Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Exatas e da Natureza
Departamento de Estatística

Segundo relatório da disciplina de demografia II - Roraima

Gabriel de Jesus Pereira

abril, 2025

Sumário

1 Introdução **2**
1.1 Recursos computacionais 2

2 Metodologia **3**
2.1 Técnica de sobrevivência de Brass 3
2.2 Técnica de Brass para estimar a fecundidade 4
2.3 Modelando taxa de fecundidade marital 5
2.4 Modelo relacional de Gompertz 6

3 Resultados **7**
3.1 Técnica de sobrevivência de Brass 7
3.2 Técnica de Brass para a fecundidade 8
3.3 Modelando taxa de fecundidade marital 9
3.4 Modelo relacional de Gompertz 10

4 Exercícios do Mortpak **11**
4.1 Questão 1) 11
4.2 Questão 2) 11
4.3 Questão 3) 12
4.4 Questão 4) 12
4.4.1 Caso com o Modelo Geral de Brass Homens 12
4.4.2 Caso com o MAB Homens 13
4.4.3 Caso com o Modelo Geral de Brass Mulheres 14
4.4.4 Caso com o MAB Mulheres 14
4.5 Resumo sobre Modelos de Migração 15

1 Introdução

1.1 Recursos computacionais

2 Metodologia

2.1 Técnica de sobrevivência de Brass

A técnica de sobrevivência de Brass, proposta por William Brass, é um método indireto utilizado para estimar níveis de mortalidade infantil e na infância em populações com dados vitais incompletos ou de baixa qualidade. O método baseia-se em informações obtidas a partir de censos ou pesquisas domiciliares, onde as mulheres são questionadas sobre número de filhos nascidos vivos e número de filhos sobreviventes na data do censo por grupos de idade das mulheres, em diferentes faixas etárias reprodutivas.

Para sua aplicação, o método de Brass pressupõe algumas características. Por exemplo, A fecundidade específica por idade tem sido aproximadamente constante no passado recente, coeficientes de mortalidade infantil e na infância têm sido aproximadamente constantes, não há acentuada associação entre mortalidade infantil e idade da mãe ou entre os coeficientes de mortalidade das mães e dos seus filhos, taxas de subenumeração para crianças sobreviventes e não sobreviventes são aproximadamente iguais. Por último, O "padrão etário" de mortalidade para idades jovens segue aproximadamente os padrões das tábuas-modelo

o princípio do método é que, conhecendo o número de filhos nascidos e o número de filhos sobreviventes, é possível calcular a proporção de filhos falecidos para cada grupo etário de mães. Essa proporção reflete indiretamente o nível de mortalidade infantil, já que mulheres mais velhas, por exemplo, tiveram filhos há mais tempo, e portanto o risco acumulado de morte é maior entre seus filhos.

A fórmula básica usada é:

$$D_i = 1 - \frac{\mathrm{FV}_i}{\mathrm{FNV}_i},$$

em que FV_i é o número de filhos sobreviventes na data do censo por grupos de idade das mulheres e FNV_i é o número de nascidos vivos por grupo etário das mulheres.

Utilizando-se a relação entre a proporção de filhos mortos, D_i, e a probabilidade de morrer da tábua de vida, q_x, Brass estabeleceu um conjunto de multiplicadores, k_i, que podem ser calculados a partir de interpolação linear a partir da tabela padrão a seguir:

2. *Multiplicadores*

Medida estimada	Idade das mães	Multiplicadores (1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
q(1)	15/20	0,859	0,890	0,928	0,977	1,041	1,129	1,254	1,425
q(2)	20/25	0,938	0,959	0,983	1,010	1,043	1,082	1,129	1,188
q(3)	25/30	0,948	0,962	0,978	0,994	1,012	1,033	1,055	1,081
q(5)	30/35	0,961	0,975	0,988	1,002	1,016	1,031	1,046	1,063
q(10)	35/40	0,966	0,982	0,996	1,011	1,026	1,040	1,054	1,069
q(15)	40/45	0,938	0,955	0,971	0,988	1,004	1,021	1,037	1,052
q(20)	45/50	0,937	0,953	0,969	0,986	1,003	1,021	1,039	1,057
Guias p/seleção das colunas	P1/P2	0,387	0,330	0,268	0,205	0,143	0,090	0,045	0,014
	Id. média	24,7	25,7	26,7	27,7	28,7	29,7	30,7	31,7
	Id. mediana	24,2	25,2	26,2	27,2	28,2	29,2	30,2	31,2

Fonte: W. Brass *et al.* (1968).

Figura 2.1: Tabela para determinação de multiplicadores k_i.

Agora, com esses valores k_i, pode-se converter os valores observados D_i em estimativas de q_x, ou seja, probabilidade de morte entre o nascimento e idades exatas:

$$q_x = k_i D_i.$$

Tendo estimado o conjunto de probabilidades de morte q_x, obtém-se, por diferença, a probabilidade de sobrevivência entre o nascimento e idades exatas, I_x:

$$I_x = I - q_x.$$

2.2 Técnica de Brass para estimar a fecundidade

O objetivo da técnica de Brass estimar a fecundidade é estimar a fecundidade em países cujos dados de registro civil não permitem um cálculo razoável do seu nível.

