

A TRANSIÇÃO DEMOGRÁFICA NO CONCELHO DE CASTELO BRANCO ANALISADA ATRAVÉS DA MORTALIDADE INFANTIL E JUVENIL

Maria Luisa Rocha Pinto
Fac. de Ciências Sociais e Humanas
Univ. Nova de Lisboa

Este trabalho pretende analisar o comportamento da mortalidade infantil e juvenil no Concelho de Castelo Branco entre 1864 e 1950, retomando uma pequena parte da minha tese de doutoramento (Pinto, 1993) e prolongando-a até meados do século xx. Castelo Branco é um vasto concelho pouco povoado (1864 - 29500 e 1950 - 62500 habitantes), pertencente ao distrito de Castelo Branco, que é fronteiro à Estremadura Espanhola, aproximadamente na região entre Placencia e Alcantara. A mortalidade será estudada a partir das médias dos óbitos nos anos enquadrantes dos recenseamentos portugueses (1864, 1878 - no 1.º de Jan., 1890, 1900, 1911, 1920, 1930 - no 1.º de Dez., 1940 - 12 de Dez. e 1950 - 15 de Dez.), calculando as taxas de mortalidade por grupos de idade e a partir destas serão elaboradas as respectivas tábuas de mortalidade, por sexos e para os sexos reunidos.

Os óbitos foram levantados directamente na Conservatória do Registo Civil de Castelo Branco até 1931 (correspondendo até 1910 aos Registos Paroquiais), dado as estatísticas existentes até àquela data não contemplarem os óbitos por idades, a nível concelhio. Nos dois restantes períodos (1940/41 e 1950/51), foi ainda necessário estimar os óbitos de menos de 1 ano por sexo, dado que as estatísticas apenas fornecem, por sexo, os óbitos dos 0-4 anos. De referir ainda que, no caso do recenseamento de 1950, foi necessário utilizar os multiplicadores de Sprague para a obtenção dos indivíduos com menos de 1 ano e de 1-4 anos por, a nível concelhio, o censo apenas considerar o grupo 0-4 anos.

O cálculo das tábuas de mortalidade reais para períodos do século XIX e mesmo do princípio do século xx, envolvendo totais populacio-

nais relativamente baixos e cuja fiabilidade de registo não é boa, como é o caso de Castelo Branco, não pode ter senão resultados indicativos, que nos ajudarão, todavia, a perceber melhor e de forma mais pormenorizada o fenómeno da mortalidade.

No sentido de minimizar as flutuações existentes, as tábuas por sexo foram elaboradas partindo das taxas de mortalidade por grupos de idade, distinguindo os menores de 1 ano, o grupo 1-4 anos e o grupo 5-9 anos e a partir dos 10 anos por grupos decenais de idade até aos 70 anos, idade a partir da qual foi constituído um grupo aberto. Para os sexos reunidos, utilizaram-se os grupos de idade quinquenal a partir dos 10 anos. Nas diferentes tábuas para o primeiro quociente - ${}_1q_0$, foi utilizada a taxa de mortalidade infantil, calculada segundo o método da média ponderada, com as tabelas propostas por Shryock e Siegel (1976).

Iniciamos a análise dos resultados pelos quocientes - risco ou probabilidade de morrer entre idades exactas - dos primeiros anos de vida, 0-1 ano, 1-5 anos, 5-10 anos e ainda os quocientes 0-5 e 0-10 anos, estes calculados já a partir da função dos sobreviventes na tábua (l_x) e segundo a opção de Pressat (1980:91)¹. Estes quocientes traduzem um dos aspectos fundamentais da mortalidade neste período, pois não é só a mortalidade infantil que produz razias nas sucessivas gerações, mas igualmente a mortalidade juvenil. A designação de juvenil será aqui utilizada na aceção da mortalidade entre o primeiro e o quinto ano de vida. Contudo, a mortalidade até aos dez anos será igualmente referida.

