



**UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
INSTITUTO DE FILOSOFIA E CIÊNCIAS HUMANAS**

GUSTAVO PEDROSO DE LIMA BRUSSE

**“PROJEÇÃO DA POPULAÇÃO IDOSA DO ESTADO DE SÃO PAULO E SEUS
RESPECTIVOS ARRANJOS DOMICILIARES UTILIZANDO O MODELO
ESTENDIDO DE COORTES COMPONENTES”**

**CAMPINAS
2017**

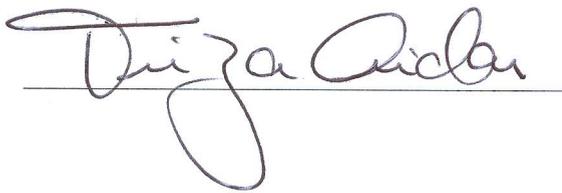
GUSTAVO PEDROSO DE LIMA BRUSSE

**“PROJEÇÃO DA POPULAÇÃO IDOSA DO ESTADO DE SÃO PAULO E SEUS
RESPECTIVOS ARRANJOS DOMICILIARES UTILIZANDO O MODELO
ESTENDIDO DE COORTES COMPONENTES”**

Dissertação apresentada ao Instituto de Filosofia e Ciências Humanas da Universidade Estadual de Campinas como parte dos requisitos exigidos para a obtenção do título de Mestre em Demografia.

Supervisor/Orientador: Orientadora: Prof.
Dra. Tirza Aidar

ESTE EXEMPLAR CORRESPONDE A
VERSÃO FINAL DA DISSERTAÇÃO
DEFENDIDA PELO ALUNO GUSTAVO
PEDROSO DE LIMA BRUSSE E
ORIENTADA PELA PROFA. DRA. TIRZA
AIDAR.



Tirza Aidar

CAMPINAS
2017

Agência(s) de fomento e nº(s) de processo(s): CAPES

ORCID: <http://orcid.org/http://orcid.org/00>

Ficha catalográfica
Universidade Estadual de Campinas
Biblioteca do Instituto de Filosofia e Ciências Humanas
Cecília Maria Jorge Nicolau - CRB 8/3387

B838p Brusse, Gustavo Pedroso de Lima, 1989-
Projeção da população idosa do estado de São Paulo e seus respectivos arranjos domiciliares utilizando o modelo estendido de coortes componentes / Gustavo Pedroso de Lima Brusse. – Campinas, SP : [s.n.], 2017.

Orientador: Tirza Aidar.

Dissertação (mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Filosofia e Ciências Humanas.

1. Envelhecimento - Aspectos demográficos. 2. Idosos - Aspectos sociais. 3. Previsão demográfica. I. Aidar, Tirza, 1961-. II. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Filosofia e Ciências Humanas. III. Título.

Informações para Biblioteca Digital

Título em outro idioma: Projection of the São Paulo's state elderly population and their living arrangements using the extended cohort-component method

Palavras-chave em inglês:

Aging - Demographic aspects

Elderly population - Social aspects

Demographic forecast

Área de concentração: Demografia

Titulação: Mestre em Demografia

Banca examinadora:

Tirza Aidar [Orientador]

Moema Gonçalves Bueno Fígoli

Glaucia do Santos Marcondes

Data de defesa: 31-03-2017

Programa de Pós-Graduação: Demografia



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
INSTITUTO DE FILOSOFIA E CIÊNCIAS HUMANAS

A Comissão Julgadora dos trabalhos de Defesa de Dissertação de Mestrado, composta pelos Professores Doutores a seguir descritos, em sessão pública realizada em 31/03/2017, considerou o candidato Gustavo Pedroso de Lima Brusse aprovado.

Profa. Dra. Moema Gonçalves Bueno Fígoli

Profa. Dra. Gláucia do Santos Marcondes

Profa. Dra. Tirza Aidar

A Ata da Defesa, assinada pelos membros da Comissão Examinadora, consta no processo de vida acadêmica do aluno.

Dedicado à minha querida família.

AGRADECIMENTOS

Escrever uma dissertação de mestrado pode parecer, aos olhos de quem observa, um ato solitário. Mas na verdade, é apenas uma concretização de um longo e trabalhoso processo no qual inúmeras pessoas fazem parte. Vou tentar enumerar uma pequena parte dessas pessoas aqui.

Primeiramente, não poderia deixar de agradecer as professoras Tirza, Joice e Glaucia que, desde os tempos de minha graduação na Estatística, me incentivaram e foram exemplos para mim como Demógrafas e Professoras. Seja através de minha iniciação científica, na orientação do mestrado, nas bancas de qualificação e defesa ou nas salas de aula, essas três professoras fizeram parte fundamental deste trabalho.

Agradeço à professora Luciana pelas sugestões na banca de qualificação e por, junto com os professores Everton e José Marcos, fazer parte da minha formação básica como Demógrafo.

Às professoras Maria Coleta e Rosana, fica minha inspiração de como escrever com personalidade e de como pensar metodologicamente, aprendizados que vou levar para a vida e que tentei desenvolver neste trabalho. Agradeço a professora Elisabete, que acompanhou boa parte do desenvolvimento da dissertação e a professora Roberta pelas contribuições.

Aos professores Yi Zeng e Zhenglian Wang, queria agradecer por me proporcionarem a incrível experiência de poder trabalhar com eles, aprender o método que desenvolveram durante anos e ainda aprender um pouco sobre a cultura de seu país. Agradeço à VRERI pelo apoio ao intercâmbio à China e pelo apoio à realização do curso intensivo com os professores Yi Zeng e Zhenglian Wang aqui na UNICAMP.

Agradeço à toda equipe do NEPO, a Adriana que revisou a forma deste trabalho, ao apoio técnico da Denise, Rogério e Raquel e aos funcionários da limpeza. Agradeço também a todos os meus amigos da Demografia, sem exceção, que sem o apoio e ânimo este trabalho não sairia. Agradeço também à professora Moema por aceitar o convite para a defesa. Agradeço à minha família, para quem dedico este trabalho, e aos meus amigos de longa data. Este trabalho também é para vocês.

Por fim, agradeço à CAPES, pelo financiamento e incentivo à pesquisa.

RESUMO

O processo demográfico de envelhecimento populacional, simultaneamente ao contínuo aumento da longevidade, traz importantes desafios sociais e políticos para a população mundial e a brasileira. Conforme a estrutura e a composição da família vão se modificando, novas condições de disponibilidade de parentes, arranjos familiares e tipos de domicílios vão se revelando e conformando novos papéis sociais entre os indivíduos, que podem colocar os idosos em uma situação de cuidado ou de vulnerabilidade. O tempo cada vez maior vivido na casa dos pais, a diminuição da quantidade de filhos tidos, mudanças no padrão da nupcialidade e o aumento da longevidade são alguns dos eventos que, ao longo da trajetória de vida dos indivíduos, podem influenciar como os idosos estarão vivendo no futuro. Nesta perspectiva, os modelos desenvolvidos pela Demografia da Família tentam, a partir de uma abordagem de curso de vida, estudar como as mudanças nas taxas demográficas vão conformar novos arranjos familiares e domiciliares no futuro. Este trabalho tem como objetivo o estudo do modelo estendido de coortes componentes, desenvolvido por Zeng et al. (1991), para estimar as futuras composições domiciliares dos idosos no estado de São Paulo no período de 2010 a 2050, podendo contribuir para maior conhecimento sobre a dinâmica demográfica e conexões do envelhecimento populacional com as transformações no âmbito das unidades domésticas no estado de São Paulo.

Palavras-chave: Envelhecimento populacional, arranjos domiciliares, idosos, modelo estendido de coortes componentes.

ABSTRACT

The demographic process of population aging and the continuous increase in longevity represents important social and political challenges for the world population and the Brazilian population as well. As the structure and composition of the family change, new conditions of availability of relatives, family arrangements and different types of households are revealed and new social roles are formed among the individuals, which can set the elderly in a situation of care or vulnerability. The increasing time spent in the parents' home, the decrease in the number of children, changes in the pattern of nuptiality, and the increase in longevity are some of the life trajectory events that can influence in which kind of living arrangements the elderly will be living in the future. In this perspective, the models developed by Family Demography attempt, from a lifespan approach, to study how changes in demographic rates will shape new family and household arrangements in the future. This work aims to study the Extended Cohort-Component Method, developed by Zeng et al. (1991), to estimate the future household living arrangements of the elderly in the state of São Paulo in the period from 2010 to 2020, which may contribute to a better knowledge of the demographic dynamics and connections between aging population and the transformations in the scope of the domestic units in the state of São Paulo.

Keywords: Population aging, living arrangements, elderly, Extended Cohort-Component Method.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 – Trajetória do Estado Civil: possíveis estados e transições.....	33
FIGURA 2 – Modelo de 7 estados maritais/união e suas respectivas transições.....	39
FIGURA 3 – Estratégia de cálculo adotada pelo modelo estendido de coortes componentes.....	43
GRÁFICO 1 – Pirâmide etária por idade simples, estado de São Paulo, 2000.....	58
GRÁFICO 2 – Pirâmide etária por idade simples, estado de São Paulo, 2010.....	58
GRÁFICO 3 – Razão de sexo por idade simples, estado de São Paulo, 2000 e 2010.	59
GRÁFICO 4 – Probabilidades de sobrevivência (l) por sexo e idade simples, estado de São Paulo 2000 e 2010.....	77
GRÁFICO 5 – Probabilidades de morte (q_x) por sexo e idade simples, estado de São Paulo 2000 e 2010.....	77
GRÁFICO 6 – Razão entre parturição e fecundidade corrente, estado de São Paulo 2000 e 2010.....	80
GRÁFICO 7 – Taxas específicas de fecundidade por idade simples segundo Censo (corrigido pelo método P/F) e SINASC, estado de São Paulo 2000 e 2010.....	81
GRÁFICO 8 – Probabilidades de transição da ordem de parturição 0 para 1 filho por situação conjugal, estado de São Paulo 2000 e 2010.....	84
GRÁFICO 9 – Probabilidades de transição da ordem de parturição 1 para 2 filhos por situação conjugal, estado de São Paulo 2000 e 2010.....	84
GRÁFICO 10 – Probabilidades de transição da ordem de parturição 2 para 3 filhos por situação conjugal, estado de São Paulo 2000 e 2010.....	85
GRÁFICO 11 – Probabilidades de transição entre os estados civis de solteiro para casado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.....	88
GRÁFICO 13 – Probabilidades de transição entre os estados civis de casado para separado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.....	90
GRÁFICO 14 – Probabilidades de transição entre os estados civis de casado para divorciado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.....	90
GRÁFICO 15 – Probabilidades de transição entre os estados civis de casado para viúvo, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.....	91
GRÁFICO 16 – Probabilidades de transição entre os estados civis de divorciado para casado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.....	92
GRÁFICO 17 – Probabilidades de transição entre os estados civis de viúvo para casado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.....	92

GRÁFICO 18 – Taxa líquida de saída da casa dos pais por idade simples e sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	95
GRÁFICO 19 –Proporção de pessoas co-residindo com os pais por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	96
GRÁFICO 20 – Distribuição do saldo migratório anual por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2000.....	97
GRÁFICO 21 – Distribuição do saldo migratório anual por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2010.....	98
GRÁFICO 22 – Taxas específicas de fecundidade por ordem de parturição, estado de São Paulo, 2000.....	101
GRÁFICO 23 – Taxas específicas de fecundidade por ordem de parturição, estado de São Paulo, 2010.....	101
GRÁFICO 24 –Proporção de pessoas vivendo em domicílios coletivos, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	105
GRÁFICO 25 – Pirâmide etária segundo situação conjugal, estado de São Paulo, 2010.....	112
GRÁFICO 26 –Pirâmide etária projetada para a população de 65 anos ou mais, segundo situação conjugal, estado de São Paulo, 2010.....	114
GRÁFICO 27 – Pirâmide etária projetada para o estado de São Paulo, segundo situação conjugal 2010 - 2050.....	121
GRÁFICO 28 –Pirâmide etária projetada para a população de 65 anos ou mais, segundo situação conjugal, estado de São Paulo, 2050.....	121
GRÁFICO 29 – Projeção da população com 65 anos ou mais, segundo arranjo domiciliar e sexo, estado de São Paulo, 2050.....	127
GRÁFICO 30 – Projeção da população com 80 anos ou mais, segundo arranjo domiciliar e sexo, estado de São Paulo, 2050.....	128

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Definições das variáveis do modelo estendido de coortes componentes.....	40
TABELA 2 – Estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy.....	56
TABELA 3 – Análise da qualidade da declaração da idade, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	59
TABELA 4 – Recodificação das categorias da variável “Condição no Domicílio” para a leitura do arquivo da população base no software ProFamy. Censo 2000.....	61
TABELA 5 – Recodificação da variável “Relação de parentesco ou de convivência com a pessoa responsável pelo domicílio” para a leitura do arquivo da população base no software ProFamy. Censo 2010.....	62
TABELA 6 – Distribuição da variável “Relação com a pessoa de Referência” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy.....	62
TABELA 7 – Porcentagem de pessoas de cada estado civil que vivam em companhia de cônjuge ou companheira em 2000.....	64
TABELA 8 – Porcentagem de pessoas de cada estado civil que vivam em companhia de cônjuge ou companheira em 2010.....	64
TABELA 9 – Recodificação das variáveis “Estado civil” e “Vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a)?” para a leitura do arquivo da população base no software ProFamy. Censo 2000 e 2010.....	65
TABELA 10 – Distribuição da variável “Situação conjugal” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy.....	66
TABELA 11 – Distribuição da variável “Parturição” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy.....	67
TABELA 12 – Distribuição da variável “Situação do domicílio” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy.....	67
TABELA 13 – Distribuição da variável “Espécie do domicílio” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy.....	68
TABELA 14 – Distribuição do quesito “Raça/cor” no Censo de 2000 e 2010, estado de São Paulo.....	69
TABELA 15 – Distribuição da variável “Raça/cor” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy.....	69
TABELA 16 – População que reside em domicílios coletivos, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	71
TABELA 17 – Número e porcentagem de domicílios por tamanho (quantidade de moradores), estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	71

TABELA 18 – Comparação entre as contagens de domicílios segundo o software ProFamy e os dados da amostra expandida do Censo 2000, Porcentagem de domicílios por tipo, estado de São Paulo, Brasil, 2010.....	72
TABELA 19 – Comparação entre as contagens de domicílios segundo o software ProFamy e os dados da amostra expandida do Censo 2010, Porcentagem de domicílios por tipo, estado de São Paulo, Brasil, 2010.....	72
TABELA 20 – Razão entre óbitos informados pelo SIM e óbitos estimados pelas projeções do IBGE, estado de São Paulo 2000 e 2010 (em porcentagem).....	75
TABELA 21 – Comparação das esperanças de vida ao nascer e aos 60 anos, calculada com dados do SIM e divulgadas pelo IBGE/DPE, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	76
TABELA 22 – Taxa de fecundidade total segundo Censo e SINASC, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	81
TABELA 23 – Probabilidade de dissolução do casamento, por tipo de dissolução, segundo o sexo, Região Sudeste, 2000.....	92
TABELA 24 – Saldo migratório anual, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	97
TABELA 25 – Cenário criado para a esperança de vida ao nascer por sexo, estado de São Paulo.....	99
TABELA 26 – Taxa de fecundidade total por ordem de parturição, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	102
TABELA 27 – Cenário criado para as taxas de fecundidade total, estado de São Paulo.....	102
TABELA 28 – Idade média da fecundidade, Estado de São Paulo 2000 e 2010.....	102
TABELA 29 – Idade média a primeira união (SMAU), utilizando a variável criada “situação conjugal” por sexo, estado de São Paulo 2000 e 2010.....	103
TABELA 30 – Proporção de pessoas de 45 a 49 anos que não vivem com os pais, estado de São Paulo 1991, 2000 e 2010.....	104
TABELA 31 – Idade média ao deixar a casa dos pais, estado de São Paulo 1991, 2000 e 2010.....	104
TABELA 32 – Proporção de idosos morando com os filhos adultos por sexo, estado de São Paulo 2000.	106
TABELA 33 – Proporção de idosos morando com os filhos adultos por sexo, estado de São Paulo 2010.....	106
TABELA 34 – Proporção de domicílios com <i>i</i> membros familiares e <i>j</i> número de outros parentes e não parentes, estado de São Paulo 2000.....	107
TABELA 35 – Proporção de domicílios com <i>i</i> membros familiares e <i>j</i> número de outros parentes e não parentes, estado de São Paulo 2010.....	107

TABELA 36 – População total projetada pelo modelo estendido de coortes componentes e projetada pelo MS/SGEP/Datasus.....	112
TABELA 37 – Porcentagem de pessoas com 65 anos ou mais projetada pelo modelo estendido de coortes componentes e projetada pelo MS/SGEP/Datasus, estado de São Paulo.....	113
TABELA 38 – Porcentagem de pessoas com 80 anos ou mais e 85 anos ou mais projetada pelo modelo estendido de coortes componentes e calculada pelo Censo 2010, estado de São Paulo.....	113
TABELA 39 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2010.....	115
TABELA 40 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo.....	115
TABELA 41 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo.....	116
TABELA 42 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo.....	116
TABELA 43 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo.....	117
TABELA 44 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo.....	117
TABELA 45 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo.....	118
TABELA 46 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo.....	118
TABELA 47 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo.....	119
TABELA 48 – Porcentagem de pessoas com 65 anos e mais projetada pelo modelo estendido de coortes componentes e projetada pelo MS/SGEP/Datasus.....	120

TABELA 49 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.....	122
TABELA 50 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.....	123
TABELA 51 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.....	123
TABELA 52 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.....	124
TABELA 53 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.....	124
TABELA 54 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.....	125
TABELA 55 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.....	125
TABELA 56 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.....	126
TABELA 57 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.....	126
TABELA 58 – Probabilidades de sobrevivência por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	142
TABELA 59 – Probabilidades de transição entre estados civis, mulheres da região Sudeste, 2000.....	146
TABELA 60 – Probabilidades de transição entre estados civis, homens da região Sudeste, 2000.....	148
TABELA 61 –Taxa específicas de fecundidade por idade simples, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	150

TABELA 62 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres solteiras, estado de São Paulo, 2000.....	151
TABELA 63 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres casadas, estado de São Paulo, 2000.....	152
TABELA 64 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres viúvas, estado de São Paulo, 2000.....	153
TABELA 65 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres divorciadas, estado de São Paulo, 2000.....	154
TABELA 66 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres solteiras, estado de São Paulo, 2010.....	155
TABELA 67 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres casadas, estado de São Paulo, 2010.....	156
TABELA 68 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres viúvas, estado de São Paulo, 2010.....	157
TABELA 69 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres divorciadas, estado de São Paulo, 2010.....	158
TABELA 70 – Taxa líquida de saída da casa dos pais por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2000 – 2010.....	159
TABELA 71 –Saldo migratório anual por idade simples e sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	160
TABELA 72 –População masculina por situação conjugal, estado de São Paulo, 2000.....	162
TABELA 73 –População feminina por situação conjugal, estado de São Paulo, 2000.....	164
TABELA 74 –População masculina por situação conjugal, estado de São Paulo, 2010.....	166
TABELA 75 –População feminina por situação conjugal, estado de São Paulo, 2010.....	169
TABELA 76 –População que reside em domicílios coletivos por sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	171
TABELA 77 –População que reside em domicílios coletivos por sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	172

TABELA 78 –Proporção de pessoas co-residindo com os pais por idade simples e sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010.....	172
---	-----

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	16
CAPÍTULO 1 – FAMÍLIA, TRANSIÇÕES E CUIDADOS DE IDOSOS	
1.1 Envelhecimento populacional, cuidados de longa duração e o tripé Estado, mercado e família.....	18
1.2 A família como protagonista da provisão de cuidados dos idosos.....	22
1.3 A modificação da estrutura da família.....	27
1.4 Curso de vida e tentativas de operacionalização.....	31
1.5 Modelos da demografia da família.....	35
CAPÍTULO 2 – O MODELO ESTENDIDO DE COORTES COMPONENTES	
2.1 Origem do modelo.....	40
2.2 Equações de atualização.....	44
2.3 Equações de contagem de domicílios.....	49
2.4 Geração da população base do estado de São Paulo.....	54
2.5 Distribuições padrão da população.....	73
2.6 Medidas sumárias da população.....	98
CAPÍTULO 3 – RESULTADOS	
3.1 Projeção da população idosa no período de 2000 a 2010.....	111
3.2 Projeção dos arranjos domiciliares dos idosos em 2010	114
3.3 Projeção da população idosa no período de 2010 a 2050.....	119
3.4 Projeção dos arranjos domiciliares dos idosos em 2050.....	122
CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	129
REFERÊNCIAS.....	134
ANEXOS.....	140

INTRODUÇÃO

O principal objetivo desta dissertação de mestrado é responder a pergunta sobre quantos idosos existirão no estado de São Paulo e em quais tipos de arranjos domiciliares esses idosos estarão vivendo no futuro. Essa pergunta possui extrema relevância no atual contexto de envelhecimento da população brasileira e os desafios sociais e políticos que a transição da estrutura etária traz para a sociedade. Além dos impactos nas áreas da Saúde e da Previdência Social, o envelhecimento da população também irá modificar as famílias brasileiras e como essas famílias cuidarão de seus idosos.

No capítulo 1, será visto que apesar da existência da discussão de como alocar o cuidado do idoso no tripé Estado, mercado e família, a maior parte do cuidado de longa duração é historicamente exercida pela instituição familiar, definida como “Cuidado Informal”. Entretanto, conforme a estrutura e a composição da família vão se modificando ao longo do tempo, novas condições de disponibilidade de parentes, arranjos familiares e tipos de domicílios vão se revelando e conformando novos papéis sociais entre os indivíduos, podendo colocar o idoso em situação de vulnerabilidade ou segurança. Como consequência disso, certos tipos de arranjos familiares podem ficar mais frequentes do que outros. A importância da família e da co-residência no cuidado da população idosa faz com que apenas saber a quantidade de idosos seja insuficiente para se pensar as questões do envelhecimento, por isso, este trabalho visa também responder com quem os idosos estarão vivendo no futuro.

Neste sentido, a abordagem de curso de vida se mostra mais apropriada que as análises de agregados tradicionais na medida em que considera a complexa relação entre os eventos demográficos de uma população e a sequência de eventos biológicos e comportamentais que os indivíduos experimentam na dinâmica familiar. No Capítulo 2, será apresentado o modelo estendido de coortes componentes desenvolvido por Zeng et al. (1991), um modelo de projeção de arranjos domiciliares que parte desta perspectiva teórica ao considerar que a formação dos domicílios se dará através de transições entre os diversos estados experienciados nas vidas dos indivíduos, de suas famílias e de suas coortes durante suas trajetórias de vida. Além disso, o modelo possibilita uma análise detalhada da projeção por faixa etária, desta forma, é possível realizar um estudo de como serão os arranjos domiciliares especificamente dos idosos. Portanto, surge um objetivo

secundário da dissertação, que consiste em verificar se o modelo estendido de coortes componentes, aplicado com dados disponíveis para o estado de São Paulo, é capaz de responder a pergunta de pesquisa sobre quantos serão os idosos e em que tipos de arranjos domiciliares eles estarão vivendo.

Os resultados da projeção serão apresentados no Capítulo 3. Com o objetivo de avaliar o comportamento do modelo, primeiramente uma projeção dos arranjos domiciliares dos idosos será feita para 2010, utilizando os dados de 2000, e comparada com os arranjos domiciliares de idosos identificados no Censo Demográfico de 2010. Em seguida a projeção será feita utilizando os dados de 2010 para estimar a população idosa e seus respectivos arranjos domiciliares de 2050.

CAPÍTULO 1

FAMÍLIA, TRANSIÇÕES E CUIDADOS DE IDOSOS

1.1 Envelhecimento populacional, cuidados de longa duração e o tripé Estado, mercado e família

A maior parte dos países em desenvolvimento está passando por um processo de transição da estrutura etária, que, no caso brasileiro, se iniciou na segunda metade da década de 60 com a rápida queda na fecundidade e se sustenta com a recente manutenção de níveis de fecundidade abaixo do nível de reposição da população, e somado às expectativas de vida cada vez maiores, desencadeia uma transição de estrutura etária jovem, com peso relativo maior das crianças e jovens, para uma estrutura etária mais envelhecida com pesos relativos maiores de adultos e idosos (WONG; CARVALHO, 2006). Intrínseco a essa mudança, a quantidade de pessoas com 65 anos ou mais na população brasileira vem aumentando a cada Censo Demográfico. Em 1940, a proporção de idosos era de 2,4%, aproximadamente 1 milhão de pessoas, já no Censo de 2010 essa proporção atingiu 7,4%, aproximadamente 14 milhões de pessoas, e estima-se que essa proporção deva atingir os 19% em 2050 (CGEE, 2008). Este processo de transição da estrutura etária se deu muito mais rápido no Brasil do que em países mais desenvolvidos, uma vez que transformações que levaram quase um século na Europa ocorreram em um quarto de século no Brasil (WONG; CARVALHO, 2006). Conseqüentemente, o processo de envelhecimento da população brasileira também se dará de forma muito mais rápida, trazendo desafios e oportunidades de se repensar as relações intergeracionais. Entre as questões mais debatidas na literatura está a preocupação acerca da necessidade de reformas institucionais nas áreas de seguridade social e saúde pública, além da questão dos cuidados da população idosa. Conhecer o perfil dos futuros idosos no Brasil, suas condições de saúde, em quais arranjos domiciliares estarão vivendo e quem serão os responsáveis por cuidar desta população, torna-se fundamental para a sociedade se preparar para os futuros desafios.

O “cuidado de longa duração” é definido por importantes autores sobre o tema do envelhecimento populacional como sendo “o apoio material, instrumental e emocional, formal ou informalmente oferecido por um longo período de tempo às pessoas que o necessitam, independentemente da idade” (UM-DESA, 2008 *apud* CAMARANO; KANSO, 2010, p. 15). Quanto se trata de pessoas com idades avançadas, o cuidado de

longa duração é frequentemente associado à dependência do idoso e “refere-se à perda da capacidade funcional e de gerar renda (...) podendo ser incapacitante ou não, bem como gradual, definitiva ou reversível” (CAMARANO; KANSO, 2010, p. 23). Nessas definições, destacam-se dois tipos de dependências, e conseqüentemente, dois tipos de cuidados: a dependência física (saúde) e a dependência material (financeira). A primeira é usualmente estabelecida pelo desenvolvimento de algum tipo de dificuldade na realização de Atividades da Vida Diária (AVD), como ir ao banheiro, alimentar-se e tomar banho. A segunda é definida pela incapacidade de gerar renda ou de receber algum tipo de benefício ou assistência social. Neste sentido, o “cuidador” seria aquele indivíduo que de fato concretiza o cuidado de longa duração ao proporcionar algum tipo de ajuda para o idoso realizar Atividades da Vida Diária e/ou fornecendo algum tipo de ajuda financeira ou material.

Se as noções de “cuidador”, “cuidados de longa duração” e “dependência do idoso” se mostram intuitivas a um nível de indivíduos, o mesmo não pode ser dito quando esses conceitos são pensados sob o ponto de vista populacional. Debates que há muito se sucedem na literatura ainda questionam qual é a população idosa que demanda cuidados, assim como qual instituição é tida como responsável pelos cuidados de longa duração dessa população e conseqüentemente para qual população a tarefa de cuidar é delegada na prática.

Primeiramente, saber qual população de idosos que demandará cuidados de longa duração não é tão trivial quanto parece. A demanda por cuidados dependerá da quantidade de idosos existentes na população e quantos desses irão desenvolver algum tipo de incapacidade funcional, ou seja, dificuldade na realização de AVD (CAMARANO; KANSO, 2010). Já se sabe que a mortalidade nas idades mais avançadas está em declínio, aumentando a população sobrevivente de idosos. “Enquanto se tem certeza sobre o crescimento acentuado da população idosa nesta década, se tem dúvidas sobre as condições de saúde dos sobreviventes e sobre seus arranjos familiares” (CAMARANO; KANSO, 2010, p. 110). Portanto, o grande debate sobre a quantidade de idosos que necessitarão de cuidados se centraliza na presença de incapacidade funcional dos sobreviventes, ou seja, no comportamento da morbidade da população idosa. Enquanto alguns autores como (FRIES, 1980; GRUENBERG, 1977 *apud* CAMARANO; KANSO, 2010) defendem a teoria de que a morbidade irá sofrer uma redução maior ou equiparável em relação à redução da mortalidade nas idades avançadas, o que diminuiria o tempo de anos vividos com incapacidade funcional e conseqüentemente, diminuiria a demanda por

cuidados de longa duração. Outros autores, como Gruenberg, (1977 *apud* CAMARANO et al., 2004); Verbrugge, (1984 *apud* CAMARANO et al., 2004) e Kramer, (1980 *apud* CAMARANO et al., 2004) defendem que a redução da morbidade será menor em relação à queda da mortalidade, resultando em mais tempo de anos vividos com incapacidade, aumentando a demanda por cuidados de longa duração. Ainda há aqueles que acreditam em um equilíbrio dinâmico entre o aumento da morbidade e incapacidade leve e a diminuição de morbidade e incapacidade grave (MANTON; FREEDMAN; MARTIN, 1982; ROBINE; MORMICH; SERMET, 1998 *apud* CAMARANO; KANSO, 2010). Deste modo, não há um consenso entre os especialistas da área sobre o futuro comportamento do tamanho da população que demandará cuidados de longa duração. Lafortine e Balestat (2002) conduziram um estudo sobre a evolução da capacidade funcional em idosos de 12 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e os resultados apontaram que não foi possível chegar a uma conclusão definitiva, sendo que para uma parcela de países a incapacidade severa aumentou, enquanto em outras parcelas de países ela diminuiu ou não houve flutuações significantes. Com o envelhecimento da população e um número crescente de pessoas com idade avançada, “pode-se esperar uma grande variedade de cenários com respeito à capacidade funcional e à demanda por cuidados” (CAMARANO; KANSO, 2010, p. 110). Além disso, como visto nas definições acima, a dependência do idoso não se refere apenas à condição de saúde dessa população, engloba também a dependência financeira e, portanto, para saber qual população de idosos que demandará cuidados de longa duração, é necessário também saber quantos desses idosos terão autonomia financeira e material suficiente para seu sustento, tornando essa previsão ainda mais complexa.

Em relação à qual instituição deve ser responsável pelos cuidados de longa duração dos idosos, Goldani (2004) apresenta as diferentes linhas de pensamento desenvolvidas na área da solidariedade intergeracional e mostra que o “Bem-Estar” de uma população seria um produto da relação de três dimensões composta por Estado, mercado e família. Portanto, o cuidado de longa duração dos idosos em um âmbito político e populacional envolveria a relação dessas três instituições, chamadas de “Pilares do Bem-Estar” e estariam dispostas de forma a absorver a responsabilidade do cuidado do idoso mesmo na possível condição de um desses pilares falhar quanto às expectativas de seu respectivo papel (ESPING-ANDERSON et al. 2006 *apud* GOLDANI, 2004). Goldani (2004) apresenta ainda diversas abordagens teóricas que dão base para esse debate e apontam caminhos divergentes de como alocar o cuidado do idoso no tripé

Estado, mercado e família. As duas das principais linhas teóricas são a Teoria Sociológica da Estratificação da Idade, que fundamenta um modelo de equidade intergeracional, e a Economia Política do Envelhecimento, que sugere que parte do status social e econômico dos idosos é definida pelos modos de produção. Segundo a autora, um exemplo desse debate é o sistema de proteção social construído no Brasil durante o século XX. Considerado do tipo conservador-corporativo e meritocrático até a década de 80, o sistema de proteção social atuava apenas para corrigir imperfeições do Mercado e algumas instituições públicas, ou seja, com pouca atuação efetiva do Estado no “tripé do Bem-Estar”. Mas a partir da constituição de 1988, o sistema acrescentou benefícios sociais não contributivos como o Benefício Prestação Continuada (BPC), representando uma importante parte do atual sistema de seguridade social e uma novidade das políticas sociais brasileiras. Pasinato e Kornis (2004) adicionam a noção de tipos diferenciados de regimes de Bem-Estar. Estes regimes podem ser do tipo Conservador, Liberal ou Social-democrata, resultando em diferentes modos de alocação da responsabilidade do cuidado do idoso no tripé Estado, mercado e família.

Outros autores, como Camarano et al. (2004); Neri (2012) e Redondo e Lloyd-Sherlock (2009), também entendem que a provisão de cuidados de longa duração dos idosos é dividida entre Estado, mercado e família. Camarano et al. (2004) definem como “Cuidados Formais” aqueles que envolvem o atendimento integral ao idoso em Instituições de Longa Permanência para Idosos (ILPI) e/ou em centros-dia e hospitais-dia, além do cuidado domiciliar formal realizado por profissionais especializados tanto do setor público quanto do privado. Segundo Neri (2012) essa relação formal envolve contratos profissionais subordinados a códigos de ética e a remuneração direta (pelos interessados) ou indireta (pelo governo ou por instituições privadas). Algumas alternativas que o Estado e o Mercado possuem para atuar como provedores de cuidados de longa duração são listadas por Redondo e Lloyd-Sherlock (2009) e incluem a Hospitalização, Clínicas Geriátricas, Residências Coletivas, Internações de Curta Duração, Abrigos; além de Serviços Comunitários como Centros-dia, Visitas Domiciliares, Ajuda Doméstica; e apoios para a família como Benefícios Monetários para Cuidadores e Grupo de Apoio para Cuidadores.

1.2 A família como protagonista da provisão de cuidados dos idosos

Apesar da existência de debates sobre como alocar a responsabilidade do cuidado de longa duração do idoso no tripé Estado, mercado e família e da existência de alternativas para maior atuação do Estado e do mercado, existe um consenso na literatura nacional e internacional de que a maior parte do cuidado de longa duração é historicamente exercida pela instituição familiar, definida como “Cuidado Informal”. Contribui para isso, o fato de que o cuidado de longa duração do idoso é muito custoso para o Estado, pois, apesar de questões relativas ao acesso à renda serem mais facilmente equacionadas, a prestação de serviços de saúde para idosos e a provisão de bens/serviços na área assistencial e previdenciária demonstra-se muito mais complexa, como argumentam Pasinato e Kornis (2004). No Brasil, ainda que a Constituição de 1988 represente um avanço em relação à atuação do Estado na provisão de políticas sociais e seguridade social como Goldani (2004) destacou, a legislação prevê que “os programas de amparo aos idosos serão executados preferencialmente em seus lares” (Artigo 230 da Constituição Federal de 1988) e ainda prevê que “os pais têm o dever de assistir, criar e amparar os filhos menores, e os filhos maiores têm o dever de ajudar e amparar os pais na velhice” (Artigo 229 da Constituição Federal de 1988). Essa visão de que a família é a principal fonte de provisão de cuidados também está presente na Política Nacional do Idoso (PNI) de 1994 e no Estatuto do Idoso de 2003, mostrando que na prática, pouco se modificou nas últimas décadas. Segundo Camarano *et al* (2010) isso significa que, para a Constituição brasileira, “apenas na impossibilidade da família cuidar do idoso é que as instituições específicas devem ser uma alternativa de atendimento” (CAMARANO; KANSO, 2010, p. 69).

Além disso, outro consenso entre os especialistas é que o cuidado de longa duração possui um forte componente de gênero, tendo em vista que, dentro da família, o papel de cuidador recai historicamente sob as mulheres devido à divisão sexual do trabalho, atribuindo as funções reprodutivas e domésticas enquanto o homem é visto como o provedor da família (modelo também conhecido como *breadwinner*). Portanto, ao definir a população como a real oferta de cuidados de longa duração, Camarano e Kanso (2010) sugere considerar não só as famílias, mas principalmente as mulheres com idade entre 20 e 69 anos, sem dificuldade em realizar AVD e que não participam do mercado de trabalho como a população para qual a tarefa de cuidar é realmente delegada na prática.

Essa sobrecarga de responsabilidade de cuidado de longa duração sob a família e em especial sob as mulheres não é uma situação de exclusividade brasileira. Léo Simmons (1945) organizou um estudo comparativo entre 71 sociedades não industriais do começo do Séc. XX e constatou que através da história, a família tem sido o ambiente mais seguro para os idosos e onde eles mais confiam o cuidado de longa duração (SIMMONS, 1945 *apud* SOKOLOVSKY, 2001) Segundo a European Commission (2008), cerca de 45% dos idosos europeus tinham preferência e expectativas de serem cuidados em seus domicílios familiares (CAMARANO; KANSO, 2010). A Organização Mundial da Saúde (1999) destaca ainda que apenas 20% da população idosa dos países desenvolvidos dispõe de uma rede de apoio formal, sendo que apenas 1/3 desses apoios é realizado em instituições e os outros 2/3 são realizados dentro dos domicílios (NERI; SOMMERHALDER, 2002). Nos Estados Unidos, cerca de 80% dos idosos recebe ajuda formal conjuntamente com cuidados da família e no Canadá 94% dos idosos contam com o apoio da família (NERI; SOMMERHALDER, 2002). O estudo Saúde, Bem-Estar e Envelhecimento (SABE), realizado no município de São Paulo e em outras 6 cidades da América Latina e Caribe em 2000 e 2001, retrata que a proporção de idosos que declarou receber algum tipo de apoio dos filhos adultos varia de 85% em Buenos Aires a 93% em São Paulo (CAMARANO; KANSO, 2010). Enquanto isso, em nenhuma sociedade estudada até o momento, mais de 10% dos idosos são institucionalizados (OLDER WOMAN'S LEAGUE, 1992 *apud* DUARTE; LEBRÃO; LIMA, 2005).

Sabendo que na maioria dos países em desenvolvimento o cuidado de longa duração é majoritariamente informal e familiar, muitos autores como Sokolovsky (2008); Duarte; Lebrão e Lima (2005); Palloni (2009); Camarano e Kanso (2010); Saad (1999) tentam avançar em como esse cuidado ocorre dentro das famílias. Muitas vezes, esse apoio familiar é traduzido como co-residência do idoso com parentes de outras gerações, com filhos e/ou netos, ou com parentes de mesma geração. Segundo Sokolovsky (2008) esse padrão ocorre principalmente em países em desenvolvimento. Em países do leste da Ásia, por exemplo, o autor destaca altos níveis de co-residência de idosos com membros de outras gerações em Fiji, na República da Coreia, Malásia e Filipinas, onde aproximadamente 75% e 85% dos idosos residem em domicílios de famílias estendidas. Peil (1983) encontra um padrão parecido nos anos 80 em países africanos, mesmo onde o sistema de parentesco é matriarcal (PEIL, 1983 *apud* SOKOLOVSKY, 2008). No Brasil, um estudo realizado por Duarte; Lebrão e Lima (2005) utiliza dados do projeto Saúde, Bem-Estar e Envelhecimento (SABE), realizado no município de São Paulo, para

verificar como os arranjos familiares contribuem para suprir as demandas assistenciais dos idosos com comprometimento funcional. Os autores chegam à conclusão de que os arranjos familiares que contaram com a presença de filhos “foram os que mais supriram a demanda assistencial, onde a co-residência se mostrou mais importante que número de filhos tidos” (DUARTE; LEBRÃO; LIMA, 2005). Esse resultado corrobora a afirmação de Palloni (2009) de que em alguns estudos é mostrado que a co-residência e a preferência por co-residência são associadas positivamente com incapacidade funcional dos idosos.

Para muitos autores, como Inovacou (2000); Camarano e Kanso (2010); Saad (1999) e Guidotti e Aidar (2012), a co-residência ou a ampliação das famílias pode ser uma estratégia familiar utilizada para beneficiar tanto as gerações mais novas como as mais velhas implicando em algum grau de reciprocidade de cuidados, em um sistema de trocas onde o jovem oferece o cuidado com o idoso enquanto que o idoso muitas vezes é o provedor da família. Situações nas quais os idosos participam de programas de seguridade social, o benefício pode significar até mesmo a única fonte de renda da família e um elemento que reforça a co-residência entre jovens e idosos. Muitos estudos já foram realizados (HESLOP 1999; OFSTEDAL; KNODEL; CHAYOVAN, 1999; LLOYD-SHERLOCK, 2001; CAMARANO; GHAOURI 2003 *apud* CAMARANO et al., 2004) onde se constata que parte da co-residência com idosos ocorre por necessidade dos próprios jovens, seja pela dificuldade da entrada no mercado de trabalho, pela continuação dos estudos ou pela instabilidade das relações afetivas. Um exemplo dessa situação é o que pode estar ocorrendo em Montevidéu, capital do Uruguai. Guidotti e Aidar (2012) analisam as mudanças nas configurações familiares e nas condições de vida dos idosos de Montevidéu e encontram diferenças importantes entre arranjos familiares com idosos segundo nível de renda: para maiores rendimentos, a população idosa se concentra em domicílios unipessoais e nucleares sem filhos, enquanto que para rendimentos menores, a população idosa se concentra em domicílios extensos e nucleares com filhos.

Neste sentido, Camarano et al. (2004) introduz os conceitos de arranjos domiciliares *com* idosos e arranjos domiciliares *de* idosos. Os arranjos *de* idosos são aqueles onde o idoso é o chefe do domicílio ou cônjuge do chefe, enquanto que nos arranjos *com* idosos, o idoso mora na condição de parente do chefe do domicílio. As autoras investigam se há existência da associação entre dependência financeira e autonomia física e a composição dos domicílios com a presença de idosos no Brasil e concluem dizendo que “os arranjos familiares são complexos e heterogêneos não podendo

caracterizar arranjos completamente autônomos nem do ponto de vista da renda nem das deficiências” (CAMARANO et al., 2004, p. 162), portanto, confirmando a associação entre dependência financeira e autonomia física e a composição dos domicílios.

Apesar da composição dos domicílios representar um papel importante no cuidado de longa duração dos idosos, principalmente para aqueles sem autonomia física, Debert (1999) e Lloyd-Sherlock (2010) ponderam que não se pode assumir que um número maior de pessoas morando juntas se traduza, necessariamente, em maior suporte aos idosos. Além disso, “o fato de os idosos não morarem com seus familiares não significa necessariamente uma condição de abandono ou isolamento” (DEBERT, 1999 *apud* NERI, 2012, p. 23).

Portanto, apesar de boa parte da responsabilidade do cuidado de longa duração recair sobre a família, ela não é sinônimo de garantia de cuidados. Saad (1999) faz uma revisão da literatura sobre qual é a motivação encontrada pelos membros da família para realizar o cuidado de longa duração. O autor utiliza três hipóteses destacadas por Lillard e Willis (1997). A primeira hipótese é justamente a ideia de que a família seja um “seguro da velhice”, sendo que os filhos representariam a única chance de pessoas comuns terem algum tipo de seguro nas idades mais avançadas num contexto de países menos desenvolvidos, onde existem poucos programas de seguridade social, instituições financeiras pouco abrangentes, direitos de propriedade nem sempre respeitados e pensões privadas e seguro-saúde praticamente inexistentes (LILLARD; WILLIS, 1997 *apud* SAAD, 1999). Outra hipótese seria a chamada “compensação parental”, que funcionaria como um sistema de financiamento de investimentos de capital humano, no qual os pais investiriam no cuidado dos filhos através de uma combinação de doações e empréstimos, e em compensação, os filhos retribuiriam a ajuda para os pais quando estes estiverem nas idades avançadas e necessitando de cuidados (LILLARD; WILLIS, 1997 *apud* SAAD, 1999). A terceira hipótese de como o cuidado é motivado dentro do ambiente familiar consiste na “hipótese do altruísmo”, proposta por Becker (1974). Influenciado pelo pensamento da Economia Clássica, o autor considera o comportamento familiar como resultado do altruísmo de um agente individual, no caso o “chefe de família”, que tomaria decisões racionais durante todo o ciclo de vida visando maximizar a utilidade, balanceando custos e benefícios em prol de sua família. Essas decisões não teriam exigências de compensações futuras, portanto seriam altruístas, e o agente recorreria à ajuda de seguros e poupanças somente em períodos de incertezas. Contrariando essa visão de consumo equilibrado, Saad (1999) salienta que grande parte dos trabalhos recentes tem

como marco conceitual o “intercâmbio social”, ou seja, a visão de que os indivíduos transmutam ao longo do ciclo de vida entre o papel de provedor e de receptor de apoios em um processo de reciprocidade nas relações entre os idosos e seus familiares. O autor argumenta ainda que para o Brasil, essa seria a abordagem mais conveniente:

No Brasil, assim como na América Latina em geral, o intercâmbio de ajuda entre pais e filhos tende a se estender ao longo de todo o ciclo de vida familiar, como se existisse uma espécie de contrato intergeracional estipulando o papel dos diferentes membros da família em cada estágio do ciclo (SAAD, 1999, p. 173).

Goldani (2004) reconhece que a relação de cuidado de longa duração envolve algum tipo contrato social e acrescenta que são considerados na literatura contratos sociais implícitos e explícitos que podem ser permeados por possíveis conflitos intergeracionais. Além disso, esses contratos envolveriam dois níveis, um mais associado à esfera pública, adentrando o debate da alocação do cuidado no tripé Estado, mercado e família, e outro contrato mais associado às famílias. Esses contratos sociais e seus respectivos níveis de atuação foram definidos por Goldani (2004) como:

- a) *O contrato social formal da política*, baseado nas transferências intergeracionais diretas, que ocorre através da imposição tributária, do gasto social e do sistema de pensões e aposentadorias públicas.
- b) *O contrato social informal* entre o grupo de parentesco ou família, baseado em normas, obrigações e intercâmbios entre as gerações. As relações intergeracionais são definidas em termos de grupos etários, para o caso do *contrato formal da política social*, e entre os membros da família, no caso do *contrato social informal* (GOLDANI, 2004, p. 214).

Apesar da existência da discussão de como alocar o cuidado do idoso no tripé Estado, mercado e família, a família continua sendo “o *locus* do apoio e das trocas intergeracionais”, como denominam Camarano et al. (2004). Muitas vezes essa relação de cuidado é traduzido como co-residência do idoso com outros membros da família, trazendo benefícios e trocas tanto para os idosos quanto para os mais jovens, mas que o cuidado não se restringe somente ao ambiente domiciliar e envolve contratos intergeracionais implícitos e explícitos, no nível macro (político) e no nível micro (familiar). Segundo Therborn (2006) a família é a instituição social mais antiga e disseminada no mundo, suas relações de poder estão inscritas nos direitos e obrigações dos membros das famílias. A mudança institucional da família é, então, induzida por eventos ou processos que desarranjam esse equilíbrio entre, de um lado, direitos e

obrigações, e do outro, poderes e dependência (THERBORN, 2006, p. 1). Nesse sentido, o contrato social informal que envolve o cuidado de longa duração do idoso dentro das famílias, citado tanto por Goldani (2004) quanto por Saad (1999), está constantemente sendo renegociado na medida em que ocorrem mudanças sociais e demográficas que influenciam no equilíbrio entre, direitos e obrigações, e, poderes e dependência. A inserção cada vez maior da mulher no mercado de trabalho formal, o maior tempo de escolarização, o tempo cada vez maior vivido na casa dos pais, a diminuição da quantidade de filhos tidos, mudanças no padrão da nupcialidade e o aumento da longevidade são alguns dos eventos que podem influenciar na renegociação dos contratos sociais que envolvem o cuidado de longa duração dos idosos no ambiente familiar. Deste modo, o conhecimento do comportamento demográfico da família, que envolve o estudo da formação e dissolução, do crescimento e da composição das famílias pode contribuir muito para os avanços dos estudos dos cuidados de longa duração dos idosos e será abordado na próxima seção.