Um de seus pressupostos parar aplicação do método é que a fecundidade tenha sido aproximadamente constante no passado recente. Além desse pressuposto, é necessário também que os coeficientes específicos de fecundidade por idade da mulher, tais como os obtidos através de perguntas diretas, são corretos quanto ao padrão etário da fecundidade e o nível de fecundidade é corretamente medido através do número de filhos tidos (nascidos vivos) informados pelas mulheres mais jovens (usualmente do grupo etário 20-25) – ou seja, através da parturição média dessas mulheres.

Para utilizar a técnica de Brass, será necessário calcular os nascidos vivos no ano anterior ao censo por mulher, que é denotado por f_i, total de nascidos vivos por mulher P_i. A partir de f_i, calcula-se a fucundidade acumulada no começo do intervalo $F_i^{'} = 5\sum_{j=0}^{i-1} f_j$. Uma das outras componentes que compõe o método são os fatores de multiplicação W_i, que são valores tabelados e que podem ser calculados por interporlação linear a partir do intervalo que f_1/f_2 estão definidos na tabela a seguir:

Tabela 18 — Fatores de multiplicação para cálculo da fecundidade acumulada na técnica de Brass.

Idade	*Fatores*							
15/20	1,120	1,310	1,615	1,950	2,305	2,640	2,925	3,170
20/25	2,555	2,690	2,780	2,840	2,890	2,925	2,960	2,985
25/30	2,925	2,960	2,985	3,010	3,035	3,055	3,075	3,095
30/35	3,055	3,075	3,095	3,120	3,140	3,165	3,190	3,215
35/40	3,165	3,190	3,215	3,245	3,285	3,325	3,375	3,435
40/45	3,325	3,375	3,435	3,510	3,610	3,740	3,915	4,150
45/50	3,640	3,895	4,150	4,395	4,630	4,840	4,985	5,000
f_1/f_2	0,36	0,113	0,213	0,330	0,460	0,605	0,764	0,939
$\overline{m}$	31,7	30,7	29,7	28,7	27,7	26,7	25,4	24,7

Fonte: W. Brass *et al.* (1968).

Figura 2.2: Valores tabelados para cálculo de fatores de multiplicação W_i.

Após encontrar os fatores de multiplicação W_i, basta cálcular a fecundidade acumulada média com $F_i = F_i + W_i f_i$. Por fim, encontram-se os coeficientes específicos corrigidos $f^{'} = f_i P_2 / F_2$.

2.3 Modelando taxa de fecundidade marital

O modelo de fecundidade marital de Coale-Trussell é uma das abordagens clássicas para estudar o comportamento reprodutivo de mulheres casadas, oferecendo uma maneira prática de estimar e interpretar padrões de fecundidade observados com base em uma curva-padrão e parâmetros de ajuste. Sua aplicação é especialmente útil em estudos demográficos comparativos entre diferentes regiões ou ao longo do tempo.

O modelo parte da ideia de que a fecundidade marital observada pode ser representada como uma modificação de um padrão considerado “natural” ou “biológico” de fecundidade. A fórmula principal é:

$$f(a) = G(a)\, r(a),$$

em que a é a idade, $f(a)$ é a taxa específica de fecundidade, $G(a)$ é o risco do primeiro casamento, $r(a)$ é a taxa específica de fecundidade marital, a qual é expressa da seguinte forma:

$$r(a) = Mn(a)\, e^{mv(a)},$$

em que M é o nível de fecundidade e m é o padrão de fecundidade. $n(a)$ é a fecundidade marital natural e $v(a)$ é a fecundidade fixa.

Por fim, a partir da expressão de $r(a)$ pode ser definida uma regressão linear da seguinte forma:

$$\ln(r(a)/n(a)) = \ln(M) + mv(a)$$

Além disso, vale ressaltar que a fecundidade marital e natural e a fecundidade fixa são derivadas por experiência de alguns países, principalmente europeus. A imagem a seguir mostra os valores que foram considerados para esse trabalho:

Table 14.1 Five-year $n(a)$ and $v(a)$ for Coale–Trussell fertility model

Age group (a)	$n(a)$	$v(a)$
20–24	0.460	0.000
25–29	0.431	−0.316
30–34	0.396	−0.814
35–39	0.321	−1.048
40–44	0.167	−1.424
45–49	0.024	−1.667

Source: Coale and Trussell (1974: 188)

Figura 2.3: Valores tabelados de $n(a)$ e $v(a)$ para aplicação do método de Coale-Trussel.

2.4 Modelo relacional de Gompertz

O modelo relacional de Gompertz é uma metodologia demográfica amplamente utilizada para descrever e ajustar padrões de fecundidade, especialmente quando os dados observados apresentam problemas de cobertura ou qualidade. Sua principal utilidade está em permitir comparações entre diferentes populações ou períodos por meio de uma curva-padrão acumulada de fecundidade.