Observando globalmente os quocientes (quadro 1, 2 e 3), que são apresentados em permilagem, dado permitirem uma leitura mais fácil, podem-se verificar as flutuações, pelo menos até aos 10 anos, na longa caminhada para o declínio da mortalidade. Estas flutuações estão, de algum modo, ainda ligadas às mortalidades excepcionais, estudadas de forma pormenorizada de 1700 a 1900 no meu trabalho (Pinto, 1993): a mortalidade de 1863/64 revela os efeitos duma crise forte que se prolonga de 1862 a 1866; o recuo significativo traduzido pelos quocientes de 1877/78 são o reflexo de dois anos sem crises; em 1890/91 a região sofre de novo crises de média intensidade em muitas das suas freguesias; o início do novo século, 1900/01, é ainda pautado por algumas crises embora de intensidade menor. Relativamente aos períodos que se

¹ Segundo o autor os quociente para os grandes intervalos de idade deverão ser calculados pela seguinte fórmula, a partir da função dos sobreviventes (l_x) na tábua correspondente -

$$nqx = \frac{l_x - l_{x+n}}{l_x}$$

Quadro 1
Quocientes de Mortalidade nas Primeiras Idades
Castelo Branco-Sexos Reunidos-(em permilagem)

Período	190	191	190	195	190
1863/64	260.0	278.1	465.8	62.7	499.3
1877/78	203.5	168.6	337.8	30.9	358.2
1890/91	221.1	257.1	421.4	56.4	454.0
1900/01	183.3	215.7	359.8	46.5	389.6
1911/12	182.5	154.8	309.1	38.9	336.0
1920/21	203.7	219.8	378.8	38.0	402.4
1930/31	144.7	83.4	216.1	18.1	230.2
1940/41	120.1	74.8	185.9	15.0	198.1
1950/51	64.8	31.1	93.9	7.6	100.8

Quadro 2
Quocientes de Mortalidade nas Primeiras Idades
Castelo Branco-Sexo Masculino-(em permilagem)

Período	190	191	190	195	190
1863/64	289.2	265.9	478.2	65.3	512.3
1877/78	219.5	162.2	346.1	28.3	364.6
1890/91	242.1	264.7	442.8	52.2	471.9
1900/01	209.8	221.7	385.0	41.7	410.6
1911/12	200.6	165.6	333.0	47.7	363.5
1920/21	212.5	226.6	390.9	45.8	418.8
1930/31	158.0	89.4	233.3	18.1	247.2
1940/41	127.6	72.7	191.0	18.8	206.2
1950/51	68.3	38.4	104.1	9.1	112.2

Quadro 3
Quocientes de Mortalidade nas Primeiras Idades
Castelo Branco-Sexo Feminino-(em permilagem)

Período	190	191	190	195	190
1863/64	228.0	290.7	452.4	60.1	485.3
1877/78	187.7	174.8	329.7	33.7	352.3
1890/91	201.6	249.4	400.7	60.6	437.0
1900/01	156.4	209.7	333.3	51.2	367.5
1911/12	164.4	143.5	284.3	32.2	307.4
1920/21	194.3	213.2	366.0	30.1	385.2
1930/31	133.6	77.2	200.5	18.0	214.9
1940/41	1112.7	77.1	181.1	11.1	190.2
1950/51	61.0	23.6	83.2	6.0	88.7

seguem, no século xx, é de referir a grande mortalidade epidémica de 1918 (gripe pneumónica), que atingiu o país todo, e cujos efeitos se vêem prolongados até 1920, mesmo nas taxas brutas de mortalidade nacionais - não é assim de admirar o aumento dos quocientes de mortalidade, no período de 1920/21.

Analisando agora a mortalidade infantil de ambos os sexos - ${}_1q_0$ HM (quadro 1). Constatase que ao recuo, já assinalado a nível global, da mortalidade infantil no período de 1877/78, correspondente a -21,7 %, apenas possível por uma conjuntura muito favorável, mesmo a nível económico, vai seguir-se um aumento da mortalidade infantil em 1890/91, embora para níveis inferiores aos de 1863/64, e depois um lento declínio, ou quase estagnação como entre 1900/01 e 1911/12, perturbado pelo sobressalto de 1920/21, data a partir da qual o declínio se torna mais vivo. O recuo mais significativo apenas se processa entre 1940/41 e 1950/51 (-46%), embora tenham sido necessários quase 90 anos, e muitas flutuações, para a mortalidade infantil se reduzir a 1/4, passando de 260 ‰ em 1863/64 a cerca de 65 ‰ em 1950/51.