1.3 A modificação da estrutura da família

A família é a instituição na qual recai a maior parte dos cuidados dos idosos, portanto o estudo da dinâmica da estrutura e da composição familiar se mostra essencial para entender como será o futuro cuidado dos idosos. Conforme a estrutura e a composição da família vão se modificando ao longo do tempo, novas condições de disponibilidade de parentes, arranjos familiares e tipos de domicílios vão se revelando e conformando novos papéis sociais entre os indivíduos. Certos tipos de arranjos familiares podem ficar mais frequentes do que outros. Por exemplo, em sociedades onde a queda da fecundidade é uma realidade, filhos e filhas, irmãos e irmãs, tio e tias, sobrinhos e sobrinhas podem ser cada vez menos frequentes, enquanto que devido à queda da mortalidade em idades mais avançadas, a convivência com avós e bisavós pode ser cada vez menos rara (MURPHY, 2010). Além disso, a modificação no padrão da nupcialidade através do crescimento de uniões consensuais, de maiores taxas de divórcios e recasamentos, do aumento da idade média ao primeiro casamento e do aumento de filhos tidos fora do casamento também levam a transformações nos arranjos familiares e domésticos. Deste modo, um novo cenário de possibilidades e restrições surge como conjuntura para a renegociação dos contratos intergeracionais que envolvem o cuidado do idoso. Em outras palavras, as condições demográficas que estão intrinsecamente relacionadas à formação e a dissolução das famílias, afetam não somente a estrutura e a

composição da família como também afetam a maneira como se dará o cuidado com o idoso. Berquó (1996) resume da seguinte maneira:

O tamanho da prole, a mortalidade diferencial, o celibato, a viuvez, as separações, os recasamentos e as migrações, vão conformando, ao longo do tempo, distintos tipos de arranjos familiares e domicílios, os quais com o passar da idade adquirem características específicas, que podem colocar o idoso, do ponto de vista emocional e material, em situação de segurança ou de vulnerabilidade (BERQUÓ, 1996, p. 25).

A única forma conhecida de se modificar a estrutura e a composição de uma determinada população é expressa através das componentes demográficas e suas respectivas combinações: a fecundidade, a mortalidade e a migração (PRESTON; HEUVELINE; GUILLOT, 2000). Entretanto, quando nos referimos à dinâmica e a composição da família, além das três componentes demográficas, também se considera a nupcialidade como elemento capaz de interferir na formação e dissolução das famílias. Como as componentes migração, fecundidade, mortalidade e nupcialidade podem impactar tanto a estrutura da família quanto o cuidado dos idosos?

A fecundidade é responsável pelo aumento e diminuição da quantidade de filhos dentro de uma família, podendo mudar o tamanho da geração posterior em relação à anterior e, portanto, influencia diretamente a relação intergeracional (MURPHY, 2001). A relação entre pais e filhos é tida como a segunda relação de parentesco mais importante para o cuidado do idoso, menos importante apenas do que o cuidado entre cônjuges (MURPHY, 2001). Segundo a Centre For Policy On Ageing (CPA, 2014), o filho adulto não apenas representa uma importante fonte de cuidado direto para o idoso como, muitas das vezes, é responsável por gerenciar os cuidados, delegando o cuidado com o idoso para outras pessoas quando eles próprios não podem exercer essa função. Apesar desta importância, o cuidado fornecido pelos filhos adultos e seus respectivos cônjuges tende a diminuir por dois motivos: devido à queda da fecundidade que afetará diretamente a futura disponibilidade de filhos e a propensão para cuidar do idoso, isto é, a motivação e o desejo dos filhos adultos a cuidarem dos pais (CPA, 2014). Stuchbury e Read (2009) analisam os possíveis fatores que desencorajariam os cuidados dos filhos adultos com seus pais idosos e constatam que o quanto maior o “gap” entre as idades dos filhos e dos pais, menor é a probabilidade de trocas intergeracionais. Outro fator importante que pode desencorajar os filhos adultos a cuidarem de seus pais idosos é a distância geográfica (STUCHBURY; READ, 2009). Assim como Stuchbury e Read (2009), os pesquisadores

Chan e Ermisch (2013) e Stuifbergen et al. (2008) também relacionam a distância geográfica entre pais e filhos como um fator de grande importância para o cuidado do idoso. Duarte; Lebrão e Lima (2005), utilizando dados do estudo SABE para a cidade de São Paulo, conclui ainda que a co-residência é um fator mais importante do que a quantidade de filhos tidos.

Segundo Camarano e Kanso (2010), a queda da fecundidade faz com que a quantidade de irmãos, primos e sobrinhos seja cada vez menor, o que configura o processo de verticalização das famílias, ou seja, menor quantidade de parentes da mesma geração dentro da família. Entretanto, como salienta Guerra; Wajnman e Turra (2016), existe um efeito de equilíbrio entre taxa de fecundidade e taxa de mortalidade que, se por um lado, as coortes mais antigas presenciaram uma maior taxa de fecundidade, também vivenciaram uma maior taxa de mortalidade infantil, enquanto que as coortes mais novas vivenciaram uma menor taxa de fecundidade, mas sobreviveram mais devido às menores taxas de mortalidade infantil. Deste modo, “não se pode falar em uma tendência de extinção dos irmãos e, por consequência, primos, tios, etc” (GUERRA; WAJNMAN; TURRA, 2016, p. 1). De acordo com Stuchbury e Read (2009), mesmo que muitos estudos têm sugerido que a diminuição da quantidade de filhos pode diminuir as trocas intergeracionais entre pais e filhos, não há indícios concretos que mostrem efetivamente um efeito negativo no recebimento de cuidado por parte dos idosos.

Por sua vez, a mortalidade incide na sobrevivência dos membros da família. Como dito anteriormente, a condição de saúde da população irá afetar principalmente a demanda por cuidados, sendo que o comportamento da morbidade é determinante para saber a quantidade de idosos que irá precisar de cuidados de longa duração (CAMARANO; KANSO, 2010). Um sustentado processo de redução das taxas de mortalidade nas idades mais avançadas em até 1% ao ano resultará em uma longevidade e aumento da proporção de idosos nunca antes visto (KANNISTO et al., 1994). O aumento da expectativa de vida pode chegar a 1 ano por década e se a redução for de 2%, o aumento na expectativa de vida será de 2 anos por década (VAUPEL, 1986 *apud* KANNISTO et al., 1994). Se por um lado a queda da fecundidade contribui para a verticalização das famílias diminuindo a quantidade de parentes co-lineares (parentes de mesma geração), por outro lado, a queda da mortalidade também contribui com a verticalização das famílias fazendo com que as diferentes gerações e coortes sobrevivam e convivam entre si por mais tempo. Murphy (2010) verificou com dados da Inglaterra que em 1950 uma criança menor de 5 anos possuía em média 2,5 avós vivos. Em 2000, essa média subiu para 3,5 avós vivos e em

2010 uma criança poderia passar toda sua infância convivendo em média com 3 avós vivos. Entretanto, enquanto que os netos possuem mais avós vivos, os avós possuem menos netos devido à queda da fecundidade e pelo postergamento da idade média do nascimento do primeiro neto (MURPHY, 2010). A idade média de possuir o primeiro neto era de 55 anos em 2000 e passará a ser 70 anos em 2050 na Inglaterra (MURPHY, 2010).

Outro grande efeito da mortalidade no cuidado do idoso se configura na interação da mortalidade com o estado conjugal. Segundo Murphy (2001) a presença de um cônjuge no mesmo domicílio é tida como a principal fonte de cuidado dos idosos. Mas já se sabe que o diferencial de mortalidade por sexo em diversas idades resulta em uma expectativa de vida maior para as mulheres do que para os homens. Isto significa que, em média, as mulheres acabam ficando viúvas com maior frequência do que os homens, principalmente nas idades mais avançadas. Essa situação de vulnerabilidade pode ocorrer tanto pela morte do cônjuge como também pelo divórcio ou dissolução de um casamento ou união estável. Camarano e Kanso (2010) argumentam que a maior parte das mulheres idosas dependentes são viúvas enquanto que a maior parte dos homens dependentes é casada, resultado de maiores probabilidades de morte e maiores probabilidades de recasamento para homens nessas idades. Logo, uma situação muito usual é a de que as mulheres cuidem de seus companheiros e após a viuvez, recorram aos cuidados dos filhos. Como consequência disso, são as mulheres sem companheiros que são as que mais co-residem com os filhos (SAAD, 1999; ANDRADE; DE VOS, 2002 *apud* CAMARANO; KANSO, 2010). Vários estudos como Stuijbergen et al. (2008); Glaser et al. (2008); Ganong e Coleman (2006) e Gaymu; Ekamper e Beets (2007) reconhecem o estado conjugal como um dos fatores que mais influenciam o cuidado do idoso. Com maiores taxas de divórcios e recasamentos, uma situação que começa a chamar atenção é o cuidado do idoso no âmbito de famílias não biológicas, oriundas de recasamentos e formadas por madrastas, padrastos, enteadas ou enteados. Utilizando dados da Holanda, Van der Pas e Van Tilburg (2010) compararam estruturas familiares diferentes: a família consanguínea e a família não consanguínea. Os autores examinam a frequência de contato entre os filhos adultos com os pais e se esse contato é visto como regular e importante pelos pais. Os resultados mostraram que os pais possuem menos contatos com seus filhos biológicos nas famílias não consanguíneas se comparado com as famílias consanguíneas. Além disso, o contato com os filhos adultos é mais regular e visto como importante nas famílias consanguíneas. Em outro estudo, Ganong; Coleman e Rothrauff (2009) examinam a responsabilidade

intergeracional perante os pais idosos e constatam que o recasamento dos pais cria limitações para essa responsabilidade.

Conclui-se que as componentes demográficas, juntamente com a nupcialidade, estão diretamente ligadas às transformações da estrutura e composição das famílias, assim como estão diretamente ligadas ao cuidado de longa duração dos idosos. É importante que os efeitos dessas componentes não sejam analisados individualmente, tendo em vista que as diversas interações entre as componentes demográficas também são muito importantes para o cuidado do idoso, como é o caso da viuvez, um evento conjunto da mortalidade e da nupcialidade. Através dessa relação, muitos autores (WAJMAN 2012; GUERRA; WAJNMAN; TURRA, 2016; CAMARANO; KANSO, 2010; ZENG et al. 2014; MURPHY, 2001) tentam estudar como as mudanças nas taxas de mortalidade, da fecundidade, da migração e do padrão da nupcialidade vão conformar novos arranjos familiares e domiciliares, além de diferentes disponibilidades de parentes no futuro. Para esse objetivo é necessária uma abordagem teórica que possibilite o desenvolvimento de técnicas e modelos que levem em consideração as condições demográficas em que os indivíduos estão inseridos e as mudanças dessas condições ao longo do tempo.

1.4 Curso de vida e tentativas de operacionalização

A perspectiva teórica chamada de “curso de vida”, que ganhou força na década de 70 através do Sociólogo Glen Elder e pela historiadora Tamara Hareven, é uma possibilidade metodológica de enxergar o cuidado dos idosos e a família como sendo o resultado de um processo temporal, marcado por renegociações de contratos sociais e mudanças das condições demográficas em que os indivíduos estão inseridos. Essa abordagem consiste em analisar “como os eventos históricos e as mudanças econômicas, demográficas, sociais e culturais moldam ou configuram tanto as vidas individuais como os agregados populacionais” (BLANCO, 2011). A partir desta abordagem, a idade e as relações de parentesco trazem um importante olhar analítico que só é possível através do desenvolvimento do que se conhece hoje por “análise de coorte”. A análise de coorte possibilita o estudo da trajetória de indivíduos ou agregados populacionais ao longo do tempo, o que se difere da abordagem clássica que considera apenas um momento fixo no tempo, conhecida como “corte transversal” (GOLDANI, 1989). A abordagem de curso de vida se mostra mais apropriada que as análises de agregados tradicionais na medida em que considera a complexa relação entre os eventos demográficos de uma população e a sequência de eventos biológicos e comportamentais que os indivíduos experimentam na

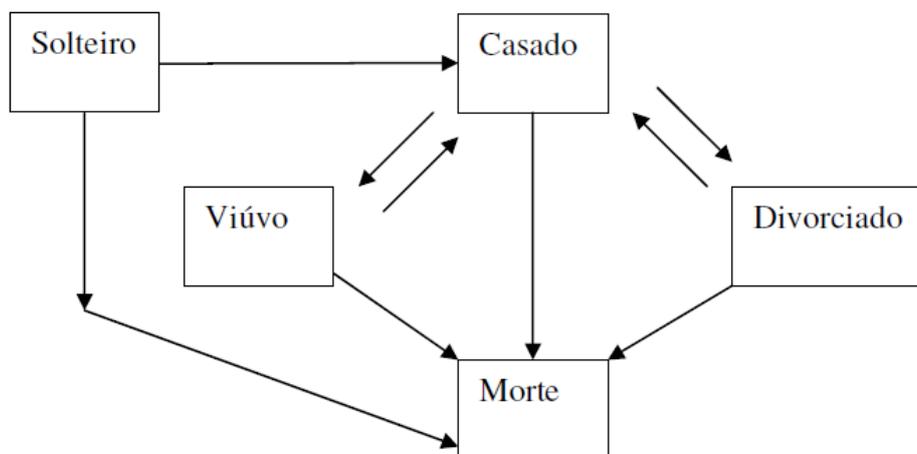
dinâmica familiar e que está altamente correlacionada com os contextos históricos e sociais em que está inserida (GOLDANI, 1989). Além de possuir aplicações em importantes áreas do conhecimento que também têm a família como objeto de estudo como a Economia, a Sociologia e a Antropologia, a perspectiva de curso de vida se aproxima e ganha particularidades no campo da Demografia, que “vê a família e os domicílios como o resultado das transições que os indivíduos experimentam entre estágios da vida e entre formas de coabitação” (WAJNMAN, 2012, p. 16). Além disso, a Demografia dispõe de um conjunto de métodos e técnicas, que possibilitam sintetizar e modelar os processos que envolvem a formação e dissolução das famílias, e o tratamento empírico dessas informações (WAJNMAN, 2012).

O conceito de “trajetória”, que compõe a ideia central da abordagem de curso de vida é definido por Elder (1991) como sendo “uma linha de vida ou carreira, um caminho de toda a vida, que pode variar e mudar de direção, nível e proposição” (ELDER, 1991 *apud* BLANCO, 2011, p. 12). Podem existir vários tipos de trajetórias para um mesmo indivíduo. As componentes demográficas que possuem relação tanto com a mudança nas famílias quanto com o cuidado dos idosos, como a mortalidade, migração, fecundidade e nupcialidade, podem ser vistas como trajetórias de vidas. Por exemplo, a trajetória reprodutiva, as migrações, a vida escolar e profissional, etc. Blanco (2011) ressalta ainda que essas diferentes trajetórias estão entrelaçadas e são interdependentes tanto entre as diferentes trajetórias da vida de um mesmo indivíduo como entre as trajetórias desse indivíduo com as de um conglomerado ou grupo maior, por exemplo, a sua própria família ou sua coorte de nascimento. O princípio de vidas interconectadas através da interdependência das trajetórias individuais implica que a transição ocorrida na trajetória de um indivíduo pode influenciar na transição da trajetória de outros membros do grupo ao qual o indivíduo pertence, reproduzindo assim, a noção de redes de relações compartilhadas, ambiente no qual se dão as relações de cuidados dos idosos (BLANCO 2011). Um exemplo do princípio de vidas interconectadas que envolve o cuidado de idosos é saída dos filhos adultos da casa dos pais, uma transição que se refere à trajetória de vida dos jovens, mas possui grande impacto na provisão do cuidado do idoso, modificando os arranjos domiciliares de origem e criando novos arranjos domiciliares.

Essas trajetórias, individuais ou familiares, também podem ser enxergadas através dos conceitos de “estados” e “transições”. Um exemplo de “transição” atrelado à família é a entrada de um indivíduo no matrimônio, que significa a mudança do estado civil de solteiro para casado, trazendo novas obrigações e deveres, regidos por um novo tipo de

contrato social. Muitas vezes essa transição é interdependente de outras transições como a entrada no mercado de trabalho, a saída da casa dos pais e o início da reprodução e irá impactar na formação de uma nova família e mudanças na trajetória das famílias de origem. A Figura 1 configura o espaço de possibilidades para o desenvolvimento da trajetória do estado civil de um indivíduo, ou seja, representa todos os estados e transições possíveis, onde as caixas representam os possíveis estados e as setas as possíveis transições entre os estados.

FIGURA 1 – Trajetória do Estado Civil: possíveis estados e transições



Fonte: Elaborado por Fioravante (2009).

As definições de “estado” e “transição” são formalmente apresentadas aqui por Elcheroth et al. (2003) e Blanco (2011):

Estado: se refere a um período na vida de duração variável, caracterizado por uma relativa estabilidade e equilíbrio. Como mínimo, um estado pode definir-se como sendo um ‘estado estável’ entre duas transições (ELCHEROTH et al. 2003 *apud* BLANCO, 2011, p. 13).

Transição: faz referência a mudanças de estados, posição ou situação, não necessariamente predeterminadas ou absolutamente previsíveis, embora algumas mudanças possam ter maiores ou menores probabilidades de ocorrer (...) as transições não são fixas e podem se apresentar em diferentes momentos, além disso, é frequente que várias transições possam ocorrer simultaneamente (BLANCO, 2011, p. 12).

No estudo sobre trajetórias, estados e transições, a grande preocupação da perspectiva do curso de vida “consiste em saber quanto tempo os indivíduos ou grupos gastam em um dado estado da vida” (GOLDANI, 1989). Ou seja, o grande objetivo não é a definição de estados da vida do indivíduo ou da família, mas a “sequência e o ‘timing’

das transições entre os estados, assim como as mudanças das sequencias ao longo do tempo entre diferentes grupos” (GOLDANI, 1989). Por isso, a principal medida que as análises de curso de vida estão interessadas é a idade, que é a medida que possibilita tanto a análise do tempo vivido por um indivíduo, como uma medida de tempo cronológico. A abordagem de curso de vida consegue, portanto, relacionar “as diversas dimensões do tempo: individual, familiar, social e histórico, articulados em função dos significados diversos da idade do indivíduo” (OLIVEIRA, 1980, p. 635). A definição de ‘timing’ é dada por Blanco (2011) como sendo:

Timing: se refere ao momento na vida de uma pessoa na qual se sucede um evento (...) o momento que se apresenta a transição pode ter consequências a longo prazo pelos efeitos que causa nas próprias transições subsequentes como nas transições de outras pessoas (BLANCO, 2011, p. 13).

Os avanços teóricos da perspectiva de curso de vida, principalmente devido à formalização dos conceitos de “trajetória”, “estado”, “transição” e “timing”, juntamente como auxílio de técnicas oriundas de outras áreas como Estatística e Matemática, possibilitam desenvolver técnicas e modelos capazes de estudar os efeitos das componentes demográficas na disponibilidade de parentes e na formação e composição de arranjos familiares e domiciliares. A partir destes modelos, é possível “inferir hipoteticamente os arranjos familiares através de informações disponíveis como nupcialidade, fecundidade, mortalidade e migração” (DE VOS; PALLONI, 1989, p. 175) e “desvendar mecanismos que afetam a formação e dissolução das famílias e domicílios” (DE VOS; PALLONI, 1989, p. 175).

1.5 Modelos da demografia da família

Uma das primeiras tentativas de se operacionalizar um modelo de família foi proposta por Glick; Sorokin e Zimmermann e Galpin (1931) acerca do ciclo de vida familiar. Ainda em um modelo bem rudimentar, porém pioneiro, a história da família é retratada em 6 estágios: Formação, Extensão, Extensão Completa, Contração, Contração Completa e Dissolução. Cada estágio do ciclo de vida familiar é definido por um evento de início e outro evento de fim daquela fase, sendo que o evento que determina o final de uma fase é o mesmo evento que determina o início da fase posterior. Por exemplo, segundo o modelo, a fase da “Formação” da família se inicia com o evento “Casamento” e se finaliza com o evento “Nascimento do primeiro filho(a)”, dando início à fase posterior de “Extensão” da família. O interesse do modelo é na sequência e no ‘timing’ das transições entre as fases do ciclo de vida da família, portanto, são utilizados como principais indicadores a idade média com que a população vivencia os eventos de início e final das fases, assim como estimativas de tempo médio, como intervalos de tempo entre um evento e outro. Entretanto, autores como Hohn (1987) e Oliveira (1980) criticam o uso de idades médias ou medianas, pois esses indicadores “não nos dizem nada a respeito das distribuições dessas variáveis, nem tampouco sobre as proporções de indivíduos que efetivamente experimentam essas transições” (OLIVEIRA, 1980, p. 631). Hohn (1987) destaca ainda que muitas análises que partem desse modelo clássico carecem de tratamento estatístico das informações, como a falta de uso de medidas de dispersão, dando a impressão de que essas fases são completamente distintas entre si.

Segundo Imhoff et al. (1995), foi apenas na década de 80 que o tema das famílias e domicílios teve rápido crescimento e absorção da comunidade científica internacional. Antes disso, os autores consideram como pioneira a publicação de Le Bras (1979) sobre a comparação internacional de dados estatísticos da posição das crianças no domicílios, seguida pela publicação de Burch (1979); Burch (1982); Bongaarts (1983); Brass (1983); Ryder (1985) e De Vos e Palloni (1989). A IUSSP realizou dois comitês científicos com o objetivo de elaborar e definir o escopo da Demografia da família. O primeiro comitê foi composto por dois Workshops internacionais com um enfoque mais quantitativo, buscando modelos e abordagens estatísticas que resultaram nas publicações de Bongaarts; Burch e Watcher (1987) e Grebenik; Hohn e Mackensen (1989). O segundo comitê da IUSSP foi composto por três encontros com o objetivo de explorar mais as questões subjetivas das famílias e domicílios, relatados por Prioux (1990); Berquó e Xenos (1992) e Xenos e Kono (1992). Como continuidade do desenvolvimento da Demografia da

família, foi realizado em 1984 pelo Instituto Interdisciplinar de Demografia da Holanda (NIDI), um Workshop sobre formação e dissolução dos domicílios, que anos depois, resultou na publicação de Imhoff et al. (1995). Todos esses workshops e publicações que tiveram seu ápice na década de 80 e começo dos anos 90 possibilitaram o desenvolvimento de modelos

De acordo com Willekens e Putter (2014), apenas um estado e uma transição eram consideradas nos primeiros modelos de curso de vida. Segundo os autores, os modelos de sobrevivência e modelos de nupcialidade, por exemplo, apenas consideravam os estados “estar vivo” e “estar morto” ou “casado” e “não casado”, sendo as transições apenas os eventos “morte” e “dissolução do casamento”. Os modelos multi-estados são, portanto, aqueles que permitem que o indivíduo que sai de um estágio da vida possa entrar em um conjunto distinto de outros estados, representando um modelo de competição de riscos (WILLEKENS; PUTTER, 2014). Para isso, são utilizados os conceitos de probabilidades de transição e taxas de transição definidas por Willekens e Putter (2014) como:

Probabilidade de transição relaciona transições em um intervalo de tempo com a população exposta ao risco no início do intervalo. Se há apenas dois estados, a variável resposta é dicotômica: ou ela ocorre, ou não ocorre. Quando há mais de um estado possível, a resposta é politômica (WILLEKENS; PUTTER, 2014, p. 384).

Taxas de transição relacionam o número de eventos durante um período de observação com a duração do risco durante o período. Relaciona, portanto, o número de ocorrências com o tempo de exposição ao risco naquele período (WILLEKENS; PUTTER, 2014, p. 384).

Segundo De Vos e Palloni (1989), existem três tipos de modelos desenvolvidos na Demografia da família: os modelos analíticos, os modelos de macrossimulação e os modelos de microssimulação. Além disso, os modelos podem ser específicos para análises de disponibilidade de parentesco ou para análise de arranjos domiciliares (DE VOS; PALLONI, 1989). Os três tipos de modelos partem do princípio que as “unidades de análise podem ocupar um número de estados nos quais podem sair ou entrar de acordo com taxas de transição durante o intervalo de tempo” (DE VOS; PALLONI, 1989, p. 179). Enquanto os modelos analíticos são mais simples e possuem o objetivo de estabelecer relações entre os parâmetros das populações estáveis e a frequência de parentes, os modelos de simulação se baseiam em cálculos numéricos e não na solução de equações, sendo que nas microssimulações os indivíduos são as “unidades de análise e as taxas de transição são aplicadas a cada pessoa de uma população inicial, gerando

trajetórias individuais e, portanto, toda uma distribuição” (WAJNMAN, 2012, p. 33). Já as macrossimulações “aplicam taxas de transição à grupos de indivíduos agregados, as coortes, produzindo histórias que representam indivíduos médios das coortes” (WAJNMAN, 2012, p. 33).

Dentre esses tipos de modelos desenvolvidos pela Demografia da Família que tentam, a partir de uma abordagem de curso de vida, estudar como as mudanças nas taxas demográficas vão conformar novos arranjos familiares e domiciliares no futuro, destaca-se o modelo estendido de coortes componentes desenvolvido por Zeng et al. (1991). Este modelo, implementado no software ProFamy, considera as mudanças das componentes demográficas e da nupcialidade para estimar as futuras composições domiciliares, utilizando para isso apenas dados demográficos convencionais. Além disso, o modelo possibilita uma análise detalhada da projeção de domicílios por faixa etária, possibilitando um estudo de como serão os arranjos domiciliares dos idosos. Por tanto, ele pode contribuir para maior conhecimento sobre a dinâmica demográfica e conexões do envelhecimento populacional com as transformações no âmbito das unidades domésticas no Brasil. No próximo capítulo, será feita uma descrição detalhada deste modelo.

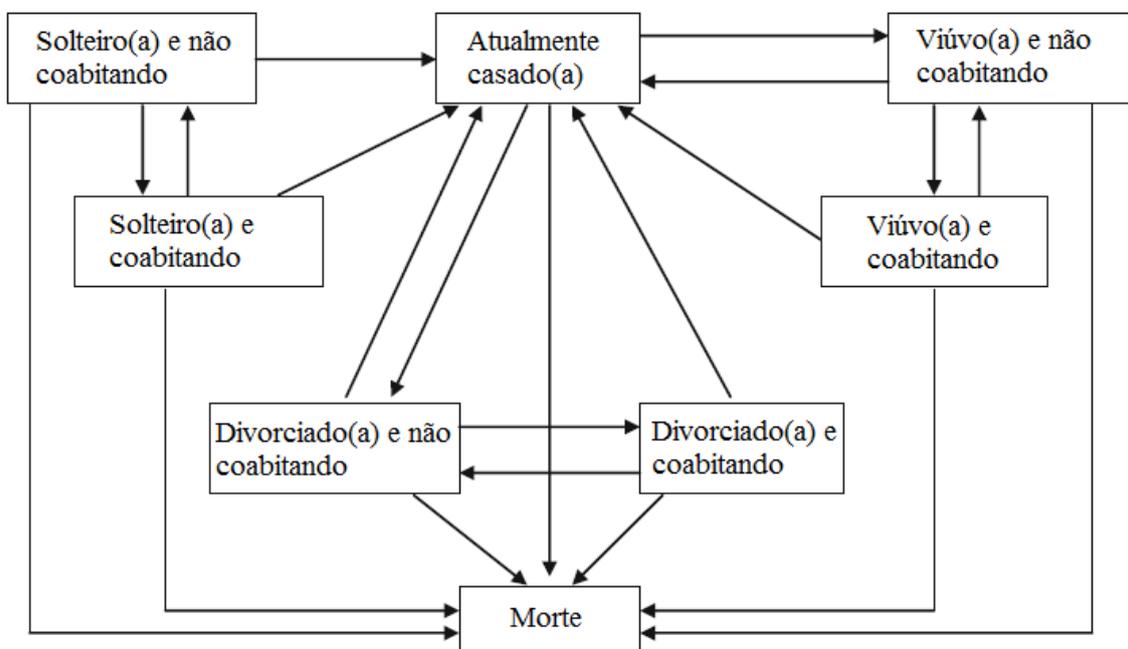
CAPÍTULO 2

O MODELO ESTENDIDO DE COORTES COMPONENTES

O modelo estendido de coortes componentes desenvolvido por Zeng et al. (1991) e posteriormente implementado no software de projeção de arranjos domiciliares ProFamy descrito por Zeng et al. (2014) é um modelo de formação de domicílios que possibilita o agrupamento e a projeção da população segundo idade, sexo, estado conjugal, parturição, número de crianças co-residentes, número de pais co-residentes, situação do domicílio (rural e urbano), raça/cor/etnia e tipo de domicílio (privado ou institucional) (ZENG et al., 2014). Este modelo possui pelo menos três características que o tornam um modelo diferenciado em comparação a outros modelos de macrossimulação. Primeiramente, enquanto que a maior parte dos modelos de macrossimulação necessita de dados de taxas de transição acerca de todos os estados referentes a todas as variáveis analisadas no modelo, dados que são disponíveis apenas em pesquisas longitudinais ou retrospectivas, o modelo estendido de coortes componentes implementado no software ProFamy utiliza como dados de entrada apenas taxas demográficas convencionais, portanto, as fontes de dados necessárias para a projeção de arranjos domiciliares são os Censos, Surveys e Estatísticas Vitais, ou seja, fontes de dados muito mais acessíveis e disponíveis em diversos países (ZENG et al., 2014). Segundo Imhoff et al. (1995) o requerimento de dados longitudinais é o principal impedimento para que modelos de macrossimulação sejam poucos utilizados. Além disso, a utilização de taxas demográficas convencionais em vez de taxas de transição permite estabelecer uma relação direta entre mudanças do comportamento das componentes demográficas de uma população e a respectiva estrutura de arranjos domiciliares projetados, facilitando a compreensão e interpretação do modelo (ZENG et al., 2014). O Segundo fator que diferencia o modelo estendido de coortes componentes dos outros modelos é a possibilidade da utilização tanto do modelo clássico de estado conjugal, com quatro estados (Casado, Viúvo, Divorciado e Solteiro), representado anteriormente pela Figura 1, como também possibilita a utilização do modelo com sete estados maritais, incluindo os estados que consideram a coabitação, como mostrado na Figura 2 (ZENG et al., 2014). Esta característica do modelo interessa particularmente quando se pensa uma aplicação da projeção da população e seus respectivos arranjos domiciliares para os países latino-americanos, região que historicamente possui característica de altas taxas de uniões consensuais (QUILODRÁN, 2008), em especial no caso brasileiro, onde “a população

em uniões estáveis quadruplicou e os casamentos dissolvidos duplicaram no período 1970 – 2000” (QUILODRÁN, 2008, p. 31). Portanto, a possibilidade de se considerar a coabitação no método de projeção de domicílios é uma grande vantagem deste método.

FIGURA 2 – Modelo de 7 estados conjugais e suas respectivas transições



Fonte: Elaborado por Zeng et al. (2014).

Outra característica do modelo estendido de coortes componentes é que ele possibilita a diferenciação daqueles domicílios que são particulares e os domicílios que são institucionalizados, portanto, pode ser realizada uma projeção da população idosa que estará institucionalizada ou vivendo em domicílios coletivos. Além disso, há a possibilidade de considerar os diferenciais por raça/cor/etnia e situação do domicílio (urbano ou rural) na projeção de arranjos domiciliares. Essas categorias de raça podem ser definidas pelo usuário, utilizando critérios próprios que diferenciem até 4 tipos de raça/cor/etnia diferentes (ZENG et al., 2014).

As variáveis do modelo e suas respectivas notações e definições são apresentadas na Tabela 1. Nota-se que o usuário define a idade final W , as classes de raça/cor/etnia, a parturição máxima e a máxima co-residência com crianças H e os anos desejados para a realização da projeção t_1 e t_2 .

TABELA 1 – Definições das variáveis do modelo estendido de coortes componentes

Variável	Notação	Definição
Idade	X	$x = 0, 1, 2, 3, \dots, W$; W definido pelo usuário.
Sexo	S	Mulher = 1; Homem = 2
Raça/Cor/Etnia	R	$r = 1, 2, 3, 4$ (classes definidas pelo usuário).
Estado Conjugal	M	Sistema de 4 ou 7 estados maritais/união.
Co-residência com pais	K	Mora com os dois pais = 1; Mora com apenas um dos pais = 2; Não mora com os pais = 3.
Parturição	P	$p = 0, 1, 2, 3, \dots, H$; H definido pelo usuário.
Co-residência com filhos	C	$c = 0, 1, 2, 3, \dots, H$; Sendo $c \leq p$
Situação do domicílio	U	Rural = 1; Urbano = 2
Ano de projeção	T	Anos entre t_1 e t_2 definidos pelo usuário

Fonte: Elaborado por Zeng et al. (2014).

2.1 Origem do modelo

O software ProFamy foi resultado de um aperfeiçoamento do antigo programa chamado FAMY (ZENG et al., 1990), utilizado para realização e análise de tábuas de vida multi-estado. Por sua vez, o programa FAMY é um modelo que se baseou no seu antecessor FAMTAB, desenvolvido por Bongaarts; Burch e Wachter (1987) e que também gera tábuas de vida multi-estados (WILLIKENS; PUTTER, 2014). Todos esses modelos partem do mesmo princípio básico, que pode ser expresso pela expressão da tábua de vida convencional, ou seja, que considera apenas um decremento (morte) e apenas dois estados (estar vivo ou estar morto) (PRESTON; HEUVELINE; GUILLOT, 2000):

$$d(x) = l(x)q(x)$$

A quantidade de óbitos $d(x)$ representa a quantidade de pessoas de uma coorte hipotética que passaram do estado “vivo” para o estado “morto” através da multiplicação dos sobreviventes $l(x)$ pela probabilidade de transição do estado “vivo” para o estado “morto”, ou seja, a probabilidade de morte $q(x)$.

Segundo Bongaarts; Burch e Wachter (1987), esse mesmo princípio é aplicado nas tábuas de vida de nupcialidade, nas quais, não só o estado de sobrevivência é considerado, mas também o estado conjugal. Nestes casos, os sobreviventes da coorte hipotética podem ser classificados pelos seus respectivos estados maritais - solteiro (1), casado (2), divorciado (3) e viúvo (4) - e, deste modo, para cada grupo de sobreviventes $l(x)^m$ ($m = 1, 2, 3, 4$) haverá uma tábua de vida parcial com a possibilidade de dois decrementos, pela morte ou pela mudança de estado conjugal (caso o indivíduo mude de estado conjugal, ele passa a ser computado na tábua de vida parcial de seu novo estado conjugal). Assim como o estado de sobrevivência, a quantidade de pessoas que passam do estado conjugal i para o estado conjugal j é definido por:

$$S(x) = l(x)^i p_{i \rightarrow j}(x)$$

A quantidade $S(x)$ de pessoas que passaram do estado conjugal i para j é a multiplicação dos sobreviventes daquele estado conjugal $l(x)^i$ pela probabilidade de transição entre os estados i para j , denominado aqui por $p_{i \rightarrow j}(x)$.

A derivação de múltiplas tábuas de vida para cada estado abre a possibilidade de se incluir outros tipos de decremento. Pensando nisso, Bongaarts; Burch e Wachter (1987) apresenta a tábua vida de estado materno (“Marital-parity-fecundity Status Life Table”) que inclui na tábua de nupcialidade, além das transições entre estados conjugais, as transições entre os estados de parturição ($p = 0$ filhos, 1 filho, 2 filhos, 3 filhos, etc.) e estado de fecundabilidade ($f = 0$, mulher fecunda ou 1, mulher não fecunda). Deste modo, os sobreviventes da coorte hipotética da tábua de vida serão organizados da forma $l(x)^{m,p,f}$, que resulta em $m \times p \times f$ tábuas de vidas parciais.

Por fim, Bongaarts; Burch e Wachter (1987) propõe uma tábua de vida que inclui além dos estados maternos, os estados de co-residência com filhos, criando assim a tábua de vida da dinâmica familiar (“Family Status Life Table”) que organiza os sobreviventes da coorte hipotética da tábua de vida na forma $l(x)^{m,p,f,c}$, resultando em $m \times p \times f \times c$ tábuas de vidas parciais. Esse modelo de tábua de vida foi implementado no software FAMTAB, precursor do FAMY. A adição de mais variáveis, resultando em mais estados para diferenciar os sobreviventes é possível, e assim, vai tornando o modelo cada vez mais complexo e próximo da realidade.

A utilização de uma população real com seus respectivos estados iniciais, ao invés de uma coorte hipotética, e a implementação de algoritmos que atualizem os estados para cada ano, configuram a essencial diferença entre um software de geração de tábuas de

vida multi-estado, como o FAMTAB e o FAMY, para um software de projeção da população, como é o ProFamy. Entretanto, a ideia básica do modelo continua sendo a mesma da tábua de vida, multiplicar as probabilidades de transição entre estados para cada idade, a fim de obter uma estimativa da quantidade de indivíduos que realizaram a transição de um estado para outro. Deste modo, é definido como “equações de contagem” ou “equações de atualização” da população como sendo:

$$l_j(x + 1, t + 1) = \sum_{i=1}^T l_i(x, t) \mathbf{P}_{ij}(x, t)$$

Onde $l_j(x + 1, t + 1)$ é o número de pessoas de idade $x + 1$ no tempo $t + 1$ que passaram do estado " i " para o estado " j "; $l_i(x, t)$ é o número de pessoas de idade " x " no tempo " t " que possuem o estado " i " ($i = 1, 2, 3 \dots T$) e $\mathbf{P}_{ij}(x, t)$ é a matriz de probabilidades de que uma pessoa de idade " x " no tempo " t " que esteja no estado " i " passe para o estado " j " com idade $x + 1$ no tempo $t + 1$.

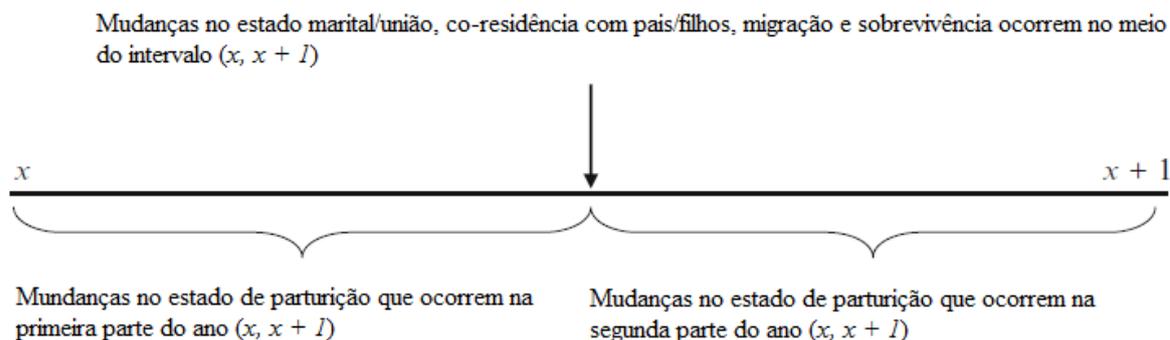
Entretanto, como Zeng et al. (2014) argumentam, é computacionalmente muito trabalhoso estimar a matriz de probabilidades $\mathbf{P}_{ij}(x, t)$ devido a quantidade de estados do modelo apresentados na Tabela 1. Considerando os sete estados maritais/união, três estados de co-residência com pais ($k = 1, 2, 3$), seis estados de parturição ($p = 0, 1, 2, 3, 4, 5$ ou mais) e seis estados de co-residência com filhos, a combinação de estados, e, conseqüentemente, a dimensão da matriz de probabilidades $\mathbf{P}_{ij}(x, t)$ é da forma:

$$\text{dimensão de } \mathbf{P}_{ij}(x, t) = 441 \times 441; \text{ onde } 441 = 7 \times 3 \times \sum_{p=0}^5 (p + 1)$$

(Como o número de filhos co-residentes é menor ou igual à parturição, o número de possíveis estados conjuntos de p e c é determinado como sendo $\sum_{p=0}^5 (p + 1)$). As dimensões 441×441 irão resultar em uma matriz de probabilidades de transição $\mathbf{P}_{ij}(x, t)$ com pelo menos 194.481 elementos para cada grupo de idade, sexo e raça.

Portanto, Zeng et al. (2014) propõe uma estratégia de cálculo que possibilita obter estimativas do número de pessoas que transitaram entre estados sem que haja a necessidade do cálculo da matriz $\mathbf{P}_{ij}(x, t)$. A estratégia consiste em assumir que os eventos que resultam nas probabilidades de transição, ocorrem em diferentes períodos do ano, como mostrado na Figura 3.

FIGURA 3 – Estratégia de cálculo adotada pelo modelo estendido de coortes componentes.



Fonte: Elaborado por Zeng et al. (2014).

Segundo a estratégia de cálculo proposta por Zeng et al. (2014), considera-se que os nascimentos ocorrem na primeira metade e na segunda metade do ano $(t, t + 1)$. Já as mortes, as migrações, as mudanças no estado de co-residência com os pais e filhos e transições do estado conjugal ocorrem todas no meio do ano $(t, t + 1)$. A partir deste pressuposto, foi possível desenvolver uma série de equações que calculam a quantidade de pessoas presentes em cada estado, as chamadas equações de atualização, que serão detalhadas na próxima seção.

2.2 Equações de atualização

As equações de atualização, ou equações de contagem, são usadas para computar a quantidade de pessoas do sexo feminino ou masculino de cada estado conjugal, parturição, co-residência com pais, co-residência com filhos, mortes e migração para cada ano da projeção (ZENG et al., 2014). Todas as equações do modelo que calculam as transições de estados possuem a mesma estrutura: o número de pessoas de um determinado estado no ano $t + 1$ é igual ao número de pessoas que já pertenciam a esse estado no ano t , somado a aquelas pessoas que entraram no determinado estado no período $(t, t + 1)$ e subtrai-se aquelas pessoas que saíram do determinado estado no período $(t, t + 1)$. Matematicamente, expressa da seguinte forma:

$$N_i(x + 1, t + 1) = N_i(x, t) + E_i(x + 1, t + 1) - S_i(x + 1, t + 1)$$

Onde $N_i(x + 1, t + 1)$ é o número de pessoas de idade $x + 1$ que estão no estado i no tempo $t + 1$; $N_i(x, t)$ é o número de pessoas de idade " x " no tempo " t " com estado i ; $E_i(x + 1, t + 1)$ é o número de pessoas com idade $x + 1$ no tempo $t + 1$ que entraram no estado i no período $(t, t + 1)$ e $S_i(x + 1, t + 1)$ é o número de pessoas de idade $x + 1$, no tempo $t + 1$, que saíram do estado i , no período de t a $t + 1$.

O número de pessoas que entraram (E_i) e saíram (S_i) de um determinado estado, é calculado como o número de pessoas de idade x exposta ao risco de ocorrência dos eventos no ano, multiplicado pela probabilidade de ocorrência dos eventos entre a idade x e $x + 1$ (e entre os anos t e $t + 1$) (FIORAVANTE, 2009). Mas, como dito anteriormente, não há a necessidade de obtenção de taxas de transição acerca de todos os estados. Essas probabilidades serão estimadas pelo próprio software ProFamy, através de taxas demográficas convencionais fornecidas pelo usuário, que serão discutidas posteriormente. A seguir, serão detalhadas as equações de atualização para cada parte do ano, segundo a estratégia de cálculo de ZENG et al. (2014).

PASSO1 – Atualizando os estados de parturição e co-residência com filhos (p e c) devido aos nascimentos ocorridos na primeira parte do ano ($t, t + 1$)

Seja $N_{k,m,p,c}(x + 0,5, t + 0,5, s)$ a população, no meio do ano ($t, t + 1$), de idade x , sexo s e estados k, m, p e c após as atualizações das transições. $N_{k,m,p,c}(x, t, s)$ é a população na primeira parte do ano ($t, t + 1$), de idade x , sexo s e estados k, m, p e c . ${}_{1/2}b_{p,m}(x, t, s)$ é a probabilidade de ter um nascimento de ordem $p + 1$ na primeira parte do ano ($t, t + 1$) e $p(0, t)$ é a probabilidade de sobrevivência da população de 0 a 1 ano no ano ($t, t + 1$) estimadas através da tábua de vida. Deste modo, as equações de atualização para os estados de parturição e co-residência com filhos são definidas a seguir.

Atualização de p e c quando a parturição for igual a zero e conseqüentemente não há co-residência com filhos ($p = 0, c = 0$):

$$N_{k,m,0,0}(x + 0,5, t + 0,5, s) = N_{k,m,0,0}(x, t, s)(1 - {}_{1/2}b_{0,m}(x, t, s))$$

Nota-se que o número de pessoas com estado de parturição e co-residência com filhos iguais a zero, no tempo ($t + 0,5$), será o número de pessoas que já estavam neste estado no tempo t , menos as pessoas que saíram do estado (multiplicando a população do estado pela probabilidade de ter filhos). Não se calcula a quantidade de pessoas que entraram no estado, pois todos os indivíduos nascem com $p = 0$ e não há como “regredir” de $p = 1$ para $p = 0$.

Atualização de p e c quando a parturição for maior que zero, mas a co-residência com filhos é igual a zero, portanto é a população que possui filhos mas não co-reside com nenhum deles ($p > 0, c = 0$):

$$\begin{aligned}
N_{k,m,p,0}(x + 0,5, t + 0,5, s) \\
&= N_{k,m,p,0}(x, t, s)(1 - {}_{1/2}b_{0,m}(x, t, s)) \\
&+ N_{k,m,p-1,0}(x, t, s)({}_{1/2}b_{p-1,m}(x, t, s))(1 - p(0, t))
\end{aligned}$$

Atualização de p e c quando a parturição e a co-residencia com filhos forem maiores que zero, e, além disso, a parturição seja maior que a co-residencia com filhos, ou seja, é a população que possui filhos, mas não co-residem com todos eles ($p > 0, c > 0$ e $p > c$):

$$\begin{aligned}
N_{k,m,p,c}(x + 0,5, t + 0,5, s) \\
&= N_{k,m,p-1,c}(x, t, s)(1 - {}_{1/2}b_{p,m}(x, t, s)) \\
&+ N_{k,m,p-1,c-1}(x, t, s) {}_{1/2}b_{p-1,m}(x, t, s)p(0, t) \\
&+ N_{k,m,p-1,c}(x, t, s) {}_{1/2}b_{p-1,m}(x, t, s)(1 - p(0, t))
\end{aligned}$$

Atualização de p e c quando a parturição e a co-residencia com filhos forem iguais e maiores que zero, ou seja, a população que possui filhos eco-residem com todos eles ($p > 0, c > 0$ e $p = c$):

$$\begin{aligned}
N_{k,m,p,c}(x + 0,5, t + 0,5, s) \\
&= N_{k,m,p,c}(x, t, s)(1 - {}_{1/2}b_{p,m}(x, t, s)) \\
&+ N_{k,m,p-1,c-1}(x, t, s) {}_{1/2}b_{p-1,m}(x, t, s)p(0, t)
\end{aligned}$$

PASSO 2 – Calculando transição no estado conjugal, estado de sobrevivência, migração e estados de co-residencia com pais e filhos

O Cálculo do número de migrantes é feito através da multiplicação do número projetado de migrantes por sexo para o meio do ano, pela distribuição padrão de frequência por idade, sexo e estado conjugal e, então, adicionando os imigrantes e subtraindo os emigrantes da população (FIORAVANTE, 2009). Assume-se que as distribuições dos estados de co-residência com os pais (k), parturição (p) e co-residência com filhos (c), antes da migração, são iguais às distribuições para os não migrantes que possuem a mesma idade, sexo e estado conjugal. Será assumido também que os imigrantes têm a mesma distribuição de parturição (p) e co-residência com filhos (c) apresentada pelos não migrantes, que possuem a mesma idade, sexo e estado conjugal,

mas assume-se que esses imigrantes não estarão vivendo com os pais imediatamente após a migração (FIORAVANTE, 2009).

Os eventos que causam a transição no estado de co-residência são morte de um ou dos dois pais, divórcio dos pais, recasamento de pais não casados, deixar ou retornar à casa dos pais e mudar para o estado de domicílio coletivo ou deixar esse estado. Zeng, Vaupel e Zhenglian (1997) assumem que esses eventos são independentes, de maneira que as probabilidades de transição $w_{ij}(x, t, s, m)$ podem ser estimadas, baseando-se nas probabilidades, específicas por idade, de morte, divórcio, recasamento, deixar ou retornar à casa dos pais e mudar-se para um domicílio coletivo ou deixá-lo (FIORAVANTE, 2009). Seja:

$$N''_{j,m,p,c}(x + 0,5, t + 0,5, s) = \sum_{i=1}^3 N'_{i,m,p,c}(x + 0,5, t + 0,5, s) w_{ij}(x, t, s, m)$$

Onde $N''_{j,m,p,c}(x + 0,5, t + 0,5, s)$ é a população no meio do ano t após a atualização da co-residência com os pais (k).

$N'_{i,m,p,c}(x + 0,5, t + 0,5, s)$ é a população no meio do ano t após a atualização das mortes, migrações e transições entre estados maritais/uniões.

