1,3	1,4	1,5					1,1	1,1	1,1	1,3	1,4						
45	1,6	1,4	1,3	1,4						1,0	1,0	1,1	1,3							
50	1,6	1,4	1,3	1,4						1,0	1,0	1,1	1,3							
55	1,6	1,4	1,3							1,0	1,0	1,1								
60	1,6	1,4	1,3							1,0	1,0	1,1								
65	1,6	1,4								0,9	1,0									
70	1,6	1,4								0,9	0,9									
75	1,6									0,8										
80	1,6									0,7										

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Tabela 7 - Número esperado de irmãos (sexo masculino) mais velhos nascidos vivos e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010

Idade	Nascidos vivos										Sobreviventes									
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010		1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	
0	1,5	1,5	1,5	1,3	1,2	1,1	0,9	0,7	0,5		1,0	1,1	1,1	1,1	1,0	0,9	0,8	0,6	0,5	
5	1,5	1,5	1,5	1,3	1,2	1,1	0,9	0,7			0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,8	0,6		
10	1,5	1,5	1,5	1,3	1,2	1,1	0,9	0,7			0,9	1,0	1,0	1,0	0,9	0,8	0,6			
15	1,5	1,5	1,5	1,3	1,2	1,1	0,9				0,8	0,9	1,0	1,0	1,0	0,9	0,8			
20	1,5	1,5	1,5	1,3	1,2	1,1	0,9				0,8	0,9	0,9	1,0	0,9	0,9	0,8			
25	1,5	1,5	1,5	1,3	1,2	1,1					0,8	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9				
30	1,5	1,5	1,5	1,3	1,2	1,1					0,7	0,8	0,9	0,9	0,9	0,8				
35	1,5	1,5	1,5	1,3	1,2						0,7	0,8	0,8	0,9	0,9					
40	1,5	1,5	1,5	1,3	1,2						0,7	0,8	0,8	0,9	0,9					
45	1,5	1,5	1,5	1,3							0,6	0,7	0,8	0,8						
50	1,5	1,5	1,5	1,3							0,5	0,6	0,7	0,7						
55	1,5	1,5	1,5								0,5	0,6	0,6							
60	1,5	1,5	1,5								0,4	0,5	0,5							
65	1,5	1,5									0,3	0,4								
70	1,5	1,5									0,2	0,3								
75	1,5										0,1									
80	1,5										0,1									

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Tabela 8 - Número esperado de irmãos (sexo masculino) mais novos nascidos vivos e sobreviventes por coorte de nascimento de ego segundo a idade de ego, 1930-2010

Idade	Nascidos vivos									Sobreviventes								
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
5	0,6	0,6	0,5	0,5	0,6	0,6	0,5	0,3		0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,4	0,3	
10	1,1	1,0	0,9	1,0	1,0	1,0	0,8	0,6		0,8	0,8	0,8	0,8	0,9	0,9	0,7	0,6	
15	1,4	1,3	1,2	1,3	1,4	1,3	1,0			1,0	1,0	1,0	1,1	1,2	1,2	0,9		
20	1,6	1,4	1,3	1,4	1,5	1,4	1,0			1,1	1,1	1,1	1,2	1,3	1,3	1,0		
25	1,7	1,5	1,4	1,5	1,6	1,4				1,1	1,1	1,1	1,2	1,4	1,3			
30	1,7	1,5	1,4	1,5	1,6	1,5				1,1	1,1	1,1	1,2	1,3	1,3			
35	1,7	1,5	1,4	1,5	1,6					1,1	1,1	1,1	1,2	1,3				
40	1,7	1,5	1,4	1,5	1,6					1,1	1,0	1,1	1,2	1,3				
45	1,7	1,5	1,4	1,5						1,0	1,0	1,0	1,2					
50	1,7	1,5	1,4	1,5						1,0	1,0	1,0	1,2					
55	1,7	1,5	1,4							0,9	0,9	1,0						
60	1,7	1,5	1,4							0,9	0,9	0,9						
65	1,7	1,5								0,8	0,8							
70	1,7	1,5								0,7	0,8							
75	1,7									0,6								
80	1,7									0,5								

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Tabela 9 - Número esperado de irmãs (sexo feminino) mais velhas nascidas vivas e sobreviventes em uma coorte hipotética presente na população estável equivalente por período segundo a idade de ego, 1930-2010