A leitura dos quadros 1, 2 e 3 permite ainda verificar que os quocientes de mortalidade do grupo de idades 1-5 anos são, até 1920/21, maioritariamente mais elevados do que os ${}_1q_0$ (mortalidade infantil). Comparando estes valores com os valores teóricos disponíveis para estes níveis de mortalidade, as tábuas-tipo de Ledermann (1969) para os sexos reunidos e as tábuas-tipo de Princeton (Coale e Demeny, 1983) para os sexos separados, vê-se que no caso dos sexos reunidos tal nunca acontece e no caso dos sexos separados, tomando as tábuas-tipo do modelo Sul, esta ocorrência só é detectada no caso dos modelos de mortalidade femininos, embora com uma distância menor entre os dois quocientes.

Duas hipóteses são de colocar: 1.^a - existem óbitos registados como sendo de crianças com 1 ou mais anos que na verdade não tinham 1 ano quando morreram e neste caso as mortalidades infantis estarão subestimadas e os quocientes de 1-4 anos sobrestimados; 2.^a - de facto na região de Castelo Branco esta diferença existia, com uma mortalidade muito acentuada neste grupo de idades (1-4 anos).

Apesar das reservas que os registos paroquiais possam levantar e mesmo posteriormente os registos civis, o facto de no período de 1877/78 tal não acontecer, assim como em 1911/12 e a partir de 1930/31, quando a mortalidade se situa a níveis mais baixos e sem a existência de mortalidades excepcionais, parece indicar como mais verosímil a segunda hipótese. A partir de 1930/31 este facto não volta a ocorrer, manifestando a mortalidade juvenil entre os 1 e os 4 anos um declínio rápido.

A mortalidade entre os 5 e os 10 anos é também muito elevada até 1930/31, quando comparada com as dos modelos utilizados, apesar da «família Sul» das tábuas de Coale e Demeny estarem razoavelmente adaptadas a Portugal. A partir de 1930/31 o recuo da mortalidade neste intervalo de idades começa a ser significativo.

Existem assim níveis muito elevados de mortalidade até aos 5 anos e ainda relativamente fortes dos 5 aos 10 anos. Constata-se ainda que a mortalidade feminina no grupo 1-4 anos é mais elevada que a masculina em 1863/64 e 1877/78, contrariamente ao que acontece com a mortalidade infantil, que é sempre superior no sexo masculino em todos os períodos. Os quocientes de mortalidade entre os 5 e os 10 anos revelam por vezes uma sobremortalidade masculina, outras vezes feminina, o que igualmente ocorre nos modelos teóricos apontados, e que tem a ver com o facto de o modelo de mortalidade ser mais dificilmente perceptível em situações de elevada mortalidade infantil. Quando se comparam os valores de mortalidade 0-1 ano e 1-4 anos com os obtidos para Lisboa nos mesmos períodos até 1900 (Rodrigues, 1993:195), vê-se que estes se situam, grosso modo, em níveis semelhantes de mortalidade, mas a mortalidade 1-4 anos é menos intensa do que em Castelo Branco.

Analisando agora os quocientes dos 0 aos 10 anos podese ver que, em 1863/64, até aos 10 anos morreriam quase metade dos nascidos. Tal valor é ultrapassado no sexo masculino e ligeiramente inferior no sexo feminino. Yves Blayo (1975:133), numa análise de toda a população francesa entre 1740 e 1829, conclui que até 1790 metade das crianças morria antes de atingir os dez anos e meio. Estamos perante uma realidade semelhante, tanto mais que estes quocientes se vão manter elevados, embora tendencialmente em declínio com o sobressalto de 1920/21 em que até aos 10 anos morrem mais de 40 %, só que esta realidade ocorre cerca de um século depois da relatada por aquele autor. Olhando os valores dos quocientes ${}_5q_0$, fica mais uma vez claro que é fundamentalmente até esta idade que se joga a esperança de vida à nascerença das gentes de Castelo Branco, na segunda metade de oitocentos e ainda em quase toda a primeira metade do nosso século.