A lógica do modelo baseia-se na função de Gompertz, originalmente utilizada para modelar taxas de mortalidade, mas que também pode ser aplicada ao padrão acumulado da fecundidade, $F(a)$, isto é, a proporção da fecundidade total que já ocorreu até determinada idade a. O modelo assume a seguinte forma funcional:

$$\text{Gompit}\left(F(a)\right) = \ln\left[-\ln\left(1 - F(a)\right)\right] = \alpha + \beta \text{Gompit}\left(F_s(a)\right)$$

em que $F(a)$ é a distribuição acumulada de fecundidade da população observada, $F_s(a)$ é a distribuição acumulada de fecundidade da população padrão, $-0,5 < \alpha < 0,5$ e $0,65 < \beta < 1,5$ são o nível da fecundidade e padrão da fecundidade, respectivamente.

Para aplicar o modelo, é necessário calcular a distribuição proporcional das taxas específicas de fecundidade $p(a)$, obter a distribuição acumulada $F(a)$, aplicar a transformação Gompit $\ln\left[-\ln\left(1 - F(a)\right)\right]$, ajustar uma regressão linear entre os gompits da população observada e os da curva padrão e, por fim, estimar os parâmetros α e β, que permitem reconstruir a curva ajustada ou fazer comparações com outras populações.

3 Resultados

3.1 Técnica de sobrevivência de Brass

3.2 Técnica de Brass para a fecundidade

Na faixa de 20 a 24 anos, a fecundidade começa a aumentar, com uma taxa de fecundidade corrigida de 0,918372 e um valor acumulado (fi_acum) de 2,950542. Isso reflete um aumento na fecundidade, que geralmente ocorre à medida que as mulheres atingem idades mais próximas do pico reprodutivo. O valor de 0,065290 para o ajuste de fecundidade também está dentro do esperado, indicando que a técnica Brass está corrigindo adequadamente os dados.

Nas faixas de 25 a 29 anos e 30 a 34 anos, a fecundidade continua a aumentar, atingindo valores de fi corrigido de 1,518141 e 1,937938, respectivamente, com valores de fi acumulado chegando a 3,069595 e 3,183244. Isso é consistente com a expectativa, pois a fecundidade atinge seu pico em torno de 30 anos, e as mulheres dessa faixa etária tendem a ter mais filhos.

Finalmente, na faixa de 45 a 49 anos, a fecundidade é muito baixa, como esperado para essa faixa etária. O valor de fi corrigido de 2,322042 é alto em relação ao número de nascimentos (1,610,379), refletindo a diminuição significativa na fecundidade após os 40 anos. A técnica de Brass consegue corrigir adequadamente os dados, gerando uma taxa de fecundidade realista para as mulheres dessa faixa etária avançada.

$0.096731/0.134156 = 0.721033721935657$

$(0.764 - 0.721033721935657)/(0.764 - 0.605) = 0.2702281639266858$

Tabela 3.1

Idade	Nascidos	Mulheres	Nascidos_vivos_2009	fi	Pi	Fi	Wi	Fi_acum_media	fi_corrigido
15 a 19 anos	2253	23250	2249	0.096731	0.418839	0.038882	2.847985	0.314371	0.047076
20 a 24 anos	2866	21788	2923	0.134156	0.446943	0.522538	2.950542	0.918372	0.065290
25 a 29 anos	2276	21792	2306	0.105819	0.446861	1.193320	3.069595	1.518141	0.051499
30 a 34 anos	1394	18669	1264	0.067706	0.521613	1.722414	3.183244	1.937938	0.032950
35 a 39 anos	587	14839	542	0.036525	0.656244	2.060943	3.361489	2.183722	0.017776
40 a 44 anos	155	12269	168	0.013693	0.793708	2.243570	3.867710	2.296530	0.006664
45 a 49 anos	16	10379	21	0.002023	0.938241	2.312035	4.945817	2.322042	0.000985

3.3 Modelando taxa de fecundidade marital

Na faixa de 20 a 24 anos, a fecundidade marital observada (0.053424) está próxima da estimada (0.062416), o que indica que o modelo consegue capturar bem a dinâmica reprodutiva das mulheres casadas nesse grupo. Conforme a idade avança, como na faixa de 25 a 29 anos, a fecundidade observada diminui levemente (0.053185), mas o modelo ainda mantém boa aderência ao produzir um valor estimado compatível (0.048705). Na faixa de 30 a 34 anos, a queda na fecundidade é mais acentuada (0.043441), e novamente o modelo responde de forma adequada, com valor estimado de 0.033542, demonstrando sensibilidade ao declínio na intensidade reprodutiva. Esse padrão se mantém nas idades seguintes: de 35 a 39 anos, há um recuo substancial na fecundidade (0.022913), e o valor ajustado (0.023745) reflete com precisão essa mudança

Tabela 3.2

Idade	TFE	v_a	n_a	Mulheres	Nascimentos_casadas	r_a	log_r_a_n_a	r_a_estimado
20 a 24 anos	0.150450	0.000000	0.460000	21788	1164	0.053424	-2.152968	0.062416
25 a 29 anos	0.121020	-0.316000	0.431000	21792	1159	0.053185	-2.092338	0.048705
30 a 34 anos	0.081270	-0.814000	0.396000	18669	811	0.043441	-2.210011	0.033542
35 a 39 anos	0.044710	-1.048000	0.321000	14839	340	0.022913	-2.639754	0.023745
40 a 44 anos	0.014680	-1.424000	0.167000	12269	96	0.007825	-3.060721	0.009937
45 a 49 anos	0.001680	-1.667000	0.024000	10379	14	0.001349	-2.878781	0.001241

3.4 Modelo relacional de Gompertz

Na faixa de 15 a 19 anos, os valores de $f(a)$ e $f'(a)$ indicam que o modelo superestima um pouco a fecundidade específica (0.220 vs 0.137 observada), ainda que a acumulada p (a)p (a) esteja razoavelmente próxima. Isso pode ser reflexo de um início mais precoce da fecundidade do que o padrão esperado.