Idade	Nascidas vivas									Sobreviventes								
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
0	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,9	1,0	1,1	1,1	1,0	0,7	0,6	0,4	0,4
5	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,8	0,9	1,0	1,1	0,9	0,7	0,6	0,4	0,4
10	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,8	0,9	1,0	1,0	0,9	0,7	0,6	0,4	0,4
15	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,8	0,9	1,0	1,0	0,9	0,7	0,6	0,4	0,4
20	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,7	0,8	0,9	1,0	0,9	0,7	0,6	0,4	0,4
25	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,7	0,8	0,9	1,0	0,9	0,7	0,5	0,4	0,4
30	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,6	0,7	0,8	0,9	0,9	0,7	0,5	0,4	0,4
35	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,6	0,7	0,8	0,9	0,8	0,7	0,5	0,4	0,4
40	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,5	0,6	0,8	0,9	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4
45	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4
50	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,4	0,5	0,6	0,7	0,7	0,6	0,5	0,4	0,3
55	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,4	0,4	0,5	0,6	0,6	0,5	0,5	0,4	0,3
60	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,3	0,3	0,4	0,5	0,6	0,5	0,4	0,3	0,3
65	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,2	0,2	0,3	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3	0,3
70	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,1	0,2	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2
75	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2
80	1,3	1,3	1,3	1,3	1,1	0,8	0,6	0,4	0,4	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Tabela 10 - Número esperado de irmãs (sexo feminino) mais novas nascidas vivas e sobreviventes em uma coorte hipotética presente na população estável equivalente por período segundo a idade de ego, 1930-2010

Idade	Nascidas vivas										Sobreviventes								
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	
0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,4	0,3	0,2	0,2	0,4	0,4	0,4	0,5	0,5	0,4	0,3	0,2	0,2	
10	1,0	0,9	0,9	0,9	0,9	0,7	0,5	0,4	0,3	0,7	0,7	0,7	0,8	0,8	0,7	0,5	0,4	0,3	
15	1,3	1,1	1,1	1,2	1,2	1,0	0,7	0,5	0,4	0,9	0,8	0,8	1,0	1,0	0,9	0,6	0,5	0,4	
20	1,5	1,3	1,2	1,4	1,4	1,1	0,8	0,6	0,5	0,9	0,9	0,9	1,1	1,2	1,0	0,7	0,5	0,4	
25	1,5	1,3	1,3	1,4	1,4	1,2	0,8	0,6	0,5	0,9	0,9	0,9	1,1	1,2	1,0	0,7	0,5	0,4	
30	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,9	0,8	0,9	1,1	1,2	1,0	0,7	0,5	0,4	
35	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,8	0,8	0,8	1,1	1,2	1,0	0,7	0,5	0,4	
40	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,8	0,8	0,8	1,0	1,1	1,0	0,7	0,5	0,4	
45	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,7	0,7	0,8	1,0	1,1	1,0	0,7	0,5	0,4	
50	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,7	0,7	0,7	1,0	1,1	1,0	0,7	0,5	0,4	
55	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,6	0,6	0,7	0,9	1,1	0,9	0,7	0,5	0,4	
60	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,6	0,6	0,6	0,9	1,0	0,9	0,6	0,5	0,4	
65	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,5	0,5	0,6	0,8	0,9	0,9	0,6	0,5	0,4	
70	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4	0,5	0,7	0,9	0,8	0,6	0,5	0,4	
75	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,3	0,4	0,4	0,6	0,8	0,7	0,5	0,4	0,3	
80	1,5	1,4	1,3	1,4	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,3	0,3	0,3	0,5	0,6	0,6	0,4	0,3	0,3	

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Tabela 11 - Número esperado de irmãos (sexo masculino) mais velhos nascidos vivos e sobreviventes em uma coorte hipotética presente na população estável equivalente por período segundo a idade de ego, 1930-2010