$w_{ij}(x, t, s, m)$ é a probabilidade de transição do estado de co-residência i na idade x e no ano t para o estado de co-residência j na idade $x + 1$ no ano $t + 1$ para pessoas de sexo s e estado conjugal m .

$$N'''_{k,m,0,0}(x + 0,5, t + 0,5, s) = N''_{k,m,0,0}(x + 0,5, t + 0,5, s)$$

Atualização de p e c quando a parturição for maior que zero e a co-residência com filhos for menor que a parturição, ou seja, o indivíduo não mora com todos os filhos tidos. Como exemplo, são mostradas as equações assumindo parturição máxima igual a 3 ($p > 0$, e $p \geq c$):

Quando a co-residencia com filhos é igual a zero ($c = 0$):

$$\begin{aligned} N'''_{k,m,p,0}(x + 0,5, t + 0,5, s) &= N''_{k,m,p,0}(x + 0,5, t + 0,5, s) + N''_{k,m,p,1}(x + 0,5, t + 0,5, s)d_1(t) \\ &+ N''_{k,m,p,2}(x + 0,5, t + 0,5, s)d_2(t) \\ &+ N''_{k,m,p,3}(x + 0,5, t + 0,5, s)d_3(t) \end{aligned}$$

Quando a co-residencia com filhos é igual a um ($c = 1$):

$$\begin{aligned}
N'''_{k,m,p,1}(x + 0,5, t + 0,5, s) \\
&= N''_{k,m,p,1}(x + 0,5, t + 0,5, s)s_1(t) \\
&+ N''_{k,m,p,2}(x + 0,5, t + 0,5, s)d_{12}(t) \\
&+ N''_{k,m,p,3}(x + 0,5, t + 0,5, s)d_{23}(t)
\end{aligned}$$

Quando a co-residencia com filhos é igual a dois ($c = 2$):

$$\begin{aligned}
N'''_{k,m,p,2}(x + 0,5, t + 0,5, s) \\
&= N''_{k,m,p,2}(x + 0,5, t + 0,5, s)s_2(t) \\
&+ N''_{k,m,p,3}(x + 0,5, t + 0,5, s)d_{13}(t)
\end{aligned}$$

Quando a co-residencia com filhos é igual a três ($c = 3$):

$$N'''_{k,m,p,3}(x + 0,5, t + 0,5, s) = N''_{k,m,p,3}(x + 0,5, t + 0,5, s)s_3(t)$$

Para co-residências com filhos maiores do que 3.

PASSO 3 – Atualizando estados de parturição e co-residencia com filhos (p e c) devido aos nascimentos ocorridos na segunda parte do ano ($t, t+1$)

Seja $BO_{k,m,p,c}(x, t, s)$ a proporção da população no meio do ano ($t, t + 1$) que não teve filhos na primeira parte do ano. Assumindo a parturição até 3 filhos, $s_1(t), s_2(t)$ e $s_3(t)$ são, respectivamente, as probabilidades que um filho, dois filhos e três filhos, que co-residem com os pais no início do ano, sobrevivam e continuem morando com os pais até o final do ano t . $d_1(t), d_2(t)$ e $d_3(t)$ são, respectivamente, as probabilidades que um filho, os dois filhos e os três filhos irão morrer ou deixarão a casa dos pais até o final do ano t .

$$BO_{k,m,p,c}(x, t, s) = N_{k,m,p,c}(x, t, s)(1 - {}_{1/2}b_{p,m}(x, t, s))/N_{k,m,p,c}(x, t, s)$$

Atualização de p e c quando a parturição for igual a zero e conseqüentemente não há co-residencia com filhos ($p = 0, c = 0$):

$$\begin{aligned}
N_{k,m,0,0}(x + 1, t + 1, s) \\
&= N'''_{k,m,0,0}(x + 0,5, t + 0,5, s)(1 - {}_{1/2}b_{0,m}(x + 0,5, t + 0,5, s))
\end{aligned}$$

Atualização de p e c quando a parturição for maior que zero, mas a co-residencia com filhos é igual a zero, portanto é a população que possui filhos mas não co-reside com nenhum deles ($p > 0, c = 0$):

$$\begin{aligned}
N_{k,m,p,0}(x+1, t+1, s) &= N'''_{k,m,p,0}(x+0,5, t+0,5, s) \\
&- N'''_{k,m,p,0}(x+0,5, t \\
&+ 0,5, s)BO_{k,m,p,c}(x, t, s)_{1/2}b_{0,m}(x+0,5, t+0,5, s) \\
&+ N'''_{k,m,p,0}(x+0,5, t \\
&+ 0,5, s)BO_{k,m,p,c}(x, t, s)_{1/2}b_{0,m}(x+0,5, t+0,5, s)
\end{aligned}$$

Atualização de p e c quando a parturição e a co-residência com filhos forem maiores do que zero, e, além disso, a parturição seja maior que a co-residência com filhos, ou seja, é a população que possui filhos, mas não co-residem com todos eles ($p > 0$, $c > 0$ e $p > c$):

$$\begin{aligned}
N_{k,m,p,c}(x+1, t+1, s) &= N'''_{k,m,p,0}(x+0,5, t+0,5, s) - N'''_{k,m,p,c}(x+0,5, t \\
&+ 0,5, s)BO_{k,m,p,c}(x, t, s)_{1/2}b_{p,m}(x+0,5, t+0,5, s) + N_{k,m,p-1,c-1}(x \\
&+ 0,5, t+0,5, s)BO_{k,m,p,c}(x, t, s)
\end{aligned}$$

Atualização de p e c quando a parturição for maior que zero e a co-residência com filhos for igual a parturição, ou seja, quando o indivíduo mora com todos os filhos tidos ($p > 0$, $c > 0$ e $p = c$):

$$\begin{aligned}
N_{k,m,p,c}(x+1, t+1, s) &= N'''_{k,m,p,c}(x+0,5, t+0,5, s) \\
&- N'''_{k,m,p,c}(x+0,5, t+0,5, s)BO_{k,m,p,c}(x, t, s)_{(1/2)}b_{0,m}(x+0,5, t \\
&+ 0,5, s) \\
&+ N'''_{k,m,p-1,c-1}(x+0,5, t \\
&+ 0,5, s)BO_{k,m,p-1,c-1}(x, t, s)_{(1/2)}b_{p-1,m}(x+0,5, t+0,5, s)p(0, t) \\
&+ N'''_{k,m,p-1,c}(x+0,5, t+0,5, s)BO_{k,m,p-1,c}(x, t, s)_{(1/2)}b_{p-1,m}(x \\
&+ 0,5, t+0,5, s)(1-p(0, t))
\end{aligned}$$

2.3 Equações de contagem de domicílio

Uma vez que todas as transições de estados foram atualizadas do ano t para o ano $t + 1$, seguindo a estratégia computacional detalhada na seção anterior, pode-se fazer a organização e a contagem dos arranjos domiciliares para o ano $t + 1$.

O modelo estendido de coortes componentes implementado no programa ProFamy tenta identificar o maior número possível de domicílios e as suas respectivas composições através do método desenvolvido por Brass (1983) que considera o responsável do domicílio como um “marcador”. Uma vez identificado uma pessoa que seja referência no domicílio, as relações de co-residência com filhos, co-residência com pais e estado conjugal fornecem informações importantes sobre a composição deste domicílio. Por exemplo, uma mulher que seja identificada no modelo como um indivíduo marcador e que esteja casada ou coabitando, que não está co-residindo com os pais ($k = 3$) e que o número de filhos que co-residem com ela seja igual a c ($c = 0, 1, 2, 3, 4, 5 +$), representa um domicílio de duas gerações da forma: $2 + c$ (ZENG et al., 2014). Se este mesmo marcador possuir estado de co-residência com os pais $k = 1$ (co-reside com um dos pais) ou $k = 2$ (co-reside com os dois pais), este marcador passa a representar um domicílio de 3 gerações da forma: $k + 2 + c$ (ZENG et al., 2014). No caso em que o marcador não co-reside com os pais e possui co-residência com filhos igual a $c = 0$, o domicílio é considerado de apenas uma geração, independente do estado conjugal que ela possua. Deste modo, o modelo pode identificar a composição de domicílios monoparentais, famílias nucleares de no máximo três gerações, além de pessoas que moram sozinhas.

Segundo Zeng et al. (1991) e Fioravante (2009), o modelo pode considerar tanto as pessoas do sexo masculino quanto as pessoas do sexo feminino como sendo marcadores do domicílio, mas o modelo possui uma preferência por escolher as pessoas do sexo feminino como marcador pelo fato que as mulheres casam mais cedo, vivem por mais tempo, possuem informações sobre fecundidade específica por parturição e idade mais confiáveis e fáceis de se obter do que para homens e a maior parte dos filhos e filhas vivem com a mãe após o divórcio. Portanto, durante todo o curso de vida, as mulheres possuem maiores informações sobre as principais variáveis de identificação de domicílios. Deste modo, mesmo que na variável “relação com o responsável do domicílio” o homem seja declarado como o responsável do domicílio, sempre que possível o modelo irá considerar a mulher adulta como o indivíduo marcador do domicílio

(a partir da idade de 18 anos, os indivíduos são considerados como adultos, antes disso, todos são considerados como “não-marcaadores”). Quando uma mulher considerada como marcador do domicílio morre, a marcação passa para a filha adulta ou nora da mulher falecida, e no caso em que não há filha adulta ou nora, o modelo espera que o homem sobrevivente irá se recasar em breve e novamente o marcador passará a ser uma mulher, neste caso, a madrasta (ZENG et al., 1991; FIORAVANTE, 2009). Utilizando os dados do Censo 1991 para a região metropolitana de Belo Horizonte, Fioravante (2009) verificou a existência de apenas uma pequena frequência de domicílios chefiados por pais que não são casados e que co-residem com os filhos, justificado pelas maiores taxas de recasamento de homens se comparado às taxas de recasamento das mulheres, tanto para as viúvas, quanto para as divorciadas.

Para a realização da contagem do tamanho e composição dos domicílios, chamado de “model cont” pelo software ProFamy, é feita a soma de toda a população $N_{k,m,p,c}(x, t, s)$ após a atualização dos estados conjugais, de parturição, de co-residência com pais e filhos, migração e morte. Excluindo todas as pessoas identificadas como “outros parentes” e “não parentes”, os domicílios são classificados como: domicílios de uma geração, duas gerações e três gerações.

Domicílios de uma geração

Os domicílios de apenas uma geração serão aqueles que possuem: a) uma mulher vivendo só, b) um homem vivendo só ou c) um casal sem filhos. Denota-se por $G_a^1(t)$ o grupo de domicílios de uma geração de categoria a) uma mulher morando só, como:

$$G_a^1(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4} \sum_{p=0}^H N_{3,m,p,0}(x, t, 1)$$

$G_a^1(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo feminino, de todas as idades, de estado conjugal igual a 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), de todos os estados de parturição, que possui estado de co-residência com os pais igual a 3 (não mora com os pais) e co-residência com filhos igual a zero.

Denota-se por $G_b^1(t)$ o grupo de domicílios de uma geração de categoria b) um homem morando só, como:

$$G_b^1(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4} \sum_{p=0}^H N_{3,m,p,0}(x, t, 2)$$

$G_b^1(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo masculino, de todas as idades, de estado conjugal igual a 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), de todos os estados de parturição (homens só possuem estado de parturição igual a 0), que possui estado de co-residência com os pais igual a 3 (não mora com os pais) e co-residência com filhos igual a zero.

Denota-se por $G_c^1(t)$ o grupo de domicílios de uma geração de categoria c) Casal sem filhos, como:

$$G_c^1(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m \neq 1,3,4} \sum_{p=0}^H N_{3,m,p,0}(x, t, 1)$$

$G_c^1(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo feminino (na presença de um casal, sempre a mulher é tida como a pessoa de referência do domicílio), de todas as idades, de estado conjugal diferente de 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), ou seja, apenas as mulheres casadas ou que estejam coabitando, de todos os estados de parturição, que possui estado de co-residência com os pais igual a 3 (não mora com os pais) e co-residência com filhos igual a zero.

Domicílios de duas gerações

Os domicílios de duas gerações serão aqueles que possuem: a) Casal com filhos; b) Mãe com filhos; c) Pai com filhos; Denota-se por $G_a^2(t)$ o grupo de domicílios de duas gerações de categoria a) Casal com filhos ($2 + c$), como:

$$G_a^2(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m \neq 1,3,4} \sum_{p=1}^H N_{3,m,p,c}(x, t, 1) - (G_a^3 + G_c^3 + G_e^3)$$

$G_a^2(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo feminino (na presença de um casal, sempre a mulher é tida como a pessoa de referência do domicílio), de todas as idades, de estado conjugal diferente de 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), ou seja, apenas as mulheres casadas ou que estejam coabitando, de estado de parturição de pelo menos um filho tido, que possui estado de co-residência com os pais igual a 3 (não mora com os pais) e co-residência com filhos igual a c . Além disso, deve se subtrair os domicílios de casais de idosos de 3 gerações ($G_a^3 + G_c^3 + G_e^3$) para não se confundir com casais com filhos de duas gerações e resultar em dupla contagem de domicílios.

Denota-se por $G_b^2(t)$ o grupo de domicílios de duas gerações de categoria b) Mãe com filhos ($1 + c$), como:

$$G_b^2(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4} \sum_{p=1}^H N_{3,m,p,c}(x, t, 1) - (G_b^3 + G_d^3 + G_f^3) R$$

$G_b^2(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo feminino, de todas as idades, de estado conjugal igual a 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), de estado de parturição de pelo menos um filho tido, que possui estado de co-residência com os pais igual a 3 (não mora com os pais) e co-residência com filhos igual a c . Além disso, subtrai-se os domicílios de idosos ($G_b^3 + G_d^3 + G_f^3$) ponderados por R para não haver dupla contagem de domicílios. R é a divisão entre o número de mulheres não casadas acima de 49 anos que não moram com os pais mas moram com filhos e netos dividido pelo número de homens não casados acima de 51 anos que não vivem com os pais mas moram com filhos e netos.

Denota-se por $G_c^2(t)$ o grupo de domicílios de duas gerações de categoria b) Pai com filhos ($1 + c$), como:

$$G_c^2(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4} \sum_{p=1}^H N_{3,m,p,c}(x, t, 2) - (G_b^3 + G_d^3 + G_f^3) (1 - R)$$

$G_c^2(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo masculino, de todas as idades, de estado conjugal igual a 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), que possui estado de co-residência com os pais igual a 3 (não mora com os pais) e co-residência com filhos igual a c . Subtrai-se os domicílios de homens idosos e solteiros ($G_b^3 + G_d^3 + G_f^3$) ponderados por $(1 - R)$ para evitar a dupla contagem de domicílios.

Domicílios de três gerações

Os casais de idosos que vivem com filhos e netos nunca serão considerados como marcadores, esta posição é ocupada pela geração do meio, sempre que possível, pois possuem as informações de co-residência com pais e co-residência com filhos (ZENG et al., 2014). Os domicílios de três gerações serão aqueles que possuem: a) 2 avós, um casal e filhos; b) Um avô, um casal e filhos; c) 2 avós, mãe e filhos; d) Um avô, mãe e filhos; e) 2 avós, pai e filhos; f) Um avô e netos. Denota-se por $G_a^3(t)$ o grupo de domicílios de três gerações de categoria a) 2 avós, um casal e filhos ($2 + 2 + c$), como:

$$G_a^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m \neq 1,3,4} \sum_{p=1}^H N_{1,m,p,c}(x, t, 1)$$

$G_a^3(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo feminino, de todas as idades, de estado conjugal diferente de 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), de estado de parturição de pelo menos um filho tido, que possui estado de co-residência com os pais igual a 1 (mora com os dois pais) e co-residência com filhos igual a c .

Denota-se por $G_b^3(t)$ o grupo de domicílios de três gerações de categoria b) Um avô, um casal e filhos ($1 + 2 + c$), como:

$$G_b^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m \neq 1,3,4} \sum_{p=1}^H N_{2,m,p,c}(x, t, 1)$$

$G_b^3(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo feminino, de todas as idades, de estado conjugal diferente de 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), de estado de parturição de pelo menos um filho tido, que possui estado de co-residência com os pais igual a 2 (mora com um dos pais) e co-residência com filhos igual a c .

Denota-se por $G_c^3(t)$ o grupo de domicílios de três gerações de categoria c) 2 avós, mãe e filhos ($2 + 1 + c$), como:

$$G_c^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4} \sum_{p=1}^H N_{1,m,p,c}(x, t, 1)$$

$G_c^3(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo feminino, de todas as idades, de estado conjugal iguais 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), de estado de parturição de pelo menos um filho tido, que possui estado de co-residência com os pais igual a 1 (mora com os dois pais) e co-residência com filhos igual a c .

Denota-se por $G_d^3(t)$ o grupo de domicílios de três gerações de categoria d) Um avô, mãe e filhos ($1 + 1 + c$), como:

$$G_d^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4} \sum_{p=1}^H N_{2,m,p,c}(x, t, 1)$$

$G_d^3(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo feminino, de todas as idades, de estado conjugal iguais 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), de estado de parturição de pelo menos um filho tido, que possui estado de co-residência com os pais igual a 2 (mora com um dos pais) e co-residência com filhos igual a c .

Denota-se por $G_e^3(t)$ o grupo de domicílios de três gerações de categoria e) Um avô, pai e filhos ($2 + 1 + c$), como:

$$G_e^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4} \sum_{p=1}^H N_{2,m,p,c}(x, t, 2)$$

$G_e^3(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo masculino, de todas as idades, de estado conjugal iguais 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), que possui estado de co-residência com os pais igual a 1 (mora com os dois pais) e co-residência com filhos igual a c .

Denota-se por $G_f^3(t)$ o grupo de domicílios de três gerações de categoria f) Um avô, pai e filhos ($1 + 1 + c$), como:

$$G_f^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4} \sum_{p=1}^H N_{2,m,p,c}(x, t, 2)$$

$G_f^3(t)$ é a soma de todos os indivíduos do sexo masculino, de todas as idades, de estado conjugal iguais 1 (solteiro), 3 (viúvo) e 4 (divorciado), que possui estado de co-residência com os pais igual a 2 (mora com um dos pais) e co-residência com filhos igual a c .

Nas próximas seções, será detalhado o passo a passo para a construção da projeção de arranjos domiciliares da população idosa do estado de São Paulo, a partir dos Censos Demográficos de 2000 e 2010. Todos os dados utilizados no software Profamy para as projeções feitas nesse trabalho se encontram no ANEXO.

2.4 Geração da população base do estado de São Paulo

Especificações do modelo

As primeiras interfaces do software ProFamy permitem que o usuário determine as especificações do modelo e definição dos tipos de dados de entrada que serão fornecidos para o software executar o modelo estendido de coortes componentes. Esta etapa é definida em seis passos. Primeiramente, deve-se definir os diretórios de entrada e saída dos dados, onde o programa irá buscar os arquivos e salvar os resultados da projeção. O segundo passo consiste em definir alguns parâmetros do modelo, como os anos de início (t_1) e final da projeção (t_2), a definição das categorias de raça/cor e a idade máxima (W) entre 65 e 110 anos cujos dados serão fornecidos. Neste trabalho, optou-se pela não utilização da raça e a espécie de domicílio (rural ou urbano) como variáveis de segregação dos resultados apresentados. Além disso, nesta etapa, será definida a co-residência dos filhos dependentes após o divórcio dos pais. Segundo as Estatísticas do

Registro Civil do IBGE (2011), 87% dos divórcios concedidos no Brasil em 2010 terminaram com a guarda da criança ou adolescente delegada à mãe. Em 2001, esse percentual era de 89,7%. Na etapa seguinte, nas definições sobre a nupcialidade, considerou-se o modelo de 4 estados conjugais (solteiros, casados, viúvos e divorciados) como será justificado na próxima seção. Em relação ao número absoluto de casamentos legais e divórcios, segundo as Estatísticas do Registro Civil do IBGE (2011), houveram 201.658 casamentos legais em 2003 enquanto que em 2010 esse número atingiu a marca de 252.302. Em 2003, o número registrado de divórcios encerrados e concedidos em 1ª instância era de 42.213 e passou para 52.485 em 2010. Nas definições sobre fecundidade, definiu-se a parturição máxima (H) em 5 filhos ou mais, o mesmo número máximo de co-residência com filhos. A idade mínima de casamento e de possuir o primeiro filho foi definida como 15 anos. Nos últimos 3 passos de especificações do modelo, o usuário define como serão os dados de entrada acerca de informações sobre a população base com peso amostral (“100% population”), os métodos referentes à saída da casa dos pais e migração (migração interna e internacional), que serão melhor detalhadas nas próximas seções.

Informações por idades simples – qualidade da informação

Após as especificações do modelo é preciso definir uma população inicial. É necessário fornecer como dado de entrada do software ProFamy, a chamada “população base”, ou seja, os microdados da sua população de estudo, sem peso amostral, que servirá de base para os cálculos mostrados na seção 2.2. A população base será executada por um sub programa chamado “BasePop” que já vem implementado como um módulo do software ProFamy. Para isso, o usuário deve preparar um arquivo de texto no formato ASCII (.DAT) seguindo as devidas codificações especificadas pelo software, disponíveis em ZENG et al (2014, p.299). Cada linha deste arquivo corresponderá a um indivíduo da população e cada conjunto de colunas corresponderá a uma variável. O arquivo texto deverá conter as seguintes variáveis e as respectivas quantidades de colunas reservadas para cada variável (Tabela 2).

TABELA 2 – Estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy

Posição das colunas	Variável
Coluna 1	Relação com a pessoa de referência
Coluna 2 a 4	Idade
Coluna 5	Sexo
Coluna 6	Estado conjugal
Coluna 7 a 8	Parturição
Coluna 9	Tipo do domicílio (privado ou coletivo)
Coluna 10	Espécie do domicílio (Rural ou Urbano)
Coluna 11	Raça
Coluna 12 - ∞	Número do domicílio

Fonte: Zeng et al. (2014).

Como destacam Alves et al (2016), a confiança na distribuição da população por idade e sexo é um pressuposto de muitas técnicas diretas e indiretas na demografia, de modo que, se a distribuição da população por idade não é precisa, informações sobre fecundidade, mortalidade e migração serão inevitavelmente afetadas. Tendo em vista que esta população base do estado de São Paulo servirá de base para uma projeção populacional, é necessário que haja confiança em relação à qualidade dos dados para que os erros contidos nesta população não sejam extrapolados para todos os cálculos da projeção. Esta necessidade fica ainda mais indispensável devido ao fato que o modelo estendido de coortes componentes trabalha, na maior parte das vezes, com a distribuição da população por idade simples e não quinquenal, evidenciando ainda mais possíveis erros de declaração de idade.

Os erros de declaração de idade podem ser oriundos da preferência digital, ou seja, o arredondamento de idades próximas, ou pelo erro de memória do entrevistado (Alves et al, 2016). No sentido de detectar possíveis erros de declaração de idade, a ONU (1955) sugere algumas técnicas para avaliar a qualidade da declaração da idade, como a inspeção visual da pirâmide etária por idade simples e a análise da série da razão de sexo. Caso a pirâmide populacional apresente distorções em torno de idades específicas, destoando das idades subsequentes, há um indício de má declaração da idade. Da mesma forma, variações não esperadas na série de razão de sexo, indicando uma quantidade maior ou menor de homens em relação às mulheres, pode ser um indício de má declaração de idade.

Verificando as pirâmides etárias por idades simples do estado de São Paulo em 2000 (Gráfico 1) e 2010 (Gráfico 2), observa-se indícios de atração digital, mesmo que pouco evidentes. Essas distorções parecem crescer para o ano 2010, principalmente para

os homens adultos. Justamente nestas idades, em 2010, a série de razão de sexo apresenta um comportamento menos suave (Gráfico 3). No final da série, há um comportamento diferenciado, mas já esperado por conta da maior sobrevivência das mulheres em relação aos homens.

A fim de refinar a análise sobre a qualidade da declaração da idade na população base do estado de São Paulo, aplicou-se os métodos desenvolvidos por Whipple (1924) e Myers (1940). Enquanto que o primeiro método se restringe a população de idade de 23 a 62 anos e verifica a atração pelo dígito 0, o segundo utiliza a população de 10 a 99 anos e verifica a atração por qualquer um dos 9 dígitos. Também foi aplicado o chamado Whipple modificado (SPOORENBERG, 2007), que analisa a atração pelos dígitos 0 e 5, conjuntamente. Os resultados podem ser vistos na Tabela 3. Pela classificação da atração geral pelo índice de Myers apresentada por Formiga, Ramos e Monteiro (2000), a atração dos dados poderia ser classificada como muito alta, alta, mediana e baixa. Para os dois anos analisados, a atração digital medida pelo índice de Myers foi classificada como baixa. Pela classificação da atração geral pelo índice de Whipple apresentada por Formiga, Ramos e Monteiro (2000), os dados podem ser classificados como precisos, pouco precisos, aproximados, grosseiros e muito grosseiros. Para os dois anos analisados, a atração digital medida pelo índice de Whipple foi classificada como dados precisos. Conclui-se portanto, que tanto a população censitária do estado de São Paulo em 2000, quanto em 2010, possuem erros de declaração de idade suficientemente baixos para serem utilizadas como populações base de uma projeção populacional.

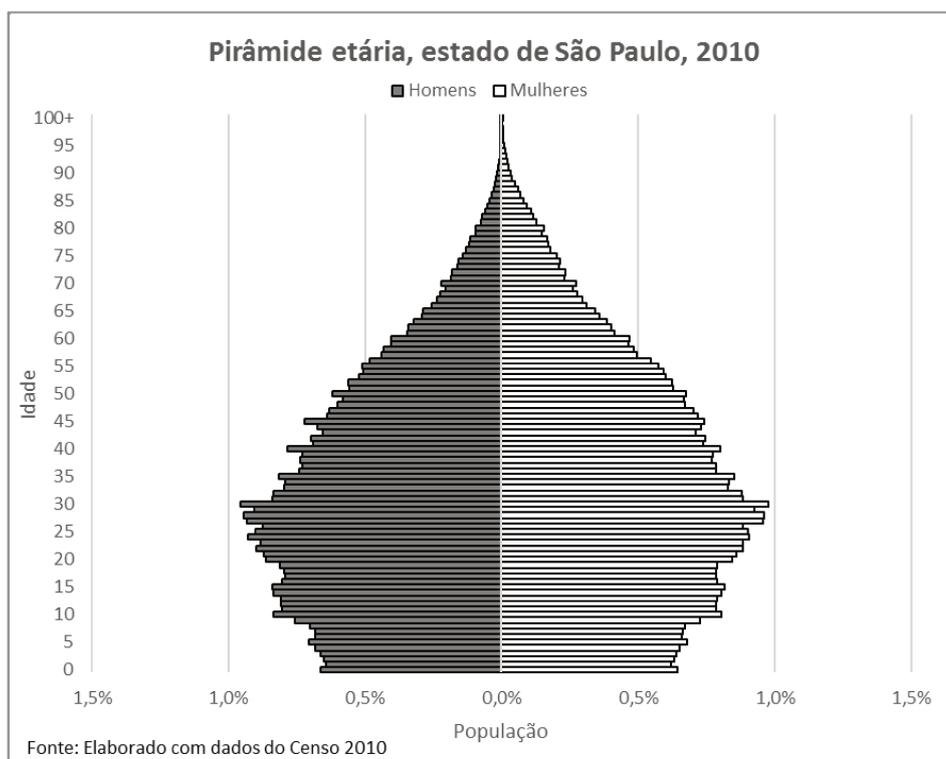
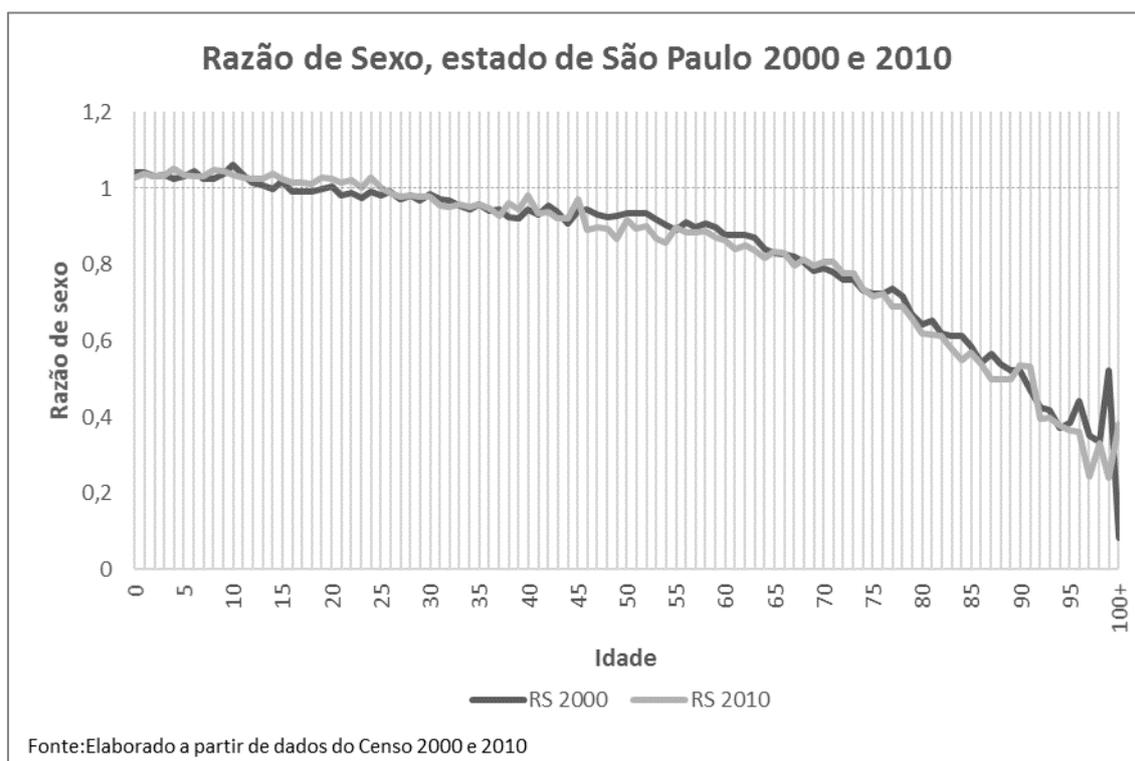
GRÁFICO 1 – Pirâmide etária por idade simples, estado de São Paulo, 2000.**GRÁFICO 2** – Pirâmide etária por idade simples, estado de São Paulo, 2010.

GRÁFICO 3 – Razão de sexo por idade simples, estado de São Paulo, 2000 e 2010.**TABELA 3** – Análise da qualidade da declaração da idade, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

Método (dígito analisado)	Variável		Classificação*
	2000	2010	
Whipple (dígito 0)	97,62	101,23	Dados precisos
Whipple (dígitos 0 e 5)	102,96	104,25	Dados precisos
Myers (todos os dígitos)	2,76	1,76	Baixa atração

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010.

*classificação de acordo com Formiga, Ramos e Monteiro (2000)

Após a avaliar a qualidade da declaração da idade dos dados censitários do estado de São Paulo, deve-se adequar as variáveis que serão utilizadas no modelo. As variáveis do modelo estendido de cortes componentes, listadas na Tabela 2, possuem categorias já pré-estabelecidas. Essas variáveis foram criadas por Zeng et al (1991), tendo em vista os quesitos censitários que são comumente encontrados nos Censos Demográficos de diversos países, como Estados Unidos e China. Entretanto, as categorias dessas variáveis podem não ser as mesmas encontradas nos censos brasileiros. Eventualmente, até mesmo a não existência de alguma variável que é usada no modelo pode ocorrer. Portanto, no processo de desenvolvimento de uma população base, é necessária uma adequação, ou uma recodificação das variáveis ou das categorias das variáveis dos censos para o formato

pré-estabelecido do modelo. A discussão e a adequação de cada variável dos Censos de 2000 e 2010 serão detalhadas a seguir.

Relação com a pessoa de referência do domicílio

A variável “relação com a pessoa de referência do domicílio” é essencial ao modelo estendido de coortes componentes. É através dessa variável que o modelo irá identificar a composição do domicílio, contar o número de co-residência com os pais (k) e o número de co-residência com os filhos (c). O quesito “condição no domicílio” sempre esteve presente nos Censos Demográficos brasileiros. Segundo Oliveira, Saboia e Soares (2002), o conceito de “chefe de família” carrega significados culturais e históricos e se modificou significativamente desde a primeira vez em que foi usado, em 1920. Nesta trajetória, a partir de 2000, o termo “chefe do domicílio” foi substituído pelo termo “responsável pelo domicílio” com o objetivo de englobar a crescente participação de outros membros no sustento e nas decisões tomadas no âmbito familiar/domiciliar. A partir de uma pessoa como referência no domicílio, é possível estabelecer algumas relações de parentesco entre os membros daquele domicílio.

A nomeação de um chefe ou responsável, quando da prestação de informações para o recenseamento, é uma decisão tomada no âmbito da família ou do domicílio. São os personagens que os constituem que definem ou elegem quem é o responsável, independentemente do senso comum, da situação marital, dos novos valores culturais, do maior ou menor grau de educação, renda e consciência de gênero (OLIVEIRA, SABOIA E SOARES, 2002; p.3)

No Censo de 2000, o quesito “relação com o responsável pelo domicílio” possuía um conjunto de 11 opções para classificar os moradores do domicílio que podem ser vistas na primeira coluna da Tabela 4. Já na segunda coluna da tabela, encontra-se as categorias padrão do modelo estendido de coortes componentes. A pessoa classificada como “individual” mora em um domicílio coletivo, portanto não há uma pessoa de referência no domicílio. Deste modo, as pessoas em domicílios coletivos são consideradas como “chefes” de domicílio a fim de evitar erros de leitura na população base. As pessoas que foram classificadas como “sogro (a)” foram consideradas como “pai ou mãe” no modelo, enquanto que as pessoas classificadas como “enteado (a)” foram classificadas como “filho (a)”.

Nota-se que no Censo de 2000 não há uma categoria específica “avô (ó)” ou “bisavô (ó)”, sendo que estes estavam inclusos na categoria “outros parentes”. Em “outros parentes” encontram-se os avôs (ós), bisavôs (ós), genros, noras, cunhados (as), tios (as) sobrinhos (as), primos (as) do responsável do domicílio ou do cônjuge. Todos esses parentes representam 3,3% da população. A melhor opção foi considerar todos como “outros parentes” e deixar a categoria “5 – Avô ou Avó” sem nenhuma população, já que seria uma aproximação muito grosseira considerar todos esses parentes como sendo a avós da pessoa de referência.

TABELA 4 –Recodificação das categorias da variável “Condição no Domicílio” para a leitura do arquivo da população base no software ProFamy. Censo 2000.

Censo Demográfico de 2000	Codificação no Modelo estendido de coortes componentes
01 – Pessoa responsável	1 - Pessoa de referência
12 – Individual em domicílio coletivo	
02 – Cônjuge, companheiro (a)	2 - Cônjuge da pessoa de referência
03 – Filho (a), enteado (a)	3 - Filha ou filho
04 – Pai, mãe, sogro (a)	4 - Pai ou mãe
-	5 - Avó ou Avô
05 – Neto (a), bisneto (a)	6 - Neto ou neta
06 – Irmão, irmã	7 - Outros parentes
07 – Outros parentes	
08 - Agregado	8 - Não parentes
09 - Pensionista	
10 – Empregado (a) doméstico (a)	
11 - Parente do (a) empregado (a) doméstico (a)	

Fonte: Documentação dos microdados da amostra, Censo 2000 e Zeng et al (2014).

No Censo 2010, o quesito “Relação de parentesco ou de convivência com a pessoa responsável pelo domicílio” possui 20 categorias, que podem ser analisadas na Tabela 5. A categoria “avô ou avó” volta a aparecer, representando 0,1% da população. Já na Tabela 6, são apresentadas as porcentagens que cada categoria do modelo estendido de coortes componentes representam da população base. A maior parte da população é classificada como responsável pelo domicílio, cônjuge do responsável, ou filho (a), o que é um indício de que a maior parte da população mora em domicílios nucleares. A porcentagem de outros parentes e de não parentes permanece em torno de 5%.

TABELA 5 – Recodificação da variável “Relação de parentesco ou de convivência com a pessoa responsável pelo domicílio” para a leitura do arquivo da população base no software ProFamy. Censo 2010.

Censo Demográfico de 2010	Codificação no Modelo estendido de coortes componentes
01 - Pessoa responsável pelo domicílio	1 - Pessoa de referência
20 - Individual em domicílio coletivo	
02 - Cônjuge ou companheiro (a)	2 - Cônjuge da pessoa de referência
03 - Cônjuge ou companheiro (a) do mesmo sexo	
04 - Filho (a) ou enteado (a) do responsável e do cônjuge	3 - Filha ou filho
05 - Filho (a) somente do responsável	
06 - Enteado (a)	
10 - Neto (a)	4 - Neto ou neta
11 - Bisneto (a)	
08 - Pai, mãe, padrasto ou madrasta	5 - Pai ou mãe
09 - Sogro (a)	
13 - Avô ou avó	6 - Avô ou avó
07 - Genro ou nora	7 - Outros parentes
12 - Irmão ou irmã	
14 - Outro parente	
15 - Agregado (a)	8 - Não parentes
16 - Convivente	
17 - Pensionista	
18 - Empregado (a) doméstico (a)	
19 - Parente do (a) empregado (a) doméstico(a)	

Fonte: Documentação dos microdados da amostra, Censo 2010 e Zeng et al (2014).

TABELA 6 – Distribuição da variável “Relação com a pessoa de Referência” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy

Relação com a pessoa de Referência	Censo 2000	Censo 2010
Pessoa de Referência	28,5%	31,5%
Cônjuge da pessoa de referência	20,1%	20,6%
Filho ou filha	41,9%	36,1%
Neto ou neta	1,4%	3,9%
Pai ou mãe	2,7%	2,2%
Avó ou avô	0,0%	0,1%
Outros parentes	4,8%	4,8%
Não parentes	0,7%	0,8%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010.

Estado Conjugal

Como argumentam Quilodrán (2008) e Vieira (2016), a união consensual é uma forma usual de constituição familiar que se consolidou enquanto instituição no Brasil. Segundo Quilodrán (2008), o Brasil passou de 7,1% para 34,5% de pessoas em uniões consensuais entre 1970 e 2000. Este crescimento de quatro vezes o número de pessoas em uniões consensuais em 30 anos significa o maior crescimento de uniões consensuais na América Latina. Para Vieira (2016), alguns fatores contribuíram para esse fenômeno, como a legalização tardia do divórcio no Brasil, ocorrida em apenas em 1977. Mesmo após a legalização, era necessário um prazo de dois anos de separação judicial para oficializar o divórcio. Segundo a autora, esta medida contribuiu para que muitas pessoas adotassem a coabitação como uma forma alternativa ao recasamento, sendo que o divórcio concedido de forma direta somente foi legalizado em 2010. Entretanto, é importante ressaltar que mesmo quando havia o prazo para oficializar o divórcio, a maior parte destes eram feitos de forma direta. Para a população mais pobre, o custo financeiro do casamento também pode ter contribuído para o aumento de pessoas em união consensual, já que para o estado de São Paulo “apenas os documentos e a celebração da cerimônia por um juiz de paz dentro do cartório podiam custar pouco mais de meio salário mínimo” (VIEIRA, 2016, p.11). Além disso, a união consensual pode refletir uma nova conduta que está ligada a um estilo de vida urbano de grandes centros e em classes sociais mais elevadas e escolarizadas. Apesar da prática da união consensual ter sido primeiramente atribuída às camadas mais pobres da população, este comportamento vem se mostrando cada vez mais difundida em todas as camadas sociais, principalmente após alterações legais que amparam as famílias, regulam questões patrimoniais e de assistência (VIEIRA, 2016). A identificação das uniões consensuais é importante não somente pela alta incidência encontrada no Brasil, mas também pelo padrão de nupcialidade diferenciado em relação aos casamentos legais. Vieira e Alves (2014) verificam que a idade média ao primeiro casamento, quando se considera apenas as uniões formais, sofre um aumento significativo. A idade média ao primeiro casamento (SMAM) para homens em 2000 era de 31,5 e a idade média a primeira união (SMAU) era de 26 anos (VIEIRA e ALVES, 2014). Para as mulheres, o SMAM em 2000 era de 28,8 anos enquanto que o SMAU era de 23 anos (VIEIRA e ALVES, 2014). Além disso a fecundidade de mulheres em união consensual em comparação às mulheres formalmente casadas já foi estudada. Lazo (1999/2000) e Vieira (2008) revelaram que a fecundidade das mulheres em união

consensual era mais alta do que aquela das casadas legalmente. Considerando a importância cada vez maior que a união consensual possui no Brasil, o modelo de coortes componentes representa uma ferramenta importante ao oferecer a opção de 7 estados conjugais, incluindo as coabitações. Entretanto, como será justificado mais a frente, devido à falta de estudos sobre as probabilidades de transições entre estados conjugais não legais no Brasil, essa potencialidade do modelo não poderá ser utilizada neste trabalho. Uma forma de contornar este problema foi seguindo o procedimento realizado em Fioravante (2009), que utilizou o modelo estendido de coortes componentes com 4 estados conjugais, mas considerando como “casamento” os casamentos legais e as uniões consensuais. As Tabelas 7 e 8 apresentam o cruzamento das informações do quesito estado civil e do quesito vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a) para 2000 e 2010, respectivamente.

TABELA 7 – Porcentagem de pessoas de cada estado civil que vivam em companhia de cônjuge ou companheira em 2000.

Estado Civil	Vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a)?			Total
	Sim	Não, mas já viveu	Não, nunca viveu	
Casado (a)	96,6%	3,1%	0,3%	100%
Desquitado (a) ou separado (a) judicialmente	29,3%	70,2%	0,5%	100%
Divorciado (a)	36,9%	62,7%	0,4%	100%
Viúvo (a)	9,1%	90,6%	0,2%	100%
Solteiro (a)	18,3%	5,5%	76,2%	100%
Total	42,2%	9,8%	31,0%	100%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000.

TABELA 8 – Porcentagem de pessoas de cada estado civil que vivam em companhia de cônjuge ou companheira em 2010.

Estado Civil	Vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a)?			Total
	Sim	Não, mas já viveu	Não, nunca viveu	
Casado (a)	95,8%	3,5%	0,7%	100%
Desquitado (a) ou separado (a) judicialmente	25,8%	71,1%	3,1%	100%
Divorciado (a)	33,7%	63,9%	2,4%	100%
Viúvo (a)	9,0%	88,8%	2,2%	100%
Solteiro (a)	22,2%	8,4%	69,4	100%
Total	43,9%	12,5%	30,2%	100%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010.

Das pessoas que se declararam casados a grande maioria vivia em companhia do cônjuge, mas 3,3% em 2000 e 4,2% em 2010 eram casadas e não moravam com o cônjuge. Assume-se que a maior parte desses casos, representam pessoas que se separaram e que não deram entrada nos papéis de separação judicial ou processo de divórcio. Essas pessoas serão consideradas como a categoria “divorciada” no modelo estendido de coortes componentes. Outra informação que chama a atenção são os casos os quais as pessoas são classificadas como separadas, divorciadas, desquitadas ou viúvas e que vivem com um companheiro. Nesses casos, assume-se que a pessoa está coabitando. Dos que se declararam solteiro (as), 69,4% realmente nunca viveu com companheiro ou cônjuge, mas 22,2% vivem com companheiro, indicando uniões consensuais. Todos os resultados do cruzamento entre as variáveis estado civil e do quesito vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a) são mostradas na Tabela 9. Assim como em Fioravante (2009), convém chamar a nova variável de “situação conjugal” em vez de “estado conjugal”.

TABELA 9 – Recodificação das variáveis “Estado civil” e “Vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a)?” para a leitura do arquivo da população base no software ProFamy. Censo 2000 e 2010.

Variáveis “Estado civil” e “Vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a)?”	Codificação no Modelo estendido de coortes componentes
Branco – Pessoas com menos de 10 anos de idade	1 – Solteiro (a)
Solteiro (a) & não vive e nunca viveu em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	
Solteiro (a) & vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	2 – Casado (a)
Casado (a) & vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	
Viúvo (a) & vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	
Divorciado (a) & vive em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	
Viúvo (a) & não vive e nunca viveu em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	3 – Viúvo (a)
Viúvo (a) & não vive, mas já viveu em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	
Solteiro (a) & não vive, mas já viveu em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	4 – Divorciado (a)
Casado (a) & não vive, mas já viveu em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	
Casado (a) & não vive e nunca viveu em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	
Divorciado (a) & não vive e nunca viveu em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	
Divorciado (a) & não vive, mas já viveu em companhia de cônjuge ou companheiro (a)	

Fonte: Documentação dos microdados da amostra, Censo 2000 e 2010 e Zeng et al (2014).

A distribuição de frequência da nova variável criada “situação conjugal” pode ser analisada na Tabela 10. Se comparada com a distribuição do quesito “estado conjugal” do Censo, os solteiros representavam 40,5% em 2000 e 42,9% em 2010, passam a representar 48% em 2000 e 43,2% em 2010. Vale lembrar que as pessoas com menos de 10 anos passam a fazer parte dos solteiros e aqueles solteiros que coabitam passam a se considerar como casados. As pessoas casadas eram 34,1% em 2000 e 33,7 em 2010 passam a representar 42,1% em 2000 e 43,9% em 2010 na variável situação conjugal. Os viúvos no quesito do Censo eram 4,1% em 2000 e 4,6% em 2010, passam para 3,8% e 4,2% respectivamente. Essa perda ocorre devido aos viúvos que coabitam, considerados como casados. A categoria “divorciados” no modelo estendido de coorte componente, corresponde conjuntamente as pessoas que se declararam separadas judicialmente, desquitadas e divorciadas no Censo. Lembrando que as pessoas separadas, divorciadas e desquitadas que estavam coabitando, também foram classificadas como casadas.

TABELA 10 – Distribuição da variável “Situação conjugal” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy

Situação conjugal	Censo 2000	Censo 2010
Solteiro (a)	48,0%	43,2%
Casado (a)	42,1%	43,9%
Viúvo (a)	3,8%	4,2%
Divorciado (a)	6,1%	8,7%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010.

Parturição

A variável parturição é criada a partir dos quesitos “Total de filhos nascidos vivos” do Censo 2000 e do quesito “Quantos filhos e filhas nascidos vivos teve até 31 de julho de 2010” do Censo 2010. Os dois quesitos foram aplicados apenas para as mulheres de 10 anos ou mais idade. Entretanto, como as variáveis do modelo estendido de coortes componentes não admite valores faltantes, tanto os homens quanto as mulheres menores de 10 anos deverão receber o valor zero para a parturição. Além disso, a variável parturição deve conter duas colunas, portanto os valores deverão receber um zero a esquerda. Lembrando que a parturição máxima (H) foi definida em 5 filhos ou mais nas especificações do modelo. A distribuição da variável parturição é apresentada na Tabela 11. Nota-se que a porcentagem de pessoas que responderam “0 filhos tidos nascidos vivos” no Censo, que representam 16,2% em 2000 e 17,4% em 2010, passam a ter 73,8% e 72,6% respectivamente, devido ao acréscimo dos homens e mulheres com menos de 10

anos de idade.

TABELA 11 – Distribuição da variável “Parturição” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy

Parturição	Censo 2000	Censo 2010
0	73,8%	72,6%
1	6,2%	7,6%
2	7,8%	8,9%
3	5,4%	5,5%
4	2,6%	2,4%
5 ou mais	4,2%	3,0%

Fonte: Documentação dos microdados da amostra, Censo 2000 e 2010.

Situação do domicílio

O quesito do Censo acerca da “situação do domicílio” consiste na “situação do domicílio em relação à localização quanto perímetro urbano do distrito, conforme estabelecido por lei municipal” (Documentação do Censo, 2000/2010). Na codificação do modelo estendido de coortes componentes, as categorias são apenas “rural” e “urbano”, portanto, possui estrutura semelhante ao quesito do Censo “situação do domicílio”. A distribuição da variável é mostrada na Tabela 12, mostrando que a grande maioria dos domicílios do estado de São Paulo se localizam em área urbana. Vale lembrar que na especificação do modelo, não foi considerado a variável “situação do domicílio” para classificar os resultados da projeção.