Entre 20 e 24 anos, o modelo começa a se ajustar melhor, com $f^{'}(a) = 0.1519$ sendo mais próximo de $F_a = 0.1504$, e o valor acumulado $p^{'}(a) \approx 0.51$, em linha com a acumulação observada. Isso sugere que o modelo consegue captar bem a intensidade e a forma da fecundidade nesse pico inicial.

De 25 a 29 anos, o modelo continua a fornecer uma boa aproximação tanto para a fecundidade específica quanto para a acumulada, o que indica que ele ajusta corretamente o pico de fecundidade típico dessa faixa etária, que é o período de maior concentração de nascimentos.

Nas faixas de 35 a 39 e 40 a 44 anos, o modelo ajusta valores muito baixos de $f^{'}(a)$, o que é esperado, pois essas idades correspondem ao final do período reprodutivo. O ajuste segue a tendência esperada de declínio acentuado, com valores próximos a zero, sem gerar disrupções artificiais.

Tabela 3.3

Idade	TFE	p_a	idade_e	F_a	G	F_a_padrao	G_padrao	G'	antgompt	p'(a)	f'(a)
15 a 19 anos	0.110630	0.210949	20	0.210949	-0.442208	0.136000	-0.691000	-0.414074	0.220255	4.540190	2.373430
20 a 24 anos	0.150450	0.286877	25	0.497826	0.360247	0.377000	0.026000	0.398204	0.510929	0.290674	0.151953
25 a 29 anos	0.121020	0.230760	30	0.728587	1.149962	0.609000	0.700000	1.161767	0.731299	0.220370	0.115201
30 a 34 anos	0.081270	0.154965	35	0.883552	2.089046	0.796000	1.479000	2.044284	0.878558	0.147259	0.076981
35 a 39 anos	0.044710	0.085253	40	0.968805	3.451687	0.930000	2.626000	3.343701	0.965310	0.086752	0.045350
40 a 44 anos	0.014680	0.027992	45	0.996797	5.741933	0.992000	4.809000	5.816786	0.997027	0.031717	0.016581

4 Exercícios do Mortpak

IDADE	INTERVALO DE IDADE	SEXO	ANO	CÓD.	SIGLA	LOCAL	nMx	nAx	nqx	lx	ndx	nLx	Sx	Tx	ex
0	1	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.01407	0.08245	0.01389	100,000	1,389	98,725	0.98437	7,205,082	72.05
1	4	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00105	1.61111	0.00418	98,611	412	393,458	0.99675	7,106,357	72.06
5	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00032	2.35411	0.00158	98,199	155	490,582	0.99810	6,712,899	68.36
10	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00054	2.85978	0.00270	98,043	264	489,651	0.99455	6,222,317	63.47
15	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00179	2.80358	0.00891	97,779	872	486,980	0.98936	5,732,666	58.63
20	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00236	2.59108	0.01173	96,907	1,137	481,797	0.98709	5,245,686	54.13
25	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00284	2.57405	0.01409	95,770	1,350	475,577	0.98435	4,763,890	49.74
30	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00346	2.55135	0.01718	94,421	1,622	468,132	0.98208	4,288,313	45.42
35	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00376	2.53989	0.01862	92,799	1,728	459,742	0.98008	3,820,181	41.17
40	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00436	2.57024	0.02155	91,071	1,963	450,584	0.97596	3,360,439	36.90
45	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00550	2.60677	0.02714	89,108	2,419	439,750	0.96809	2,909,855	32.66
50	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.00768	2.63720	0.03773	86,689	3,271	425,716	0.95362	2,470,105	28.49
55	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.01148	2.61357	0.05585	83,418	4,659	405,972	0.93681	2,044,388	24.51
60	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.01486	2.61567	0.07178	78,759	5,653	380,317	0.91072	1,638,416	20.80
65	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.02320	2.61453	0.10991	73,106	8,035	346,363	0.87131	1,258,099	17.21
70	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.03248	2.59613	0.15065	65,071	9,803	301,790	0.81538	911,736	14.01
75	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.05092	2.58457	0.22673	55,268	12,531	246,073	0.72291	609,947	11.04
80	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.08112	2.51914	0.33763	42,737	14,430	177,889	0.60052	363,873	8.51
85	5	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.12563	2.41347	0.47409	28,308	13,420	106,827	0.42561	185,984	6.57
90	+	Homens	2010	14	RR	Roraima	0.18807	5.31707	1.00000	14,887	14,887	79,157	-	79,157	5.32

Figura 4.1: Tábua de vida para o sexo masculino.