Idade	Nascidos vivos									Sobreviventes								
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
0	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,9	1,0	1,1	1,1	1,0	0,7	0,6	0,4	0,4
5	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,8	0,9	1,0	1,1	0,9	0,7	0,5	0,4	0,4
10	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,8	0,9	1,0	1,0	0,9	0,7	0,5	0,4	0,4
15	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,8	0,9	1,0	1,0	0,9	0,7	0,5	0,4	0,4
20	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,7	0,8	0,9	1,0	0,9	0,7	0,5	0,4	0,4
25	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,7	0,8	0,9	0,9	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4
30	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,6	0,7	0,8	0,9	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4
35	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,6	0,7	0,8	0,9	0,8	0,6	0,5	0,4	0,3
40	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,7	0,6	0,5	0,4	0,3
45	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4	0,5	0,6	0,7	0,7	0,5	0,4	0,4	0,3
50	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,4	0,4	0,6	0,6	0,6	0,5	0,4	0,3	0,3
55	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,3	0,4	0,5	0,5	0,5	0,4	0,4	0,3	0,3
60	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,2	0,3	0,3	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3	0,2
65	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,2	0,2	0,2	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2
70	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1
75	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
80	1,4	1,4	1,4	1,3	1,1	0,8	0,6	0,5	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Tabela 12 - Número esperado de irmãos (sexo masculino) mais novos nascidos vivos e sobreviventes em uma coorte hipotética presente na população estável equivalente por período segundo a idade de ego, 1930-2010

Idade	Nascidos vivos										Sobreviventes								
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	
0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
5	0,6	0,5	0,5	0,5	0,5	0,4	0,3	0,2	0,2	0,5	0,4	0,4	0,5	0,5	0,4	0,3	0,2	0,2	
10	1,0	0,9	0,9	1,0	1,0	0,8	0,6	0,4	0,4	0,7	0,7	0,7	0,8	0,8	0,7	0,5	0,4	0,3	
15	1,4	1,2	1,2	1,3	1,3	1,0	0,7	0,6	0,4	0,9	0,8	0,8	1,0	1,0	0,9	0,6	0,5	0,4	
20	1,5	1,3	1,3	1,4	1,4	1,2	0,8	0,6	0,5	0,9	0,9	0,9	1,1	1,1	1,0	0,7	0,5	0,4	
25	1,6	1,4	1,3	1,5	1,5	1,2	0,8	0,6	0,5	0,9	0,9	0,9	1,1	1,2	1,0	0,7	0,5	0,4	
30	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,9	0,8	0,9	1,1	1,2	1,0	0,7	0,5	0,4	
35	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,8	0,8	0,8	1,0	1,1	1,0	0,7	0,5	0,4	
40	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,8	0,8	0,8	1,0	1,1	0,9	0,7	0,5	0,4	
45	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,7	0,7	0,8	1,0	1,1	0,9	0,6	0,5	0,4	
50	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,6	0,7	0,7	0,9	1,0	0,9	0,6	0,5	0,4	
55	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,6	0,6	0,7	0,9	1,0	0,8	0,6	0,5	0,4	
60	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,5	0,5	0,6	0,8	0,9	0,8	0,6	0,4	0,4	
65	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,4	0,5	0,5	0,7	0,8	0,7	0,5	0,4	0,3	
70	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,3	0,4	0,4	0,6	0,7	0,6	0,5	0,4	0,3	
75	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,3	0,3	0,3	0,5	0,6	0,5	0,4	0,3	0,3	
80	1,6	1,4	1,4	1,5	1,5	1,3	0,8	0,6	0,5	0,2	0,2	0,3	0,4	0,4	0,4	0,3	0,2	0,2	

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Tabela 13 – Distribuição de prevalência de pessoas (ego) segundo o número de irmãs e irmãos nascidos vivos por idade, 1930-2010

	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Probabilidade de ter zero irmão(ã) P(0)									
0	0,20	0,19	0,18	0,19	0,24	0,31	0,38	0,46	0,51
5	0,06	0,07	0,06	0,06	0,08	0,13	0,20	0,28	0,34
10	0,03	0,04	0,04	0,03	0,04	0,07	0,13	0,20	0,26
15	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,05	0,11	0,17	0,23
20	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,10	0,16	0,22
25	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,16	0,22
30	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
35	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
40	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
45	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
50	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
55	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
60	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
65	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
70	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
75	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
80	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,09	0,15	0,22
Probabilidade de ter um(a) irmão(ã) P(1)									
0	0,18	0,18	0,17	0,18	0,21	0,26	0,29	0,30	0,29
5	0,13	0,13	0,13	0,13	0,16	0,23	0,28	0,32	0,34
10	0,08	0,08	0,08	0,08	0,10	0,16	0,23	0,29	0,32
15	0,06	0,07	0,07	0,06	0,07	0,12	0,20	0,26	0,30
20	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
25	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
30	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
35	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
40	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
45	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
50	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
55	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
60	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
65	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
70	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
75	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29
80	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,18	0,25	0,29