TABELA 12 – Distribuição da variável “Situação do domicílio” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy

Situação do domicílio	Censo 2000	Censo 2010
Rural	6,6%	4,1%
Urbano	93,4%	95,9%

Fonte: Documentação dos microdados da amostra, Censo 2000 e 2010.

Espécie do domicílio

Diferentemente da situação do domicílio, que avalia o local da residência (urbano ou rural), o quesito censitário “espécie do domicílio” investiga se o domicílio é particular ou coletivo. No Censo de 2000, este quesito apresentou as seguintes categorias: particular permanente, particular improvisado e coletivo. Em 2010, o Censo apresentou informações mais detalhadas: domicílio particular permanente ocupado, domicílio particular permanente ocupado sem entrevista realizada, domicílio particular improvisado ocupado e domicílio coletivo com morador. O domicílio particular é considerado

permanente quando este foi construído para servir exclusivamente à habitação, enquanto que o domicílio é considerado improvisado quando este está localizado em unidade não-residencial que não tinha dependências destinadas exclusivamente à moradia (Documentação do Censo, 2000). Entende-se como domicílio coletivo:

Moradia onde o relacionamento entre os seus ocupantes é restrita a normas de subordinação administrativa e ao cumprimento de normas de convivência, como, por exemplo, hotéis, pensões, presídios, cadeias, penitenciárias, quartéis, postos militares, escolas, asilos, orfanatos, conventos, mosteiros, hospitais, clínicas (com internação), alojamentos de trabalhadores, motéis, campings etc. (Documentação do Censo, 2000)

Neste sentido, os idosos que moram em ILPI's ou em centros-dia e hospitais-dia são considerados como moradores de domicílios coletivos. No modelo estendido de coortes componentes, a variável “espécie do domicílio” possui apenas duas categorias: domicílio particular e domicílio coletivo. Após a recodificação utilizando os quesitos do Censo, a distribuição desta variável é apresentada na Tabela 13, a seguir.

TABELA 13 – Distribuição da variável “Espécie do domicílio” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy

Espécie do domicílio	Censo 2000	Censo 2010
Particular	99,5%	99,5%
Coletivo	0,5%	0,5%

Fonte: Documentação dos microdados da amostra, Censo 2000 e 2010.

Raça/cor

O modelo estendido de coortes componentes da maneira que está implementado no software ProFamy, permite a criação de até 4 categorias diferentes de raça/cor/etnia. Como salientam Cunha et al (2010), o Brasil abriga a segunda maior população negra do mundo, concentrando quase 50% da sua população auto-classificada como negra. Segundo os autores, existem disparidades das condições de vida entre negros e brancos, como diferenciais de acesso à saúde pública, diferenciais de morbidade e mortalidade, além de diferenciais de fecundidade, reprodução, mobilidade social, educação, renda e participação política. No estado de São Paulo, a distribuição da população auto-declarada negra se diferencia um pouco da distribuição nacional, sendo composta de aproximadamente 27,2% e 34,8% nos Censos de 2000 e 2010, respectivamente. A distribuição completa de raça/cor do Censo é apresentada na Tabela 14.

Para a criação da variável “raça/cor” do modelo estendido de coortes componentes, foi considerado a junção das categorias “parda”, “preta” e “indígenas” como sendo “não-brancos” e a junção das categorias “brancos” e “amarelos” como “brancos”. A distribuição da variável é apresentada na Tabela 15. Vale lembrar que na especificação do modelo, não foi considerado a variável “raça/cor” para classificar os resultados da projeção.

TABELA 14 – Distribuição do quesito “Raça/cor” no Censo de 2000 e 2010, estado de São Paulo.

Raça/cor	Censo 2000	Censo 2010
Branca	70,7%	63,7%
Parda	22,8%	29,4%
Preta	4,4%	5,4%
Amarela	1,2%	1,4%
Indígena	0,2%	0,1%

Fonte: Documentação dos microdados da amostra, Censo 2000 e 2010.

TABELA 15 – Distribuição da variável “Raça/cor” para a estrutura de leitura do arquivo da população base do software ProFamy

Raça/Cor	Censo 2000	Censo 2010
Brancos	71,9%	65,0%
Não-brancos	28,1%	35,0%

Fonte: Documentação dos microdados da amostra, Censo 2000 e 2010.

Número do Domicílio

O “número de controle” é a variável de registro e identificação do domicílio. Como o estado de São Paulo representa um recorte da população censitária total que engloba todo o Brasil, os números de controle dos domicílios não possuem uma sequência lógica, crescente ou decrescente. Entretanto, a única exigência da variável “número do domicílio” no modelo estendido de coortes componentes é que cada domicílio possua uma numeração única e que seja igual para todos os moradores do mesmo. Portanto, a variável “controle” contida nos Censos de 2000 e 2010 satisfaz os pré-requisitos e pode ser utilizada diretamente como a variável “número do domicílio”. Nota-se que o intervalo de colunas atribuídas a essa variável é aberto, deste modo, quanto maior o número de domicílios existentes na população base, maior a quantidade de colunas esta variável poderá conter.

Tabulações acerca da população base utilizando o peso amostral (“100% tabulations”)

Como os dados utilizados para a construção da população base do estado de São Paulo são provenientes de uma amostra do Censo, ou seja, são os microdados do Censo sem o peso amostral, é necessário um procedimento para assegurar o tamanho total da população, assim como as distribuições por sexo e idade e o número total de domicílios no ano de inicial da projeção (ZENG et al, 2014). Para isso, devem-se obter informações acerca da população total que podem ser oriundas dos microdados do Censo com o peso amostral, dos dados de Estatísticas vitais ou do Registro Civil. No software ProFamy, essas informações recebem o nome de “100% tabulations”, se referindo às tabulações feitas com 100% da população. Segundo Fioravante, esse procedimento se assemelha ao cálculo de um peso amostral feito pelo próprio modelo de coortes componentes. “O peso de cada pessoa será calculado pelo programa ProFamy ao conjugar as informações desse arquivo digital com a tabela do total populacional por idade simples” (FIORAVANTE, 2009, p.75). O cálculo desse procedimento é detalhado no ANEXO 1.

As informações necessárias para o procedimento são: população por idade simples e sexo; população que reside em domicílios coletivos por sexo e grupos de idade quinquenal; e número de domicílios por tamanho do domicílio. A população por idade simples foi apresentada nas pirâmides etárias dos Gráficos 1 e 2. Já a população que reside em domicílios coletivos e número de domicílios por tamanho são apresentados na Tabela 16 e Tabela 17 a seguir.

TABELA 16 – População que reside em domicílios coletivos, estado de São Paulo, 2000 e 2010

Faixa Etária	População em domicílios coletivos			
	Censo 2000	%	Censo 2010	%
0 a 4 anos	5.882	0,18%	2.738	0,10%
5 a 9 anos	6.376	0,20%	3.054	0,11%
10 a 14 anos	6.943	0,21%	4.252	0,13%
15 a 19 anos	10.907	0,30%	10.672	0,32%
20 a 24 anos	29.941	0,85%	38.384	1,06%
25 a 29 anos	26.556	0,83%	41.695	1,10%
30 a 34 anos	18.229	0,60%	30.331	0,85%
35 a 39 anos	14.155	0,49%	18.212	0,57%
40 a 44 anos	11.152	0,43%	11.867	0,40%
45 a 49 anos	8.274	0,39%	8.319	0,30%
50 a 54 anos	6.964	0,41%	7.445	0,31%
55 a 59 anos	6.246	0,49%	5.853	0,29%
60 a 64 anos	6.470	0,61%	6.038	0,39%
65 a 69 anos	7.185	0,87%	5.627	0,51%
70 a 74 anos	6.797	1,03%	6.269	0,74%
75 a 79 anos	6.401	1,58%	7.148	1,18%
80 a 85 anos	5.216	2,38%	7.669	1,95%
85 anos e mais	6.414	4,21%	9.656	3,57%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010.

O total de domicílios particulares foi da ordem de 10.398.271 em 2000 e 12.837.281 em 2010. Os domicílios particulares que se encontraram fechados ou não ocupados no dia da realização dos respectivos Censos foram excluídos.

TABELA 17 – Número e porcentagem de domicílios por tamanho (quantidade de moradores), estado de São Paulo, 2000 e 2010.

Tamanho do domicílio	Domicílios particulares			
	Censo 2000	%	Censo 2010	%
1	947.094	12,13%	1.557.043	9,11%
2	1.978.093	23,71%	3.043.108	19,02%
3	2.445.597	24,80%	3.311.569	23,52%
4	2.533.745	21,55%	2.767.065	24,37%
5	1.420.248	9,93%	1.274.813	13,66%
6	599.455	3,91%	502.251	5,75%
7	244.547	1,63%	209.715	2,35%
8	117.602	0,72%	92.541	1,13%
9	56.451	0,31%	39.816	0,54%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010.

Teste de validação do modelo

Após a leitura do arquivo digital da população base do estado de São Paulo pelo software ProFamy, pode-se fazer uma comparação da contagem de domicílios feito pelo modelo de coortes componentes, apresentados na seção 2.3, e a contagem de domicílios de acordo com a tabulação do Censo fornecida pelo usuário. Os resultados são mostrados nas Tabelas 18 e 19. Nota-se que a contagem de domicílios através do modelo estendido de coortes componentes se mostra satisfatória, apresentando erros menores que 1%. Nos exemplos aplicados para a China e os Estado Unidos, Yi Zheng e seus colegas também encontram erros menores de 1% com dados da China e erros entre 1,5% e 2,0% utilizando dados dos Estados Unidos (ZENG et al, 2014). Portanto, conclui-se que, para o ano inicial da projeção, o modelo estendido de coortes componentes está fazendo a leitura correta das variáveis das populações base do estado de São Paulo.

TABELA 18 – Comparação entre as contagens de domicílios segundo o software ProFamy e os dados da amostra expandida do Censo 2000, Porcentagem de domicílios por tipo, estado de São Paulo, Brasil, 2010

TIPO DO DOMICÍLIO	CENSO	PROFAMY	DIF (#)	DIF (%)
Homem morando só	60.537	60.734	197	0,33
Mulher morando só	67.292	67.806	514	0,76
Casal morando só	136.698	136.698	0	0,00
Total de domicílios de uma geração	264.527	265.238	711	0,27
Total de domicílios de duas gerações	750.207	750.083	-124	-0,02
Total de domicílios de três ou mais gerações	104.925	104.435	-490	-0,47
Total de domicílios	1.119.659	1.119.756	97	0,01

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy.

TABELA 19 – Comparação entre as contagens de domicílios segundo o software ProFamy e os dados da amostra expandida do Censo 2010, Porcentagem de domicílios por tipo, estado de São Paulo, Brasil, 2010

TIPO DO DOMICÍLIO	CENSO	PROFAMY	DIF (#)	DIF (%)
Homem morando só	80.666	80.992	326	0,40
Mulher morando só	84.097	84.542	445	0,53
Casal morando só	177.411	177.336	-75	-0,04
Total de domicílios de uma geração	342.174	342.870	696	0,20
Total de domicílios de duas gerações	678.378	677.743	-635	-0,09
Total de domicílios de três ou mais gerações	105.830	105.093	-737	-0,70
Total de domicílios	1.126.382	1.125.706	-676	-0,06

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy.

2.5 Distribuições padrão da população (“*Standard schedules*”)

Após a criação da população base e de realizar o procedimento para assegurar sua acurácia, o próximo passo do modelo estendido de coortes componentes consiste em definir as características acerca dos processos demográficos da população em estudo em termos de padrões etários, chamados no modelo de “*standard schedules*”. Os padrões etários que serão definidos são essenciais para caracterizar as probabilidades utilizadas nas equações de contagem. Pode se assumir que os padrões etários destes processos demográficos permanecem estáveis ou sofrem mudanças sistemáticas quanto ao timing e quanto à forma ao longo do período de projeção (ZENG et al, 2014). Em suma, calcula-se todas as probabilidades e taxas demográficas necessárias para a aplicação das equações de atualização apresentadas na seção 2.2, entre elas, as probabilidades de transição entre estados da ordem de parturição, probabilidades de transição entre estados da situação conjugal, probabilidade de sobreviver a cada idade exata, além das taxas de específicas de fecundidade, taxa líquida de sair da casa dos pais e saldo migratório anual por idade simples.

Mortalidade: Probabilidades de sobrevivência

No Brasil, as fontes de dados mais utilizadas para se obter a informação sobre a quantidade de óbitos na população são o Registro Civil, o Sistema de Informação sobre a Mortalidade (SIM) e o Censo Demográfico. Nas duas primeiras fontes de dados, a unidade de enumeração é o evento demográfico, diferentemente do Censo cuja unidade é o indivíduo, ou seja, a informação sobre os óbitos depende da declaração do entrevistado. Enquanto que em muitas regiões o Registro Civil e Estatísticas Vitais podem não ter uma cobertura do registro de óbitos satisfatória devida a falta de abrangência dos sistemas, o Censo pode apresentar diversos problemas de subenumeração dos óbitos por depender da declaração dos entrevistados.

Queiroz e Sawyer (2012) fazem uma comparação da informação obtida pelo quesito “óbitos ocorridos no domicílio nos últimos 12 meses”, coletada pelo Censo Demográfico em 2010, e estimativas produzidas com os dados de mortalidade do SIM. Os autores citam diversas limitações do Censo como a possibilidade de dissolução do domicílio após a morte de um membro, de pessoas poderem ser consideradas membros de mais de um domicílio, erros na declaração do período de referência e na declaração da

idade tanto dos vivos como dos mortos. Apesar dessas limitações, Queiroz e Sawyer (2012) concluem que os dados do Censo 2010 apresentam boa qualidade se houver a aplicação de algum método para corrigir o nível da mortalidade, como os amplamente conhecidos *Growth Balance* (Brass, 1975), Gerações Sintéticas Extintas (Bennett & Horiuchi, 1981) e Gerações Extintas Ajustado (Hill & Choi, 2004). Além disso, há uma vantagem no cálculo de taxas específicas de mortalidade utilizando o Censo, pelo fato de usar numeradores e denominadores da mesma fonte, enquanto que utilizando dados do SIM, mistura-se o numerador do SIM com o denominador do Censo.

Entretanto, o quesito “óbitos ocorridos no domicílio nos últimos 12 meses”, que permite estimar de forma direta a mortalidade para todas as idades, só esteve presente nos Censos de 1980 e 2010, impossibilitando o uso desta fonte de dados para uma projeção da população base de 2000. Além disso, os métodos de avaliação e correção de registro de óbitos possuem pressupostos fortes o bastante para que possa ser questionada a aplicação de tais métodos. Entre os pressupostos, assume-se que a população deve ser considerada fechada, o grau de cobertura dos óbitos deve ser constante por idade, o grau de cobertura da contagem populacional deve ser constante por idade e as idades dos vivos e dos óbitos devem ser declaradas sem erros (MOULTRIE et al., 2012).

Em relação as estatísticas vitais, o SIM teve como objetivos desde sua criação, a padronização de um registro de óbito unificado para todo o Brasil e o combate ao elevado índice de sub-registros de óbitos (SENNÁ, 2009). Para isso, houve um maciço investimento na capacitação dos profissionais quanto ao preenchimento do atestado de óbito e à qualidade da informação prestada (SENNÁ, 2009). Além disso, “o avanço do processo de municipalização da saúde também foi referido como um fator importante na melhoria do sistema, isso porque permitiu um maior envolvimento dos gestores locais como a produção, a utilização e a difusão da informação em saúde” (SENNÁ, 2009).

Paes (2005) argumenta que desde 1975, quando o Ministério da Saúde (MS) desenvolveu e implantou o SIM, foram poucos os trabalhos que se dedicam a estudar a qualidade e o comportamento das estatísticas vitais no Brasil. Neste sentido, o autor se propõe a estudar o comportamento da cobertura do SIM e Registro Civil acerca da mortalidade. Apesar do MS divulgar estimativas da cobertura dos óbitos por estado, Paes (2005) afirma que as bases para estas estimativas são muito genéricas e pouco confiáveis (Tabela 20). Portanto, o autor calcula e avalia o nível de cobertura dos registros de óbitos

da população adulta do Brasil em 2000 para todas as unidades da federação, utilizando os dados SIM e Estatísticas do Registro Civil e aplicando os Método da Equação de Balanço do Crescimento de Brass (1975), o Método de Preston et al. (1980) e o Método de Courbage & Fargues (1979).

TABELA 20 – Razão entre óbitos informados pelo SIM e óbitos estimados pelas projeções do IBGE, estado de São Paulo 2000 e 2010 (em porcentagem).

Óbitos	Razão entre óbitos informados e estimados	
	2000 (%)	2010 (%)
Óbitos totais	100	99,2
Óbitos menores de 1 ano	100	99,6

Fonte: IBGE e Ministério da Saúde/SVS – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Para o estado de São Paulo, o método de Brass resultou em um fator de correção de 1,06 para os homens e 1,04 para as mulheres (utilizando o grupo etário de 30 a 65 anos para os homens e 35 a 65 anos para as mulheres), enquanto que o Método de Courbage & Fargues resultou em um fator de correção de 1,17 para os homens e 1,13 para as mulheres (utilizando o grupo etário de 1 a 50 anos). O Método de Preston et al. não foi aplicado para estado de São Paulo.

Paes (2005) conclui que a cobertura dos óbitos foi classificada no mínimo como “boa” para todos os estados do Sul, Sudeste, Centro-Oeste e parte do Nordeste. Isso compreende que, nestas regiões, a cobertura atingiu um nível igual ou superior a 90%. Em São Paulo a cobertura estimada foi de 94,3% para os homens e de 96,2% para as mulheres. Além disso, o autor conclui que o número de óbitos registrados pelo SIM foi maior do que registrado pelo Registro Civil para quase todas as idades, mas as diferenças absolutas entre os resultados produzidos pelas duas fontes de dados “não foram suficientes para produzir padrões de mortalidade diferenciados” (PAES, 2005; p.885). Como o estudo não testou a cobertura dos dados do SIM para 2010, assume-se a estimativa do MS, mostrada na Tabela 20, considerando igualmente como “boa” a cobertura do SIM em 2010 para o estado de São Paulo.

Apesar dos dados do SIM no estado de São Paulo serem de boa cobertura, chama a atenção o fato de que todos os métodos utilizados por Paes (2005) não utilizam as idades mais avançadas para estimar a cobertura dos óbitos, portanto, não se pode ter certeza da qualidade e cobertura da mortalidade nessas idades, o que demanda estudos futuros nesta área.

Tendo em vista as desvantagens da utilização do Censo como fonte de dados para a mortalidade, como a não presença do quesito “óbitos ocorridos no domicílio nos últimos 12 meses” em 2000 e pelos fortes pressupostos para aplicação de métodos para correção do nível da mortalidade, este trabalho seguirá o estudo de Paes (2005), considerando o SIM do estado de São Paulo como uma fonte de dados segura para estimar a mortalidade do estado. Para a aplicação do modelo estendido de coortes componentes, é necessária a informação sobre as probabilidades de sobrevivência por idades simples e esperança de vida ao nascer. Foram utilizados os microdados do SIM disponibilizados pelo DATASUS. As taxas específicas de mortalidade por idade simples foram calculadas através de médias dos óbitos do período de 3 anos, 1999, 2000 e 2001 para o cálculo dos óbitos de 2000 e 2009, 2010 e 2011 para o cálculo dos óbitos de 2010, de forma a evitar que as taxas de mortalidade fossem influenciadas pela flutuação do número de óbitos de um único ano. A partir dessas taxas, foram construídas as tábuas de mortalidades completas para cada sexo, para o estado de São Paulo em 2000 e 2010. As esperanças de vida ao nascer e aos 60 anos, são apresentadas na Tabela 21 a seguir. Já as probabilidades de sobrevivência e probabilidades de morte são apresentadas nos gráficos 4 e 5.

TABELA 21 – Comparação das esperanças de vida ao nascer e aos 60 anos, calculada com dados do SIM e divulgadas pelo IBGE/DPE, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

Esperança de vida / sexo	2000		2010	
	Calculada	IBGE/DPE	Calculada	IBGE/DPE
Mulheres:				
Esperança de vida ao nascer	76,9	76,7	79,3	79,3
Esperança de vida aos 60 anos	22,3	21,5	23,6	23,7
Homens:				
Esperança de vida ao nascer	68,1	67,0	72,3	72,6
Esperança de vida aos 60 anos	18,5	17,5	19,9	19,8

Fonte: Elaborado com dados do SIM/DATASUS e IBGE/DPE.

GRÁFICO 4 – Probabilidades de sobrevivência (l_x) por sexo e idade simples, estado de São Paulo 2000 e 2010.

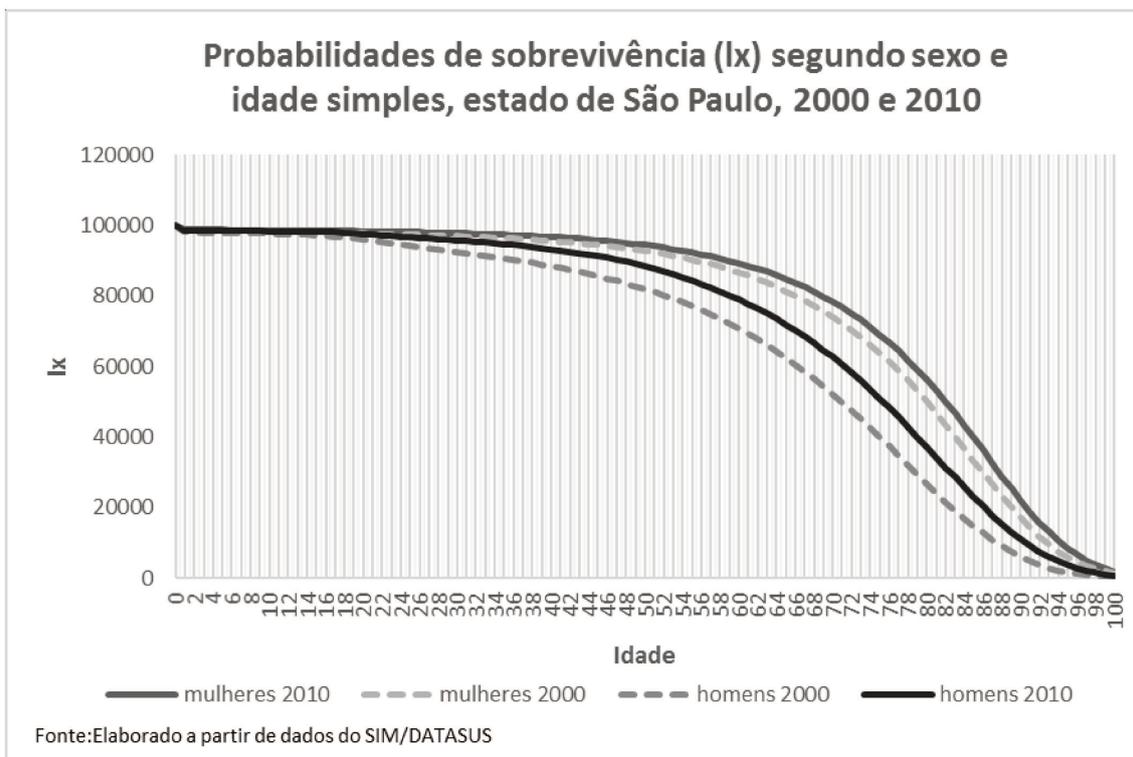
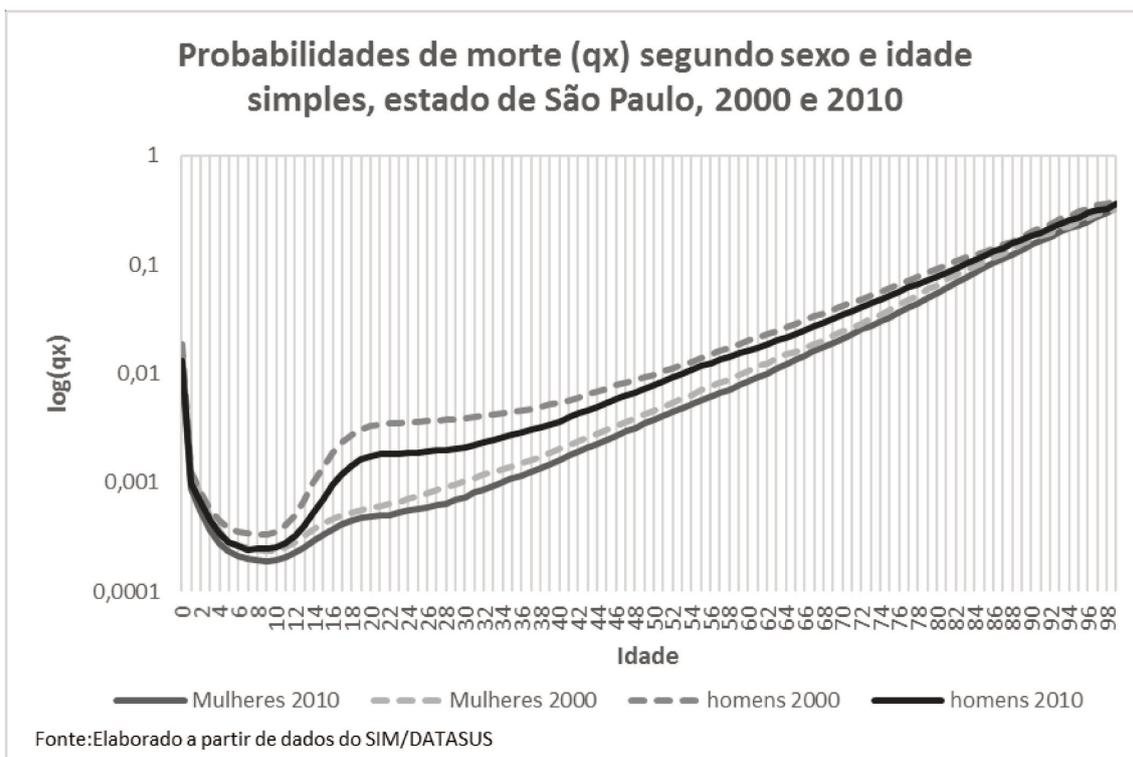


GRÁFICO 5 – Probabilidades de morte (q_x) por sexo e idade simples, estado de São Paulo 2000 e 2010.



Taxas Específicas de Fecundidade

Para a investigação do comportamento da fecundidade no estado de São Paulo, as principais fontes de dados conhecidas no Brasil são o Registro Civil, o Censo Demográfico e o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC). As informações sobre fecundidade utilizadas pelo modelo estendido de coortes componentes são divididas em duas: primeiramente deve-se calcular as taxas específicas de fecundidade e posteriormente deverão ser fornecidas as probabilidades de transição da parturição segundo cada situação conjugal. Portanto, apesar de desejável, não é necessário que os dois cálculos provenham da mesma fonte de dados. A qualidade da informação sobre fecundidade no Censo de 2000 e 2010 será analisada e comparada com a informação da fecundidade registrados no SINASC.

O SINASC foi implementado pelo Ministério da Saúde no início da década de 90 sob a responsabilidade das Secretarias Municipais e Estaduais de Saúde e se baseia nos dados contidos na Declaração de Nascido Vivo (DNV), documento oficial e padronizado para todo o país (PEDRAZA, 2012). Diversos trabalhos já abordaram a qualidade e a cobertura do SINASC no Brasil, como analisa Pedraza (2012) e é consenso na literatura sua boa qualidade de preenchimento e boa qualidade de cobertura para o estado de São Paulo.

Também é de conhecimento prévio que os dados sobre fecundidade corrente nos Censos Demográficos, em geral, são subestimados para todos os grupos etários e carecem de correção (CAVENAGHI, ALVES, 2016). A técnica conhecida por P/F desenvolvido originalmente por William Brass (Brass, 1974) é baseada em dados de nascimentos de todas as crianças de uma população e procura ajustar o nível de fecundidade encontrado através das taxas específicas de fecundidade por idade. Toma-se como referência para esse ajuste o nível de parturição das mulheres abaixo de 30 ou 35 anos, que é assumido como acurado. (Manual X, 1982). Um dos pressupostos do método consiste na fecundidade constante, para que a fecundidade corrente acumulada seja transformada próxima da parturição, permitindo assim a comparação entre a parturição e a fecundidade corrente. Este pressuposto pode indicar que o método não seja tão eficiente para localidades com queda da fecundidade ao longo dos anos. Entretanto, Cavenaghi e Alves (2016) concluem em seu recente estudo que no caso do Brasil, o método P/F de Brass ainda se apresenta bastante adequado quando comparado com os dados do registro de

nascimentos e que “o valor correto da TFT em 2010 não pode ser motivo de disputa, visto que todos os dados e métodos disponíveis no momento apresentam algum tipo de problema” (CAVENAGHI, ALVES, 2016; p.201).

Os dados referentes a fecundidade corrente são obtidos através do quesito sobre número de filhos nascidos vivos nos últimos 12 meses anteriores à data do Censo, por grupos de idade quinquenais da mulher, enquanto que os dados referentes a fecundidade retrospectiva são obtidos através do quesito sobre o número total de filhos nascidos vivos até a data do Censo, segregados por grupos de idade quinquenais da mulher. Além disso, é necessária a informação sobre a população feminina total na data do Censo segregada por grupos etários quinquenais.

A razão P/F, ou seja, o quociente entre a parturição e a fecundidade corrente de uma população é calculada para todas as faixas etárias reprodutiva, dos 15 aos 49 anos, pois, mesmo que algumas idades não sejam usadas para estimar o grau de correção dos dados, uma visualização da série P/F pode indicar alguns tipos de erros contidos nos dados. Segundo o Manual X da ONU (1982), o erro de declaração da fecundidade no Censo pode ser proveniente de 3 principais fontes. Podem ocorrer erros devido à omissão, por exemplo, se as mulheres tendem a omitir informações sobre filhos tidos, principalmente aqueles que moram em domicílios diferentes ou que já morreram. Erros de “período de referência” também afetam os dados e ocorrem quando o respondente omite parte da fecundidade por considerar que o nascimento ocorreu em período diferente da pergunta, geralmente se refere aos nascimentos que ocorreram nos últimos 12 meses. Também podem ocorrer erros devido a classificação de filhos nascidos mortos como sendo filhos nascidos vivos. E por fim, podem ocorrer erros devido aos entrevistadores classificarem a quantidade de filhos tidos igual a zero com o não preenchimento da informação, considerando aquele contingente de mulheres como *missing values*. Para este último tipo de erro, El-Brady propôs um método que distingue o verdadeiro número de respostas iguais a zero e o verdadeiro número de não respostas.

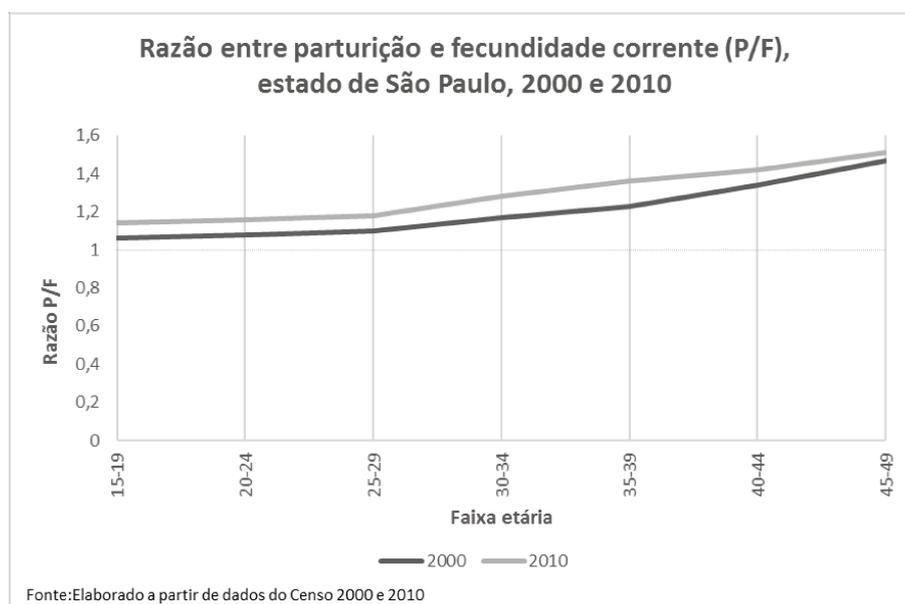
Para os dados do Censo sobre de fecundidade e parturição do estado de São Paulo em 2000 e 2010, não é necessário aplicar o método de El-Brady (MOULTRIE et al. 2013), pois, segundo a documentação do Censo 2000, a variável de parturição sofreu imputações enquanto que no Censo de 2010, o quesito “teve filho nascido vivo” exige que as mulheres entrevistadas que não tiveram filhos pulem as perguntas sobre a quantidade de filhos

nascidos vivos evitando a presença de não respostas. Portanto, apenas o método de P/F de Brass será aplicado, tendo em vista a correção dos outros tipos de erros de declaração citados anteriormente. A fecundidade estimada $F(i)$ pelo método de Brass é da forma:

$$F(i) = \varphi(i) + k(i) * f(i)$$

Onde $\varphi(i) = \sum_{j=0}^i f(j)$ e $k(i)$ são obtidos através de interpolação dos valores tabulados achados de acordo com os valores da idade média da fecundidade e da relação $P(1)/P(1)$. Com a fecundidade $F(i)$ obtida, pode-se chegar a uma série de valores de $P(i)/F(i)$ (Gráfico 6).

GRÁFICO 6 – Razão entre parturição e fecundidade corrente, estado de São Paulo 2000 e 2010.



Segundo Cavenaghi e Alves (2016), o comportamento apresentado na série P/F em 2010 apresenta um aumento se comparada a anos anteriores, mas, segundo os autores, esse aumento não representa uma piora na qualidade dos dados e está coerente com a pequena postergação da fecundidade nas idades mais avançadas no período reprodutivo. A série P/F apresentada no Gráfico 6, resultou em uma estimativa do erro de período de referência para o Censo de 2000 em torno de 8% e para o Censo de 2010 equivalente a 16%.

Para o estado de São Paulo, foram calculadas as taxas específicas de fecundidade de duas maneiras. Utilizando médias trienais do SINASC e através do Censo, corrigidas pelo método P/F de Brass. Como é consenso de que os dados do SINASC possuem melhor qualidade, esta será utilizada no modelo estendido de coortes componentes, entretanto,

como será visto na próxima seção, é necessária a utilização dos dados do Censo para o cálculo das probabilidades de transição entre estados de parturição segundo estados conjugais. Portanto, o Gráfico 7 mostra a comparação entre as taxas específicas de fecundidade calculadas com médias trienais do SINASC e calculadas pelo Censo, utilizando o método de correção P/F de Brass. Nota-se que, as taxas possuem um padrão e nível muito próximos. As taxas de fecundidade total segundo cada fonte de dados são mostradas a seguir, na Tabela 22.

GRÁFICO 7 – Taxas específicas de fecundidade por idade simples segundo Censo (corrigido pelo método P/F) e SINASC, estado de São Paulo 2000 e 2010.

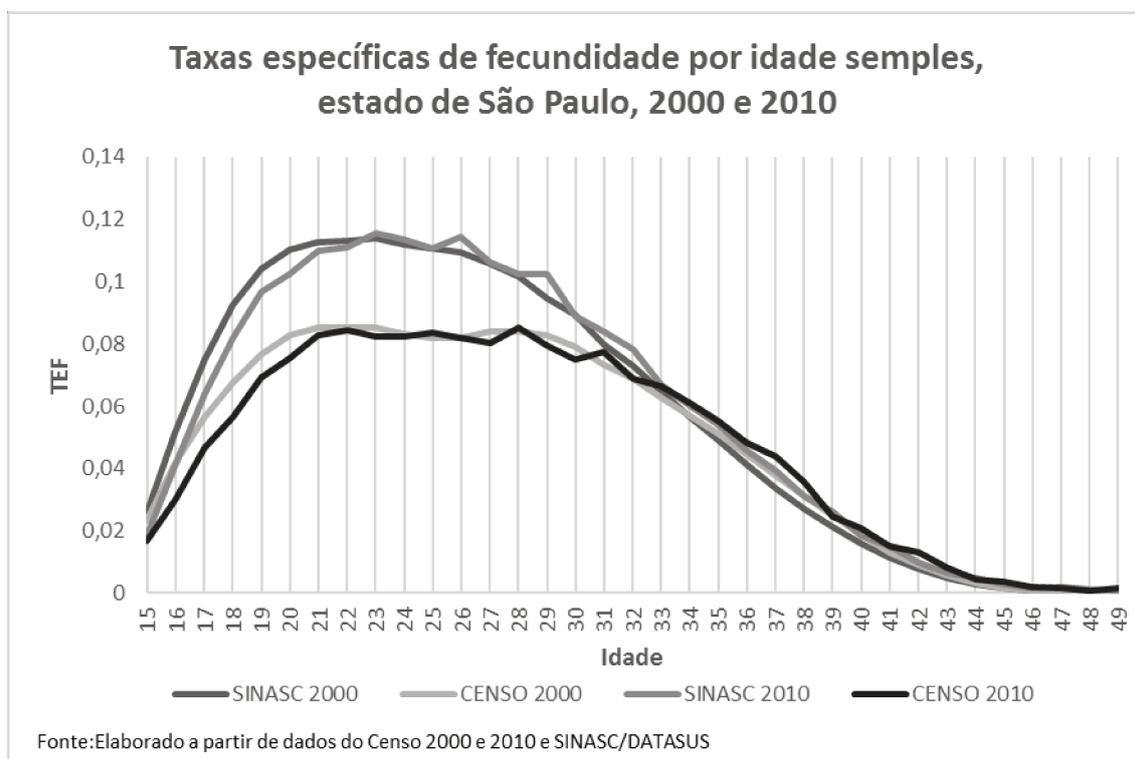


TABELA 22 – Taxa de fecundidade total segundo Censo e SINASC, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

Fonte de dados	Taxa de fecundidade total	
	2000	2010
SINASC	2,01	1,68
CENSO	2,02	1,66

Fonte: IBGE e Ministério da Saúde/SVS – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Probabilidades de transição entre estados de parturição por situação conjugal

Além das tradicionais taxas específicas de fecundidade por idade, o modelo estendido de coortes componentes utiliza a probabilidade de transição entre os estados de parturição para definir o comportamento reprodutivo da população. Entretanto, os cálculos destas probabilidades são menos conhecidos e divulgados nos estudos sobre fecundidade.

Bongaarts e Feeney (2006) definem dois tipos de taxas existentes na demografia: as taxas de 1º tipo, chamadas pelos autores de “*hazard rates*” e as taxas de 2º tipo ou “*incidence rates*”. As taxas de 1º tipo são caracterizadas por serem quocientes entre um numerador que consiste em eventos ocorridos a uma população com idade a no tempo t e um denominador onde consta apenas os indivíduos expostos ao risco de ocorrência do evento do numerador. Estas taxas também são conhecidas como taxas condicionais, riscos e taxas de ocorrência/exposição. Elas se diferem das taxas do 2º tipo, cujo denominador consiste na população total da idade a e tempo t , incluindo as pessoas que já experienciaram o evento.

O método para estimar as taxas de transição da parturição por situação conjugal é definido da seguinte maneira. Seja $W00(x, p, m)$ o número de mulheres que tiveram filhos nascidos vivos até o tempo t , ou seja, quantidade de mulheres de parturição p , segundo idade x , e situação conjugal m . $W99(x, p, m)$ é o número de mulheres que tiveram filhos nascidos vivos um ano antes $t - 1$, ou seja, a quantidade de mulheres com parturição p , segundo idade x e situação conjugal m no ano anterior ao Censo. $B(x, p, m)$ é o número de mulheres que tiveram filhos nascidos vivos entre $t - 1$ e t , com idade x , parturição p e situação conjugal m . Então, para $p = 1, 2, 3, 4$ e 5 ou mais, as probabilidades de transição da parturição $f(x, p, m)$ são dadas por:

$$f(x, p, m) = \frac{B(x, p, m)}{[W99(x, p - 1, m) + W00(x, p - 1, m)] * 0,5}$$

Sendo que o número de mulheres que tiveram filhos nascidos vivos um ano antes $t - 1$ é calculado da forma:

$$W99(x, p, m) = W00(x + 1, p - 1, m) - B(x + 1, p - 1, m) + B(x + 1, p, m)$$

Note que quando $p - 1$ for igual a zero, $B(x + 1, p - 1, m)$ também será igual a zero.

Os nascidos vivos denotados por $B(x, p, m)$, $B(x + 1, p - 1, m)$, $B(x + 1, p, m)$ foram corrigidas pelo método P/F de Brass.

Como forma de atenuar as variabilidades encontradas nas taxas de transição de estado de parturição para o estado de São Paulo, calculou-se as taxas de transição utilizando a população da Região Sudeste que, em 2000 representava aproximadamente 75.000.000 de habitantes e em 2010, 80.0000.000 habitantes. Mesmo escolhendo uma abrangência maior que o estado de São Paulo, observa-se algumas frequências ainda muito baixas, principalmente quando se trata de transições entre parturição igual a 3 para 4 filhos e de 4 para 5 filhos ou mais. Por exemplo, não existem mulheres com idade entre 15 e 19 anos em 2010, que eram viúvas e possuíam parturição igual a 4 filhos, obviamente um evento muito raro. Como mostrado anteriormente, a porcentagem da população no estado de parturição igual a 4 filhos é menor que a porcentagem da população no estado de parturição 5 ou mais filhos. Entretanto, ao tentar desagrega-los via métodos de interpolação usualmente conhecidos na demografia como o método Karup-king e o método de Sprague, as frequências de parturição muito próximas de zero frequentemente resultavam em números negativos ou em extrapolações exageradas. Portanto, optou-se pela desagregação via polinômios de 6º grau com o objetivo de manter os resultados mais próximos possíveis das taxas calculadas. Os Gráficos 8, 9 e 10, apresentam respectivamente as taxas de as mulheres passarem de 0 filhos para 1 filho, 1 filho para 2 filhos e 2 filhos para 3 filhos, segundo situação conjugal. Observa-se que de 2000 para 2010, há uma tendência de queda da taxa de ter filhos em quase todas as idades e para todas as situações conjugais, refletindo o efeito da queda da fecundidade no período.

GRÁFICO 8 – Taxas de transição da ordem de parturição 0 para 1 filho por situação conjugal, estado de São Paulo 2000 e 2010.

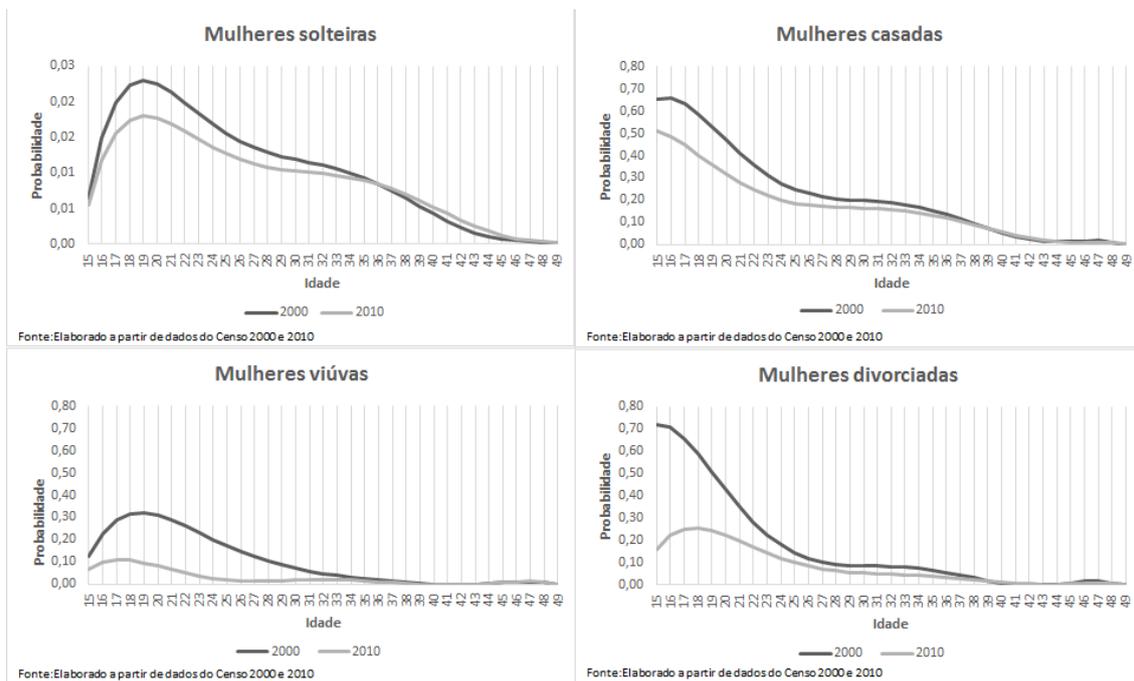


GRÁFICO 9 – Taxas de transição da ordem de parturição 1 para 2 filhos por situação conjugal, estado de São Paulo 2000 e 2010.

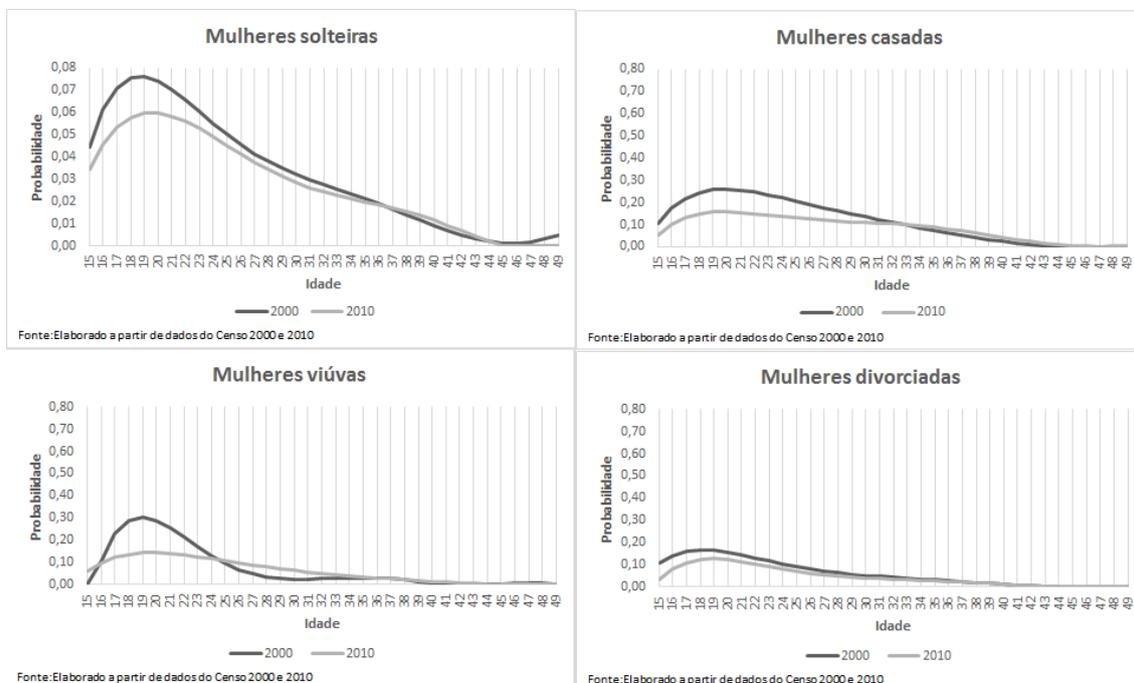
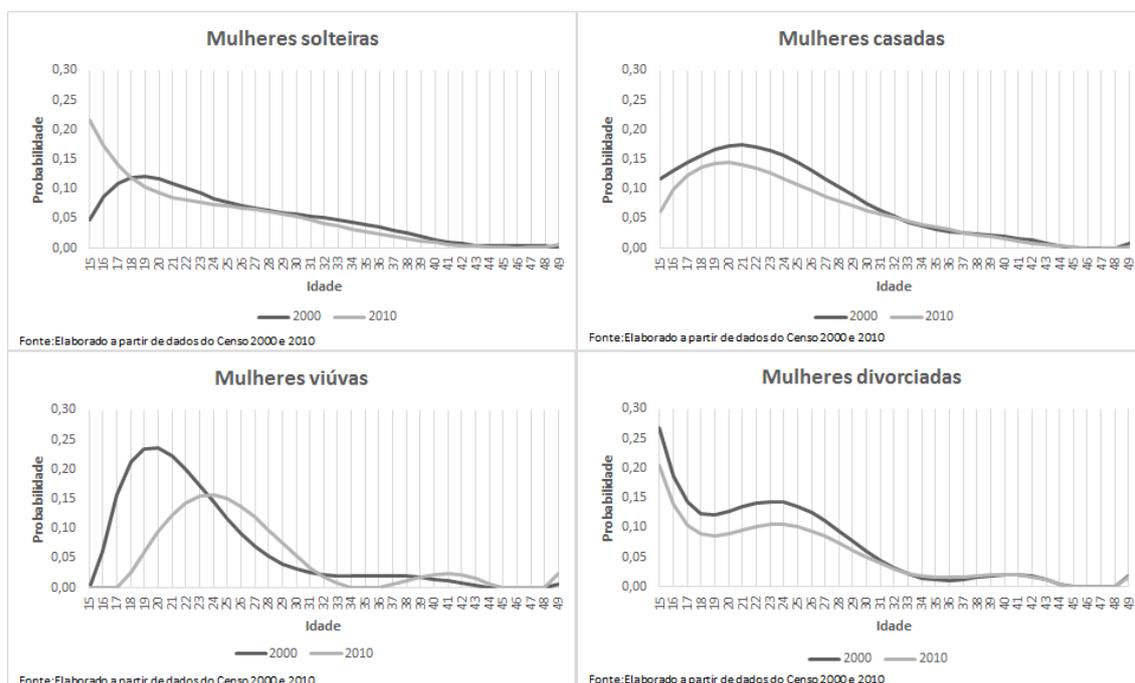


GRÁFICO 10– Taxas de transição da ordem de parturição 2 para 3 filhos por situação conjugal, estado de São Paulo 2000 e 2010.