A análise que se segue permite comparar a evolução da mortalidade juvenil e adulta, para os sexos reunidos. Jacques Vallin (1991:55-63) faz uma análise de longa duração confrontando cinco países europeus (França, Itália, Inglaterra/Gales, Suécia e Noruega), em que os casos da França e da Itália têm mais interesse para comparações com casos portugueses, ao nível da mortalidade juvenil e das idades adultas. Analisa directamente ${}_5q_0$ e ${}_{30}q_{25}$ (quociente de mortalidade entre os 25 e os 55 anos) e depois calcula o rácio entre este último quociente e o primeiro.

Quanto mais elevado for o rácio, maior é a parte da mortalidade adulta e menor a juvenil. Em termos evolutivos, quanto mais rapidamente o valor subir, mais rápido é o declínio da mortalidade nas primeiras idades. Assim, para Castelo Branco e para todo o período trabalhado, utilizaram-se os ${}_5q_0$ já apresentados e calcularam-se os ${}_{30}q_{25}$, pelo processo já anteriormente indicado, (Pressat, 1980:91). Do mesmo modo e a partir das tábuas calculadas por J. M. Nazareth (1979:221-223) para Portugal, infelizmente apenas em torno dos censos a partir de 1930, foram elaborados os mesmos cálculos, de forma a permitir, pelo menos no final do período em estudo, a comparação com os valores nacionais.

No quadro 4 incluíram-se ainda os valores de França e Itália, para as datas próximas das trabalhadas por mim, publicados por Vallin, de forma a contextualizar os quocientes e os rácios de Castelo Branco.

Os ${}_0q_5$ já foram analisados. Quanto às probabilidades de mortalidade adulta, ${}_{30}q_{25}$, verifica-se um declínio que é quase constante, apenas perturbado pela crise epidémica reflectida nos quocientes de 1920/21. Os rácios, por sua vez, reflectem até ao penúltimo período em análise uma sempre maior participação da mortalidade até aos 5 anos.

Ou seja, por cada 100 crianças que morriam entre os 0 e os 5 anos, os óbitos entre os 25 e os 55 anos eram sempre inferiores àquele valor. Este facto parece significar que o declínio da mortalidade nas primeiras idades teve um papel inferior ao do declínio da mortalidade adulta no recuo da mortalidade global. Só em 1950/51 a mortalidade até aos 5 anos manifesta um recuo superior ao da mortalidade adulta. Significativamente é entre o período anterior e este que se dão os maiores ganhos na esperança de vida à nascença.

Os valores dos rácios para Portugal, nos últimos três períodos analisados revelam que, a nível nacional, as probabilidades de morte até aos 5 anos e entre os 25 e os 55 anos eram equivalentes. É, no entanto de notar que os quocientes de Portugal revelam nestes três períodos uma mortalidade mais elevada. O concelho de Castelo Branco parece assim situar-se a um nível mais baixo de mortalidade do que a média do país. Para estes períodos tal facto é confirmado por Nazareth (1979: 132-134), dado que o concelho de Castelo Branco se situa num dos grupos de distritos em que o número de sobreviventes em várias idades é superior aos da média do país. Esta diferença ir-se-á atenuando, mas ainda nos valores para 1969/72 se faz sentir.

Na comparação com os valores franceses e italianos, pode-se verificar que, para além de globalmente a mortalidade se situar a níveis mais baixos, a participação do declínio da mortalidade nas primeiras idades ter tido uma muito maior importância, quando se compara com a França

Quadro 4
**Comparação dos Quocientes de Mortalidade dos 0-5 anos e 25-55 anos
 através dos valores das tábuas de mortalidade (em permilagem)**