Continua

Tabela 13 – Distribuição de prevalência de pessoas (ego) segundo o número de irmãos e irmãos nascidos vivos por idade, 1930-2010 (continuação)

	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Probabilidade de ter dois irmãos (incluindo irmãs) P(2)									
0	0,16	0,16	0,16	0,17	0,18	0,19	0,18	0,15	0,13
5	0,16	0,16	0,16	0,17	0,19	0,23	0,23	0,22	0,20
10	0,12	0,12	0,12	0,12	0,15	0,20	0,24	0,24	0,23
15	0,09	0,10	0,10	0,10	0,12	0,17	0,23	0,24	0,24
20	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,22	0,24	0,24
25	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
30	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
35	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
40	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
45	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
50	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
55	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
60	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
65	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
70	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
75	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
80	0,08	0,09	0,09	0,09	0,10	0,15	0,21	0,24	0,24
Probabilidade de ter três ou mais irmãos e/ou irmãs P(3+)									
0	0,45	0,47	0,49	0,46	0,37	0,24	0,15	0,09	0,06
5	0,64	0,64	0,65	0,64	0,57	0,42	0,28	0,18	0,13
10	0,77	0,75	0,76	0,76	0,71	0,57	0,40	0,27	0,20
15	0,83	0,80	0,80	0,81	0,78	0,66	0,47	0,33	0,24
20	0,84	0,82	0,81	0,83	0,81	0,70	0,50	0,35	0,25
25	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
30	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
35	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
40	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
45	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
50	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
55	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
60	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
65	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
70	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
75	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26
80	0,85	0,82	0,82	0,83	0,81	0,71	0,52	0,36	0,26

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).

Tabela 14 – Distribuição de prevalência de pessoas (ego) segundo o número de irmãs e irmãos sobreviventes por idade, 1930-2010

	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Probabilidade de ter zero irmão(ã) P(0)									
0	0,26	0,24	0,21	0,22	0,26	0,33	0,40	0,47	0,52
5	0,06	0,06	0,06	0,06	0,08	0,13	0,20	0,27	0,33
10	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,07	0,13	0,20	0,26
15	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,05	0,11	0,17	0,23
20	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,05	0,10	0,16	0,22
25	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,05	0,10	0,16	0,22
30	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,05	0,10	0,16	0,22
35	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03	0,05	0,10	0,16	0,22
40	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,05	0,10	0,16	0,22
45	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,05	0,10	0,16	0,22
50	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,05	0,10	0,16	0,22
55	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,05	0,10	0,16	0,21
60	0,05	0,05	0,04	0,03	0,03	0,05	0,10	0,16	0,21
65	0,05	0,05	0,04	0,03	0,04	0,05	0,10	0,16	0,21
70	0,06	0,06	0,05	0,04	0,04	0,06	0,10	0,16	0,21
75	0,07	0,06	0,05	0,04	0,04	0,06	0,11	0,16	0,21
80	0,08	0,07	0,06	0,05	0,05	0,08	0,12	0,17	0,22
Probabilidade de ter um(ã) irmão(ã) P(1)									
	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
0	0,24	0,23	0,21	0,21	0,23	0,27	0,29	0,30	0,29
5	0,10	0,10	0,10	0,11	0,14	0,21	0,26	0,31	0,33
10	0,07	0,07	0,07	0,07	0,09	0,15	0,22	0,28	0,31
15	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,12	0,19	0,25	0,29
20	0,05	0,06	0,06	0,05	0,06	0,10	0,18	0,24	0,28
25	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,10	0,17	0,24	0,28
30	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,10	0,17	0,24	0,28
35	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,10	0,17	0,23	0,28
40	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,10	0,17	0,23	0,27
45	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,10	0,16	0,23	0,27
50	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,09	0,16	0,22	0,26
55	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,09	0,15	0,21	0,25
60	0,05	0,05	0,05	0,05	0,06	0,09	0,14	0,20	0,24
65	0,05	0,05	0,04	0,05	0,06	0,09	0,13	0,18	0,22
70	0,05	0,04	0,04	0,04	0,05	0,08	0,12	0,16	0,19
75	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05	0,08	0,11	0,14	0,16
80	0,03	0,03	0,03	0,04	0,05	0,07	0,09	0,12	0,13

continua

Tabela 14 – Distribuição de prevalência de pessoas (ego) segundo o número de irmãs e irmãos sobreviventes por idade, 1930-2010 (continuação)