Transição entre os estados da situação conjugal

Como argumentam Cortez, Lazo e Magalhães (2008), por muito tempo a literatura considerou uma forte ligação entre a nupcialidade e a fecundidade. Entretanto, segundo os autores, este tipo de relação não pode mais ser considerada da mesma forma, pois apesar das taxas de fecundidade não tenham deixado de sofrer influência do estado civil ou conjugal das mulheres, o amplo acesso a meios anticoncepcionais permitiu uma flexibilização na relação entre a nupcialidade e a fecundidade. Por exemplo, o ingresso tardio no casamento pode estar mais relacionado as escolhas individuais e econômicas do que propriamente a formação de uma família e uma prole. Em outras palavras “o fato é que a existência de casamento legal não é mais condição primordial para a ocorrência de nascimentos” (CORTEZ, LAZO E MAGALHÃES, 2008). Portanto, conhecer apenas o comportamento das transições de estado da parturição, ou conhecer apenas o comportamento da fecundidade é insuficiente para entender a formação e dissolução das famílias e domicílios.

As fontes de dados mais utilizadas para o estudo dos estados conjugais são o Censo Demográfico e o Registro Civil, que se tornaram a partir de 1996 nas principais fontes de dados sobre o tema da nupcialidade, já que a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) deixou de coletar essa informação (CORTEZ, LAZO E

MAGALHÃES, 2008). Os Dados referentes aos registros de óbitos e casamentos são informados pelos Cartórios de Registro Civil de Pessoas Naturais, e das separações judiciais e divórcios declarados pelas Varas de Família, Foros ou Varas Cíveis ou pela declaração pelo informante através do Censo Demográfico.

Primeiramente é importante debater a diferença existente entre os conceitos de taxa de transição do estado conjugal e probabilidade de transição do estado conjugal. A primeira é facilmente calculada através dos dados do Registro Civil e do Censo Demográfico e pode ser definida como o quociente entre a quantidade de indivíduos que passaram de um estado para o outro e os anos pessoas vividos pela população do estado conjugal inicial (FREIRE E AGUIRRE, 2000). Por exemplo, as taxas de transição entre os estados “solteiro(a)” e “casado(a)” durante um determinado período é determinado pela seguinte fórmula (FREIRE E AGUIRRE, 2000):

$$M_{ij}(x, t) = \frac{D_{ij}(x, t)}{P_i(x, t)}$$

Onde $D_{ij}(x, t)$ é o número observado de transferência do estado i para o estado j , entre as idades x e $x + t$, e $P_i(x, t)$ representa a população no meio do ano observada no estado i entre as idades x e $x + t$. Através do Registro Civil, é possível saber o número de casamentos, separações judiciais e divórcios para cada ano, segundo sexo, idade e estado conjugal. E através do Censo Demográfico é possível estimar os anos pessoa vivido ao realizar um ajuste da população no meio do ano da população de cada estado conjugal, possibilitando o cálculo das taxas de transição entre estados conjugais.

Já o cálculo das probabilidades de transição entre os estados conjugais é usualmente relacionado ao processo de cálculo das chamadas Tábuas de Vida Multiestado (TVM) e pode ser melhor entendido em Schoem (1988). Assim como na Tábua de Vida convencional de apenas um decremento, na qual o cálculo das probabilidades de morte depende das taxas centrais de mortalidade por idade, o cálculo das probabilidades de transição entre estados conjugais depende das taxas de transição conjugal. Esse cálculo se origina na suposição de que os estados conjugais de um determinado indivíduo constituem um processo de cadeia de Markov, “através do qual a probabilidade de transição entre dois estados, i e j , é tomada considerando só o estado atual do indivíduo” (FREIRE E AGUIRRE, 2000). Para se chegar as probabilidades de transição entre cada estado conjugal é necessário uma série de operações envolvendo cálculo de matrizes.

No Brasil, poucos trabalhos como Freire e Aguirre (2000), Freire et al (2005), Cortez (2007), Cortez, Lazo e Magalhães (2008), Fioravante (2009) e Soares (2013) abordam a nupcialidade através das probabilidades de transição entre os possíveis estados conjugais. Fioravante (2009) utiliza para o cálculo das probabilidades de transição entre os estados conjugais o quesito do Censo de 1991 referente à duração da situação atual da pessoa:

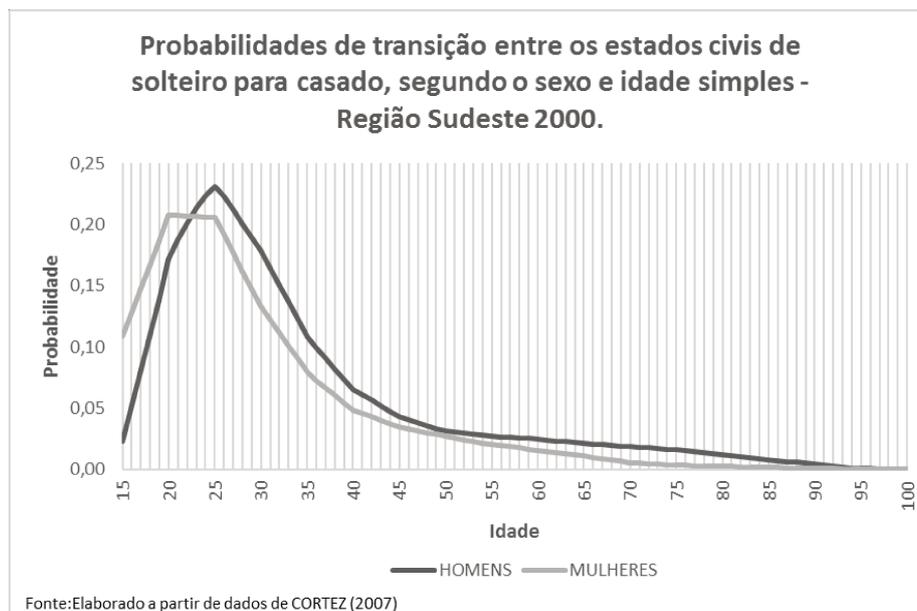
Duração da Situação Conjugal Atual da Pessoa (VAR 3341): Para as pessoas que responderam 'sim' na VAR 0330 (Vive ou Viveu com Cônjuge), calculou-se a duração da situação conjugal declarada pela pessoa (em anos completos), com base no ano do Censo e na informação do ano em que passou a viver na situação conjugal declarada (Documentação do Censo, 2000).

Entretanto, este quesito não esteve presente nos Censos de 2000 e 2010. Freire et al (2005) calcula as tábuas de vida multiestado para a região Nordeste e as compara com as transições conjugais do Brasil para o ano de 2000. Soares (2013) se diferencia dos demais autores por examinar o casamento legal e o divórcio segundo o diferencial de idade entre os cônjuges, também calculando para o Brasil em 2000.

Para o modelo estendido de coortes componentes, será usado as transições de cada estado civil calculadas por Cortez (2007) para a região Sudeste em 2000. As probabilidades, calculadas originalmente para idades quinquenais, foram desagregadas através de equações lineares para a obtenção das probabilidades por idades simples. Estas mesmas probabilidades serão utilizadas na projeção que utiliza a população base de 2010.

É importante destacar que, no modelo estendido de coortes componentes, está se considerando a situação conjugal e não o estado civil. Deste modo, ao utilizar as transições de cada estado civil calculadas por Cortez (2007), considera-se a união consensual como casamento legal. Portanto, assume-se que o comportamento da formação e dissolução das uniões consensuais se dará de forma análoga ao casamento legal. Esta aproximação, que está longe da ideal, se faz necessária, dada a falta de estudos sobre as probabilidades de transição entre estados conjugais não legais no Brasil.

GRÁFICO 11 – Probabilidades de transição entre os estados civis de solteiro para casado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.



As probabilidades de transição entre a situação conjugal de solteiro (a) para casado (a), mostram que a probabilidade de casamento legal da população feminina é menor do que a dos homens em quase todas as idades (Gráfico 11). Esse comportamento só não é verificado nas idades de 15 a 20 anos, indicando a entrada no casamento mais cedo entre as mulheres. Em ambos os casos, a maior probabilidade de se casar ocorre nas idades de 20 a 30 anos e diminui progressivamente conforme o avanço da idade. Soares (2013) também conclui que as maiores probabilidades de casamento legal são de casais jovens, de mesma idade ou quando o homem possui até 4 anos a mais que a cônjuge.

Como já discutido antes, existem duas formas de dissolução do casamento legal no Brasil, além da morte de um dos cônjuges: a separação judicial e o divórcio. A probabilidade de transição entre o estado conjugal casado para separado judicialmente apresenta uma curva com cúspide mais rejuvenescida em relação à probabilidade de transição entre casado e divorciado (Gráfico 12). Na região sudeste, a média com que os homens se separaram judicialmente em 2000 foi de 41,4 anos e de 38,6 anos para as mulheres (CORTEZ, 2007). Já a média de idade com que os homens se divorciaram foi de 44,9 anos e de 42,4 para as mulheres (CORTEZ, 2007). Como Vieira (2016) argumenta, o divórcio concedido de forma direta somente foi legalizado em 2010, dessa forma, esta diferença entre as curvas das probabilidades de separação judicial e divórcio pode refletir o período formalização do processo de divórcio. Assim como nas probabilidades de se casar, é maior o risco das mulheres se separarem ou de se

divorciarem nas idades mais jovens (15 a 20 anos) se comparadas aos homens. A partir destas idades, o risco dos homens de se separarem ou de se divorciarem é maior do que das mulheres.

No modelo estendido de coortes componentes considera-se apenas uma forma de dissolução do casamento além da morte, os divorciados. Na definição da variável “situação conjugal”, foi considerado como divorciados as pessoas que eram desquitadas, separadas judicialmente ou divorciadas. Neste caso, optou-se por utilizar as probabilidades de transição entre os estados de casadas para separadas judicialmente, como sendo as probabilidades de transição da situação conjugal de casadas para divorciadas no modelo estendido de coortes componente. Portanto, assume-se que as dissoluções de casamento, não importando se as pessoas se tornaram divorciadas, separadas ou desquitadas, terão comportamento semelhante ao apresentado no Gráfico 13.

A morte do cônjuge, outra forma de dissolução de casamento, não é medido de forma direta, uma vez que no Registro Civil não há registro contínuo que contabilize o número de pessoas que ficaram viúvas em um determinado ano. Assim, a probabilidade de transição entre as situações conjugais casado para viúvo são contabilizadas a partir do registro de óbitos referentes aos indivíduos casados de um determinado sexo, corrigido pelos fatores de correção (CORTEZ, LAZO E MAGALHÃES, 2008). A estimativa do total de pessoas que ficaram viúvas de sexo oposto é realizada por Cortez (2007) para os dois sexos, obtendo a estimativa do número total de transições para o estado de viúvo no ano, apresentado no Gráfico 15. Nota-se que as mulheres possuem maiores probabilidades de ficarem viúvas se comparadas aos homens e essa diferença tende a aumentar com o passar das idades. Esse comportamento é esperado já que a expectativa de vida feminina é superior à dos homens e os homens em média são mais velhos que suas cônjuges (CORTEZ, LAZO E MAGALHÃES, 2008). A média de idade com que as mulheres da região sudeste ficaram viúvas em 2000 foi de 65,2 anos enquanto que os homens ficaram viúvos aos 65,9 anos em média.

GRÁFICO 13 – Probabilidades de transição entre os estados civis de casado para separado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.

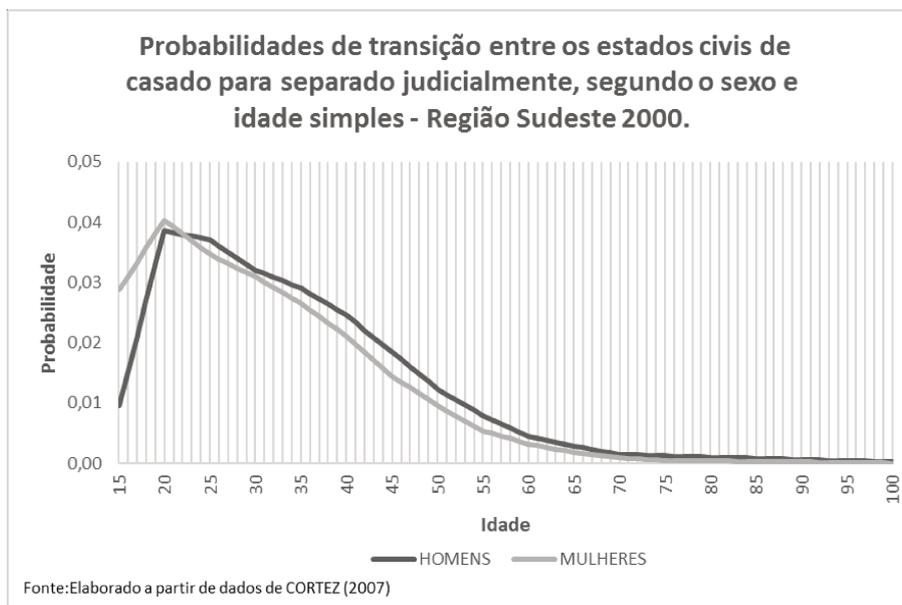


GRÁFICO 14 – Probabilidades de transição entre os estados civis de casado para divorciado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.

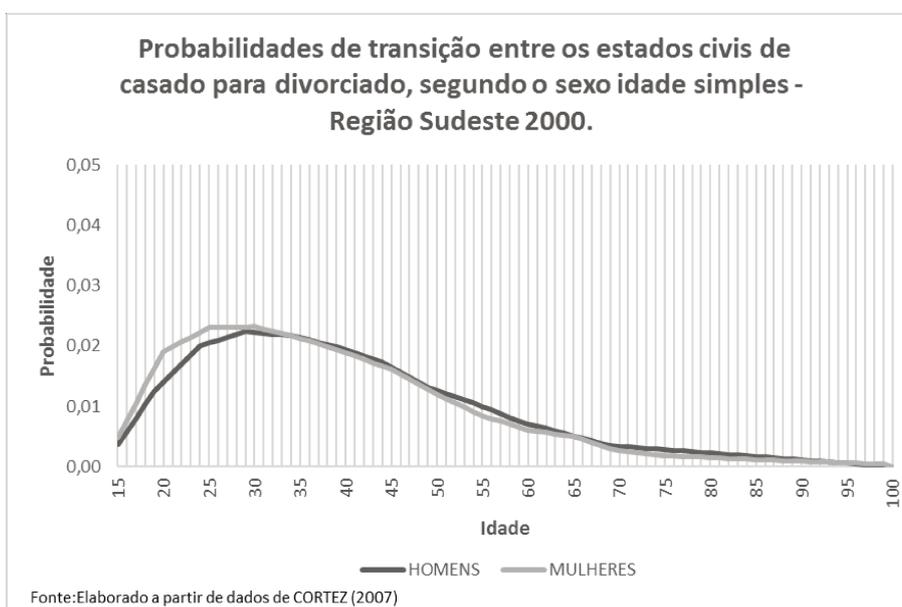
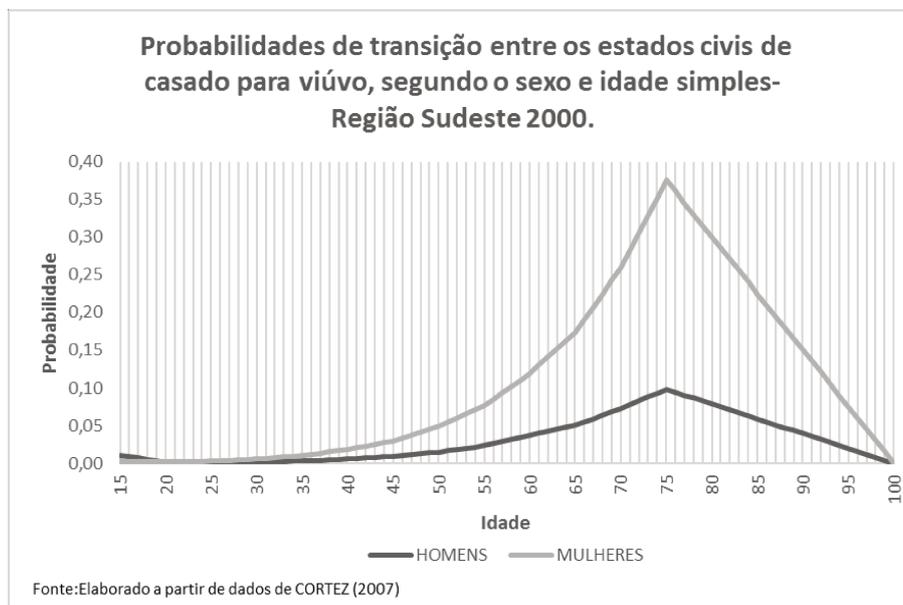


GRÁFICO 15 – Probabilidades de transição entre os estados civis de casado para viúvo, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.



Os recasamentos legais no Brasil acontecem apenas entre os estados divorciados para casados e viúvos para casados (CORTEZ, LAZO E MAGALHÃES, 2008). Os Gráficos 16 e 17 mostram que a chance de o homem recasar é consideravelmente maior do que das mulheres tanto para os viúvos quanto para os divorciados, e em praticamente todas as faixas etárias. A chance de o homem recasar é consideravelmente maior do que das mulheres tanto para os viúvos quanto para os divorciados, e em praticamente todas as faixas etárias.

GRÁFICO 16 – Probabilidades de transição entre os estados civis de divorciado para casado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.



GRÁFICO 17 – Probabilidades de transição entre os estados civis de viúvo para casado, segundo sexo e idade simples, Região Sudeste 2000.

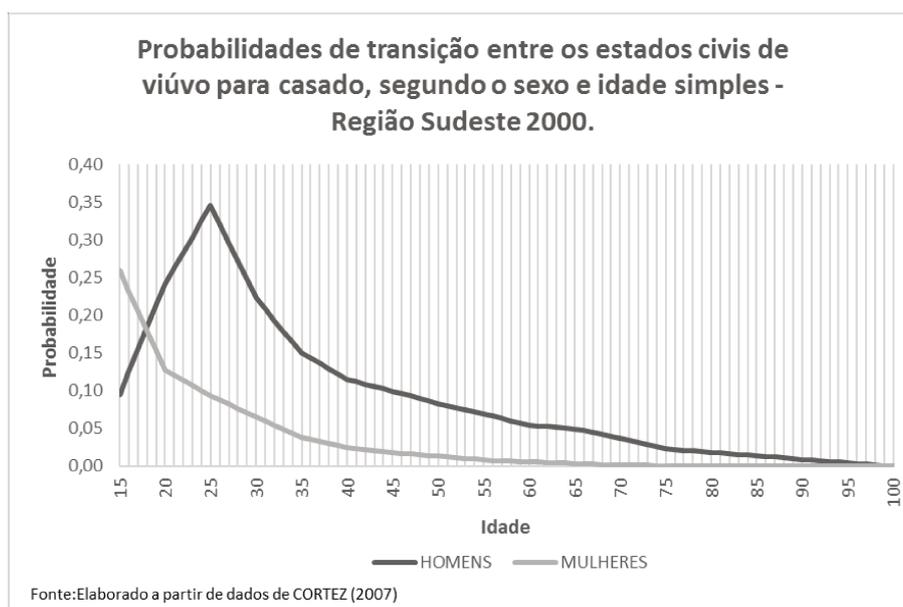


TABELA 23 – Probabilidade de dissolução do casamento, por tipo de dissolução, segundo o sexo, Região Sudeste, 2000.

Sexo	Probabilidade de dissolução do casamento devido à:			
	Separação	Divórcio	Viuvez	Morte
Homens	0,098	0,085	0,154	0,442
Mulheres	0,101	0,091	0,472	0,231

Fonte: Elaborado por CORTEZ, LAZO E MAGALHÃES (2008).

A Tabela 23 resume as probabilidades de dissolução do casamento segundo tipo de dissolução. A população masculina possui maior probabilidade de que o casamento termine por causa da morte do indivíduo, enquanto que a viuvez é a causa mais frequente de dissolução da união para as mulheres (CORTEZ, LAZO E MAGALHÃES, 2008). Portanto, conclui-se que a mortalidade se configura como um fator muito importante na determinação da situação conjugal da população, tanto para a mulher quanto para o homem, principalmente nas idades mais avançadas.

Taxa de deixar a casa dos pais

Vieira (2009) expõe, de uma forma muito sucinta e clara, o marco na vida de um jovem que é saída da casa dos pais e a importância desse evento não só para o jovem, mas para o curso de vida daquela família. No Brasil, segundo a autora, a relação de dependência possui duas vias, sendo que os jovens brasileiros dependem fundamentalmente do apoio da família para poderem se manter na escola, se inserir no mercado de trabalho ou mesmo conseguir habitação, “sendo muito comum que jovens recém casados de famílias pobres passem a coabitar sob o mesmo teto da família de origem” (VIEIRA, 2009) e, por outro lado, para as famílias de baixa renda, o trabalho do jovem é fundamental para a subsistência do agregado familiar. Portanto, como já dito no início deste trabalho, a saída da casa dos pais é uma transição entre estado que envolve não só a trajetória do indivíduo, mas da família deste indivíduo, caracterizando uma transição interdependente de cursos de vida:

(...) quando um jovem se casa, ou simplesmente sai da casa dos pais, este é um marco tanto no curso de vida individual, quanto no ciclo de desenvolvimento familiar, bem como afeta o tamanho e a composição do domicílio. Se o jovem constitui novo domicílio, diminui o número de membros do domicílio de origem. Quando ocorre formação de par conjugal com co-residência junto à família de origem, o domicílio é estendido. Ainda no caso de haver casamento, aumenta-se a rede de parentesco e sociabilidade, ou, de todo modo, estarão em aberto algumas redefinições de posições no domicílio e, conseqüentemente, na família: a) potencial sucessão de chefia do domicílio com o passar do tempo, se houver co-residência geracional; b) havendo mudança para um novo domicílio (neolocalidade), passa-se da posição de filho/filha a de chefe/cônjuge; ou c) em caso de se assumir a posição de genro/nora do chefe do domicílio, se o domicílio antes era habitado por família nuclear, converte-se automaticamente em domicílio de famílias conviventes. (VIEIRA, 2009; p.37)

Como forma de medir esse importante marco na vida dos jovens, será aplicado o método iterativo de interpolação intracoorte, que é utilizado para calcular taxas específicas de eventos demográficos no período intercensitário através de tabulações

feitas com apenas dois pontos no tempo (STUPP, 1988). Este método foi inicialmente apresentado por Coale (1984) para estimar tábuas de vida entre dois censos e para estimar taxas específicas de fecundidade utilizando dados sobre parturição entre dois censos (Coale et al, 1985). Posteriormente, Stupp (1988) propõe modificações no método, permitindo uma maior flexibilização do pressuposto de mudança no padrão etário do evento demográfico analisado. A essência do método consiste em distribuir as mudanças de estados observadas no período intercensitário pelas idades e, deste modo, estimar a média das mudanças das taxas específicas para cada idade (STUPP, 1988). Zeng et al (1994) argumentam que este método também se mostra satisfatório ao estimar taxas líquidas de deixar a casa dos pais. O método iterativo de interpolação intracoorte é melhor detalhado no ANEXO deste trabalho.

A Taxa líquida de deixar a casa dos pais é definida como a diferença entre a taxa de deixar a casa dos pais e a taxa de retornar para a casa dos pais na idade x , dividida pela população total na idade x . Entretanto, como não há informações censitárias acerca do retorno para a casa dos pais, apenas a taxa de deixar a casa dos pais é considerada (ZENG et al, 1994). Deste modo, é necessária apenas a informação sobre a proporção de pessoas que são consideradas como filhas de adultos e que moram no mesmo domicílio deste mesmo adulto. Será considerado como “filho(a)” também os indivíduos classificados como “neto(a)” “bisneto(a)” e “enteado(a)”. (ZENG et al, 1994). Esta informação é usualmente encontrada em Censos Demográficos ou em surveys através do quesito sobre a relação do entrevistado com o responsável/chefe do domicílio. Neste trabalho, o método iterativo de interpolação intracoorte será aplicado com o objetivo de estimar as taxas líquidas de deixar a casa dos pais para os períodos entre os Censos de 2000 e 2010 no estado de São Paulo por sexo e idade simples. Para isso, será utilizado o software Profamy (ZENG et al, 2014) que possui o método iterativo de interpolação intracoorte implementado em um dos seus módulos. O padrão etário da taxa de deixar a casa dos pais é assumido como sendo constante no período intercensitário. Como o período analisado é de dois censos seguidos, espera-se que a mudança no padrão etário seja gradual ao longo do período. Lembrando que o padrão encontrado não se refere à uma coorte ou ano específico, mas sim uma média do período intercensitário.

Os Gráficos 18 e 19 apresentam o resultado da aplicação do o método iterativo de interpolação intracoorte para o estado de São Paulo, utilizando os Censos de 2000 e 2010, através das taxas líquidas de saída de casa dos pais e a proporção de pessoas co-residindo

com os pais por sexo e idade simples. Nota-se que os homens possuem um padrão diferenciado em relação as mulheres por ficarem mais tempo morando com os pais, enquanto que a média de idade das mulheres saírem da casa dos pais foi de 23,5 anos em 2000 e 25 anos em 2010, os homens saíam da casa dos pais em média aos 25,5 anos em 2000 e 27,28 anos em 2010. No Gráfico 19, é possível perceber que de 2000 para 2010, tanto os homens quanto as mulheres têm ficado na casa dos pais cada vez mais tardiamente na sua trajetória de vida.

GRÁFICO 18 – Taxa líquida de saída da casa dos pais por idade simples e sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010

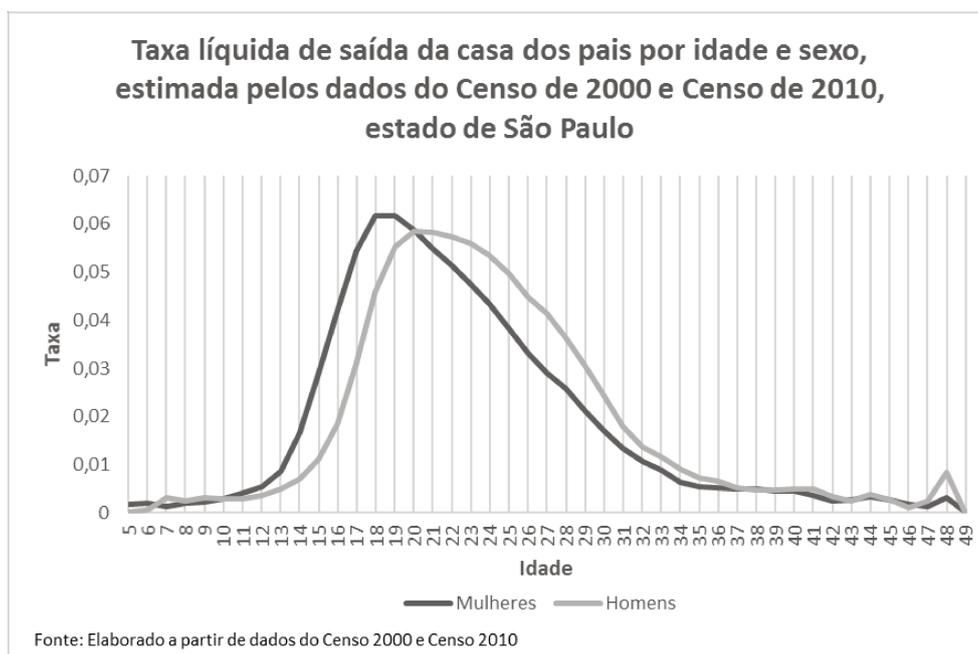
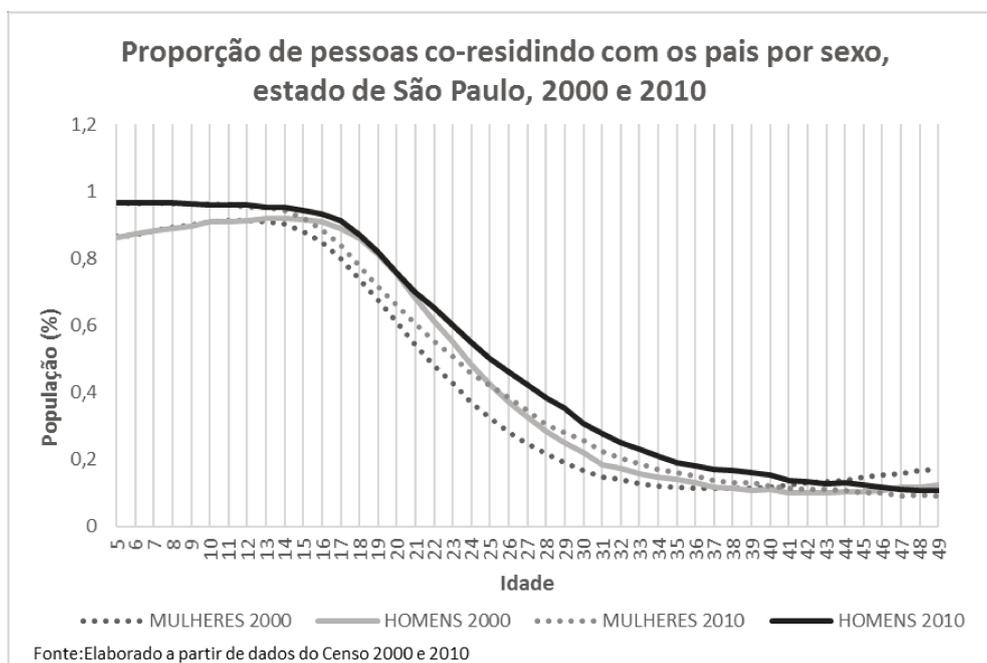


GRÁFICO 19 –Proporção de pessoas co-residindo com os pais por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2000 e 2010



Saldo migratório anual

Como dito anteriormente, o cálculo do número de migrantes pelo modelo estendido de cortes componentes é feito através da multiplicação do número projetado de migrantes por sexo para o meio do ano, pela distribuição padrão de frequência por idade, sexo e estado conjugal e, então, adicionando os imigrantes e subtraindo os emigrantes da população (FIORAVANTE, 2009). Para a obtenção da distribuição padrão de frequências por idade e sexo, optou-se por distribuir a estimativa do saldo migratório anual já calculada e disponibilizada oficialmente pela fundação SEADE (2011) pelo padrão de migração por idade no estado de São Paulo, obtida através dos Censos Demográficos de 2000 e 2010.

O padrão da migração no estado de São Paulo foi calculado através do quesito de última etapa combinado ao tempo de residência na UF menor ou igual a um ano. Para descobrir quantas pessoas saíram do estado de São Paulo, selecionou-se todas as UF menos São Paulo, sendo que a UF de residência anterior seja o próprio estado de São Paulo. Da mesma maneira, para descobrir quantas pessoas saíram do estado de São Paulo, selecionou-se como UF atual São Paulo e, como UF anterior, todas as UF menos São Paulo. Para 2000, foram incluídos casos como "Ignorado" e "Brasil sem especificação" e para 2010, foram incluídos casos como "Não sabe UF", "Ignorado" e "Não sabe UF nem

país estrangeiro". Pessoas cujo status é "Não aplicável" foram removidas. Sabendo a quantidade de pessoas que deixaram o estado de São Paulo no último ano e a quantidade de pessoas que vieram para São Paulo no último ano, por idade simples, temos o padrão da frequência da migração para o estado. A Tabela 24 mostra a estatística oficial do estado de São Paulo acerca do saldo migratório anual e os Gráficos 20 e 21 mostram a distribuição do saldo migratório, segundo o padrão da migração encontrado no estado de São Paulo nos Censos de 2000 e 2010.

TABELA 24 –Saldo migratório anual, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

Ano	Saldo migratório anual
2000	147.443
2010	47.265

Fonte: Fundação SEADE (2011).

GRÁFICO 20 – Distribuição do saldo migratório anual por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2000.

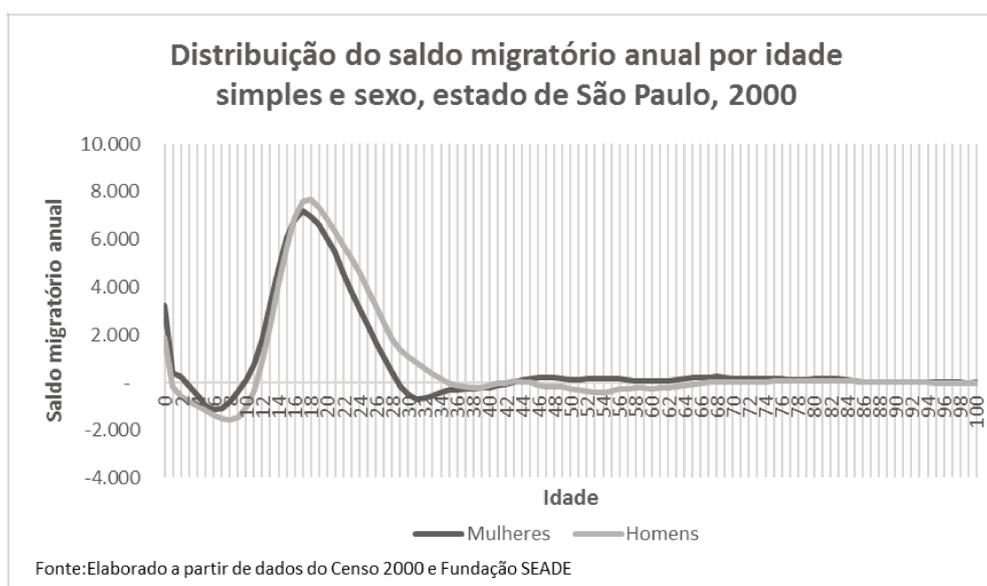
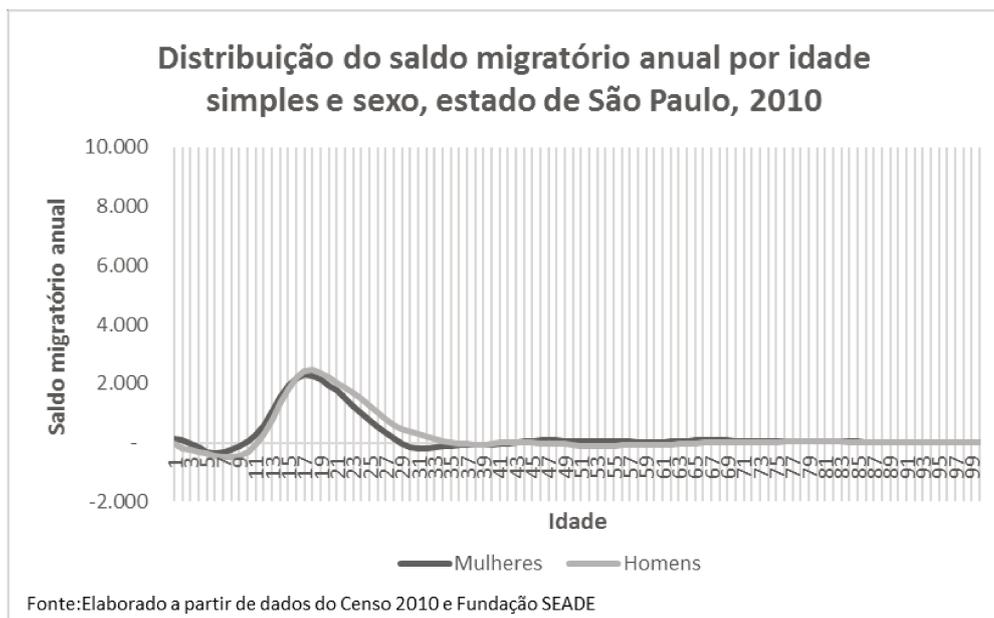


GRÁFICO 21 – Distribuição do saldo migratório anual por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2010.



2.6 Medidas sumárias da população

Após definidas a população base e as taxas que estabelecem o padrão etário desta população, as chamadas medidas sumárias são as taxas demográficas que serão assumidas durante o período de projeção, das quais o usuário pode definir cenários. O usuário do software ProFamy pode especificar em quais anos o modelo irá modificar as medidas sumárias entre o ano inicial e o ano final de projeção. Portanto, pode-se criar cenários anuais diferentes para cada ano da projeção.

Esperança de vida ao nascer

A discussão na literatura sobre a expectativa de vida da população é extensa e complexa, merecendo um estudo particular para o estado de São Paulo. Entretanto, neste trabalho, a expectativa de vida se limitará a um cenário mais geral, sem entrar especificamente em uma discussão mais aprofundada.

Como base para essa estimativa, utiliza-se o estudo de Campos (2000) sobre os dados de óbitos do SIM de 1980 e 1990, dados da população do Censo de 1980, 1991 e 2000 para avaliar a tendência da mortalidade entre os idosos da região Sudeste. O autor chega à conclusão que não há dados que comprovem um possível limite de longevidade nos idosos da região Sudeste. Além disso, o autor afirma que há margem para uma maior

redução de mortalidade nos idosos. As maiores reduções de mortalidade se observou nas idades dos octogenários, justamente nas idades em que deveriam estar mais próximos de um possível limite de longevidade.

Para a criação de um cenário para a projeção de 2010 para 2050 foi utilizado além dos resultados de Campos (2000), a projeção realizada pelo IBGE/RIPSA (2008) para o estado de São Paulo no ano de 2030, que estimou uma esperança de vida ao nascer de 83,54 para as mulheres e 78,7 para os homens. O último ano de projeção do IBGE/RIPSA (2008) foi para 2030, que resultou em 83,54 anos para as mulheres e 78,7 para os homens. A partir daí, apenas manteve-se o incremento em cada sexo para se obter o cenário para 2040 e 2050. Como mostrado anteriormente, a esperança de vida ao nascer calculada para a população do estado de São Paulo em 2010 foi de 72,31 para os homens e 79,28 para as mulheres.

TABELA 25 – Cenário criado para a esperança de vida ao nascer por sexo, estado de São Paulo.

Ano	Esperança de vida ao nascer	
	Homens	Mulheres
2010	72,31	79,28
2020	76,12	81,96
2030	78,70	83,54
2040	81,36	85,15
2050	84,11	86,79

Fonte: Elaboração própria.

Taxa geral padronizada de casamento e divórcio

A taxa geral padronizada de casamentos e divórcios são resultados obtidos diretos da tábua de nupcialidade. Segundo Fioravante (2009), a taxa geral de casamento pode ser calculada da seguinte maneira:

$$Taxa_{casamento} = \frac{\sum_{15}^{100} L(x)_{solteira} * m(x)_{solteira \rightarrow casada}}{100.000}$$

Onde $L(x)_{solteira}$ representa o número de anos-pessoa, que ainda não se casaram e $m(x)_{solteira \rightarrow casada}$ representa a taxa de transição da situação conjugal solteira para casada. Já a taxa geral de divórcio é calculada da seguinte maneira:

$$Taxa_{divórcio} = \frac{\sum_{15}^{100} L(x)_{casada} * m(x)_{casada \rightarrow divorciada}}{100.000}$$

$$Taxa_{separada} = \frac{\sum_{15}^{100} L(x)_{casada} * m(x)_{casada \rightarrow separada}}{100.000}$$

$$Taxa_{divórcio} = \frac{\sum_{15}^{100} \left(L(x)_{casada} * m(x)_{casada \rightarrow divorciada} + L(x)_{casada} * m(x)_{casada \rightarrow separada} \right)}{100.000}$$

Como o software ProFamy calcula uma tábua de nupcialidade com os dados da população base, utilizando as taxas de transições entre situações conjugais, a taxa geral padronizada de casamento e divórcio são apresentadas como um de seus resultados. A taxa geral de casamento calculada para a população do estado de São Paulo em 2000 foi de 34,4 por mil habitantes, enquanto que a taxa geral de divórcios calculada foi de 5,4 por mil. Para o ano de 2010, a taxa geral de casamento foi de 35,3 por mil e a taxa geral de divórcio foi de 5,8 por mil. Estes resultados fazem sentido, sabendo que tanto o número de casamentos quanto o número de divórcios aumentaram no período analisado. Para a projeção de 2010 a 2050, foram mantidas essas taxas constantes.

Taxa de fecundidade total por ordem de parturição e taxa de fecundidade total.

As taxas de fecundidade total por ordem de nascimento foram calculadas utilizando os quesitos do Censo de 2000 e 2010 sobre fecundidade corrente e parturição, aplicando a correção através do método de P/F de Brass já discutido anteriormente. As taxas específicas de fecundidade por ordem de parturição são apresentadas nos Gráficos 22 e 23 a seguir, e as respectivas taxas de fecundidade total por ordem de parturição são apresentadas na Tabela 26. Houve uma queda da TFT em todas as ordens de parturição, sendo que as maiores quedas foram para as ordens de parturição 3, 4 e 5 ou mais filhos. Para o cenário para a projeção de 2010 para 2050 das taxas de fecundidade total extraídas da projeção feita pelo IBGE/RIPSA (2008) até 2030, que prevê uma queda de 1,7 para 1,45 da TFT de São Paulo. Considerou-se, a partir deste ano, as taxas de fecundidade totais constantes em 1,45.

GRÁFICO 22 – Taxas específicas de fecundidade por ordem de parturição, estado de São Paulo, 2000.

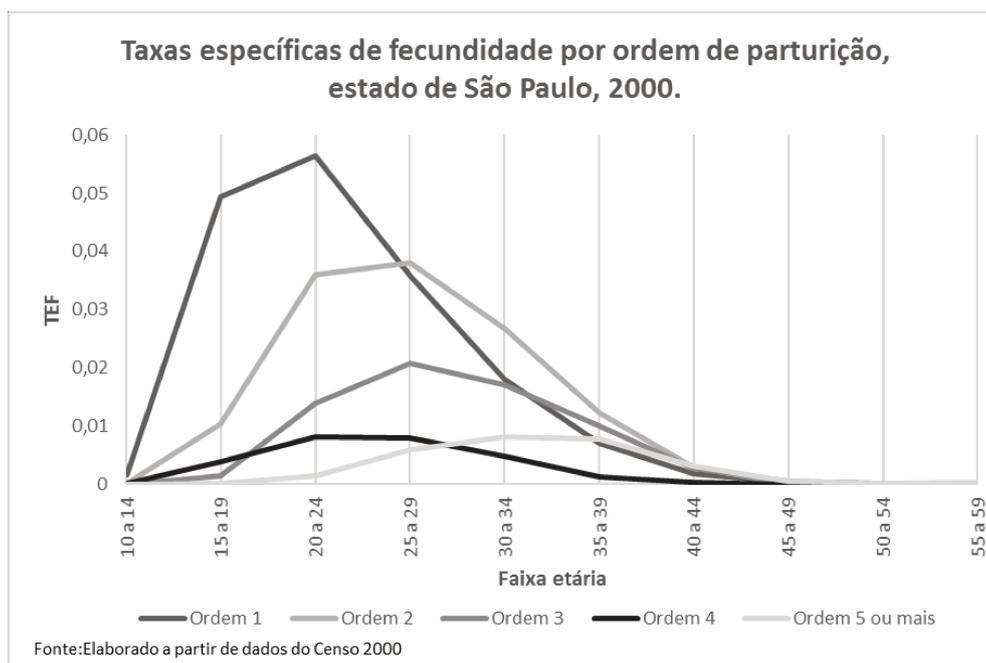


GRÁFICO 23 – Taxas específicas de fecundidade por ordem de parturição, estado de São Paulo, 2010.

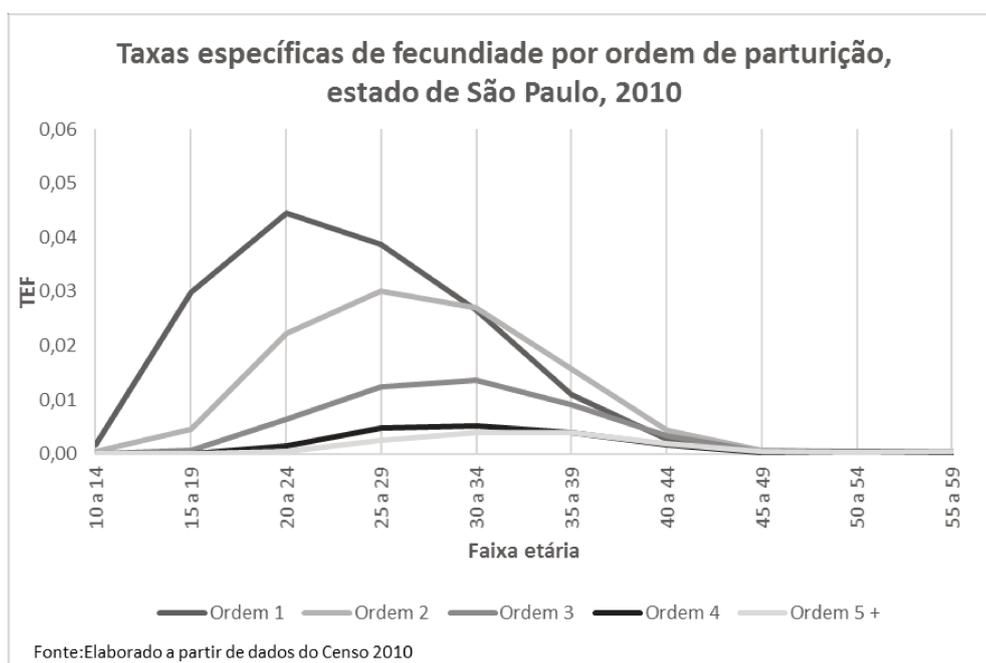


TABELA 26 – Taxa de fecundidade total por ordem de parturição, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

Ano	Taxa de fecundidade total por ordem de parturição				
	Ordem 1	Ordem 2	Ordem 3	Ordem 4	Ordem 5 ou mais
2000	0,85	0,63	0,33	0,13	0,14
2010	0,78	0,53	0,23	0,09	0,09
Diferença (%)	8,2	15,9	30,3	30,8	35,7

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010.

TABELA 27 – Cenário criado para as taxas de fecundidade total, estado de São Paulo.

Ano	Taxa de fecundidade total (TFT)
2010	1,70
2020	1,52
2030	1,45
2040	1,45
2050	1,45

Fonte: Elaboração própria.

Idade média ao primeiro casamento e da fecundidade

A idade média da fecundidade é obtida pelo somatório da multiplicação dos pontos médios das faixas etárias pelas taxas específicas de fecundidade de cada faixa etária. O procedimento foi realizado para 2000 e 2010 e está apresentado na Tabela 28 a seguir. Para a projeção de 2010 a 2050, manteve-se a idade média da fecundidade de 2010 constante.

TABELA 28 – Idade média da fecundidade, Estado de São Paulo 2000 e 2010.