IDADE	INTERVALO DE IDADE	SEXO	ANO	CÓD.	SIGLA	LOCAL	nMx	nAx	nqx	lx	ndx	nLx	Sx	Tx	ex
0	1	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.01341	0.08973	0.01324	100,000	1,324	98,794	0.98550	7,795,521	77.96
1	4	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00076	1.50244	0.00303	98,676	299	393,956	0.99736	7,696,727	78.00
5	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00033	2.31428	0.00164	98,377	161	491,451	0.99848	7,302,770	74.23
10	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00033	2.65541	0.00163	98,216	160	490,702	0.99754	6,811,320	69.35
15	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00069	2.69878	0.00346	98,055	340	489,496	0.99603	6,320,617	64.46
20	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00085	2.53652	0.00426	97,716	416	487,554	0.99581	5,831,122	59.67
25	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00083	2.56206	0.00416	97,300	405	485,513	0.99512	5,343,567	54.92
30	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00116	2.62183	0.00578	96,895	560	483,144	0.99336	4,858,055	50.14
35	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00151	2.60142	0.00754	96,335	727	479,934	0.99159	4,374,911	45.41
40	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00191	2.64264	0.00953	95,609	911	475,896	0.98794	3,894,977	40.74
45	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00306	2.68344	0.01520	94,698	1,439	470,156	0.98090	3,419,081	36.11
50	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00476	2.66897	0.02354	93,259	2,195	461,178	0.97089	2,948,925	31.62
55	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.00722	2.66021	0.03552	91,064	3,234	447,752	0.95621	2,487,747	27.32
60	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.01104	2.67220	0.05381	87,830	4,726	428,147	0.92944	2,039,995	23.23
65	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.01843	2.60354	0.08827	83,103	7,336	397,937	0.90466	1,611,849	19.40
70	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.02182	2.60151	0.10367	75,768	7,855	359,999	0.86713	1,213,912	16.02
75	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.03733	2.64859	0.17157	67,913	11,652	312,167	0.77947	853,913	12.57
80	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.06467	2.58616	0.27967	56,261	15,735	243,326	0.65460	541,746	9.63
85	5	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.10776	2.47430	0.42352	40,527	17,164	159,282	0.46625	298,420	7.36
90	+	Mulheres	2010	14	RR	Roraima	0.16791	5.95556	1.00000	23,363	23,363	139,138	-	139,138	5.96

Figura 4.2: Tábua de vida para o sexo feminino.

4.1 Questão 1)

Ver no Mortpak qual é o melhor modelo ao comparar os Modelos das Nações Unidas aos de Coale-Demeny (Função COMPAR);

Ao comparar os modelos das Nações Unidas com os de Coale-Demeny e observar a expectativa de vida estimada para o sexo masculino na Figura 4.1, nota-se que o modelo que mais se aproxima é o Far East, das Nações Unidas. Por outro lado, no caso do sexo feminino, o modelo que mais se aproxima é o East, de Coale-Demeny.

4.2 Questão 2)

Considerar apenas os Modelos das Nações Unidas e ver qual é o melhor (Função COMPAR);

O melhor modelo das Nações Unidas para o sexo masculino foi o de Far East. Da mesma forma, o melhor modelo foi o de Far East.

TITLE: Questão 1)

Sex: Males

Data Type: l(x)

Implied Life Expectancy at Birth

Age	Empirical	United Nations Models					Coale-Demeny Models			
Group	l(x)	Latin Am.	Chilean	So. Asian	Far East	General	West	North	East	South
0	100000.	79.4	78.8	79.8	72.7	77.4	73.9	76.0	74.1	e(0) > 80.0
1	98611.	76.9	71.4	77.6	69.4	74.0	70.6	73.3	69.3	74.3
5	98199.	76.2	70.7	75.7	70.2	73.9	73.1	76.2	70.9	71.8
10	98043.	69.6	65.5	66.5	66.5	68.2	69.1	72.3	67.7	67.8
15	97779.	60.6	58.4	53.1	59.9	60.2	63.2	67.8	61.5	58.9
20	96907.	62.5	60.5	51.1	61.1	61.3	64.0	69.3	62.9	60.5
25	95770.	62.2	61.3	51.4	60.7	60.8	62.2	67.0	60.3	58.5
30	94421.	61.2	61.8	51.7	60.6	60.4	61.3	65.0	58.6	58.4
35	92799.	63.5	64.3	56.0	63.4	63.0	63.0	65.5	60.8	59.5
40	91071.	65.4	66.7	60.4	66.4	65.6	65.2	66.5	63.6	62.1
45	89108.	67.3	68.7	64.2	68.9	67.9	68.0	66.9	66.9	64.2
50	86689.	68.2	70.0	67.6	71.6	69.7	69.8	69.2	70.1	66.2
55	83418.	69.0	71.1	69.4	72.8	71.0	71.6	66.7	72.0	66.7
60	78759.	72.4	74.6	74.4	76.7	74.7	74.9	71.7	75.3	70.1
65	73106.	72.8	74.9	74.9	77.3	75.2	76.2	72.5	75.8	70.5
70	65071.	75.1	76.6	77.2	78.8	77.2	79.1	75.4	78.7	74.8
75	55268.	75.4	76.6	77.1	79.0	77.6	e(0) > 80.0	77.3	e(0) > 80.0	78.7
80	42737.									
Average absolute deviation from the median										
Ages 0 to 10		1.1	2.7	1.4	1.1	1.2	1.1	1.0	1.6	2.7
Ages 10 and over		4.3	5.3	8.5	6.2	5.3	5.3	3.0	6.1	5.2
Ages 0 and over		5.1	5.2	8.9	5.4	5.5	4.9	3.5	5.6	5.9
Medn(0-10)-Medn(10+)		9.1	3.7	12.2	2.5	6.0	4.6	7.5	3.5	9.2

(a) Função COMPAR para o sexo masculino.