	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Probabilidade de ter dois irmãos (incluindo irmãs) P(2)									
0	0,19	0,20	0,19	0,19	0,19	0,19	0,17	0,15	0,13
5	0,09	0,10	0,11	0,13	0,16	0,19	0,21	0,20	0,19
10	0,08	0,09	0,09	0,10	0,13	0,18	0,21	0,23	0,22
15	0,07	0,08	0,08	0,09	0,11	0,16	0,20	0,23	0,22
20	0,07	0,07	0,07	0,08	0,09	0,14	0,19	0,22	0,22
25	0,06	0,06	0,07	0,07	0,09	0,13	0,19	0,22	0,22
30	0,06	0,06	0,07	0,07	0,09	0,13	0,18	0,21	0,22
35	0,06	0,06	0,06	0,07	0,09	0,13	0,18	0,21	0,21
40	0,05	0,06	0,06	0,07	0,08	0,13	0,18	0,21	0,21
45	0,05	0,05	0,06	0,06	0,08	0,12	0,17	0,20	0,20
50	0,05	0,05	0,05	0,06	0,08	0,12	0,16	0,19	0,19
55	0,04	0,04	0,05	0,06	0,07	0,11	0,15	0,17	0,18
60	0,04	0,04	0,04	0,05	0,07	0,10	0,13	0,15	0,16
65	0,03	0,03	0,03	0,04	0,06	0,09	0,11	0,13	0,14
70	0,02	0,02	0,03	0,04	0,05	0,07	0,09	0,10	0,11
75	0,02	0,02	0,02	0,03	0,04	0,06	0,06	0,07	0,08
80	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,04	0,04	0,05	0,05
Probabilidade de ter três ou mais irmãos e/ou irmãs P(3+)									
0	0,31	0,34	0,38	0,38	0,32	0,21	0,14	0,08	0,06
5	0,75	0,74	0,74	0,70	0,62	0,48	0,33	0,22	0,15
10	0,81	0,80	0,80	0,79	0,73	0,60	0,43	0,30	0,22
15	0,84	0,83	0,83	0,83	0,79	0,67	0,50	0,35	0,26
20	0,85	0,84	0,84	0,84	0,81	0,71	0,53	0,37	0,27
25	0,85	0,84	0,84	0,85	0,82	0,72	0,54	0,39	0,28
30	0,85	0,85	0,85	0,85	0,82	0,72	0,55	0,39	0,29
35	0,86	0,85	0,85	0,85	0,82	0,73	0,56	0,40	0,29
40	0,86	0,85	0,85	0,85	0,82	0,73	0,56	0,41	0,30
45	0,86	0,85	0,86	0,85	0,83	0,73	0,57	0,42	0,31
50	0,86	0,86	0,86	0,86	0,83	0,74	0,59	0,43	0,33
55	0,86	0,86	0,87	0,86	0,84	0,75	0,61	0,46	0,36
60	0,86	0,87	0,87	0,87	0,84	0,76	0,63	0,49	0,39
65	0,87	0,87	0,88	0,88	0,85	0,77	0,66	0,53	0,44
70	0,87	0,88	0,89	0,88	0,86	0,79	0,69	0,58	0,49
75	0,88	0,88	0,89	0,89	0,86	0,80	0,72	0,62	0,55
80	0,88	0,89	0,90	0,89	0,87	0,81	0,74	0,66	0,59

Fonte: Elaboração própria a partir das séries de dados construídas por Horta, Carvalho e Frias (2000) e Wajnman (2012) baseadas nos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 e 1991 (IBGE), na PNAD de 1995 (IBGE) e na atualização das Projeções Populacionais de 2008 (IBGE).