Faixa etária	Ponto médio do intervalo	TEF (2000)	TEF (2010)	Idade média (2000)	Idade média (2010)
15 a 19 anos	17,5	0,061	0,044	1,072	0,889
20 a 24 anos	22,5	0,110	0,082	2,783	2,020
25 a 29 anos	27,5	0,107	0,083	2,949	2,634
30 a 34 anos	32,5	0,076	0,070	2,463	2,289
35 a 39 anos	37,5	0,040	0,042	1,481	1,340
40 a 44 anos	42,5	0,011	0,013	0,479	0,449
45 a 49 anos	47,5	0,002	0,002	0,080	0,077
				27,0 anos	27,3 anos

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010.

A idade média ao primeiro casamento foi calculada da forma como foi apresentado em Vieira e Alves (2014). É importante ressaltar que, como se está

considerando a situação conjugal e não o estado conjugal, ou seja, está sendo consideradas as uniões consensuais do estado de São Paulo, o cálculo se trata da idade média à primeira união, e não ao primeiro casamento. Por esse motivo, as idades encontradas são um pouco mais rejuvenescidas. Para a projeção de 2010 para 2050, foram mantidas as idades médias de primeira união constantes.

TABELA 29 – Idade média a primeira união (SMAU), utilizando a variável criada “situação conjugal” por sexo, estado de São Paulo 2000 e 2010.

Faixa etária	Proporção de mulheres solteiras (%)		Proporção de homens solteiros (%)	
	2000	2010	2000	2010
15 a 19 anos	84,9	85,6	96,5	95,4
20 a 24 anos	50,5	61,3	70,5	79,4
25 a 29 anos	24,4	34,0	38,2	45,3
30 a 34 anos	14,0	16,6	19,8	22,4
35 a 39 anos	10,0	10,3	12,5	12,9
40 a 44 anos	7,4	8,6	8,4	10,0
45 a 49 anos	6,0	7,8	6,2	7,9
50 a 54 anos	5,4	6,8	5,4	6,0
SMAM	26,5 anos	28,5 anos	29,5 anos	31,0 anos

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010.

Proporção de pessoas de 45 a 49 anos que não vivem com os pais e idade média ao deixar a casa dos pais

A proporção de pessoas de 45 a 49 anos que não vivem com os pais e a idade média ao deixar a casa dos pais foram obtidos através do método iterativo de interpolação intracoorte (STUPP, 1988). A proporção de pessoas de 45 a 49 anos que não vivem com os pais é uma medida importante no modelo estendido de coortes componentes para assegurar que em regiões onde houve grandes quedas na fecundidade, o número de co-residência de filhos com pais adultos e idosos está consistente (ZENG et al., 2014). A média de idade ao deixar a casa dos pais foi de 27,28 para os homens e 25 para as mulheres no período 2000 a 2010. Dentre os homens de 45 a 49 anos 90% não viviam com os pais em 2000 e 89,85% das mulheres não viviam com os pais em 2000. Em 2010, essa proporção diminuiu para 89% e 87,2%, respectivamente. Para a projeção de 2010 para 2050, tanto a idade média de sair de casa, como as proporções de pessoas de 45 anos a 49 anos que não vivem com os pais, serão mantidas constantes.

TABELA 30 – Proporção de pessoas de 45 a 49 anos que não vivem com os pais, estado de São Paulo 1991, 2000 e 2010.

Proporção de pessoas de 45 a 49 anos que não vivem com os pais	Homens	Mulheres
2000	90,02%	89,85%
2010	89,01%	87,24%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010.

TABELA 31 – Idade média ao deixar a casa dos pais, estado de São Paulo 1991, 2000 e 2010

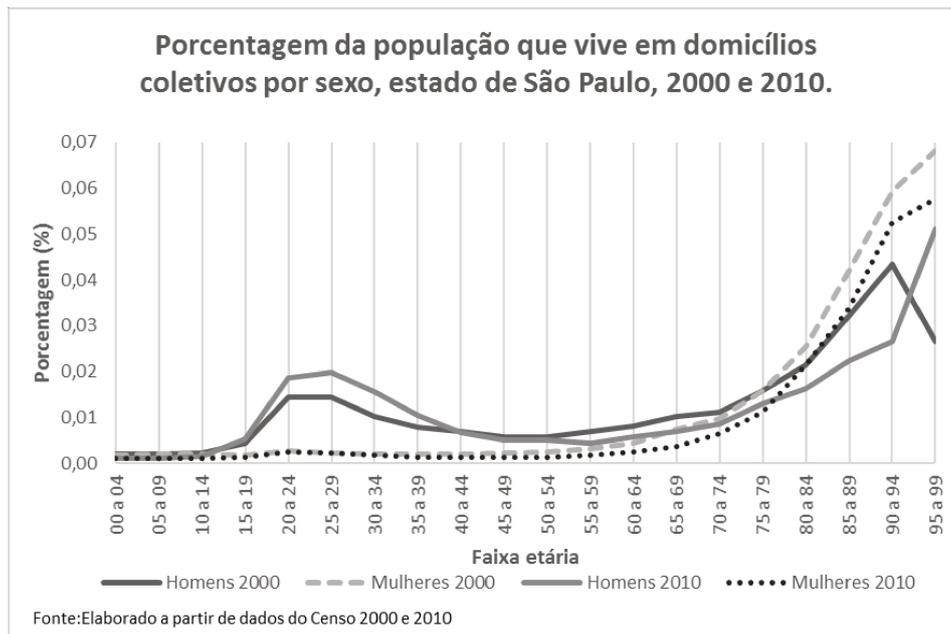
Idade média ao deixar a casa dos pais	Homens	Mulheres
1991 – 2000	25,56	23,55
2000 - 2010	27,28	25,00

Fonte: Elaborado com dados do Censo 1991, 2000 e 2010.

Proporção de pessoas vivendo em domicílios coletivos

A proporção de pessoas que vivem em domicílios coletivos foi calculada pelos dados do Censo de 2000 e 2010 através da espécie do domicílio. No Gráfico 24 a seguir, essas proporções são apresentadas segundo sexo e idade. Observa-se que os homens moram mais em domicílios coletivos durante a vida adulta, provavelmente devido à população carcerária ser composta em sua maioria por homens. Nas idades avançadas, os domicílios coletivos provavelmente devem representar os idosos vivendo em ILPIs, evidenciando uma proporção maior de mulheres em relação aos homens, mesmo que esses percentuais representem muito pouco da população total. No estado de São Paulo, apenas 1,42% das pessoas de 65 anos ou mais moravam em domicílios coletivos em 2000. Em 2010, esse percentual diminuiu para 1,12%. Mesmo considerando idosos de 80 anos ou mais, apenas 3,16% moravam em domicílios coletivos em 2000 e 2,60% em 2010. Para a projeção de 2010 para 2050, as proporções de pessoas vivendo em domicílios coletivos serão mantidas constantes.

GRÁFICO 24 –Proporção de pessoas vivendo em domicílios coletivos, estado de São Paulo, 2000 e 2010.



Proporção de idosos vivendo com filhos

No modelo estendido de coortes componentes o cálculo da proporção de idosos que vivem com os filhos é dado pela seguinte equação (ZENG et al, 2014):

$$N(x, t) = 1 - n_1(x, t) - n_3(x, t) - [1 - n_1(x, t) - n_3(x, t)] * n_2(x, t)$$

Onde $N(x, t)$ é a proporção média de pais idosos com idade x que não co-residem com os filhos adultos. $n_1(x, t)$ é a proporção de infecundabilidade durante a vida dos idosos com idade x no ano t . $n_2(x, t)$ é a proporção de pais idosos com idade x no ano t que não co-residem com filho adulto. E $n_3(x, t)$ é a proporção de pais idosos com idade x no ano t que não são capazes de viver com os filhos adultos devido à escassez de filhos (geração dos filhos menor que a geração dos pais).

Esse cálculo está implementado no software Profamy e é apresentado como um resultado após a leitura da população base do estado de São Paulo de 2000 e 2010. Para a projeção de 2010 a 2050, a proporção de idosos que moram com filhos adultos será mantida constante.

TABELA 32 –Proporção de idosos morando com os filhos adultos por sexo, estado de São Paulo 2000.

Proporção de idosos que moram com os filhos adultos	Homens (%)	Mulheres (%)
Casados, 60 a 69 anos	47,30	50,11
Casados, 70 a 79 anos	43,21	37,72
Casados, 80 anos ou mais	40,10	36,61
Não casados, 60 a 69 anos	26,46	53,00
Não casados, 70 a 79 anos	36,40	52,74
Não casados, 80 anos ou mais	50,62	58,08

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy.

TABELA 33 –Proporção de idosos morando com os filhos adultos por sexo, estado de São Paulo 2010.

Proporção de idosos que moram com os filhos adultos	Homens (%)	Mulheres (%)
Casados, 60 a 69 anos	53,21	53,65
Casados, 70 a 79 anos	47,41	39,45
Casados, 80 anos ou mais	42,63	43,21
Não casados, 60 a 69 anos	32,89	57,76
Não casados, 70 a 79 anos	43,85	54,89
Não casados, 80 anos ou mais	54,40	60,21

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy.

Número médio de outros parentes e não parentes

Seja $h(i, j, t)$ a proporção de domicílios com i membros familiares “diretos” e j membros não parentes e outros parentes. Como familiares direto entende-se cônjuge, filhos e pais da pessoa de referência (ZENG et al, 2014). Portanto, o valor máximo que i assume é $2 + 2 + P$, ou seja, dois avós, dois pais e P crianças. j assume os valores $0, 1, 2, 3, 4, \dots, M$. Segundo Zeng et al (2014), a maior parte das sociedades modernas não possuem proporção significativa de domicílios com mais de 5 outros parentes e não presentes.

No modelo estendido de coortes componentes, o cálculo do número médio de outros parentes e não parentes é dado pela seguinte equação (ZENG et al, 2014):

$$a(i, t) = \sum_{j=0}^M h(i, j, t)$$

$h(i, j, t)$ a proporção de domicílios com i membros familiares “diretos” e j membros não parentes e outros parentes é estimada da forma:

$$h(i, j, t) = h(i, j, t - 1) * \frac{a(i, t)}{a(i, t - 1)}$$

A proporção de domicílios com i membros familiares e j número de outros parentes e não parentes é apresentada nas Tabelas 34 e 35, a seguir. Para a projeção de 2010 para 2050, essa proporção se manterá constante.

TABELA 34 –Proporção de domicílios com i membros familiares e j número de outros parentes e não parentes, estado de São Paulo 2000.

Número de familiares diretos (i)	Número de outros parentes e não parentes (j)						Total
	0	1	2	3	4	5 ou mais	
1	0,7802	0,1373	0,0478	0,0196	0,0080	0,0071	1,0
2	0,8985	0,0693	0,0185	0,0074	0,0035	0,0028	1,0
3	0,9099	0,0693	0,0131	0,0045	0,0016	0,0016	1,0
4	0,9094	0,0737	0,0114	0,0031	0,0012	0,0011	1,0
5	0,8809	0,0991	0,0129	0,0041	0,0017	0,0012	1,0
6	0,8457	0,1249	0,0206	0,0052	0,0020	0,0017	1,0
7	0,8020	0,1569	0,0291	0,0059	0,0034	0,0025	1,0
8	0,7706	0,1765	0,0373	0,0096	0,0034	0,0026	1,0
9 ou mais	0,7207	0,1979	0,0604	0,0138	0,0036	0,0036	1,0

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000.

TABELA 35 –Proporção de domicílios com i membros familiares e j número de outros parentes e não parentes, estado de São Paulo 2010.

Número de familiares diretos (i)	Número de outros parentes e não parentes (j)						Total
	0	1	2	3	4	5 ou mais	
1	0,8125	0,1154	0,0395	0,0175	0,0077	0,0074	1,0
2	0,9034	0,0665	0,0171	0,0072	0,0032	0,0026	1,0
3	0,8978	0,0759	0,0161	0,006	0,0023	0,0019	1,0
4	0,9024	0,0795	0,0116	0,0035	0,0016	0,0014	1,0
5	0,8589	0,1155	0,0172	0,0047	0,0019	0,0019	1,0
6	0,8066	0,1535	0,0273	0,0073	0,003	0,0023	1,0
7	0,754	0,1898	0,0388	0,0096	0,0041	0,0037	1,0
8	0,7319	0,1884	0,0562	0,0139	0,0049	0,0047	1,0
9 ou mais	0,6424	0,2356	0,0797	0,0254	0,0084	0,0084	1,0

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010.

Razão de sexo ao nascer

A razão de sexo ao nascer foi calculada para o estado de São Paulo para os anos de 2000 e 2010 utilizando os dados de nascidos vivos masculinos e femininos disponibilizados pelo DATASUS. Para o ano de 2000, a razão de sexo encontrada foi de 103 homens para cada 100 mulheres, enquanto que para o ano de 2010 foi encontrado o valor de 104 homens para cada 100 mulheres. Para a projeção de 2010 até 2050, será mantida a razão de sexo ao nascer de 2010 constante, pois não há nada que indique uma mudança nessa razão.

Saldo migratório anual

Para a informação sobre o saldo migratório anual, será utilizada a estatística oficial da Fundação SEADE (2011), mostrada anteriormente, de 147.443 migrantes em 2000 e 47.265 migrantes em 2010, para o estado de São Paulo. Para a projeção de 2010 para 2050, o saldo migratório de 2010 foi mantido constante.

CAPÍTULO 3

RESULTADOS

Os procedimentos de cálculo das taxas demográficas realizadas no Capítulo 2, denominadas como distribuições padrão da população e medidas sumárias, evidenciam a abordagem de curso de vida que o modelo estendido de coortes componentes propõe. Para determinar a quantidade e a distribuição de futuros arranjos domiciliares dos idosos, foram calculadas as transições entre os diversos estados que os indivíduos vivenciam durante suas trajetórias de vida. Pergunta-se: o que os cálculos das probabilidades de transição para o estado de São Paulo, podem dizer sobre o comportamento das principais componentes demográficas que irão conformar os arranjos domiciliares dos idosos?

A taxa de fecundidade total caiu de 2,01 em 2000 para 1,68 em 2010, enquanto que a idade média da fecundidade aumentou pouco, de 27 anos para 27,3 anos. Houve uma queda da TFT em todas as ordens de parturição, sendo as maiores quedas para as ordens de parturição 3, 4 e 5 ou mais filhos. Este fato pode ser notado também nas probabilidades de transição entre estados de parturição, que para a maioria dos estados de parturição e para todas as situações conjugais, apresentaram menores probabilidades em 2010 se comparadas com 2000. Como visto no Capítulo 1, a fecundidade é responsável pelo aumento e diminuição da quantidade de filhos dentro de uma família, podendo mudar o tamanho da geração posterior em relação à anterior. Portanto, esta queda observada para o estado de São Paulo, pode fazer com que a quantidade de irmãos, primos e sobrinhos seja cada vez menor, o que configura o processo de verticalização das famílias, ou seja, menor quantidade de parentes da mesma geração dentro da família. Isso pode ter contribuído, por exemplo, para o menor número médio de “não parentes e outros parentes” no período observado.

Para a mortalidade, foi observada uma queda nas probabilidades de sobrevivência tanto para os homens quanto para as mulheres, que resultou em uma maior expectativa de vida ao nascer. A expectativa de vida aos 60 anos também obteve aumento, evidenciando uma mortalidade menor também nas idades adultas. Como visto no Capítulo 1, se por um lado a queda da fecundidade contribui para a verticalização das famílias diminuindo a quantidade de parentes co-lineares (parentes de mesma geração), por outro lado, a queda da mortalidade do estado de São Paulo também pode ter contribuído com uma possível

verticalização das famílias fazendo com que as diferentes gerações e coortes sobrevivam e convivam entre si por mais tempo. Esse resultado pode estar relacionado com a ligeira queda da proporção de pessoas de 45 a 49 anos que não vivem com os pais e o aumento da proporção de idosos morando com os filhos adultos.

Também levam à transformações nos arranjos familiares e domésticos no estado de São Paulo, mudanças no padrão da nupcialidade. Nota-se que as mulheres possuem maiores probabilidades de ficarem viúvas se comparadas aos homens e essa diferença tende a aumentar com o passar das idades. A média de idade com que as mulheres da região sudeste ficaram viúvas em 2000 foi de 65,2 anos enquanto que os homens ficaram viúvos em média aos 65,9 anos. A população masculina possui maior probabilidade de que o casamento termine por causa da morte do próprio indivíduo, enquanto que a viuvez é a causa mais frequente de dissolução da união para as mulheres. Portanto, a mortalidade se configura como um fator muito importante na determinação da situação conjugal da população, tanto para a mulher quanto para o homem, principalmente nas idades mais avançadas. Mas como a chance de o homem recasar é consideravelmente maior do que das mulheres, tanto para os viúvos quanto para os divorciados, e em praticamente todas as faixas etárias, é de se esperar que a maior parte dos homens idosos esteja vivendo com a presença de companheira enquanto que espera-se um maior número de mulheres idosas vivendo sem companheiro.

Além disso, foi visto no Capítulo 2 que houve um aumento no número de casamentos e de divórcios, elevando a Taxa geral de divórcios e casamentos. As uniões e casamentos estão cada vez mais tardios, alterando a idade média da primeira união de 26,5 para 29,5 para as mulheres e de 28,5 para 31 anos para os homens. O ingresso tardio no casamento pode estar mais relacionado as escolhas individuais e econômicas do que propriamente a formação de uma família e uma prole, como a inserção cada vez maior da mulher no mercado de trabalho formal, o maior tempo de escolarização e o tempo cada vez maior vivido na casa dos pais. Tanto os homens quanto as mulheres têm ficado na casa dos pais cada vez mais tardiamente na sua trajetória de vida. Enquanto que a média de idade das mulheres saírem da casa dos pais foi de 23,5 anos em 2000 e 25 anos em 2010, os homens saíam da casa dos pais em média aos 25,5 anos em 2000 e 27,28 anos em 2010.

Também foi visto no Capítulo 1 que, muitas vezes, sair da casa dos pais, unir-se, formar um domicílio e ter filhos, são transições na trajetória de um indivíduo que pode influenciar na transição da trajetória de outros membros do grupo ao qual o indivíduo pertence. Essas mudanças podem estar ligadas à decisão de migrar, por exemplo. O padrão etário da migração no estado de São Paulo mostra um aumento da frequência de migrações justamente nas idades mais jovens, entretanto, o saldo migratório diminuiu no período analisado.

Por fim, foi visto no Capítulo 1 que, em nenhuma sociedade estudada até o momento, mais de 10% dos idosos são institucionalizados. No estado de São Paulo, foi visto que apenas 1,42% das pessoas de 65 anos ou mais moravam em domicílios coletivos em 2000. Em 2010, esse percentual diminuiu para 1,12%. Mesmo considerando idosos de 80 anos ou mais, apenas 3,16% moravam em domicílios coletivos em 2000 e 2,60% em 2010.

Após o cálculo de todas as probabilidades e taxas demográficas necessárias para a aplicação das equações de atualização apresentadas na seção 2.2, foi realizada a projeção a partir da contagem do tamanho e composição dos domicílios pelo software ProFamy. Os resultados da projeção serão apresentados a seguir. Com o objetivo de avaliar o comportamento do modelo, primeiramente uma projeção dos arranjos domiciliares dos idosos será feita para 2010, utilizando dados de 2000, e comparada com os arranjos domiciliares de idosos identificados no Censo Demográfico de 2010. Em seguida a projeção será feita utilizando os dados de 2010 para estimar a população idosa e seus respectivos arranjos domiciliares de 2050. É importante relembrar o objetivo deste trabalho, que consiste em responder quantos serão os idosos e em que tipo de arranjos domiciliares estarão vivendo no estado de São Paulo em 2050.

3.1 Projeção da população idosa no período de 2000 a 2010

A população total projetada pelo modelo estendido de coortes componentes é apresentada na Tabela 36 e comparada com as estimativas intercensitárias disponibilizadas pelo MS/SGEP/Datasus. A diferença entre as estimativas alcançadas pelos dois métodos é considerada baixa, tendo em vista que atinge seu maior valor em 4% na estimativa do total da população em 2007. Para o ano de 2010, pode-se comparar a estimativa do modelo estendido de coortes componentes com a população total do Censo de 2010. Neste caso, a diferença da estimativa representa o erro do modelo, que

ficou abaixo de 1%. A pirâmide etária projetada para 2010 segundo estado conjugal é apresentada no Gráfico 25.

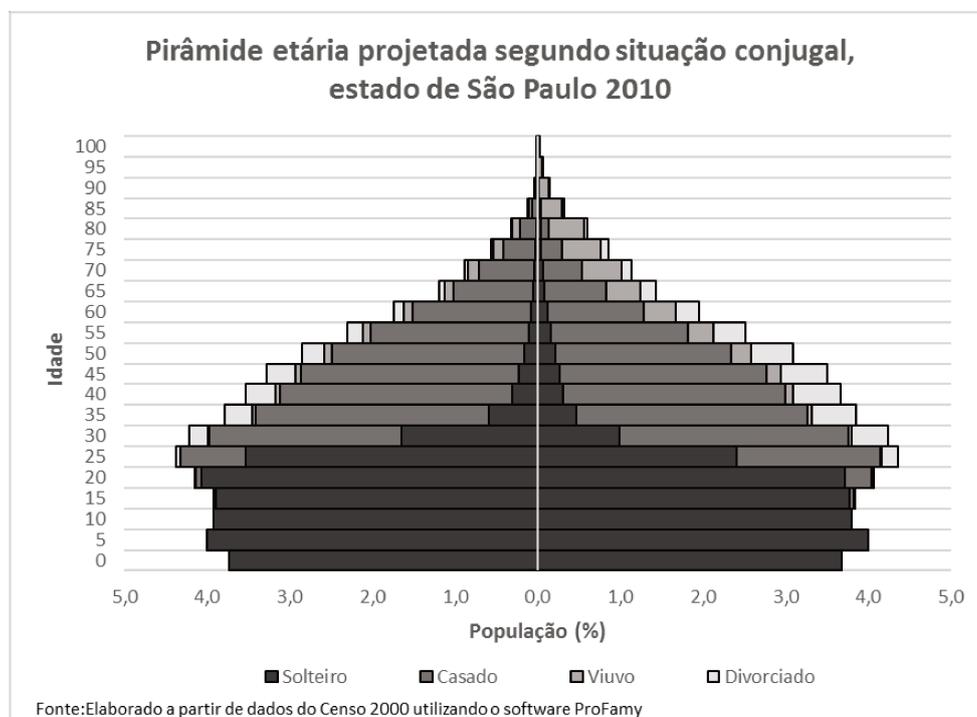
TABELA 36 – População total projetada pelo modelo estendido de coortes componentes e projetada pelo MS/SGEP/Datasus.

Ano	População Total projetada	DATASUS	Diferença (%)
2001	37.468.500	37.630.105	0,43%
2002	37.909.600	38.177.734	0,70%
2003	38.344.200	38.709.339	0,94%
2004	38.769.100	39.239.362	1,20%
2005	39.182.800	40.442.820	3,12%
2006	39.584.200	41.055.761	3,58%
2007	39.971.800	41.663.568	4,06%
2008	40.344.600	41.011.635	1,63%
2009	40.701.500	41.384.089	1,65%
2010*	41.041.900	41.262.199	0,53%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy e MS/SGEP/Datasus.

*dados do Censo 2010

GRÁFICO 25 – Pirâmide etária segundo situação conjugal, estado de São Paulo, 2010.



O modelo estendido de coortes componentes, aplicado nessa dissertação a partir dos dados do ano de 2000, estimou um número de idosos em 2010 de 3.139.705 com 65

anos ou mais, que representava 7,65% da população total do estado de São Paulo, uma diferença de menos de 3% dessa população identificada no Censo 2010. Ao considerar apenas os idosos de 80 anos ou mais, foi projetado uma população de 648.462 que representava 1,58% da população do estado de São Paulo, uma diferença de menos de 2% dessa população identificada no Censo 2010. E para a população de 85 anos e mais, foi projetado uma população de 266.772, representado 0,65% da população total de São Paulo, uma diferença de menos de 2% dessa população identificada no Censo 2010. A pirâmide etária projetada para 2010, segundo estado conjugal dos idosos de 65 anos ou mais, é apresentada no Gráfico 26.

TABELA 37 – Porcentagem de pessoas com 65 anos ou mais projetada pelo modelo estendido de coortes componentes e projetada pelo MS/SGEP/Datasus, estado de São Paulo.

Ano	Porcentagem da população projetada com 65 anos ou mais	Projeção IBGE/DATASUS	Diferença (%)
2001	6,23	6,10	2,2%
2002	6,35	6,09	4,3%
2003	6,48	6,08	6,6%
2004	6,60	6,08	8,7%
2005	6,79	6,06	12,1%
2006	6,92	6,05	14,4%
2007	7,07	7,09	0,3%
2008	7,24	7,27	0,4%
2009	7,44	7,44	0,0%
2010*	7,65	7,84	2,4%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. MS/SGEP/Datasus.

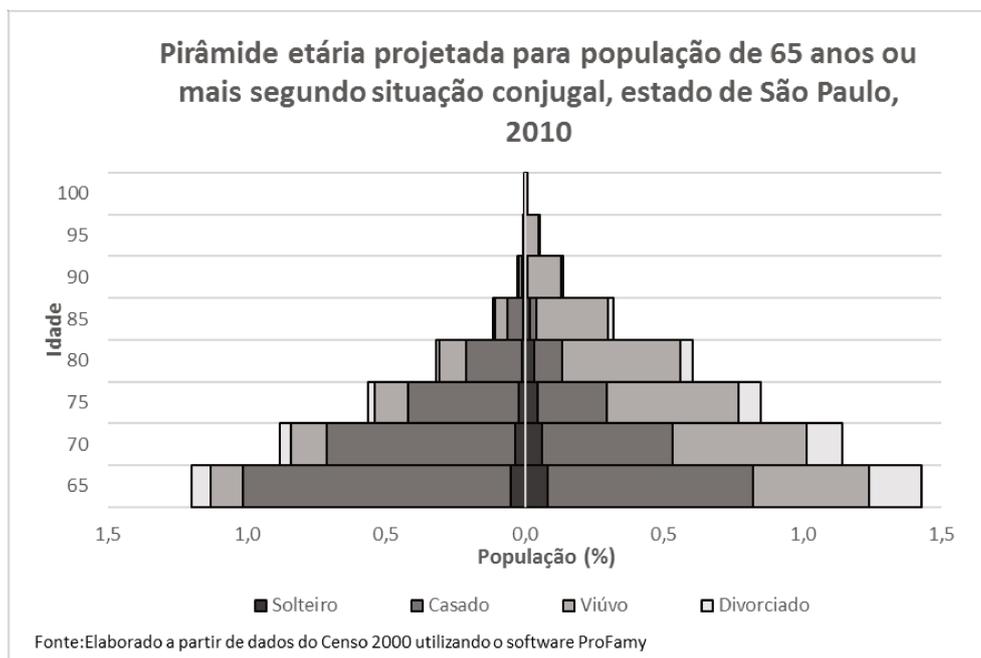
*Censo 2010

TABELA 38 – Porcentagem de pessoas com 80 anos ou mais e 85 anos ou mais projetada pelo modelo estendido de coortes componentes e calculada pelo Censo 2010, estado de São Paulo.

Ano	Projetado	Censo 2010	Diferença (%)
Porcentagem da população projetada com 80 anos ou mais	1,58%	1,61%	1,86%
Porcentagem da população projetada com 85 anos ou mais	0,65%	0,66%	1,52%

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy.

GRÁFICO 26 – Pirâmide etária projetada para a população de 65 anos ou mais, segundo situação conjugal, estado de São Paulo, 2010.



A pirâmide etária segundo estado conjugal projetado pelo modelo estendido de coortes componentes revela uma assimetria causada pela maior sobrevivência das mulheres em relação aos homens. Em relação às situações conjugais, nota-se uma quantidade muito maior de viúvas e divorciadas se comparado aos homens.

3.2 Projeção dos arranjos domiciliares dos idosos em 2010

Relembrando que, no modelo estendido de coortes componentes, as informações acerca das relações de co-residência com filhos c , co-residência com pais “ k ” e situação conjugal “ m ” são utilizadas para a reconstituição do arranjo domiciliar daquela pessoa. Nesse sentido, o modelo identifica apenas arranjos domiciliares de até 3 gerações: uma geração acima da pessoa de referência (co-residência com os pais) e uma geração abaixo da pessoa de referência (co-residência com filhos), co-residência com pessoas da mesma geração (situação conjugal), além de “outros parentes” e “não parentes” (ou “agregados”). No caso dos arranjos domiciliares dos idosos, os tipos de domicílios identificados foram: Casal sem filhos (com ou sem parentes/agregados), Casal com filhos (com ou sem parentes/agregados), Monoparental (com ou sem parentes/agregados), Domicílio unipessoal com parentes/agregados, Domicílio unipessoal e Idosos vivendo em instituição. Os resultados da projeção foram divididos por faixa etária (65 a 79 anos, 80 anos ou mais, 65 anos ou mais) e sexo. Nas próximas tabelas, cada tipo de arranjos

domiciliar projetado foi comparado com os respectivos arranjos identificados no Censo de 2010 e calculada a diferença relativa

TABELA 39 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2010.

Arranjo domiciliar de pessoas com 65 a 79 anos	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Diferença absoluta (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	730.266	820.504	11,0
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	698.581	737.447	5,3
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	548.413	385.346	42,3
Unipessoal com parentes/agregados	80.126	245.359	67,3
Unipessoal	403.473	362.178	11,4
Vivendo em instituição	27.169	18.312	48,4
Total	2.488.028	2.569.146	3,2

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 40 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo

Arranjo domiciliar de homens com 65 a 79 anos	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Diferença absoluta (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	413.391	452.740	8,7
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	419.380	425.757	1,5
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	98.822	73.705	34,1
Unipessoal com parentes/agregados	27.828	60.281	53,8
Unipessoal	113.154	100.448	12,6
Vivendo em instituição	12.707	9.382	35,4
Total	1.085.282	1.122.313	3,3

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 41 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo

Arranjo domiciliar de mulheres com 65 a 79 anos	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Diferença absoluta (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	316.875	367.764	13,8
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	279.201	311.690	10,4
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	449.591	311.641	44,3
Unipessoal com parentes/agregados	52.298	185.078	71,7
Unipessoal	290.319	261.730	10,9
Vivendo em instituição	14.462	8.930	61,9
Total	1.402.746	1.446.833	3,0

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 42 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo

Arranjo domiciliar de pessoas com 80 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Diferença absoluta (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	90.719	159.769	43,2
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	68.945	133.119	48,2
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	287.406	112.082	156,4
Unipessoal com parentes/agregados	46.757	116.821	60,0
Unipessoal	132.439	126.135	5,0
Vivendo em instituição	17.476	16.823	3,9
Total	643.742	664.749	3,2

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 43 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo

Arranjo domiciliar de homens com 80 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Diferença absoluta (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	62.147	93.263	33,4
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	46.656	63.737	26,8
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	41.940	24.618	70,4
Unipessoal com parentes/agregados	7.860	22.787	65,5
Unipessoal	25.134	28.571	12,0
Vivendo em instituição	4.769	4.447	7,2
Total	188.506	237.423	20,6

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. Censo 2010

TABELA 44 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo

Arranjo domiciliar de mulheres com 80 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Diferença absoluta (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	28.572	66.506	57,0
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	22.289	69.382	67,9
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	245.466	87.464	180,6
Unipessoal com parentes/agregados	38.897	94.034	58,6
Unipessoal	107.305	97.564	10,0
Vivendo em instituição	12.707	12.376	2,7
Total	455.236	427.326	6,5

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 45 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo

Arranjo domiciliar de mulheres com 65 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Diferença absoluta (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	820.985	980.273	16,2
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	767.525	870.566	11,8
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	835.821	497.428	68,0
Unipessoal com parentes/agregados	126.883	362.180	65,0
Unipessoal	535.912	488.313	9,7
Vivendo em instituição	48.674	35.135	38,5
Total	3.135.800	3.233.895	3,0

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 46 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo

Arranjo domiciliar de mulheres com 65 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Diferença absoluta (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	820.985	980.273	16,2
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	767.525	870.566	11,8
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	835.821	497.428	68,0
Unipessoal com parentes/agregados	126.883	362.180	65,0
Unipessoal	535.912	488.313	9,7
Vivendo em instituição	48.674	35.135	38,5
Total	3.135.800	3.233.895	3,0

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 47 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo

Arranjo domiciliar de mulheres com 65 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Diferença absoluta (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	820.985	980.273	16,2
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	767.525	870.566	11,8
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	835.821	497.428	68,0
Unipessoal com parentes/agregados	126.883	362.180	65,0
Unipessoal	535.912	488.313	9,7
Vivendo em instituição	48.674	35.135	38,5
Total	3.135.800	3.233.895	3,0

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

Considerando uma diferença entre a população projetada e observada de 10% como sendo uma boa estimativa, a projeção realizada via modelo estendido de coortes componentes resultou em boas estimativas acerca da população total, população de 65 anos ou mais, população de 80 anos ou mais. Teve boa estimativa para os tipos de domicílios compostos por casal com filhos, casal sem filhos e domicílios unipessoais para pessoas com 65 a 79 anos e 65 anos ou mais. Porém, existem diferenças importante ao estimar domicílios monoparentais e unipessoais com parentes/agregados para pessoas com 65 a 79 anos e 65 anos ou mais. Também teve boa estimativa para domicílios unipessoais e vivendo em instituições para pessoas com 80 anos ou mais. Porém, existem diferenças importantes ao estimar domicílios compostos por casal sem filhos, casal com filhos e unipessoal para pessoas com 80 anos ou mais. Os resultados estão de acordo com a literatura ao apontar que as mulheres idosas vivem mais em domicílios com filhos e sozinhas do que os homens, que moram mais em domicílios com companheira ou com companheira e filhos.

3.3 Projeção da população idosa no período de 2010 para 2050

A população total projetada pelo modelo estendido de coortes componentes para 2050 é apresentada na Tabela 48, resultando em uma população total de 47.369.200 habitantes. Já a projeção da população total para o estado de São Paulo em 2050, pela fundação SEADE (WALDVOGEL, 2012) é de 47.204.293. A diferença entre as

estimativas alcançadas pelos dois métodos é considerada baixa, de apenas 0,3%. A pirâmide etária projetada para 2010 segundo estado conjugal é apresentada no Gráfico 27.

TABELA 48 – Porcentagem de pessoas com 65 anos e mais projetada pelo modelo estendido de coortes componentes.

Ano	População total projetada	Proporção da população projetada com 65 anos e mais (%)	Proporção da população projetada com 80 anos e mais (%)
2010	41.211.700	7,84	0,65
2015	42.884.700	9,13	0,86
2020	44.247.200	10,76	1,03
2025	45.273.900	12,73	1,21
2030	46.067.400	14,96	1,49
2035	46.661.600	17,24	1,97
2040	47.052.000	19,52	2,64
2045	47.278.400	22,19	3,50
2050	47.369.200	25,06	4,48

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 utilizando o software ProFamy.

O modelo estendido de coortes componentes, aplicado nessa dissertação a partir dos dados do ano de 2010, estimou um número de idosos em 2050 de 11.842.300 com 65 anos ou mais, que irá representar 25% da população total do estado de São Paulo. Ao considerar apenas os idosos de 80 anos ou mais, foi projetado uma população de 2.122.140, que representará 4,48% da população do estado de São Paulo. As pirâmides etárias projetadas para a população total e para a população de 65 anos ou mais em 2050, segundo estado conjugal, são apresentadas nos Gráficos 27 e 28 a seguir.

GRÁFICO 27 – Pirâmide etária projetada para o estado de São Paulo, segundo situação conjugal 2010 - 2050.

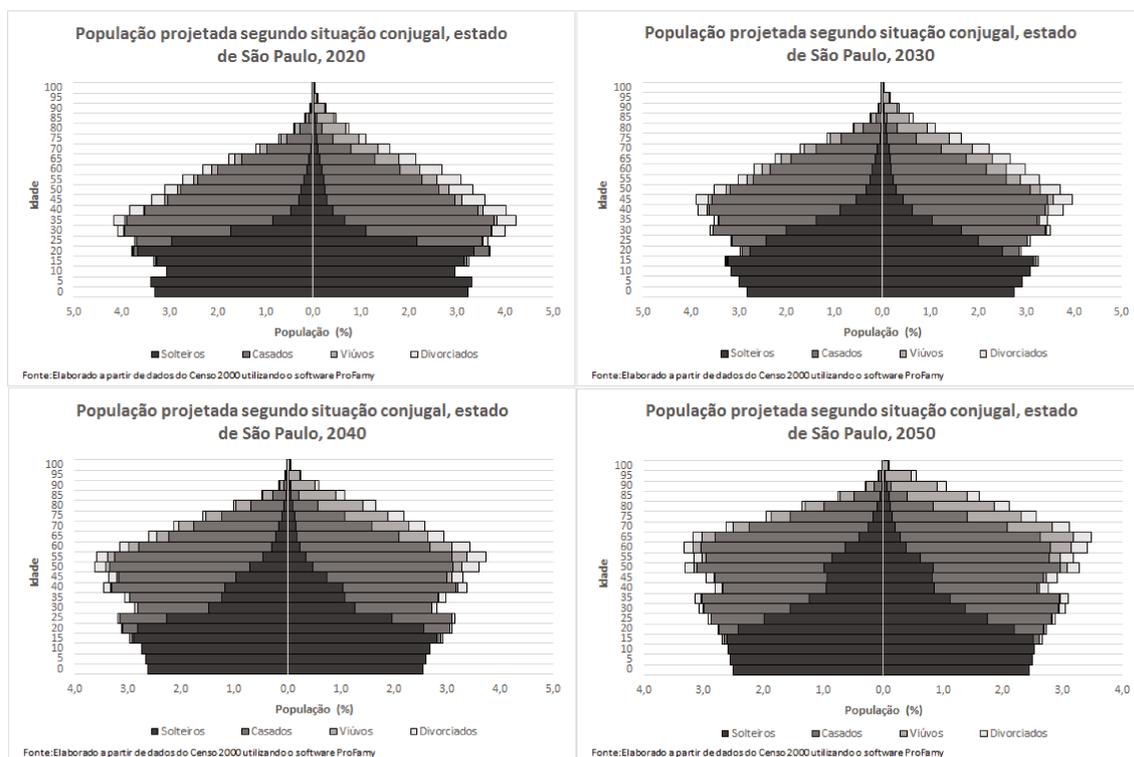
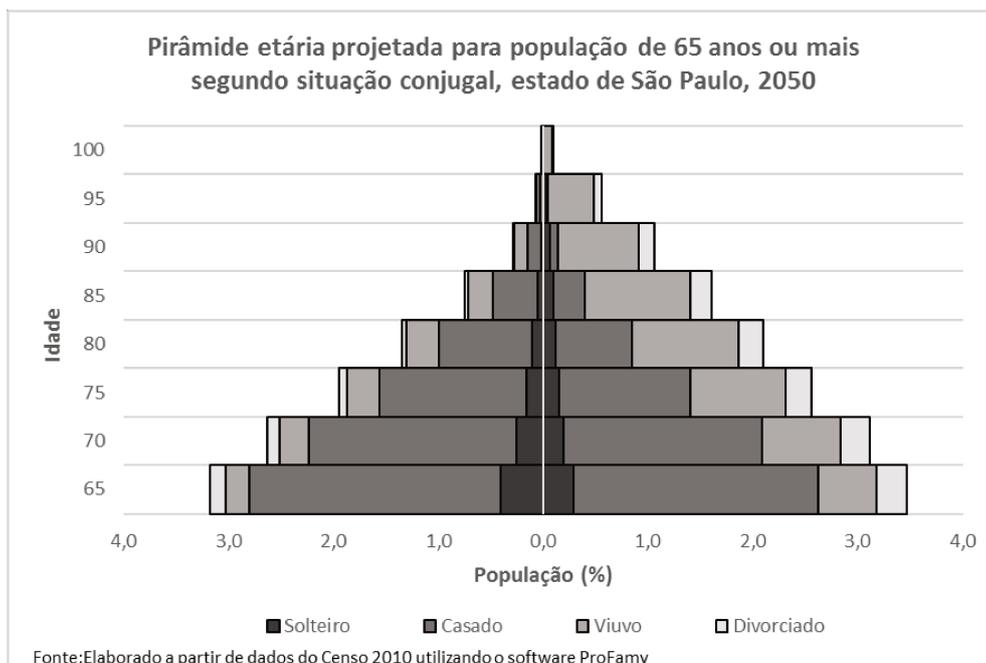


GRÁFICO 28 – Pirâmide etária projetada para a população de 65 anos ou mais, segundo situação conjugal, estado de São Paulo, 2050.



3.4 Projeção dos arranjos domiciliares dos idosos em 2050

Da mesma forma que a projeção de 2000 para 2010, os arranjos domiciliares identificados foram: Casal sem filhos (com ou sem parentes/agregados), Casal com filhos (com ou sem parentes/agregados), Monoparental (com ou sem parentes/agregados), Domicílio unipessoal com parentes/agregados, Domicílio unipessoal e Idosos vivendo em instituição. Os resultados da projeção também foram divididos por faixa etária (65 a 79 anos, 80 anos ou mais, 65 anos ou mais) e sexo. Nas próximas tabelas, cada tipo de arranjos domiciliar projetado foi comparado com os respectivos arranjos identificados no Censo de 2010 e calculado o crescimento em percentual de 2010 a 2050.

TABELA 49 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.

Arranjo domiciliar de pessoas com 65 a 79 anos	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Crescimento (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	3.315.946	820.504	304
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	2.604.715	737.447	253
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	1.101.579	385.346	186
Unipessoal com parentes/agregados	224.723	245.359	-9
Unipessoal	1.112.179	362.178	207
Vivendo em instituição	41.974	18.312	129
Total	8.401.116	2.569.146	227

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 50 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.

Arranjo domiciliar de homens com 65 a 79 anos	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Crescimento (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	1.656.291	452.740	266
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	1.355.644	425.757	218
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	340.836	73.705	362
Unipessoal com parentes/agregados	137.481	60.281	128
Unipessoal	539.548	100.448	437
Vivendo em instituição	12.707	9.382	35
Total	4.042.507	1.122.313	260

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 51 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 65 a 79 anos do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.

Arranjo domiciliar de mulheres com 65 a 79 anos	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Crescimento (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	1.659.655	367.764	351
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	1.249.071	311.690	301
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	760.743	311.641	144
Unipessoal com parentes/agregados	87.242	185.078	-112
Unipessoal	572.631	261.730	119
Vivendo em instituição	29.267	8.930	228
Total	4.358.609	1.446.833	201

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 52 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.

Arranjo domiciliar de pessoas com 80 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Crescimento (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	1.090.552	159.769	583
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	691.075	133.119	419
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	1.423.941	112.082	1170
Unipessoal com parentes/agregados	181.221	116.821	55
Unipessoal	825.227	126.135	554
Vivendo em instituição	50.583	16.823	201
Total	4.262.599	664.749	541

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 53– Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.

Arranjo domiciliar de homens com 80 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Crescimento (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	595.614	93.263	539
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	401.655	63.737	530
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	368.673	24.618	1398
Unipessoal com parentes/agregados	57.027	22.787	150
Unipessoal	269.557	28.571	843
Vivendo em instituição	37.876	4.447	752
Total	1.730.402	237.423	629

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 54– Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 80 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.

Arranjo domiciliar de mulheres com 80 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Crescimento (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	494.938	66.506	644
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	289.420	69.382	317
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	1.055.268	87.464	1107
Unipessoal com parentes/agregados	124.194	94.034	32
Unipessoal	555.670	97.564	470
Vivendo em instituição	12.707	12.376	-3
Total	2.532.197	427.326	493

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 55 – Comparação entre os arranjos domiciliares de pessoas com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.

Arranjo domiciliar de pessoas com 65 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Crescimento (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	4.406.498	980.273	349
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	3.295.790	870.566	278
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	2.525.519	497.428	407
Unipessoal com parentes/agregados	405.944	362.180	12
Unipessoal	1.937.404	488.313	296
Vivendo em instituição	195.506	35.135	456
Total	12.766.661	3.233.895	294

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 56 – Comparação entre os arranjos domiciliares de homens com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.

Arranjo domiciliar de homens com 65 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Crescimento (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	2.251.905	546.003	312
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	1.757.299	489.494	259
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	709.508	98.323	622
Unipessoal com parentes/agregados	194.508	83.068	134
Unipessoal	809.104	129.019	527
Vivendo em instituição	75.086	13.829	443
Total	5.797.410	1.359.736	326

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

TABELA 57 – Comparação entre os arranjos domiciliares de mulheres com 65 anos ou mais do Censo 2010 e projetados pelo modelo estendido de coortes componentes, estado de São Paulo 2050.

Arranjo domiciliar de mulheres com 65 anos ou mais	Modelo estendido de coortes componentes	Censo 2010	Crescimento (%)
Casal sem filhos, com ou sem parentes/agregados	2.154.593	434.270	396
Casal com filhos, com ou sem parentes/agregados	1.538.491	381.072	304
Monoparental, com ou sem parentes/agregados	1.816.011	399.105	355
Unipessoal com parentes/agregados	211.436	279.112	-32
Unipessoal	1.128.300	359.294	214
Vivendo em instituição	120.420	21.306	465
Total	6.969.251	1.874.159	272

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010 utilizando o software ProFamy. Censo 2010.

Segundo o modelo estendido de coortes componentes, para os arranjos domiciliares de idosos com 65 a 79 anos, os domicílios compostos por casal com filhos, casal sem filhos e domicílios unipessoais serão os que mais crescerão até 2050. Esse crescimento está muito relacionado com ganhos na expectativa de vida dos homens, que sobreviverão mais nessas idades e por consequência diminuirão a quantidade de mulheres em situação de viuvez. Analisando por sexo, esses resultados são consequência, de um grande aumento de domicílios unipessoais masculinos, enquanto que as mulheres contribuem mais para o aumento de domicílios compostos por casal com filhos e casal

sem filhos. Já os arranjos domiciliares com idosos de 80 anos ou mais apresentarão um crescimento maior para domicílios unipessoal, tanto de homens quanto de mulheres, seguido por casal sem filhos e domicílios unipessoal. Quando é considerado os idosos com 65 anos ou mais, os tipos de domicílio que mais cresceram foram idosos morando em instituição e domicílios monoparentais.

Analisando apenas a distribuição dos domicílios de idosos projetados para o ano de 2050, os resultados do modelo estendido de coortes componentes permitem um maior detalhamento da distribuição dos arranjos domiciliares entre os idosos. Os Gráficos 29 e 30, apresentam a distribuição dos arranjos domiciliares por sexo para o ano de 2050. O diferencial da distribuição de arranjos domiciliares por sexo fica evidente, mostrando que quando se considera a população de 65 anos ou mais, as mulheres idosas moram majoritariamente em domicílios com filho(s) e sem companheiro, seguido por domicílios com companheiro e sem filho(s). Já os homens, moram majoritariamente em domicílios com companheira, mas sem filho(s), seguido por domicílios com companheira e filho(s). Esse resultado está de acordo com os achados na literatura do cuidado dos idosos que argumenta que uma situação muito usual é a de que as mulheres cuidem de seus companheiros e após a viuvez, recorram aos cuidados dos filhos. Como consequência disso, são as mulheres não casadas que são as que mais co-residem com os filhos.

GRÁFICO 29 – Projeção da população com 65 anos ou mais, segundo arranjo domiciliar e sexo, estado de São Paulo, 2050.