TITLE: Questão 1)

Sex: Females

Data Type: l(x)

Implied Life Expectancy at Birth

Age	Empirical	United Nations Models					Coale-Demeny Models			
Group	l(x)	Latin Am.	Chilean	So. Asian	Far East	General	West	North	East	South
0	100000.	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	79.4	e(0) > 80.0	75.8	77.4	77.5	e(0) > 80.0
1	98676.	e(0) > 80.0	78.2	e(0) > 80.0	76.2	79.6	74.3	76.4	74.4	79.1
5	98377.	78.1	73.1	76.4	72.6	76.2	74.1	75.9	73.2	73.7
10	98216.	74.1	71.6	71.0	71.1	73.2	73.1	75.7	72.1	72.2
15	98055.	70.2	69.3	67.2	70.4	70.4	71.7	74.3	70.2	69.6
20	97716.	71.2	70.5	66.9	71.3	71.1	72.4	75.4	71.2	70.6
25	97300.	73.6	72.8	68.6	73.6	73.1	73.8	76.7	72.5	72.2
30	96895.	73.2	72.5	67.9	73.1	72.7	73.3	75.3	71.9	71.1
35	96335.	73.9	73.2	68.3	73.9	73.2	73.5	74.8	72.2	70.5
40	95609.	75.1	74.8	70.1	75.7	74.6	74.6	76.3	73.3	71.5
45	94698.	74.2	74.4	69.7	76.0	74.2	74.8	74.9	73.3	69.7
50	93259.	73.4	74.0	71.2	76.4	74.3	74.8	75.1	73.3	69.4
55	91064.	73.8	74.6	73.1	77.1	74.9	75.3	73.8	73.4	68.8
60	87830.	74.7	75.4	75.2	77.8	75.8	76.1	74.9	74.7	70.2
65	83103.	75.2	76.1	75.8	77.8	76.1	77.1	75.4	75.8	71.0
70	75768.	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	78.4
75	67913.	79.2	79.4	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0	e(0) > 80.0
80	56261.									
Average absolute deviation from the median										
Ages 0 to 10		0.7	2.3	1.2	2.2	1.3	0.6	0.5	1.4	2.1
Ages 10 and over		1.7	2.2	3.4	2.6	2.0	1.8	1.2	1.9	2.0
Ages 0 and over		2.3	2.4	4.2	2.5	2.4	1.6	1.2	1.9	2.8
Medn(0-10)-Medn(10+)		6.0	4.0	9.4	0.4	5.3	-0.4	1.1	1.1	8.2

(a) Função COMPAR para o sexo feminino.

4.3 Questão 3)

Observar os valores da $E(x)$ e escolher a TV Modelo das Nações Unidas mais adequada (depende do passo 2...);

4.4 Questão 4)

Usar o sistema logito de tábuas de vida de dois parâmetros de Brass e considerar os seguintes padrões: Modelo Geral de Brass; MAB e o resultado do passo 3.

4.4.1 Caso com o Modelo Geral de Brass Homens

Observa-se que, para as idades iniciais, os valores de I(x) estão próximos de 1, indicando alta sobrevivência na infância, como esperado. À medida que a idade avança, os valores de I(x) diminuem, refletindo o aumento da mortalidade com o tempo. No entanto, ao comparar I(x) com I(x) estimado GB, nota-se que o modelo tende a subestimar a sobrevivência em praticamente todas as idades, ou seja, o valor ajustado pelo modelo é sistematicamente inferior ao valor observado. Essa diferença se torna mais evidente nas idades adultas e avançadas. Por exemplo, aos 40 anos, o valor observado de I(x) é 0,911, enquanto o estimado é 0,510, uma discrepância considerável. Isso sugere que a população masculina analisada apresenta níveis de sobrevivência mais altos do que os previstos pela tabela-padrão utilizada pelo modelo de Brass.

Tabela 4.1

Idade	I(x)	I(x) GB	Ys(x)	Y(x)	Y(x) estimado GB	I(x) estimado GB
1,000	0,986	0,850	-0,867	-2,131	-0,966	0,874
5,000	0,982	0,769	-0,602	-1,999	-0,838	0,842
10,000	0,980	0,750	-0,550	-1,957	-0,796	0,831
15,000	0,978	0,736	-0,513	-1,892	-0,733	0,813
20,000	0,969	0,713	-0,455	-1,722	-0,567	0,757
25,000	0,958	0,683	-0,383	-1,560	-0,409	0,694
30,000	0,944	0,652	-0,315	-1,414	-0,267	0,630
35,000	0,928	0,622	-0,250	-1,278	-0,134	0,567
40,000	0,911	0,509	-0,018	-1,161	-0,020	0,510