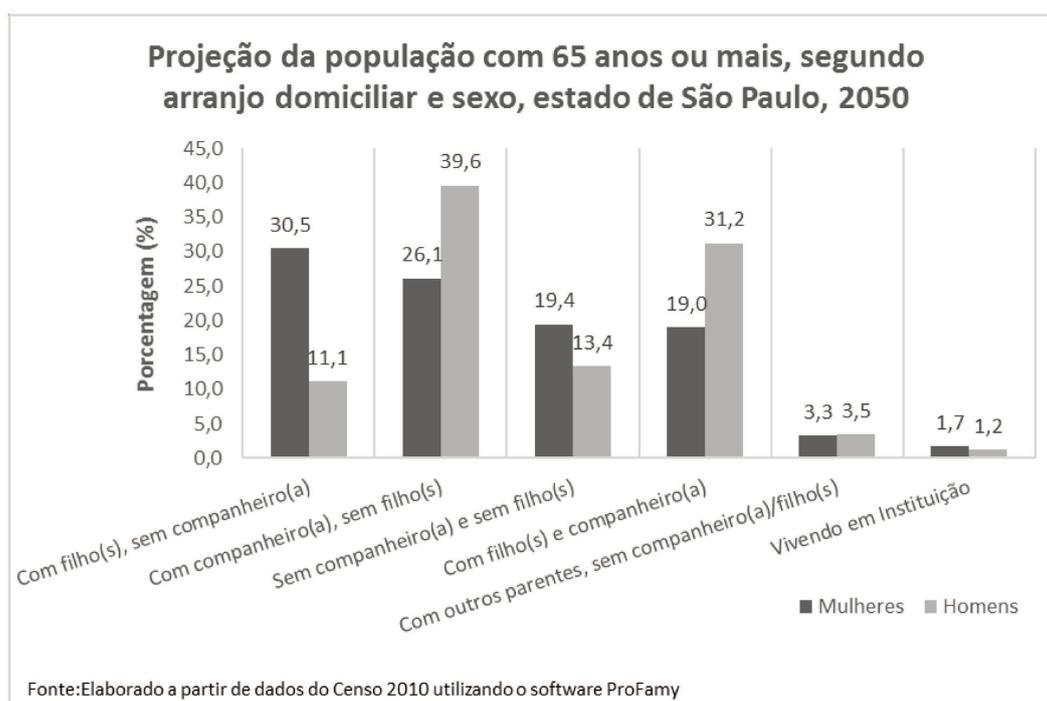
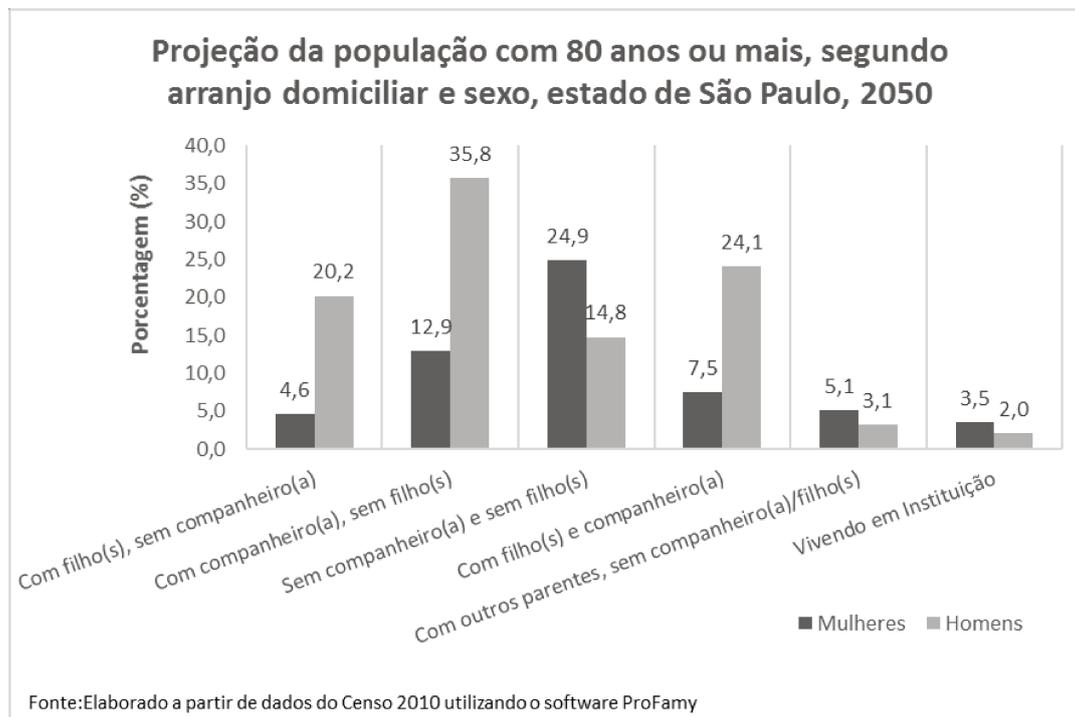


GRÁFICO 30 – Projeção da população com 80 anos ou mais, segundo arranjo domiciliar e sexo, estado de São Paulo, 2050.



Ao indagar sobre possíveis fontes que podem ter colaborado com a diferença significativa entre as estimativas de arranjos domiciliares de idosos produzidas pelo modelo estendido de coortes componentes e o reportado pelo censo demográfico de 2010, surgem algumas hipóteses que merecem ser exploradas em trabalhos futuros. Apesar dos totais populacionais serem bem estimados pela projeção, fica nítida a existência de problemas quanto à distribuição da população idosa em diferentes tipos de arranjos domiciliares analisados. Mais precisamente, as piores estimativas foram para domicílios monoparentais e domicílios unipessoais nas idades de 65 a 79 anos e domicílios compostos por casal sem filhos/casal com filhos e domicílios unipessoal nas idades de 80 anos ou mais.

Entre as possíveis causas, destaca-se, em primeiro lugar, o uso de probabilidades de transição entre estados conjugais legais (civis) para retratar uma realidade brasileira onde a união consensual possui grande relevância. Certamente o nível e padrão das curvas de probabilidade de transição entre estados conjugais não legais diferem significativamente das curvas disponíveis e utilizadas, alterando a proporção da população em cada estado conjugal ao longo da trajetória de vida, e assim, impactando diretamente na construção da composição dos arranjos domiciliares pelo modelo. O segundo fator que pode ter papel

importante nos resultados obtidos para a população idosa é a falta de conhecimentos acerca do comportamento da mortalidade nas idades avançadas e conseqüentemente do comportamento futuro da expectativa de vida nessas idades, principalmente nos diferenciais entre os sexos. Em relação ao método, uma questão pertinente é o fato que, para a construção dos arranjos domiciliares, o modelo deixa de considerar a variável “relação com o responsável do domicílio”, pois sempre que possível, irá considerar a mulher adulta como o indivíduo marcador do domicílio (ego) para facilitar a obtenção de informações sobre fecundidade e co-residência com os filhos. Existem pressupostos pré-determinados pelo modelo durante o acompanhamento destes marcadores que podem, eventualmente, ser uma fonte de erros importante ao comparar com os arranjos domiciliares provenientes do Censo. Todas essas questões devem ser exploradas em trabalhos futuros para avaliações mais detalhadas sobre as potencialidades e limitações do método para a população brasileira.

Por fim, sugere-se que novos estudos consigam avançar em relação à aplicação deste método que, se por um lado, possui muitas potencialidades de análises, por outro, desperta discussões sobre quais os determinantes da formação e dissolução dos domicílios nas idades avançadas. Deve-se aprofundar em relação ao conhecimento dos problemas aqui destacados e que não couberam como o objetivo deste trabalho.

Considerações finais

O objetivo desta dissertação de mestrado foi responder a pergunta sobre quantos idosos existirão no estado de São Paulo e em quais tipos de arranjos domiciliares esses idosos estarão vivendo no futuro. Obviamente, o interesse maior não foi chegar a uma estimativa numérica de arranjos domiciliares dos idosos propriamente dita, mas sim estudar o meio pelo qual chega-se a essa estimativa, ou seja, avançar nos estudos de como compreender a formação e dissolução dos domicílios de idosos.

Reconhece-se as limitações do estudo que, muito mais que responder questões, serviu para gerar mais indagações sobre o tema e que abre um campo vasto para novas análises utilizando um método muito pouco utilizado no Brasil, principalmente quando se trata sobre o estudo do envelhecimento populacional.

Conclui-se que a aplicação do modelo estendido de coortes componentes com os dados utilizados neste trabalho responde parcialmente a pergunta de pesquisa. O modelo resultou em boas estimativas acerca da população total, população total de 65 anos ou mais, população total de 80 anos ou mais. Teve boa estimativa para os tipos de domicílios compostos por casal com filhos, casal sem filhos e domicílios unipessoais para pessoas com 65 a 79 anos e 65 anos ou mais. Porém, existem diferenças importante ao estimar domicílios monoparentais e unipessoais com parentes/agregados para pessoas com 65 a 79 anos e 65 anos ou mais. Também teve boa estimativa para domicílios unipessoais e vivendo em instituições para pessoas com 80 anos ou mais. Porém, existem diferenças importantes ao estimar domicílios compostos por casal sem filhos, casal com filhos e unipessoal para pessoas com 80 anos ou mais. Os resultados estão de acordo com a literatura ao apontar que as mulheres idosas vivem mais em domicílios com filhos e sozinhas do que os homens, que moram mais em domicílios com companheira ou com companheira e filhos.

Segundo o modelo estendido de coortes componentes, a população de 65 anos ou mais que representava 7,65% da população total do estado de São Paulo em 2010, passará a representar 25% em 2050. Ao considerar apenas a população de 80 anos ou mais, que representava 1,58% da população do estado de São Paulo em 2010, passará a representar 4,48% da população total em 2050. Em relação aos arranjos domiciliares de idosos com 65 a 79 anos, os domicílios compostos por casal com filhos, casal sem filhos e domicílios unipessoais serão os que mais crescerão até 2050. Esse crescimento está muito relacionado com ganhos na expectativa de vida dos homens, que sobreviverão mais nessas idades e por consequência diminuirão a quantidades de mulheres em situação de viuvez. Analisando por sexo, esses resultados são consequência, de um grande aumento de domicílios unipessoais masculinos, enquanto que as mulheres contribuem mais para o aumento de domicílios compostos por casal com filhos e casal sem filhos. Já os arranjos domiciliares com idosos de 80 anos ou mais apresentarão um crescimento maior para domicílios unipessoal, tanto de homens quanto de mulheres, seguido por casal sem filhos e domicílios unipessoal. Quando é considerado os idosos com 65 anos ou mais, os tipos de domicílio que mais cresceram foram idosos morando em instituição e domicílios monoparentais.

Apesar do objetivo desta dissertação não visar responder as questões sobre os cuidados de longa duração dos idosos, os resultados aqui apresentados podem lançar

questionamentos sobre as questões de cuidados para futuras pesquisas. É importante destacar que a relação entre os arranjos domiciliares dos idosos e os cuidados dos idosos ainda precisa ser melhor compreendida, ao passo que não se pode assumir que um número maior de pessoas morando juntas se traduza, necessariamente, em maior suporte aos idosos. Por outro lado, deve ser dada ênfase no fato de que o crescimento da população idosa, não necessariamente significa crescimento da demanda por cuidados diretamente. Por exemplo, podemos esperar que em determinadas camadas sociais aconteça uma possível compressão da morbidade, concomitantemente ao crescimento da longevidade. Portanto, este processo se mostra dinâmico e o uso de uma ferramenta como o modelo estendido de coortes componentes seria muito enriquecedora para revisões permanentes de projeções e ampliação das possibilidades de análises, como por exemplo, por grupos sociais. Neste sentido, o modelo possui um excelente potencial ao permitir a possibilidade de criação de diversos cenários utilizando diferentes taxas demográficas pertencentes às medidas sumárias. Uma vez já calculadas a população base e as distribuições padrão da população do estado de São Paulo, uma agenda de pesquisa que se abre é justamente explorar este amplo conjunto de cenários possíveis e estudar mais a fundo o impacto de cada componente demográfica na composição dos arranjos domiciliares dos idosos.

Entretanto, o modelo estendido de coortes componentes também apresenta diversas limitações. Como todo modelo, opta-se por considerar um conjunto de variáveis e deixar de fora outras muitas que podem explicar o que acontece na realidade. No caso deste estudo, as diferenças encontradas entre as projeções de 2010 e o Censo de 2010 podem ser um reflexo de que outras variáveis que influenciam a realidade da formação e dissolução de arranjos domiciliares dos idosos. Por exemplo, o mercado imobiliário, as crises econômicas, os fatores culturais, as escolhas individuais, trocas intergeracionais ou redes de apoio de cuidados. Além disso, o fato do modelo estar integralmente implementado no software ProFamy é uma restrição importante, pois limita o acesso do usuário apenas ao fornecimento de dados e algumas definições do modelo, não permitindo o contato direto com o método e com a localização de erros durante o processo.

Em relação aos dados disponíveis pelas fontes de dados brasileiras, existe uma escassez relevante de dados longitudinais, especialmente sobre nupcialidade e família, fundamentais para proceder projeções de domicílios e arranjos. Faltam estudos sobre probabilidades de transição de nupcialidade em 2010 para o Brasil em todas as regiões,

assim como estudos sobre tábuas de nupcialidade, principalmente em nível estadual. Além disso, não é possível saber a taxa de transição dos estados de união consensual. Não foi encontrado nenhum estudo sobre transições entre estados conjugais não legais. O modelo estendido de coortes componentes teria seu potencial muito melhor aproveitado, pois possui a opção de utilização de 7 estados conjugais, incluindo as uniões consensuais. Faltam ainda conhecimentos acerca do comportamento da mortalidade nas idades avançadas e da qualidade das informações existentes.

Por fim, não coube neste trabalho o estudo sobre o porquê das diferenças significativas entre estimativas do modelo e o Censo de 2010. Abre-se uma agenda de pesquisa sobre o impacto de cada variável do modelo nos resultados finais a fim de discutir quais decisões e pressupostos assumidos neste estudo impactaram de forma negativa alguns dos resultados da projeção.

REFERÊNCIAS

ALVES, L. C. (Org.) et al. Uma proposta de utilização do Software R para a construção de algoritmos de avaliação da qualidade da declaração da idade /**Luciana Correia Alves (Org.) et al.** - Campinas, SP: Núcleo de Estudos de População “Elza Berquó” / Unicamp, 2016.

BECKER, G. S. A theory of social interactions. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 82, n. 6, p. 1063-1093, 1974.

BECKER, G. S.; BARRO, R. J. Altruism and the Economic Theory of Fertility. **Population and Development Review**, 12, 69. 1986.

BENNETT, N. G.; HORIUCHI, S. Estimating the completeness of death registration in a closed population. **Population Index, Princeton**, v. 47, n. 2, p. 207-221, Summer, 1981.

BERQUÓ, E.S.; XENOS, P. **Family Systems and Cultural Change** (p. 222). Clarendon Press – Oxford. 1992.

BERQUÓ, E. Algumas considerações demográficas sobre o envelhecimento populacional no Brasil. In: SEMINARIO INTERNACIONAL SOBRE ENVELHECIMENTO POPULACIONAL, 1., 1996, Brasília, DF. **Anais...** Brasília, DF: MPAS/SAS, 1996.

BLANCO, M. El enfoque del curso de vida: orígenes y desarrollo. **Revista Latinoamericana de Población**, Buenos Aires, v. 5, n. 8, p. 5-31, 2011.

BONGAARTS, J. The formal Demography of Families and Households: Na overview of the proximate determinants. **ISSUP Newsletter** No 17, 27-42. 1983.

BONGAARTS, J.; BURCH, T. K.; WACHTER, K. W. (Ed.). **Family demography: methods and their application**. Oxford: Clarendon, 1987. (International Studies in Demography).

BONGAARTS, J.; FEENEY, G.; The quantum and tempo of life-cycle events. **Vienna Yearbook of Population Research**, pp. 115 – 151. 2006.

BRASS, W. **Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados**. Santiago, Chile: Centro Latinoamericano de Demografía, 1974.

BRASS, W. **Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data**. Chapel Hill: The University of North Carolina, International Program of Laboratories for Population Statistics, 1975.

BRASS, W. The formal demography of the family: an overview of the proximate determinants. In: BRITISH SOCIETY FOR POPULATION STUDIES. The family. **London: Office of Population Censuses and Surveys**, 1983. p. 37-49. (OPCS Occasional Paper, 31)

BRASIL. Presidência da República. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. Brasília, DF, 1988. Disponível em: <<http://www.planalto.gov.br>>.

BURCH, T. K. Household and Family Demography: A Bibliographic Essay. **Population Index**, 45(2), 173-195. 1979.

CAMARANO, A. A.; KANSO, S. Como as famílias brasileiras estão lidando com os idosos que demandam cuidados e quais as perspectivas futuras? A visão mostrada pelas PNADs. In: CAMARANO, A. A. (Ed.). **Cuidados de longa duração para a população idosa: um novo risco social a ser assumido?** Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 2010. p. 93-122.

_____. et al. Famílias: espaço de compartilhamento de recursos e vulnerabilidades. In: _____ (Org.). **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?** Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 2004. p. 137-167.

_____.; PASINATO, M. T. O envelhecimento populacional na agenda das políticas públicas. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?** Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 2004.

CAMPOS, N. O. B.; RODRIGUES, R. N. Ritmo de declínio nas taxas de mortalidade dos idosos nos estados do Sudeste (1980 – 2000). **Revista Brasileira de Estudos de População**, Abep, v. 21, n. 2, p. 323-342, 2004.

CAVENAGHI, S. M.; ALVES, J. E. D. Qualidade das informações sobre fecundidade no Censo Demográfico de 2010. **R. bras. Est. Pop.**, Rio de Janeiro, v.33, n.1, p.189-205, jan./abr. 2016.

CENTRE FOR POLICY ON AGEING – CPA. **Changing family structures and their impact on the care of older people.** London, 2014.

CGEE – CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS. **Populações e políticas sociais no Brasil: os desafios da transição demográfica e das migrações internacionais.** Brasília, DF, 2008.

CHAN T, W.; ERMISCH, J. **Family Geography and Family Demography in the UK - CrossSectional Perspective**, <http://users.ox.ac.uk/~sfos0006/papers/geo1.pdf>: University of Oxford, Department of Sociology, Working papers. 2013.

COALE, A. J. Life table construction on the basis of two enumerations of a closed population. **Population Index**, 50, 193–213. 1984.

COALE, A. J. An extension and simplification of a new synthesis of age structure and growth. **Asian and Pacific Forum**, 12, 5–8. 1985.

CORTEZ, B. F. **A nupcialidade como um processo dinâmico: uma abordagem markoviana.** Bruno Freitas Cortez: orientadora, Maysa Sacramento de Magalhães; co-orientadora: Aída Cecília Graciela Verdugo Lazo – Rio de Janeiro, 2007.

CORTEZ, B. F.; LAZO, A. V.; MAGALHÃES, M. S. A nupcialidade legal no Brasil e nas Grandes Regiões: uma análise utilizando tábuas de vida de múltiplos-estados. **XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, Caxambu- MG – Brasil, outubro de 2008.

COURBAGE Y.; FARGUES, P. A method for deriving mortality estimates from incomplete vital statistics. **Popul Stud.** 1979; 33(1): 165 – 80.

CUNHA, E. M. G. P.; MUNIZ, J. O.; JAKOB, A. A. E.; CUNHA, J. M. P. Tábuas de vida por raça/cor: uma comparação metodológica. **XVII Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, ABEP, realizado em Caxambu - MG – Brasil, de 20 a 24 de setembro de 2010

DE VOS, S.; PALLONI, A. Formal models and methods for the analysis of kinship and household organization. **Population Index**, US, v. 55, n. 2, p. 174-198, 1989.

DEBERT, G. G. **A reinvenção da velhice: socialização e processos de reprivatização do envelhecimento**. São Paulo, SP: Editora da Universidade de São Paulo/FAPESP, 1999.

DUARTE, Y. A. O.; LEBRÃO, M. L.; LIMA, F. D. Contribuição dos arranjos domiciliares para o suprimento de demandas assistenciais dos idosos com comprometimento funcional em São Paulo, Brasil. **Revista Panamericana de Salud Pública**, Washington, DC, v. 17, n. 5-6, p. 370-378, 2005.

EUROPEAN COMMISSION. **Long-term care in the European Union**. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 2008.

FIORAVANTE, E. F. **Projeção de domicílios por modelo multiestado e aplicação para previsão da frota de automóveis em Belo Horizonte**. / Edwan Fernandes Fioravante: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais: UFMG Belo Horizonte, MG 2009.

FORMIGA, M. C. C.; RAMOS, P. C. F.; MONTEIRO, M. F. G. A qualidade dos dados censitários populacionais e sua associação com fatores socioeconômicos: um estudo para as mesorregiões do Estado do Rio Grande do Norte – Brasil. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS**, 12., 2000, Caxambu, MG. Anais... Belo Horizonte, MG: ABEP, 2000.

FREIRE, F. H. M.; AGUIRRE, M. A. C. Dinâmica entre os estados conjugais da população brasileira: uma aplicação das tábuas de vida multi-estados. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS**, 12, Caxambu, 2000. Anais... Belo Horizonte: ABEP, 2000.

FREIRE, F. H. M. A et al. Dinâmica da nupcialidade: Casamento, Divorcio, Viuvez e Recasamento no Nordeste. **Anais do I encontro sobre Famílias e Políticas Públicas no Brasil**. Belo Horizonte, Abep. 2005.

FRIES, J. F. Aging, natural death and the compression of mortality. **New England Journal of Medicine**, v. 303, p. 130-135, 1980.

GANONG, L.; COLEMAN, M. Obligations to stepparents acquired in later life: relationship quality and acuity of needs, **Journal of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences** 61 (2) : S80-S88. 2006.

GANONG, L. H.; COLEMAN, M.; ROTHRAUFF, T. Patterns of assistance between adult children and their older parents: resources, responsibilities, and remarriage. **Journal of Social and Personal Relationships**, London, v. 26, n. 2-3, p. 161-178, 2009.

GAYMU, J.; EKAMPER, P.; BEETS, G. Who will be caring for Europe's dependent elders in 2030?, **Population** 62 (4) : 675-706. 2007.

GLASER K.; STUCHBURY, R.; TOMASSINI, C.; ASKHAM, J. The long-term consequences of partnership dissolution for support in later life in the United Kingdom. **Ageing and Society** 28 (3) : 329-352. 2008.

GOLDANI, A. M. **Women's transitions:** the intersection of female life course, family and demographic transition in twentieth century Brazil. 1989. [298]f. Tese (doutorado) - University of Texas at Austin, Austin.

GOLDANI, A. M. Relações intergeracionais e reconstrução do Estado de Bem-Estar: por que se deve repensar essa relação para o Brasil? In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?** Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 2004.

GUERRA, F. F.; WAJNMAN, S.; TURRA, C. M. Disponibilidade de irmãos no Brasil: um estudo metodológico sobre relações de parentesco. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, RJ, v. 33, n. 1, p. 9-29, 2016.

GUIDOTTI, C. A.; AIDAR, T. Condiciones de vida del adulto mayor em el ámbito doméstico: envejecimiento y transferências en Montevideo-Uruguay. **Papeles de Población**, México, v. 18, n. 74, p. 171-202, 2012.

HILL, K; CHOI, Y. Death distribution methods for estimating adult mortality: sensitivity with simulated data errors. In: **Adult Mortality In Developing Countries Workshop.**, Marin County, California, 2004. Johns Hopkins University, [2004?]. Disponível em: <http://www.ceda.berkeley.edu/events/AMDC_Papers/Hill_Choi_DeathDist-amdc.pdf>.

HOHN, C. The family life Cycle: Needed Extensions of the concept. In. **Family Demography methods and their applications**, Clarendon Paperbacks 65 - 80. 1983

IBGE/RIPSA. Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações – **RIPSA – 2ª ed.** – Brasília: Organização Pan-Americana de Saúde, 2008.

IBGE. Estatísticas do registro civil. ISSN 0101-2207 **Estat. Reg. civ.**, Rio de Janeiro, v. 38, p.1- 178, 2011.

IBGE. **Amostra do Censo Demográfico 2010.** Rio de Janeiro, RJ, 2010.

_____. **Amostra do Censo Demográfico 2000.** Rio de Janeiro, RJ, 2000.

IMHOFF, E. V. et al. (Ed.). **Household demography and household modeling.** New York, NY: Springer, 1995.

KANNISTO, V. et al. Reduction in mortality at advanced ages: several decades of evidence from 27 countries. **Population and Development Review**, New York, NY, v. 20, n. 4, p. 793-810, 1994.

LAFORTINE, G.; BALESTAT, G. Trends in severe disability among elderly people: assessing the evidence in 12 OECD countries and the future implications. **OECD**, France, 2007 (OECD Health Working Papers, n. 26).

LE BRAS, H. Child and Family. Demographic developments in the OECD Countries, **OECD**, Paris. 1979.

LLOYD-SHERLOCK, P. Living arrangements of older persons and poverty. **Population Bulletin of the United Nations**, New York, NY, n. 42-43, 2001.

LLOYD-SHERLOCK, P. Ageing, development and social protection: generalizations, myths and stereotypes. In: LLOYD-SHERLOCK, P. (Org.). **Living longer: ageing, development and social protection.** London/New York: United Nations Research Institute for Social Development/Zed Books, 2004.

_____. Population ageing and international development – from generalization to evidence. United Kingdom: Policy Press, 2010.

MOULTRIE, T. A.; DORRINGTON, R. E.; HILL, A. G.; HILL, K.; TIMÆUS, I. M.; ZABA, B. (eds). 2013. **Tools for Demographic Estimation**. Paris: International Union for the Scientific Study of Population. demographicestimation.iussp.org

MURPHY, M. J. Family and kinship networks in the context of ageing societies. **Ageing in Advanced Industrial States**, v. 8, p. 263-285, 2010.

MYERS, R. J. Errors and Bias in the Reporting of Ages in Census Data. **Transactions of the Actuarial Society of America**, Schaumburg, v. 41, part 2, n. 104, p. 395-415, 1940

NERI, A. L. (Org.). **Cuidar de idosos no contexto da família: questões psicológicas e sociais**. 3.ed. Campinas, SP: Alínea, 2012.

_____, SOMMERHALDER, C. As várias faces do cuidado e do bem-estar do cuidador. In: NERI, A. L. (Org.). **Cuidar de idosos no contexto da família: questões psicológicas e sociais**. Campinas, SP: Alínea, 2002. p. 9-64.

OLIVEIRA, M. C. F. A.; **Algumas notas sobre o “ciclo vital” como perspectivas de análises**. Trabalho realizado junto as atividades do convênio FINEP-FUPAM de nºB/140/79/277/00/00 – 1980.

OLIVEIRA, S.; SABOIA, A. L.; SOARES, B. Dimensões preliminares da responsabilidade feminina pelos domicílios: um estudo do fenômeno a partir dos censos demográficos 1991 e 2000. Rio de Janeiro: IBGE, Departamento de População e Indicadores sociais, 2002. 55p. (**Série textos para discussão**, n.7).

ONU. Demographic Yearbook 1988. New York, NY: United Nations, 1990. 1319p.

_____. Manuals on methods of estimating population: **manual x**: indirect techniques for demographic estimation. New York, NY: Department of International Economic and Social Affairs – ONU, 1983.304p

_____. Manuals on methods of estimating population: **manual II**: methods of appraisal of quality of basic data for population estimates. New York, NY: United Nations, 1955. 76p. (Population Studies, n. 23).

PAES, N. A. Avaliação da cobertura dos registros de óbitos dos Estados brasileiros em 2000. **Rev Saúde Pública**;39(6):882-90. 2005.

PAES, N. A. Qualidade das estatísticas de óbitos por causas desconhecidas dos Estados brasileiros. **Rev Saúde Pública**;41(3):436-45. 2007.

PEDRAZA, D. F; Qualidade do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc): análise crítica da literatura. **Ciênc. saúde coletiva** vol.17 no.10 Rio de Janeiro Oct. 2012.

PRESTON, S.; COALE, A. J.; TRUSSELL, J.; WENSTEIN, M. Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable. **Popul Index**;46(2):179-202. 1980.

PRESTON, S. H.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography**: measuring and modeling population process. Oxford: Blackwell, 2000.

QUEIROZ, B. L.; SAWYER, D. O. T. O que os dados de mortalidade do Censo de 2010 podem nos dizer? **R. bras. Est. Pop.**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 2, p. 225-238, jul./dez. 2012.

QUILODRÁN, J. Un modelo de nupcialidad postransicional en América Latina? In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINOAMERICANA DE POPULAÇÃO – ALAP, 3., 2008, Córdoba, Argentina. **Anais...** Córdoba, Argentina: ALAP, 2008.

REDONDO, N.; LLOYD-SHERLOCK, P. **Institutional care for older people in developing countries: repressing rights or promoting autonomy?: the case of Buenos Aires, Argentina.** Norwich: The School of International Development, University of East Anglia, 2009 (Working Paper, n. 13).

SAAD, P. M. Transferências de apoio entre gerações no Brasil: um estudo para São Paulo e Fortaleza. In: CAMARANO, A. A. **Muito além dos 60: os novos idosos brasileiros.** Rio de Janeiro, RJ: IPEA, 1999.

SCHOEN, R. **Modeling multigroup populations.** New York: Plenum Press, 1988.

SEADE. Informações recentes revelam redução da migração no Estado de São Paulo e em suas metrópoles. **Resenha de Estatísticas Vitais do Estado de São Paulo**, Ano 11 – nº 3 Abril 2011.

SENN, M. C. M; Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM). In: **A Experiência Brasileira em Sistemas de Informação em Saúde.** Ministério da Saúde, Organização Pan-americana da Saúde, Fundação Oswaldo Cruz – Brasília: Editora do Ministério da Saúde, 2009.

SOARES, M. L. M; **Casamento legal e divórcio segundo diferenciais de idade entre cônjuges – Brasil, 1991 e 2000** [manuscrito]/ Mariana Loreda Mayer Soares – 2013. Xi, 90 f.

SOKOLOWSKY, J. **Living arrangements of older persons and family support in less developed countries.** University of South Florida, Bayboro Campus, Florida, United States of America. 2008.

SPOORENBERG, T. La qualité des déclarations par âge: extension et application de l'indice de Whipple modifié. **Population**, Paris, v. 62, n. 4, p. 847-859, 2007.

STUCHBURY, R.; READ, S. London school of hygiene and tropical medicine family exchanges and health: summary. In: WORKSHOP ON THE FUTURE OF FAMILY SUPPORT FOR OLDER PEOPLE, London, 2009. **Anais...** London: EAPS, 2009.

STUIFBERGEN, M. C.; VAN DELDEN, J. J. M.; DYKSTRA, P. A. The implications of today's family structures for support giving to older parents, *Ageing and Society* 28 (3) : 413-434. 2008.

THERBORN, G. Sexo, poder e famílias no mundo. In: _____. **Sexo e poder: a família no mundo 1900-2000.** São Paulo, SP: Contexto, 2006. p. 11-28.

UNITED NATIONS. **Principles and recommendations for population and housing censuses: revision 2.** New York, NY: Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division, 2008.

VAN DER PAS, S.;VAN TILBURG, T. G. The influence of family structure on the contact between older parents and their adult biological children and stepchildren in the

Netherlands. **Journal of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences**, Oxford, v. 65B, n. 2, p. 236-245, 2010.

VIEIRA, Joice Melo. **Transição para a vida adulta em São Paulo: cenários e tendências sóciodemográficas** / Joice Melo Vieira. – Campinas, SP: [s. n.], 2009.

VIEIRA, J. M.; ALVES, L. C. Comportamento da nupcialidade no Brasil e nas unidades federativas em 2000 e 2010. **XIX Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, São Pedro-SP, 2014.

VIEIRA, J. M. **Diferenciais na fecundidade brasileira segundo a natureza da união: algumas reflexões sobre decisões reprodutivas e a prática de morar junto** / Joice Melo Vieira – Campinas, SP: Núcleo de Estudos de População “Elza Berquó” / Unicamp, 2016.

WAJNMAN, S. **Demografia das famílias e dos domicílios brasileiros**. Belo Horizonte, MG: UFMG/FACE, 2012.

WALDVOGEL, B. C. Projeções Demográficas até 2050 para o Estado de São Paulo. Fundação SEADE. **XVII Encontro Nacional Da Anipes**. 2012.

WILLEKENS, F.; PUTTER, H. Software for multistate analysis. **Demographic Research**, Germany, v. 31, n. 14, 2014.

WONG, L. L. R.; CARVALHO, J. A. O rápido processo de envelhecimento populacional do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo, SP, v. 23, n. 1, p. 5-26, 2006.

ZENG, Y. **Family dynamics in China: a life table analysis**. Wisconsin: The University of Wisconsin, 1991.

ZENG, Y. et al. Leaving the parental home census-based estimates for China, Japan, South Korea, United States, France, and Sweden. **Population Studies**, London, v. 48, n. 1, p. 6580, Mar. 1994.

ZENG, Y.; VAUPEL, J. W.; ZHENGLIAN, W. A multi-dimensional model for projecting family households - with an illustrative numerical application. **Mathematical Population Studies**, London, v. 6, n. 3, p. 187-216, 1997.

ZENG, Y. et al. **Household and living arrangement projections: the extended cohort-component method and applications to the U.S. and China**. New York, NY: Springer Netherlands, 2014.

ANEXO

O procedimento para assegurar a acurácia de contagem do número total de domicílios no ano de início da projeção

Seja $W(k, m, p, c, x, s, t_1)$ a população por idade e sexo, com estado de co-residência com pais k , estado de situação conjugal m , estado de parturição p , estado de co-residência com filhos c no ano inicial de projeção t_1 , derivado da população base. Sendo $N(m, x, s, t_1)$ a população por idade, sexo e situação conjugal no ano inicial de projeção t_1 , derivado da população do universo (microdados com peso amostral).

O número ajustado de pessoas responsáveis pelo domicílio com tamanho j , é dado por (ZENG et al, 2014, p.58):

$$W'(k, m, p, c, x, s, t_1) = W(k, m, p, c, x, s, t_1) * \left[\frac{N(m, x, s, t_1)}{\sum_k \sum_p \sum_c \sum_m W(k, m, p, c, x, s, t_1)} \right]$$

Ajuste para assegurar que a distribuição do tamanho dos domicílios está consistente com a tabulação do censo com peso amostral

Seja $W1(x, s, j)$ o número total de pessoas responsáveis pelo domicílio com tamanho igual a j , no ano de início da projeção t_1 , de acordo com a contagem do modelo estendido de coortes componentes. $W2'(x, s, j)$ o número ajustado de pessoas responsáveis pelo domicílio, com tamanho igual a j . $H2(j)$ o número total de domicílios com tamanho j no ano de início da projeção t_1 , baseado na população do universo (microdados do censo com peso amostral) e $H1(j)$ – Número total de domicílios com tamanho j no ano de início da projeção t_1 , derivado da contagem do modelo estendido de coortes componentes, utilizando os dados da população base (sem peso amostral) e dados da população total por sexo e idade.

O ajuste para assegurar que a distribuição do tamanho dos domicílios está consistente com a tabulação do censo com peso amostral é dado por (ZENG et al, 2014):

$$W2'(x, s, j) = W1(x, s, j) * \left[\frac{H2(j)}{H1(j)} \right]$$

Para maiores detalhes sobre o procedimento para assegurar a acurácia da contagem do modelo estendido de coortes componentes, ver ZENG et al (2014) página 58.

Método de interpolação intercensitária para estimação das taxas líquidas de saída da casa dos pais entre 2000 e 2010

Segundo Stupps (1988), o método de interpolação intercensitária pode ser resumido da seguinte forma:

- (1) Defina F , como sendo a variável tabulada para as idades α até β em cada Censo, tal que seja a acumulação da taxa específica que queira ser estimada, no caso deste trabalho, a taxa líquida de saída da casa dos pais.
- (2) Defina y_c como a coorte mais jovem para qual se consiga determinar a mudança intercensitária no estado. No caso da taxa líquida de saída da casa dos pais, essa idade é 5 anos. Se $F(c, \text{idade exata } \alpha)$ pode ser assumida como zero para todas as coortes, então $y_c = \alpha * T$, caso contrário, $y_c = \alpha$.
- (3) Calcular a mudança intercensitária do estado para as coortes y_c até $(\beta - T)$.
 $I(c) = F(c, c + T) * F(c, c)$ para $c = \alpha$ até $(\beta - T)$. Se $y_c = (\alpha - T)$, então
 $I(c) = F(c, c + T)$ para $c = (\alpha - T)$ até $(\alpha - 1)$
- (4) Defina $p(c, a)$ como sendo o número médio de anos durante o período intercensitário, que os membros da coorte c passam com idade a .
- (5) Defina $p_{total}(a)$ como a soma dos valores de $p(c, a)$ em cada idade, onde a soma atingirá apenas a amplitude da coorte y_c até $(\beta - T)$
- (6) Iniciar os valores de $F(a)$:
 $F0(a) = 1$ for $a = \alpha$ to β
- (7) Repita o seguinte conjunto de cálculos para o número de iterações começando por
 $i = 0$

TABELA 58 – Probabilidades de sobrevivência por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

2000			2010		
IDADE	HOMEM	MULHER	IDADE	HOMEM	MULHER
0	1	1	0	1	1
1	0,9815	0,9845	1	0,9871	0,9893
2	0,9803	0,9832	2	0,9862	0,9885
3	0,9795	0,9825	3	0,9855	0,9881
4	0,9786	0,9821	4	0,9852	0,9877
5	0,9782	0,9817	5	0,9848	0,9874
6	0,9778	0,9814	6	0,9845	0,9871
7	0,9775	0,9811	7	0,9842	0,9869
8	0,9771	0,9809	8	0,9839	0,9867
9	0,9768	0,9806	9	0,9837	0,9865
10	0,9765	0,9804	10	0,9835	0,9863
11	0,9761	0,9802	11	0,9832	0,9861
12	0,9756	0,9799	12	0,9829	0,9859
13	0,9749	0,9797	13	0,9826	0,9857
14	0,9739	0,9793	14	0,9822	0,9854
15	0,9726	0,979	15	0,9817	0,9852
16	0,9708	0,9786	16	0,981	0,9848
17	0,9685	0,9781	17	0,9801	0,9845
18	0,9659	0,9776	18	0,9789	0,9841
19	0,9629	0,9771	19	0,9775	0,9836
20	0,9598	0,9766	20	0,9759	0,9832
21	0,9565	0,976	21	0,9742	0,9827
22	0,9532	0,9754	22	0,9725	0,9822
23	0,9499	0,9748	23	0,9707	0,9817

Continuação (1/3)

24	0,9465	0,9741	24	0,9689	0,9812
25	0,943	0,9735	25	0,9671	0,9807
26	0,9396	0,9727	26	0,9653	0,9801
27	0,9361	0,972	27	0,9635	0,9795
28	0,9326	0,9711	28	0,9616	0,9789
29	0,9291	0,9703	29	0,9597	0,9783
30	0,9255	0,9693	30	0,9577	0,9776
31	0,9218	0,9683	31	0,9557	0,9769
32	0,9181	0,9673	32	0,9536	0,9761
33	0,9142	0,9661	33	0,9514	0,9753
34	0,9103	0,9649	34	0,9491	0,9744
35	0,9063	0,9637	35	0,9466	0,9734
36	0,9022	0,9623	36	0,944	0,9723
37	0,898	0,9609	37	0,9413	0,9712
38	0,8936	0,9594	38	0,9385	0,97
39	0,889	0,9577	39	0,9355	0,9687
40	0,8842	0,9559	40	0,9323	0,9673
41	0,8792	0,954	41	0,9289	0,9658
42	0,8739	0,9519	42	0,9253	0,964
43	0,8683	0,9497	43	0,9213	0,9622
44	0,8624	0,9472	44	0,9171	0,9602
45	0,8561	0,9446	45	0,9125	0,958
46	0,8495	0,9417	46	0,9076	0,9556
47	0,8425	0,9386	47	0,9024	0,9531
48	0,8353	0,9352	48	0,8968	0,9503
49	0,8276	0,9316	49	0,8908	0,9473
50	0,8195	0,9276	50	0,8843	0,944

Continuação (2/3)

51	0,811	0,9234	51	0,8774	0,9404
52	0,802	0,9188	52	0,8699	0,9366
53	0,7924	0,9139	53	0,8619	0,9324
54	0,7823	0,9085	54	0,8533	0,9279
55	0,7714	0,9027	55	0,8442	0,9231
56	0,7599	0,8965	56	0,8344	0,9179
57	0,7476	0,8897	57	0,8241	0,9123
58	0,7349	0,8824	58	0,8132	0,9063
59	0,7213	0,8747	59	0,8019	0,8998
60	0,707	0,8662	60	0,7897	0,8928
61	0,6919	0,8571	61	0,777	0,8853
62	0,6762	0,8471	62	0,7637	0,8772
63	0,6598	0,8365	63	0,7496	0,8685
64	0,6424	0,8252	64	0,7346	0,8589
65	0,6243	0,8131	65	0,719	0,8487
66	0,6053	0,8002	66	0,7025	0,8375
67	0,5851	0,7866	67	0,6849	0,8253
68	0,5643	0,7719	68	0,6664	0,8121
69	0,5427	0,7563	69	0,6471	0,7981
70	0,5204	0,7396	70	0,6266	0,783
71	0,4973	0,722	71	0,6052	0,7668
72	0,4739	0,7031	72	0,5827	0,7494
73	0,4495	0,6831	73	0,5594	0,7311
74	0,4246	0,6617	74	0,535	0,7114
75	0,399	0,6388	75	0,5096	0,6903
76	0,3731	0,6143	76	0,4833	0,6677
77	0,3468	0,5882	77	0,4564	0,6438

Continuação (3/3)

78	0,3203	0,5605	78	0,4286	0,618
79	0,2937	0,5316	79	0,4005	0,5912
80	0,2674	0,5007	80	0,372	0,5626
81	0,2411	0,4688	81	0,3433	0,5326
82	0,2159	0,4354	82	0,3145	0,501
83	0,1914	0,401	83	0,2861	0,468
84	0,1685	0,3659	84	0,2576	0,4333
85	0,1469	0,3318	85	0,2297	0,3978
86	0,1268	0,2976	86	0,2027	0,3618
87	0,1081	0,2641	87	0,1767	0,3252
88	0,0911	0,2316	88	0,1523	0,289
89	0,0753	0,2005	89	0,13	0,254
90	0,0609	0,1701	90	0,1097	0,2202
91	0,0484	0,1419	91	0,0914	0,1878
92	0,0375	0,1166	92	0,0749	0,158
93	0,0281	0,0944	93	0,0604	0,1306
94	0,0207	0,0747	94	0,0475	0,1054
95	0,0153	0,0585	95	0,0365	0,0836
96	0,011	0,0456	96	0,0276	0,0653
97	0,008	0,0351	97	0,0205	0,05
98	0,0067	0,0265	98	0,015	0,0374
99	0,0053	0,0196	99	0,01	0,026
100	0,004	0,0132	100	0,0065	0,0174

Fonte: Elaborado com dados do DATASUS.

TABELA 59 – Probabilidades de transição entre estados civis, mulheres da região Sudeste, 2000.

IDADE	SOLTEIRO PARA CASADO	CASADO PARA DIVORCIADO	DIVORCIADO PARA CASADO	VIUVO PARA CASADO
15	0,1087	0,0287	0,1525	0,2592
16	0,1285	0,0310	0,1652	0,2328
17	0,1483	0,0333	0,1780	0,2064
18	0,1682	0,0356	0,1908	0,1801
19	0,1880	0,0379	0,2036	0,1537
20	0,2079	0,0403	0,2164	0,1274
21	0,2074	0,0391	0,2198	0,1205
22	0,2070	0,0380	0,2232	0,1137
23	0,2066	0,0368	0,2266	0,1069
24	0,2062	0,0357	0,2300	0,1001
25	0,2058	0,0346	0,2335	0,0933
26	0,1912	0,0338	0,2236	0,0877
27	0,1767	0,0331	0,2137	0,0821
28	0,1621	0,0323	0,2038	0,0765
29	0,1476	0,0316	0,1939	0,0709
30	0,1331	0,0309	0,1840	0,0654
31	0,1223	0,0300	0,1747	0,0600
32	0,1115	0,0291	0,1655	0,0546
33	0,1007	0,0283	0,1562	0,0493
34	0,0899	0,0274	0,1470	0,0439
35	0,0792	0,0266	0,1378	0,0386
36	0,0729	0,0254	0,1297	0,0358
37	0,0667	0,0243	0,1217	0,0330
38	0,0605	0,0232	0,1136	0,0303
39	0,0543	0,0221	0,1056	0,0275
40	0,0481	0,0210	0,0976	0,0248
41	0,0454	0,0197	0,0938	0,0234
42	0,0427	0,0184	0,0900	0,0220
43	0,0400	0,0171	0,0862	0,0206
44	0,0373	0,0158	0,0824	0,0192
45	0,0346	0,0145	0,0786	0,0179
46	0,0330	0,0135	0,0753	0,0170
47	0,0314	0,0125	0,0720	0,0161
48	0,0299	0,0115	0,0687	0,0152
49	0,0283	0,0105	0,0654	0,0143
50	0,0268	0,0095	0,0622	0,0134
51	0,0254	0,0086	0,0593	0,0123
52	0,0240	0,0078	0,0564	0,0112
53	0,0226	0,0070	0,0535	0,0102
54	0,0212	0,0062	0,0506	0,0091
55	0,0199	0,0054	0,0478	0,0081
56	0,0190	0,0049	0,0470	0,0076

Continuação (1/1)

57	0,0181	0,0045	0,0462	0,0071
58	0,0173	0,0040	0,0455	0,0066
59	0,0164	0,0036	0,0447	0,0061
60	0,0156	0,0032	0,0440	0,0056
61	0,0146	0,0029	0,0409	0,0051
62	0,0136	0,0026	0,0379	0,0046
63	0,0126	0,0023	0,0348	0,0042
64	0,0116	0,0020	0,0318	0,0037
65	0,0106	0,0018	0,0288	0,0033
66	0,0095	0,0016	0,0269	0,0029
67	0,0085	0,0014	0,0251	0,0026
68	0,0074	0,0012	0,0232	0,0022
69	0,0064	0,0010	0,0214	0,0019
70	0,0054	0,0009	0,0196	0,0016
71	0,0049	0,0008	0,0172	0,0014
72	0,0045	0,0007	0,0149	0,0012
73	0,0040	0,0006	0,0125	0,0010
74	0,0036	0,0005	0,0102	0,0008
75	0,0032	0,0005	0,0079	0,0007
76	0,0030	0,0004	0,0075	0,0006
77	0,0028	0,0004	0,0072	0,0006
78	0,0027	0,0004	0,0069	0,0006
79	0,0025	0,0004	0,0066	0,0005
80	0,0024	0,0004	0,0063	0,0005
81	0,0022	0,0003	0,0060	0,0005
82	0,0020	0,0003	0,0056	0,0005
83	0,0019	0,0003	0,0053	0,0004
84	0,0017	0,0003	0,0050	0,0004
85	0,0016	0,0003	0,0047	0,0004
86	0,0014	0,0002	0,0044	0,0003
87	0,0012	0,0002	0,0041	0,0003
88	0,0011	0,0002	0,0037	0,0003
89	0,0009	0,0002	0,0034	0,0003
90	0,0007	0,0002	0,0031	0,0002
91	0,0006	0,0001	0,0028	0,0002
92	0,0004	0,0001	0,0025	0,0002
93	0,0003	0,0001	0,0022	0,0001
94	0,0001	0,0001	0,0018	0,0001
95	0,0001	0,0000	0,0015	0,0001
96	0,0000	0,0000	0,0012	0,0001
97	0,0000	0,0000	0,0009	0,0000
98	0,0000	0,0000	0,0006	0,0000
99	0,0000	0,0000	0,0003	0,0000
100	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: elabora a partir dos dados de CORTEZ (2007).

TABELA 60 – Probabilidades de transição entre estados civis, homens da região Sudeste, 2000.