Idade	I(x)	I(x) GB	Ys(x)	Y(x)	Y(x) estimado GB	I(x) estimado GB
45,000	0,891	0,553	-0,107	-1,051	0,088	0,456
50,000	0,867	0,511	-0,021	-0,937	0,199	0,402
55,000	0,834	0,459	0,082	-0,808	0,325	0,343
60,000	0,788	0,397	0,210	-0,655	0,474	0,279
65,000	0,731	0,322	0,372	-0,500	0,626	0,223
70,000	0,651	0,238	0,582	-0,311	0,810	0,165
75,000	0,553	0,152	0,859	-0,106	1,010	0,117
80,000	0,427	0,078	1,238	0,146	1,256	0,075
85,000	0,283	0,028	1,772	0,465	1,567	0,042
90,000	0,149	0,006	2,555	0,872	1,964	0,019

4.4.2 Caso com o MAB Homens

Aos 1 ano de idade, o valor observado de sobrevivência $I(x)$ é 0,986, enquanto o estimado pelo modelo é 0,862. Apesar de uma leve subestimação, o valor já se aproxima bastante, mostrando que o modelo é capaz de capturar adequadamente a alta sobrevivência nos primeiros anos de vida, mesmo considerando a maior mortalidade infantil masculina em comparação ao sexo feminino.

Ao longo da infância e juventude (até os 20–25 anos), o modelo continua apresentando valores estimados que acompanham a tendência dos valores observados, com pequenas diferenças — o que indica bom ajuste. Por exemplo, aos 25 anos, o $I(x)$ observado é 0,958 e o estimado é 0,704, o que representa uma redução coerente, considerando o padrão de aumento de mortalidade nessa fase.

Tabela 4.2

Idade	I(x)	I(x) MAB	Ys(x)	Y(x)	Y(x) estimado MAB	I(x) estimado MAB
1,000	0,986	0,842	-0,836	-2,131	-0,916	0,862
5,000	0,982	0,759	-0,574	-1,999	-0,804	0,833
10,000	0,980	0,751	-0,552	-1,957	-0,768	0,823
15,000	0,978	0,745	-0,536	-1,892	-0,714	0,807
20,000	0,969	0,734	-0,508	-1,722	-0,570	0,758
25,000	0,958	0,717	-0,465	-1,560	-0,433	0,704
30,000	0,944	0,694	-0,410	-1,414	-0,310	0,650
35,000	0,928	0,664	-0,341	-1,278	-0,194	0,596
40,000	0,911	0,627	-0,259	-1,161	-0,095	0,548
45,000	0,891	0,585	-0,172	-1,051	-0,002	0,501
50,000	0,867	0,536	-0,073	-0,937	0,094	0,453
55,000	0,834	0,487	0,027	-0,808	0,203	0,400
60,000	0,788	0,423	0,154	-0,655	0,332	0,340
65,000	0,731	0,347	0,317	-0,500	0,464	0,283
70,000	0,651	0,260	0,524	-0,311	0,623	0,223
75,000	0,553	0,167	0,804	-0,106	0,797	0,169
80,000	0,427	0,086	1,182	0,146	1,010	0,117
85,000	0,283	0,031	1,716	0,465	1,279	0,072

4.4.3 Caso com o Modelo Geral de Brass Mulheres

Nas idades avançadas, a sobrevivência observada das mulheres continua sistematicamente superior aos valores estimados pelo modelo, como evidencia, por exemplo, a idade de 60 anos, em que $I(x)$ é 0,878 e $I(x)$ estimado GB é 0,306, uma diferença acentuada. Essa tendência se intensifica com o avanço da idade, revelando que a tabela-padrão subestima a longevidade feminina na população analisada. Isso está de acordo com o que se conhece demograficamente: as mulheres têm maior expectativa de vida e sobrevivem em maiores proporções nas idades avançadas em comparação aos homens.

Tabela 4.3

Idade	I(x)	I(x) GB	Ys(x)	Y(x)	Y(x) estimado GB	I(x) estimado GB
1,000	0,987	0,850	-0,867	-2,156	-0,830	0,840
5,000	0,984	0,769	-0,602	-2,052	-0,720	0,809
10,000	0,982	0,750	-0,550	-2,004	-0,669	0,792
15,000	0,981	0,736	-0,513	-1,960	-0,622	0,776
20,000	0,977	0,713	-0,455	-1,878	-0,535	0,745
25,000	0,973	0,683	-0,383	-1,792	-0,444	0,709
30,000	0,969	0,652	-0,315	-1,720	-0,368	0,676
35,000	0,963	0,622	-0,250	-1,635	-0,277	0,635
40,000	0,956	0,509	-0,018	-1,540	-0,177	0,587
45,000	0,947	0,553	-0,107	-1,441	-0,072	0,536
50,000	0,933	0,511	-0,021	-1,314	0,064	0,468
55,000	0,911	0,459	0,082	-1,161	0,226	0,389
60,000	0,878	0,397	0,210	-0,988	0,409	0,306
65,000	0,831	0,322	0,372	-0,796	0,613	0,227
70,000	0,758	0,238	0,582	-0,570	0,854	0,154
75,000	0,679	0,152	0,859	-0,375	1,061	0,107
80,000	0,563	0,078	1,238	-0,126	1,325	0,066
85,000	0,405	0,028	1,772	0,192	1,662	0,035
90,000	0,234	0,006	2,555	0,594	2,089	0,015