IDADE	SOLTEIRO PARA CASADO	CASADO PARA DIVORCIADO	DIVORCIADO PARA CASADO	VIUVO -PARA CASADO
15	0,0224	0,0095	0,1701	0,0955
16	0,0521	0,0153	0,197	0,1249
17	0,0818	0,0211	0,2239	0,1543
18	0,1115	0,0269	0,2508	0,1837
19	0,1412	0,0327	0,2777	0,2131
20	0,1709	0,0386	0,3047	0,2425
21	0,1873	0,0382	0,3239	0,2631
22	0,2011	0,0379	0,3431	0,2837
23	0,2132	0,0376	0,3623	0,3044
24	0,2238	0,0373	0,3815	0,325
25	0,231	0,037	0,4007	0,3457
26	0,2223	0,036	0,391	0,321
27	0,2114	0,035	0,3813	0,2964
28	0,2004	0,034	0,3716	0,2718
29	0,1895	0,033	0,3619	0,2472
30	0,1786	0,032	0,3522	0,2226
31	0,1645	0,0314	0,3383	0,2081
32	0,1504	0,0308	0,3245	0,1936
33	0,1363	0,0302	0,3106	0,1791
34	0,1222	0,0296	0,2968	0,1646
35	0,1082	0,0291	0,283	0,1501
36	0,0995	0,0281	0,2682	0,1431
37	0,0909	0,0272	0,2535	0,1361
38	0,0822	0,0263	0,2388	0,1291
39	0,0736	0,0254	0,2241	0,1221
40	0,065	0,0245	0,2094	0,1151
41	0,0606	0,0233	0,2049	0,1119
42	0,0562	0,0221	0,2004	0,1088
43	0,0518	0,0209	0,1959	0,1057
44	0,0474	0,0197	0,1914	0,1026
45	0,043	0,0185	0,1869	0,0995
46	0,0405	0,0172	0,1815	0,0962
47	0,0381	0,016	0,1761	0,0929
48	0,0357	0,0147	0,1707	0,0896
49	0,0333	0,0135	0,1653	0,0863
50	0,0309	0,0123	0,1599	0,0831
51	0,0301	0,0114	0,1596	0,0802
52	0,0293	0,0105	0,1594	0,0774
53	0,0286	0,0096	0,1591	0,0746
54	0,0278	0,0087	0,1589	0,0718
55	0,0271	0,0079	0,1587	0,069
56	0,0265	0,0072	0,1583	0,0661
57	0,026	0,0065	0,158	0,0632

Continuação (1/1)

58	0,0255	0,0058	0,1577	0,0603
59	0,025	0,0051	0,1574	0,0574
60	0,0245	0,0045	0,1571	0,0545
61	0,0238	0,0041	0,1546	0,0534
62	0,0231	0,0038	0,1521	0,0524
63	0,0224	0,0034	0,1496	0,0514
64	0,0217	0,0031	0,1471	0,0504
65	0,0211	0,0028	0,1447	0,0494
66	0,0205	0,0025	0,1404	0,0469
67	0,02	0,0022	0,1362	0,0445
68	0,0194	0,002	0,132	0,042
69	0,0189	0,0017	0,1278	0,0396
70	0,0184	0,0015	0,1236	0,0372
71	0,0178	0,0014	0,122	0,0343
72	0,0173	0,0013	0,1204	0,0314
73	0,0168	0,0013	0,1188	0,0285
74	0,0163	0,0012	0,1172	0,0256
75	0,0158	0,0012	0,1157	0,0228
76	0,015	0,0011	0,111	0,0218
77	0,0142	0,0011	0,1064	0,0209
78	0,0134	0,001	0,1018	0,02
79	0,0126	0,001	0,0971	0,0191
80	0,0118	0,001	0,0925	0,0182
81	0,011	0,0009	0,0879	0,0173
82	0,0102	0,0009	0,0833	0,0164
83	0,0094	0,0008	0,0786	0,0155
84	0,0086	0,0008	0,074	0,0145
85	0,0078	0,0008	0,0694	0,0136
86	0,0071	0,0007	0,0647	0,0127
87	0,0063	0,0007	0,0601	0,0118
88	0,0055	0,0006	0,0555	0,0109
89	0,0047	0,0006	0,0509	0,01
90	0,0039	0,0006	0,0462	0,0091
91	0,0031	0,0005	0,0416	0,0082
92	0,0023	0,0005	0,037	0,0072
93	0,0015	0,0005	0,0323	0,0063
94	0,0007	0,0004	0,0277	0,0054
95	0,0006	0,0004	0,0231	0,0045
96	0,0004	0,0003	0,0185	0,0036
97	0,0003	0,0003	0,0138	0,0027
98	0,0001	0,0003	0,0092	0,0018
99	0	0,0002	0,0046	0,0009
100	0	0,0002	0	0

Fonte: elabora a partir dos dados de CORTEZ (2007).

TABELA 61 –Taxa específicas de fecundidade por idade simples, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

IDADE	TEF 2000	TEF 2010	IDADE	TEF 2000	TEF 2010
15	0,0258	0,0233	33	0,0645	0,0627
16	0,0514	0,0416	34	0,0566	0,0567
17	0,0748	0,0566	35	0,0492	0,0511
18	0,0924	0,0675	36	0,0415	0,0447
19	0,1041	0,0768	37	0,0334	0,0377
20	0,1102	0,0829	38	0,027	0,031
21	0,1126	0,0852	39	0,0214	0,0248
22	0,1133	0,0852	40	0,0159	0,0186
23	0,114	0,085	41	0,0113	0,013
24	0,112	0,0831	42	0,0078	0,0089
25	0,1105	0,082	43	0,005	0,0055
26	0,1094	0,0821	44	0,0029	0,0031
27	0,1056	0,0838	45	0,0016	0,0016
28	0,1016	0,084	46	0,0008	0,0008
29	0,0944	0,0826	47	0,0004	0,0004
30	0,0891	0,0792	48	0,0002	0,0002
31	0,0798	0,0735	49	0,0001	0,0001
32	0,0729	0,0688			

Fonte: SINASC

TABELA 62 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres solteiras, estado de São Paulo, 2000.

SOLTEIRAS

IDADE	ORDEM 1	ORDEM 2	ORDEM 3	ORDEM 4	ORDEM 5
15	0,00640	0,04450	0,04760	0,54610	0,00000
16	0,01490	0,06130	0,08700	0,43390	0,00310
17	0,01990	0,07110	0,10930	0,34650	0,01250
18	0,02230	0,07550	0,11920	0,27930	0,02430
19	0,02300	0,07600	0,12070	0,22810	0,03650
20	0,02260	0,07390	0,11670	0,18940	0,04750
21	0,02140	0,07010	0,10960	0,16040	0,05640
22	0,02000	0,06540	0,10120	0,13880	0,06270
23	0,01840	0,06020	0,09250	0,12250	0,06600
24	0,01690	0,05500	0,08440	0,11030	0,06670
25	0,01550	0,05010	0,07730	0,10070	0,06490
26	0,01440	0,04560	0,07140	0,09310	0,06100
27	0,01350	0,04150	0,06670	0,08660	0,05560
28	0,01290	0,03800	0,06280	0,08090	0,04920
29	0,01230	0,03490	0,05970	0,07550	0,04230
30	0,01190	0,03220	0,05700	0,07030	0,03540
31	0,01150	0,02970	0,05440	0,06520	0,02900
32	0,01110	0,02750	0,05160	0,06010	0,02340
33	0,01060	0,02540	0,04840	0,05500	0,01870
34	0,01000	0,02320	0,04470	0,04980	0,01520
35	0,00930	0,02110	0,04040	0,04450	0,01270
36	0,00850	0,01880	0,03560	0,03930	0,01120
37	0,00750	0,01650	0,03040	0,03400	0,01050
38	0,00650	0,01400	0,02510	0,02870	0,01020
39	0,00540	0,01160	0,01970	0,02330	0,01010
40	0,00430	0,00920	0,01480	0,01800	0,00980
41	0,00330	0,00690	0,01050	0,01270	0,00910
42	0,00230	0,00490	0,00720	0,00750	0,00760
43	0,00160	0,00320	0,00490	0,00270	0,00540
44	0,00100	0,00200	0,00390	0,00000	0,00250
45	0,00070	0,00130	0,00370	0,00000	0,00000
46	0,00050	0,00130	0,00420	0,00000	0,00000
47	0,00040	0,00180	0,00440	0,00000	0,00000
48	0,00030	0,00300	0,00330	0,00000	0,00000
49	0,00000	0,00460	0,00000	0,00690	0,00000

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000

TABELA 63 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres casadas, estado de São Paulo, 2000.

CASADAS					
IDADE	ORDEM 1	ORDEM 2	ORDEM 3	ORDEM 4	ORDEM 5
15	0,65140	0,10380	0,11690	0,25840	0,50510
16	0,66040	0,17210	0,13090	0,21420	0,31240
17	0,63440	0,21700	0,14500	0,18840	0,21050
18	0,58700	0,24370	0,15740	0,17480	0,17020
19	0,52880	0,25680	0,16660	0,16840	0,16890
20	0,46750	0,25980	0,17220	0,16570	0,18900
21	0,40860	0,25560	0,17370	0,16390	0,21780
22	0,35570	0,24650	0,17130	0,16120	0,24630
23	0,31100	0,23440	0,16530	0,15670	0,26860
24	0,27520	0,22050	0,15620	0,14980	0,28170
25	0,24800	0,20580	0,14460	0,14040	0,28430
26	0,22860	0,19090	0,13140	0,12890	0,27700
27	0,21550	0,17620	0,11710	0,11570	0,26120
28	0,20710	0,16200	0,10260	0,10160	0,23900
29	0,20160	0,14820	0,08850	0,08710	0,21290
30	0,19730	0,13500	0,07520	0,07310	0,18560
31	0,19260	0,12230	0,06320	0,06000	0,15920
32	0,18640	0,10990	0,05280	0,04830	0,13580
33	0,17760	0,09780	0,04420	0,03850	0,11660
34	0,16580	0,08600	0,03730	0,03070	0,10250
35	0,15100	0,07450	0,03210	0,02490	0,09340
36	0,13330	0,06320	0,02820	0,02090	0,08870
37	0,11360	0,05240	0,02540	0,01850	0,08740
38	0,09290	0,04210	0,02330	0,01710	0,08760
39	0,07230	0,03260	0,02130	0,01630	0,08760
40	0,05320	0,02400	0,01920	0,01560	0,08520
41	0,03690	0,01670	0,01650	0,01430	0,07880
42	0,02450	0,01070	0,01310	0,01210	0,06690
43	0,01670	0,00620	0,00880	0,00880	0,04930
44	0,01350	0,00330	0,00400	0,00450	0,02700
45	0,01410	0,00190	0,00000	0,00000	0,00290
46	0,01660	0,00150	0,00000	0,00000	0,00000
47	0,01740	0,00180	0,00000	0,00000	0,00000
48	0,01150	0,00180	0,00000	0,00000	0,00000
49	0,00000	0,00020	0,00900	0,00820	0,00000

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000

TABELA 64 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres viúvas, estado de São Paulo, 2000.**VIUVAS**

IDADE	ORDEM 1	ORDEM 2	ORDEM 3	ORDEM 4	ORDEM 5
15	0,1243	0,0000	0,0000	0,0071	0,0214
16	0,2270	0,1092	0,0617	0,0000	0,0000
17	0,2871	0,2307	0,1573	0,0000	0,0000
18	0,3152	0,2887	0,2115	0,0018	0,0000
19	0,3201	0,3023	0,2349	0,0224	0,0000
20	0,3091	0,2868	0,2364	0,0451	0,0247
21	0,2879	0,2540	0,2229	0,0665	0,0583
22	0,2607	0,2129	0,2003	0,0843	0,0950
23	0,2310	0,1701	0,1730	0,0973	0,1321
24	0,2010	0,1301	0,1444	0,1050	0,1672
25	0,1725	0,0957	0,1167	0,1074	0,1983
26	0,1464	0,0682	0,0918	0,1049	0,2240
27	0,1233	0,0481	0,0705	0,0984	0,2432
28	0,1031	0,0349	0,0533	0,0888	0,2551
29	0,0860	0,0276	0,0402	0,0772	0,2596
30	0,0714	0,0248	0,0310	0,0646	0,2565
31	0,0591	0,0252	0,0250	0,0520	0,2465
32	0,0485	0,0272	0,0217	0,0403	0,2301
33	0,0394	0,0296	0,0203	0,0300	0,2086
34	0,0313	0,0314	0,0201	0,0217	0,1831
35	0,0241	0,0316	0,0204	0,0155	0,1550
36	0,0176	0,0300	0,0207	0,0114	0,1260
37	0,0118	0,0265	0,0205	0,0092	0,0974
38	0,0068	0,0214	0,0195	0,0085	0,0708
39	0,0028	0,0153	0,0176	0,0088	0,0477
40	0,0000	0,0090	0,0148	0,0094	0,0290
41	0,0000	0,0033	0,0113	0,0096	0,0156
42	0,0000	0,0000	0,0074	0,0090	0,0079
43	0,0002	0,0000	0,0035	0,0072	0,0057
44	0,0030	0,0000	0,0001	0,0040	0,0080
45	0,0066	0,0014	0,0000	0,0001	0,0131
46	0,0098	0,0055	0,0000	0,0000	0,0183
47	0,0111	0,0083	0,0000	0,0000	0,0199
48	0,0081	0,0059	0,0008	0,0000	0,0127
49	0,0000	0,0000	0,0056	0,0070	0,0000

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000

TABELA 65 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres divorciadas, estado de São Paulo, 2000.

DIVORCIADAS					
IDADE	ORDEM 1	ORDEM 2	ORDEM 3	ORDEM 4	ORDEM 5
15	0,7229	0,1063	0,2679	0,0000	0,0000
16	0,7088	0,1421	0,1861	0,0101	0,0018
17	0,6593	0,1606	0,1425	0,0336	0,0147
18	0,5889	0,1666	0,1244	0,0566	0,0312
19	0,5090	0,1639	0,1218	0,0771	0,0483
20	0,4277	0,1554	0,1270	0,0940	0,0639
21	0,3511	0,1435	0,1347	0,1064	0,0765
22	0,2830	0,1300	0,1412	0,1142	0,0855
23	0,2255	0,1163	0,1441	0,1174	0,0904
24	0,1794	0,1032	0,1424	0,1164	0,0915
25	0,1444	0,0912	0,1359	0,1118	0,0890
26	0,1194	0,0807	0,1251	0,1044	0,0837
27	0,1030	0,0717	0,1109	0,0949	0,0762
28	0,0932	0,0642	0,0945	0,0841	0,0673
29	0,0880	0,0579	0,0772	0,0727	0,0577
30	0,0855	0,0526	0,0603	0,0615	0,0482
31	0,0840	0,0481	0,0449	0,0509	0,0392
32	0,0821	0,0440	0,0319	0,0415	0,0314
33	0,0787	0,0402	0,0219	0,0335	0,0250
34	0,0730	0,0364	0,0152	0,0271	0,0201
35	0,0651	0,0325	0,0118	0,0222	0,0167
36	0,0549	0,0284	0,0112	0,0188	0,0147
37	0,0431	0,0242	0,0127	0,0166	0,0138
38	0,0307	0,0200	0,0155	0,0152	0,0135
39	0,0188	0,0158	0,0185	0,0142	0,0135
40	0,0085	0,0119	0,0206	0,0132	0,0132
41	0,0010	0,0084	0,0208	0,0118	0,0123
42	0,0000	0,0056	0,0183	0,0097	0,0103
43	0,0000	0,0036	0,0129	0,0068	0,0072
44	0,0016	0,0024	0,0050	0,0031	0,0032
45	0,0083	0,0019	0,0000	0,0000	0,0000
46	0,0149	0,0019	0,0000	0,0000	0,0000
47	0,0173	0,0020	0,0000	0,0000	0,0000
48	0,0094	0,0012	0,0000	0,0000	0,0000
49	0,0000	0,0000	0,0181	0,0063	0,0082

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000

TABELA 66 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres solteiras, estado de São Paulo, 2010.

SOLTEIRAS					
IDADE	ORDEM 1	ORDEM 2	ORDEM 3	ORDEM 4	ORDEM 5
15	0,0055	0,0345	0,2164	0,3707	0,0000
16	0,0118	0,0457	0,1729	0,2178	0,0021
17	0,0155	0,0533	0,1413	0,1258	0,0087
18	0,0174	0,0578	0,1188	0,0770	0,0170
19	0,0180	0,0598	0,1032	0,0571	0,0255
20	0,0177	0,0599	0,0926	0,0553	0,0333
21	0,0169	0,0584	0,0855	0,0631	0,0395
22	0,0159	0,0559	0,0806	0,0745	0,0439
23	0,0148	0,0527	0,0771	0,0854	0,0462
24	0,0137	0,0490	0,0742	0,0931	0,0467
25	0,0127	0,0451	0,0714	0,0965	0,0454
26	0,0119	0,0413	0,0685	0,0951	0,0427
27	0,0113	0,0376	0,0652	0,0894	0,0389
28	0,0108	0,0342	0,0615	0,0802	0,0344
29	0,0105	0,0311	0,0573	0,0686	0,0296
30	0,0103	0,0285	0,0527	0,0560	0,0248
31	0,0101	0,0262	0,0478	0,0436	0,0203
32	0,0099	0,0242	0,0428	0,0324	0,0164
33	0,0097	0,0225	0,0377	0,0233	0,0131
34	0,0094	0,0210	0,0327	0,0169	0,0106
35	0,0090	0,0197	0,0279	0,0132	0,0089
36	0,0084	0,0183	0,0234	0,0122	0,0079
37	0,0078	0,0169	0,0193	0,0134	0,0073
38	0,0070	0,0153	0,0156	0,0161	0,0071
39	0,0061	0,0135	0,0123	0,0191	0,0071
40	0,0052	0,0115	0,0095	0,0216	0,0069
41	0,0043	0,0092	0,0070	0,0225	0,0063
42	0,0034	0,0068	0,0050	0,0210	0,0053
43	0,0025	0,0043	0,0034	0,0166	0,0038
44	0,0018	0,0019	0,0022	0,0095	0,0017
45	0,0012	0,0000	0,0014	0,0007	0,0000
46	0,0008	0,0000	0,0011	0,0000	0,0000
47	0,0005	0,0000	0,0015	0,0000	0,0000
48	0,0003	0,0008	0,0029	0,0000	0,0000
49	0,0002	0,0053	0,0056	0,0147	0,0000

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010

TABELA 67 – Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres casadas, estado de São Paulo, 2010.

CASADAS					
IDADE	ORDEM 1	ORDEM 2	ORDEM 3	ORDEM 4	ORDEM 5
15	0,5105	0,0508	0,0615	0,1869	0,0028
16	0,4845	0,1000	0,0984	0,1555	0,0000
17	0,4463	0,1308	0,1227	0,1355	0,0000
18	0,4023	0,1481	0,1371	0,1234	0,0064
19	0,3573	0,1557	0,1437	0,1166	0,0223
20	0,3146	0,1567	0,1444	0,1129	0,0396
21	0,2765	0,1535	0,1410	0,1107	0,0562
22	0,2442	0,1481	0,1346	0,1089	0,0705
23	0,2184	0,1417	0,1263	0,1067	0,0817
24	0,1987	0,1352	0,1170	0,1036	0,0894
25	0,1848	0,1292	0,1072	0,0994	0,0935
26	0,1757	0,1240	0,0975	0,0940	0,0943
27	0,1702	0,1195	0,0881	0,0876	0,0922
28	0,1672	0,1158	0,0793	0,0804	0,0877
29	0,1654	0,1125	0,0711	0,0726	0,0816
30	0,1639	0,1094	0,0637	0,0646	0,0745
31	0,1615	0,1062	0,0569	0,0567	0,0669
32	0,1575	0,1025	0,0508	0,0490	0,0594
33	0,1513	0,0982	0,0452	0,0419	0,0523
34	0,1428	0,0930	0,0402	0,0355	0,0460
35	0,1317	0,0867	0,0355	0,0300	0,0407
36	0,1184	0,0795	0,0311	0,0253	0,0363
37	0,1033	0,0713	0,0269	0,0214	0,0327
38	0,0871	0,0623	0,0229	0,0183	0,0298
39	0,0706	0,0528	0,0191	0,0157	0,0273
40	0,0547	0,0431	0,0154	0,0135	0,0248
41	0,0402	0,0335	0,0120	0,0115	0,0220
42	0,0280	0,0245	0,0088	0,0096	0,0187
43	0,0187	0,0166	0,0059	0,0075	0,0147
44	0,0127	0,0101	0,0035	0,0053	0,0101
45	0,0097	0,0053	0,0016	0,0031	0,0053
46	0,0090	0,0025	0,0004	0,0010	0,0010
47	0,0092	0,0017	0,0000	0,0000	0,0000
48	0,0077	0,0027	0,0002	0,0000	0,0000
49	0,0010	0,0050	0,0014	0,0000	0,0064

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010

TABELA 68 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres viúvas, estado de São Paulo, 2010.

VIUVAS					
IDADE	ORDEM 1	ORDEM 2	ORDEM 3	ORDEM 4	ORDEM 5
15	0,0659	0,0615	0,0000	0,0036	0,1739
16	0,0985	0,0984	0,0000	0,0000	0,0000
17	0,1099	0,1227	0,0000	0,0000	0,0000
18	0,1071	0,1371	0,0252	0,0038	0,0000
19	0,0960	0,1437	0,0604	0,0208	0,0000
20	0,0808	0,1444	0,0946	0,0393	0,1552
21	0,0646	0,1410	0,1232	0,0567	0,3258
22	0,0494	0,1346	0,1438	0,0713	0,4772
23	0,0366	0,1263	0,1549	0,0821	0,5953
24	0,0269	0,1170	0,1568	0,0887	0,6733
25	0,0202	0,1072	0,1503	0,0912	0,7096
26	0,0165	0,0975	0,1368	0,0900	0,7067
27	0,0151	0,0881	0,1184	0,0857	0,6700
28	0,0154	0,0793	0,0969	0,0791	0,6068
29	0,0168	0,0711	0,0745	0,0710	0,5254
30	0,0184	0,0637	0,0530	0,0622	0,4343
31	0,0198	0,0569	0,0340	0,0533	0,3417
32	0,0203	0,0508	0,0185	0,0450	0,2544
33	0,0198	0,0452	0,0075	0,0377	0,1782
34	0,0180	0,0402	0,0011	0,0318	0,1171
35	0,0151	0,0355	0,0000	0,0273	0,0730
36	0,0111	0,0311	0,0010	0,0241	0,0461
37	0,0066	0,0269	0,0056	0,0220	0,0350
38	0,0020	0,0229	0,0118	0,0207	0,0363
39	0,0000	0,0191	0,0180	0,0197	0,0457
40	0,0000	0,0154	0,0227	0,0185	0,0580
41	0,0000	0,0120	0,0246	0,0167	0,0677
42	0,0000	0,0088	0,0227	0,0139	0,0701
43	0,0000	0,0059	0,0167	0,0100	0,0617
44	0,0011	0,0035	0,0070	0,0051	0,0414
45	0,0063	0,0016	0,0000	0,0000	0,0115
46	0,0107	0,0004	0,0000	0,0000	0,0000
47	0,0120	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
48	0,0068	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000
49	0,0000	0,0014	0,0231	0,0082	0,0355

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010

TABELA 69 –Probabilidades de transição entre estados de parturição, mulheres divorciadas, estado de São Paulo, 2010.

DIVORCIADAS					
IDADE	ORDEM 1	ORDEM 2	ORDEM 3	ORDEM 4	ORDEM 5
15	0,1591	0,0320	0,2055	0,0000	0,0070
16	0,2222	0,0816	0,1397	0,0520	0,0000
17	0,2510	0,1106	0,1042	0,0977	0,0000
18	0,2556	0,1244	0,0890	0,1272	0,0030
19	0,2441	0,1274	0,0863	0,1442	0,0257
20	0,2228	0,1232	0,0901	0,1518	0,0516
21	0,1967	0,1145	0,0963	0,1524	0,0773
22	0,1692	0,1035	0,1019	0,1481	0,1004
23	0,1429	0,0918	0,1051	0,1404	0,1194
24	0,1194	0,0804	0,1049	0,1306	0,1335
25	0,0996	0,0701	0,1013	0,1197	0,1425
26	0,0837	0,0612	0,0944	0,1084	0,1465
27	0,0715	0,0539	0,0849	0,0972	0,1460
28	0,0627	0,0481	0,0737	0,0865	0,1418
29	0,0567	0,0436	0,0617	0,0765	0,1346
30	0,0525	0,0402	0,0500	0,0672	0,1254
31	0,0496	0,0376	0,0392	0,0587	0,1150
32	0,0473	0,0354	0,0301	0,0509	0,1041
33	0,0449	0,0333	0,0232	0,0438	0,0934
34	0,0420	0,0312	0,0185	0,0374	0,0834
35	0,0383	0,0288	0,0161	0,0316	0,0743
36	0,0338	0,0260	0,0156	0,0262	0,0662
37	0,0287	0,0229	0,0166	0,0214	0,0593
38	0,0230	0,0195	0,0183	0,0171	0,0533
39	0,0173	0,0159	0,0199	0,0132	0,0478
40	0,0121	0,0124	0,0207	0,0099	0,0426
41	0,0077	0,0092	0,0199	0,0072	0,0372
42	0,0047	0,0064	0,0170	0,0050	0,0314
43	0,0033	0,0043	0,0119	0,0035	0,0251
44	0,0036	0,0030	0,0049	0,0025	0,0181
45	0,0051	0,0025	0,0000	0,0020	0,0111
46	0,0071	0,0026	0,0000	0,0018	0,0048
47	0,0080	0,0028	0,0000	0,0017	0,0007
48	0,0054	0,0026	0,0000	0,0011	0,0012
49	0,0000	0,0006	0,0157	0,0000	0,0092

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2010

TABELA 70 – Taxa líquida de saída da casa dos pais por sexo e idade simples, estado de São Paulo, 2000 - 2010.

2000 - 2010					
IDADE	MULHERES	HOMENS	IDADE	MULHERES	HOMENS
5	0,0017	0,0000	28	0,0257	0,0362
6	0,0019	0,0005	29	0,0212	0,0304
7	0,0012	0,0031	30	0,0169	0,0244
8	0,0018	0,0024	31	0,0133	0,0179
9	0,0021	0,0030	32	0,0107	0,0136
10	0,0028	0,0028	33	0,0087	0,0115
11	0,0040	0,0028	34	0,0061	0,0090
12	0,0054	0,0035	35	0,0053	0,0072
13	0,0086	0,0049	36	0,0051	0,0064
14	0,0166	0,0069	37	0,0050	0,0051
15	0,0289	0,0110	38	0,0048	0,0045
16	0,0419	0,0183	39	0,0045	0,0045
17	0,0542	0,0311	40	0,0044	0,0048
18	0,0616	0,0458	41	0,0035	0,0048
19	0,0617	0,0553	42	0,0024	0,0032
20	0,0587	0,0585	43	0,0025	0,0023
21	0,0548	0,0582	44	0,0033	0,0037
22	0,0514	0,0574	45	0,0026	0,0027
23	0,0475	0,0559	46	0,0017	0,0010
24	0,0433	0,0534	47	0,0013	0,0025
25	0,0381	0,0495	48	0,0030	0,0083
26	0,0329	0,0447	49	0,0001	0,0000
27	0,0288	0,0413			

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e Censo 2010, utilizando o software ProFamy

TABELA 71 –Saldo migratório anual por idade simples e sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

2000			2010		
IDADE	MULHERES	HOMENS	IDADE	MULHERES	HOMENS
0	3230	1880	0	1035	602
1	408	-154	1	131	-50
2	249	-574	2	79	-184
3	-112	-784	3	-36	-252
4	-571	-979	4	-183	-314
5	-960	-1164	5	-308	-374
6	-1132	-1356	6	-363	-435
7	-1066	-1515	7	-342	-486
8	-783	-1578	8	-251	-506
9	-343	-1452	9	-110	-466
10	109	-1029	10	35	-330
11	809	-296	11	259	-95
12	1828	916	12	586	293
13	3327	2427	13	1066	778
14	4773	4122	14	1530	1321
15	6061	5642	15	1943	1808
16	6839	6920	16	2192	2218
17	7225	7600	17	2316	2436
18	6982	7691	18	2238	2465
19	6624	7354	19	2123	2357
20	6060	6874	20	1942	2203
21	5475	6324	21	1755	2027
22	4609	5789	22	1477	1855
23	3837	5241	23	1230	1680
24	3049	4569	24	977	1464
25	2354	3874	25	754	1241
26	1647	3171	26	527	1016
27	1022	2475	27	327	793
28	423	1811	28	135	580
29	-148	1368	29	-48	438
30	-523	1097	30	-168	351
31	-684	848	31	-220	272
32	-656	579	32	-211	185
33	-535	366	33	-172	117
34	-418	185	34	-134	59
35	-324	-18	35	-104	-6
36	-301	-138	36	-97	-45
37	-259	-185	37	-83	-60
38	-268	-204	38	-86	-66
39	-231	-196	39	-74	-63
40	-222	-137	40	-71	-44
41	-140	-35	41	-45	-12

Continuação (1/2)

42	-87	-12	42	-28	-4
43	6	50	43	1	16
44	96	17	44	30	5
45	182	3	45	58	1
46	220	-139	46	70	-45
47	229	-157	47	73	-51
48	203	-176	48	65	-57
49	147	-185	49	47	-60
50	101	-271	50	32	-87
51	100	-334	51	32	-108
52	148	-384	52	47	-124
53	170	-422	53	54	-135
54	178	-388	54	57	-125
55	178	-338	55	57	-109
56	153	-276	56	49	-89
57	112	-248	57	36	-80
58	65	-228	58	21	-73
59	55	-227	59	17	-73
60	47	-250	60	15	-80
61	53	-240	61	17	-77
62	69	-228	62	22	-73
63	104	-188	63	33	-60
64	148	-142	64	47	-46
65	195	-83	65	62	-27
66	232	-30	66	74	-10
67	232	9	67	74	2
68	241	44	68	77	14
69	206	32	69	66	10
70	184	40	70	59	12
71	154	22	71	49	7
72	186	40	72	59	12
73	178	28	73	57	9
74	177	38	74	56	12
75	151	50	75	48	16
76	158	73	76	50	23
77	141	77	77	45	24
78	128	79	78	41	25
79	126	84	79	40	27
80	144	82	80	46	26
81	168	79	81	54	25
82	172	73	82	55	23
83	161	76	83	51	24
84	120	64	84	38	20
85	84	53	85	27	17
86	37	43	86	12	14
87	14	38	87	4	12
88	5	33	88	1	10

Continuação (2/2)

89	24	30	89	7	9
90	30	27	90	9	8
91	31	18	91	10	5
92	22	11	92	7	3
93	20	4	93	6	1
94	12	-1	94	4	-1
95	2	-3	95	0	-1
96	-1	-3	96	-1	-1
97	-2	-3	97	-1	-1
98	-2	-4	98	-1	-2
99	-4	-5	99	-2	-2
100	0	-7	100	0	-3

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000, Censo 2010, Fundação SEADE]

TABELA 72 –População masculina por situação conjugal, estado de São Paulo, 2000.

IDADE	SOLTEIROS	CASADOS	VIUVOS	DIVORCIADOS
0	320735	0	0	0
1	323738	0	0	0
2	327691	0	0	0
3	327857	0	0	0
4	324319	0	0	0
5	331942	0	0	0
6	324901	0	0	0
7	319794	0	0	0
8	311193	0	0	0
9	321909	0	0	0
10	333981	514	49	310
11	338819	575	19	246
12	344133	578	64	260
13	341308	289	55	235
14	349165	466	75	225
15	346346	599	61	319
16	343175	1910	48	804
17	366849	6087	66	1865
18	368798	14040	53	3386
19	330315	27165	81	6332
20	319389	46714	69	10265
21	275447	67047	149	11922
22	246201	90780	159	15037
23	211081	109678	110	17208
24	186515	130612	183	18995
25	163470	150802	97	20969
26	135544	161854	83	20003
27	119582	174517	196	22208
28	102879	190209	181	21124

Continuação (1/2)

29	84510	196013	230	21885
30	80088	213109	392	23319
31	60725	210889	250	21587
32	57842	217526	396	21931
33	51032	218120	526	21828
34	46495	223226	503	22753
35	43454	229293	674	24190
36	38690	227274	606	22307
37	34174	224385	697	23272
38	30109	215145	654	22971
39	28418	211519	988	21521
40	27685	221238	1065	24300
41	21361	204024	972	20187
42	21141	213080	1379	22107
43	18291	198184	1534	19386
44	16093	187931	1351	19724
45	15438	191648	1692	19532
46	13750	183027	1815	17752
47	12612	171277	1744	17141
48	11555	168475	1837	16735
49	10611	156574	1972	14590
50	11422	159176	2757	16247
51	8687	142089	2260	13368
52	8660	141501	2724	13279
53	7789	130121	2897	11953
54	7165	117877	3084	11998
55	6896	112269	3135	10637
56	6189	110111	3194	10406
57	5712	100459	3220	9287
58	5221	95906	3466	8941
59	4829	89153	3505	7768
60	5681	94456	4350	8225
61	4070	82622	4419	6543
62	4304	80944	4951	6987
63	4094	76842	4923	6551
64	3973	75344	5269	5938
65	4215	71488	5773	5804
66	2980	61392	5420	5407
67	3448	59458	6087	4945
68	3009	58163	5680	4532
69	2920	52071	5646	4224
70	2797	55365	7142	4189
71	2225	47476	6173	3491
72	2265	44651	7180	3034
73	1832	40645	6557	3079
74	1712	36528	6589	2431
75	1833	32787	6457	2093

Continuação (2/2)

76	1402	27593	5871	2118
77	1262	24280	6464	1463
78	1302	20968	6468	1560
79	996	17108	5280	1452
80	1027	15481	5370	1163
81	843	12323	4093	760
82	651	10825	4475	890
83	451	8779	3953	727
84	419	7572	4081	765
85	365	6352	3809	512
86	333	5085	3429	420
87	249	3753	3002	399
88	202	2844	2448	305
89	172	2115	2178	112
90	268	1660	1707	225
91	129	881	1292	62
92	54	661	951	61
93	85	586	708	80
94	32	394	488	54
95	10	300	267	98
96	77	141	321	17
97	20	171	213	18
98	0	96	150	18
99	4	115	143	0
100	84	107	153	57

Fonte: Censo 2000

TABELA 73 –População feminina por situação conjugal, estado de São Paulo, 2000.

IDADE	SOLTEIRAS	CASADAS	VIUVAS	DIVORCIADAS
0	307417	0	0	0
1	310557	0	0	0
2	317834	0	0	0
3	316468	0	0	0
4	316520	0	0	0
5	321668	0	0	0
6	311104	0	0	0
7	311674	0	0	0
8	303895	0	0	0
9	310316	0	0	0
10	314985	399	70	233
11	326955	471	50	201
12	338882	579	51	260
13	336859	1400	81	329
14	345161	4422	60	874
15	327908	10817	59	2057
16	320690	23823	96	4141

Continuação (1/2)

17	326236	43889	99	8217
18	308515	68698	138	12747
19	263962	85366	178	14555
20	242407	112579	208	19284
21	208433	131136	439	20982
22	180628	151883	461	23822
23	154805	164962	546	26151
24	133536	178468	811	26246
25	117397	193885	936	28886
26	95734	195448	1116	27493
27	85193	208734	1376	30111
28	73074	214807	1471	30810
29	62959	216938	1480	31749
30	57750	229311	2266	32867
31	46062	222610	2126	31073
32	44302	224758	2845	35124
33	40346	226767	3017	34766
34	37603	232662	3419	36392
35	36758	231815	4025	37604
36	33285	229573	4939	38807
37	30024	224181	5105	39517
38	27828	216121	6263	40568
39	27273	210824	6710	40034
40	25864	213304	8315	42468
41	22612	195135	7927	38880
42	22047	196802	9535	41715
43	20561	183846	10185	38513
44	19051	179417	10635	38446
45	18257	174505	12123	37747
46	16285	164619	13018	35476
47	15969	154317	13508	33921
48	15198	152044	14810	32841
49	14167	137210	15216	31119
50	14650	139586	16625	31768
51	12045	121618	17152	27528
52	11624	118232	19101	28590
53	10727	110253	19558	25871
54	10420	100709	20840	22863
55	9730	96816	20484	22451
56	8991	89779	22674	21152
57	8106	83286	22242	18567
58	7715	77083	22863	17218
59	6717	70575	23747	16313
60	7440	74318	29996	16624
61	6659	64107	26436	14271
62	6312	62097	29237	13152
63	5802	58580	29749	12082

Continuação (2/2)

64	6048	57059	32674	12021
65	5730	53474	34069	11996
66	4720	46706	30479	9056
67	4979	43116	32878	8975
68	4866	42274	32505	8699
69	4798	37325	33598	7012
70	5087	37270	38347	7101
71	4360	31266	34254	6144
72	4405	27631	37274	5888
73	3570	24845	35056	5101
74	3886	22026	34261	4382
75	3486	18724	33137	4205
76	3089	15113	29492	3352
77	2804	12062	27986	2490
78	2774	10237	26688	2546
79	2204	8370	24157	2390
80	1842	7473	24524	2079
81	1662	4889	19701	1380
82	1712	3957	20239	1264
83	1546	3094	17007	1098
84	1455	2675	15862	970
85	1343	2258	14490	787
86	1122	1486	13696	785
87	927	873	10719	559
88	742	737	8847	408
89	509	453	7371	431
90	484	305	6331	274
91	301	284	4275	155
92	345	186	3414	134
93	287	117	2933	156
94	176	69	2232	120
95	133	54	1446	111
96	95	66	1051	44
97	52	48	1051	52
98	75	70	560	81
99	25	43	416	19
100	58	519	692	79

Fonte: Censo 2000

TABELA 74 –População masculina por situação conjugal, estado de São Paulo, 2010.

IDADE	SOLTEIROS	CASADOS	VIUVOS	DIVORCIADOS
0	273787	0	0	0
1	265885	0	0	0
2	268533	0	0	0
3	273227	0	0	0
4	282336	0	0	0

Continuação (1/3)

5	291085	0	0	0
6	281521	0	0	0
7	282364	0	0	0
8	289356	0	0	0
9	313005	0	0	0
10	340480	572	139	3388
11	328207	819	71	3296
12	327835	1011	183	3567
13	328977	1116	176	3560
14	339459	948	249	4045
15	339468	1438	295	4232
16	323445	2646	103	4843
17	315324	5903	118	6010
18	308897	12467	197	6765
19	303004	22357	255	9309
20	301616	41400	289	13197
21	279995	62334	321	16838
22	270129	80786	318	19987
23	240541	100444	297	22394
24	230600	126299	243	26978
25	203303	139896	270	29145
26	175502	156605	225	27885
27	170317	181919	324	32405
28	152630	201450	300	34694
29	130180	207276	284	35716
30	121358	234925	507	37427
31	90966	221249	421	34093
32	79388	230379	393	34963
33	67488	227348	486	33020
34	61208	231693	393	33067
35	56663	243453	586	35788
36	46432	227986	623	31211
37	41951	227437	694	31108
38	41199	230159	606	32859
39	37519	229964	1154	32401
40	40898	244976	1282	36190
41	29825	222661	966	30672
42	29175	224291	1305	33490
43	26430	212518	1387	29797
44	28137	217394	1537	31388
45	29084	231679	2063	34774
46	23202	207794	1635	31174
47	21925	206881	2014	29614
48	20235	195061	2080	29678
49	19245	188206	2333	29286
50	21313	199071	3389	31779
51	15822	183642	3087	28215

Continuação (2/3)

52	14857	185903	3438	28182
53	13441	173011	3263	25852
54	13255	168031	3991	24251
55	12566	169993	4736	24072
56	10534	162103	4397	22357
57	9993	147534	4036	19676
58	9296	142823	4933	20459
59	8498	135224	4965	18259
60	8760	133350	5867	18684
61	6472	116452	4588	15044
62	6385	114882	5086	14348
63	6104	106782	5807	13887
64	5928	96365	5975	12671
65	6070	93606	6623	11979
66	4696	85837	6068	9794
67	4486	77257	6060	9083
68	3994	73847	6286	8618
69	3777	66872	6496	8149
70	4257	71846	7511	7345
71	2984	59994	7211	6372
72	2928	57696	7370	6323
73	2598	51181	7566	5479
74	2934	48847	8524	4933
75	2367	45046	7718	4134
76	1913	39562	7778	3950
77	1850	35175	8354	3217
78	1680	33877	9136	3039
79	1376	28473	7666	2510
80	1413	27180	8126	2484
81	1260	21809	6626	2256
82	990	19869	7112	1664
83	797	16599	6910	1433
84	594	13281	6097	1350
85	409	10678	6284	1085
86	489	8516	5011	1047
87	438	6899	4538	652
88	428	5206	3793	450
89	286	4136	3247	385
90	332	3416	2890	472
91	162	2817	2031	254
92	93	1279	1905	84
93	107	1089	1388	90
94	52	735	1106	186
95	83	629	795	78
96	91	369	597	12
97	13	229	375	51
98	25	216	352	46

Continuação (3/3)

99	18	85	262	26
100	73	257	363	754

Fonte: Censo 2010

TABELA 75 –População feminina por situação conjugal, estado de São Paulo, 2010.

IDADE	SOLTEIROS	CASADOS	VIUVOS	DIVORCIADOS
0	265900	0	0	0
1	256328	0	0	0
2	260530	0	0	0
3	263814	0	0	0
4	268567	0	0	0
5	280904	0	0	0
6	272731	0	0	0
7	273315	0	0	0
8	276158	0	0	0
9	299598	0	0	0
10	328821	299	122	3290
11	319423	828	181	3013
12	319912	960	194	3475
13	320045	1336	125	3933
14	323180	4052	194	4076
15	320840	10694	124	5179
16	298098	20050	231	7457
17	279157	33661	134	10075
18	260442	50773	237	12762
19	240810	68205	341	16213
20	235221	90857	238	21137
21	216504	112391	267	25202
22	199122	134644	389	29661
23	183472	147865	546	31507
24	168224	171369	674	32865
25	150756	182582	788	37391
26	131686	194593	934	36845
27	124135	227123	1140	41627
28	110777	241683	1402	42929
29	95358	241283	1082	44410
30	90016	262279	1820	48372
31	67569	247007	1797	47058
32	61448	251091	1961	48774
33	51852	243295	2119	45004
34	46355	246671	2824	47694
35	45418	251661	3159	51056
36	38935	233443	3402	47654
37	36028	235925	4118	48074
38	33023	231580	3843	48568
39	33136	230351	5079	50265

Continuação (1/2)

40	32749	235029	6178	55685
41	28344	217579	6299	51852
42	27636	218214	8181	52924
43	26497	206563	7953	51881
44	25729	210573	10114	55536
45	26390	212632	10337	56814
46	24550	203956	11868	55890
47	22836	200791	12575	54092
48	22948	185844	13471	54310
49	22674	185701	15275	51480
50	22624	182735	17714	55300
51	19926	169844	18073	50550
52	19598	166699	20624	51002
53	18540	160404	21195	48361
54	17845	154540	24128	47396
55	17049	148713	25682	44367
56	15807	140465	26035	43102
57	14698	125211	26858	37913
58	14469	120399	28177	37164
59	13820	112658	31477	33376
60	13961	110279	34482	34260
61	11531	97494	31316	29418
62	11423	90608	34645	28661
63	10633	85712	36060	26100
64	9954	79235	36401	22319
65	9544	71248	38851	22362
66	8038	66502	35451	18303
67	7672	59892	37417	16627
68	6941	54642	37258	14896
69	6455	48642	38606	13238
70	6768	49065	43587	13320
71	5791	39715	38559	10779
72	5768	38144	42184	9475
73	5542	32047	39574	8978
74	4962	32310	42259	9139
75	5104	27638	42669	7170
76	4126	24577	38544	6460
77	3649	21816	39342	5552
78	4328	18923	40294	5547
79	3324	16061	36514	4645
80	4063	14041	40449	4567
81	3187	11256	34092	3305
82	3201	8699	33411	2962
83	2427	7469	31748	2676
84	2114	5795	28511	2382
85	2035	4473	24214	1781
86	1608	2939	21958	1423

Continuação (2/2)

87	1527	2497	19872	1203
88	1036	1753	15989	1027
89	874	1269	13374	674
90	967	802	10796	692
91	801	437	8260	381
92	524	311	7196	451
93	378	185	5846	324
94	287	161	4885	173
95	277	62	3797	197
96	183	58	2572	155
97	287	0	2301	151
98	137	21	1656	116
99	138	41	1305	146
100	136	43	1639	135

Fonte: Censo 2010

TABELA 76 –População que reside em domicílios coletivos por sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

2000			2010		
IDADE	MULHERES	HOMENS	IDADE	MULHERES	HOMENS
00 a 04	2822	3060	00 a 04	1245	1493
05 a 09	3075	3302	05 a 09	1386	1668
10 a 14	3196	3747	10 a 14	1838	2414
15 a 19	3064	7843	15 a 19	1946	8726
20 a 24	4747	25194	20 a 24	4263	34121
25 a 29	3589	22967	25 a 29	4394	37301
30 a 34	3071	15158	30 a 34	3378	26953
35 a 39	3067	11088	35 a 39	2174	16037
40 a 44	2618	8534	40 a 44	2067	9800
45 a 49	2338	5936	45 a 49	1772	6547
50 a 54	2216	4748	50 a 54	1722	5723
55 a 59	2154	4093	55 a 59	1850	4003
60 a 64	2477	3993	60 a 64	1995	4043
65 a 69	3377	3808	65 a 69	2219	3408
70 a 74	3656	3141	70 a 74	3055	3214
75 a 79	3722	2679	75 a 79	3930	3218
80 a 84	3406	1811	80 a 84	5276	2393
85 a 89	2881	1221	85 a 89	4102	1433
90 a 94	1339	452	90 a 94	2308	544
95 a 99	375	59	95 a 99	783	223
100+	77	11	100+	222	41

Fonte: Censo 2000 e 2010

TABELA 77 –População que reside em domicílios coletivos por sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

Tamanho do domicílio	Total de domicílios	
	2000	2010
1	947.094	1.769.065
2	1.978.093	3.045.089
3	2.445.597	3.312.529
4	2.533.745	2.767.525
5	1.420.248	1.275.073
6	599.455	502.351
7	244.547	209.728
8	117.602	92.574
9	56.451	88.568

Fonte: Censo 2000 e 2010

TABELA 78 –Proporção de pessoas co-residindo com os pais por idade simples e sexo, estado de São Paulo, 2000 e 2010.

IDADE	MULHERES	HOMENS	MULHERES	HOMENS
	2000	2000	2010	2010
5	0,8646	0,8624	0,9664	0,9651
6	0,8699	0,8736	0,9631	0,9674
7	0,8824	0,8843	0,9659	0,9643
8	0,8918	0,8905	0,9632	0,9652
9	0,8976	0,8965	0,9625	0,9626
10	0,9096	0,9101	0,9614	0,9597
11	0,9115	0,9097	0,9583	0,9585
12	0,9128	0,9138	0,9530	0,9588
13	0,9109	0,9192	0,9512	0,9533
14	0,9013	0,9177	0,9410	0,9513
15	0,8804	0,9167	0,9190	0,9428
16	0,8478	0,9082	0,8845	0,9322
17	0,7991	0,8906	0,8409	0,9118
18	0,7367	0,8596	0,7769	0,8697
19	0,6768	0,8126	0,7171	0,8186
20	0,6081	0,7525	0,6584	0,7552
21	0,5419	0,6822	0,6052	0,6996
22	0,4804	0,6127	0,5520	0,6527
23	0,4255	0,5501	0,5070	0,5989
24	0,3709	0,4828	0,4559	0,5488
25	0,3233	0,4217	0,4212	0,4988
26	0,2810	0,3689	0,3835	0,4606
27	0,2462	0,3280	0,3450	0,4222
28	0,2168	0,2836	0,3047	0,3824
29	0,1896	0,2517	0,2788	0,3517
30	0,1662	0,2203	0,2551	0,3075
31	0,1455	0,1844	0,2229	0,2757

Continuação (1/1)

32	0,1410	0,1745	0,2028	0,2490
33	0,1273	0,1574	0,1869	0,2311
34	0,1205	0,1484	0,1694	0,2093
35	0,1178	0,1402	0,1614	0,1911
36	0,1141	0,1286	0,1499	0,1789
37	0,1141	0,1172	0,1385	0,1704
38	0,1135	0,1144	0,1308	0,1672
39	0,1150	0,1085	0,1312	0,1587
40	0,1180	0,1108	0,1206	0,1548
41	0,1225	0,0996	0,1144	0,1355
42	0,1307	0,1006	0,1101	0,1333
43	0,1346	0,1007	0,1092	0,1265
44	0,1359	0,1052	0,1078	0,1314
45	0,1470	0,1047	0,1002	0,1225
46	0,1523	0,1083	0,0987	0,1176
47	0,1567	0,1163	0,0916	0,1116
48	0,1660	0,1177	0,0940	0,1072
49	0,1706	0,1231	0,0897	0,1074

Fonte: Elaborado com dados do Censo 2000 e 2010, utilizando o software Profamy