4.4.4 Caso com o MAB Mulheres

À medida que a idade avança, especialmente a partir dos 20 ou 25 anos, essa diferença entre os valores observados e estimados começa a crescer. Ainda que o modelo continue refletindo a diminuição progressiva da sobrevivência com a idade — o que está em conformidade com a realidade demográfica —, ele tende a acentuar essa queda de forma um pouco mais intensa do que a observada nos dados. Por exemplo, aos 40 e 50 anos, os valores de I(x)I(x) estimados já se distanciam mais significativamente dos observados, o que pode indicar que o modelo suaviza ou generaliza padrões que não capturam totalmente a dinâmica real da mortalidade feminina brasileira nessas idades.

Tabela 4.4

Idade	I(x)	I(x) MAB	Ys(x)	Y(x)	Y(x) estimado MAB	I(x) estimado MAB
1,000	0,987	0,842	-0,836	-2,156	-0,814	0,836

Idade	I(x)	I(x) MAB	Ys(x)	Y(x)	Y(x) estimado MAB	I(x) estimado MAB
5,000	0,984	0,759	-0,574	-2,052	-0,716	0,807
10,000	0,982	0,751	-0,552	-2,004	-0,670	0,793
15,000	0,981	0,745	-0,536	-1,960	-0,629	0,779
20,000	0,977	0,734	-0,508	-1,878	-0,551	0,751
25,000	0,973	0,717	-0,465	-1,792	-0,470	0,719
30,000	0,969	0,694	-0,410	-1,720	-0,402	0,691
35,000	0,963	0,664	-0,341	-1,635	-0,321	0,655
40,000	0,956	0,627	-0,259	-1,540	-0,232	0,614
45,000	0,947	0,585	-0,172	-1,441	-0,138	0,569
50,000	0,933	0,536	-0,073	-1,314	-0,017	0,509
55,000	0,911	0,487	0,027	-1,161	0,127	0,437
60,000	0,878	0,423	0,154	-0,988	0,290	0,359
65,000	0,831	0,347	0,317	-0,796	0,472	0,280
70,000	0,758	0,260	0,524	-0,570	0,686	0,202
75,000	0,679	0,167	0,804	-0,375	0,870	0,149
80,000	0,563	0,086	1,182	-0,126	1,106	0,099
85,000	0,405	0,031	1,716	0,192	1,406	0,057

4.5 Resumo sobre Modelos de Migração

Os modelos de migração são instrumentos essenciais para a análise de padrões etários da mobilidade populacional, especialmente em contextos onde os dados são escassos ou pouco confiáveis. Entre esses modelos, destaca-se o modelo de Rogers-Castro, desenvolvido na década de 1970 no âmbito da demometria, uma área da demografia inspirada na econometria, voltada à aplicação de técnicas matemáticas e estatísticas aos fenômenos populacionais. Esse modelo busca representar de forma padronizada as taxas específicas de migração por idade, sintetizando padrões recorrentes observados em diferentes populações.

A estrutura do modelo é composta por uma combinação de funções exponenciais e curvas tipo sino, permitindo a estimação de padrões com 7, 9, 11 ou 13 parâmetros, a depender da complexidade do comportamento migratório analisado. A função padrão envolve cinco componentes principais: uma curva exponencial decrescente nas idades infantis, um pico unimodal na juventude associado à mobilidade da força de trabalho, um pico secundário por volta da idade de aposentadoria, um crescimento nas idades mais avançadas relacionado à migração de idosos, e um termo constante. Com base nessas componentes, o modelo permite a análise de regularidades como o pico de migração na juventude, o declínio gradual com o avanço da idade e possíveis aumentos na mobilidade em fases posteriores da vida.

Além da representação gráfica, o modelo oferece medidas derivadas como a taxa bruta de migraprodução (GMR), que indica o número médio de migrações que um indivíduo hipotético realizaria ao longo da vida, e outros indicadores analíticos como o parental shift, a dominância da força de trabalho, a simetria da curva e a regularidade entre padrões migratórios de crianças e adultos. Essas medidas auxiliam na comparação entre populações e no entendimento das transições do ciclo de vida associadas à migração.

Apesar de suas vantagens, o modelo Rogers-Castro apresenta limitações, como a sensibilidade aos parâmetros iniciais, instabilidade em populações pequenas e desafios na interpretação dos coeficientes, além da subjetividade na escolha entre versões com diferentes números de parâmetros. Ainda assim, sua aplicação aos dados do Censo Demográfico de 2010 demonstrou grande potencial para descrever padrões migratórios no Brasil, revelando distinções por sexo, cor/raça e região, e permitindo inferências sobre tipos de migração – como fluxos predominantemente familiares ou individuais – e sua associação com etapas do ciclo de vida.

A robustez analítica e a capacidade de projeção do modelo garantem sua relevância para estudos demográficos atuais e futuros. Novas abordagens, como o uso de métodos bayesianos ou a incorporação de informações sobre transições do curso de vida, podem contribuir para sua aplicação em pequenas áreas ou em situações com maior variabilidade e incerteza nos dados.