Região/período	${}_5q_0$	${}_{30}q_{25}$	${}_{30}q_{25}/{}_5q_0$
Castelo Branco			
1863/64	465.8	405.0	0.87
1877/78	337.8	298.7	0.88
1890/91	421.4	282.6	0.67
1900/01	359.8	297.4	0.83
1911/12	309.1	224.1	0.73
1920/21	378.8	254.3	0.67
1930/31	216.1	165.3	0.76
1940/41	185.9	163.6	0.88
1950/51	93.9	103.2	1.10
Portugal			
1929/32	220.2	219.3	1.00
1939/42	210.3	201.9	0.96
1949/52	140.1	148.8	1.06
França			
1861/65	306.0	283.0	0.92
1877/81	270.0	298.0	1.10
1898/03	209.0	277.0	1.32
1908/13	170.0	264.0	1.56
1913	163.0	255.0	1.55
Itália			
1862/63	467.0	382.0	0.69
1881/82	365.0	302.0	0.83
1899/02	286.0	247.0	0.86
1910/12	238.0	285.0	0.95
1930/32	165.0	177.0	1.07

e que no caso italiano esses ganhos comparativos manifestam sempre um percurso ascendente até chegarem a 1930/32, ano no qual o recuo da mortalidade nas primeiras idades já é mais significativo do que a mortalidade adulta.

Por ter trabalhado com efectivos populacionais muito baixos impunha-se controlar as tábuas de mortalidade calculadas. Comparei-as assim com as tábuas-tipo de Princeton, modelo Sul, a partir da função dos sobreviventes (l_x), dado que as tábuas de Castelo Branco por sexo foram construídas por grupos decenais a partir dos 10 anos. Decidi não

fazer interpolações nos valores das tábuas-tipo, de forma a aproximar mais as esperanças de vida à nascença de Castelo Branco com aquelas, e tentar tirar conclusões dessas mesmas diferenças. Por ter julgado os resultados interessantes resolvi incluir os quadros correspondentes no Anexo, e fazer aqui uma breve análise dessas comparações.

A estrutura da mortalidade revelada pela função dos sobreviventes e quando comparada com o modelo teórico revela, em primeiro lugar dois períodos distintos: 1.º - de 1863/64 a 1920/21; 2.º de 1930/31 a 1950/51.

No primeiro período torna-se nítida a sobremortalidade nas primeiras idades, com destaque para os homens relativamente à mortalidade infantil. No caso das mulheres e para esta mortalidade específica, as distâncias são muito menores, ou não existem. Para além de ser de admitir, pelo menos para os valores do século XIX algum subregisto de óbitos femininos, continua a ser nítida a sobremortalidade masculina.

Pelo menos até aos 10 anos os sobreviventes de Castelo Branco, em cada um dos sexos, surgem com valores inferiores aos das tábuas-tipo, revelando uma mortalidade mais elevada. Nas idades mais avançadas e normalmente a partir dos 30 anos a mortalidade de Castelo Branco revela-se inferior ao modelo teórico, mesmo tendo em atenção as pequenas diferenças, para mais ou para menos entre as tábuas-tipo e as de Castelo Branco, nas esperanças de vida à nascença.

No segundo período a comparação dos sobreviventes permite verificar globalmente valores mais próximos do modelo teórico, em todas as idades e nos dois sexos.

Por último analisaram-se as esperanças de vida de Castelo Branco até aos 10 anos - quadro 5.

Se o primeiro valor de e_0 (28 anos) se pode considerar particularmente baixo e relectindo uma crise de mortalidade intensa em Castelo Branco, o que é facto é que toda esta época de finais do século XIX é ainda pontuada por muitas crises de mortalidade embora de magnitude cada vez menos intensa. A mortalidade está contudo em declínio, apesar das flutuações que manifesta, como as esperanças de vida à nascença traduzem e como já constatara no meu trabalho (Pinto, 1993: 439-451). A partir do início do nosso século e exceptuando o sobresalto de 1920/21, as esperanças de vida à nascença revelam os ganhos feitos à mortalidade.

Mais interessante é a análise da esperança de vida nas várias idades. Até 1940/41 a esperança de vida aos 5 anos é superior à esperança de vida à nascença. Ainda neste período uma criança que chegasse aos 5 anos poderia esperar viver mais 7,1 anos do que no momento do seu

Quadro 5
Esperança de vida em várias idades
Concelho de Castelo Branco

	e_0	e_1	e_5	e_{10}
1863/64	28.0	36.7	46.0	43.9
1877/78	38.6	47.3	52.6	49.2
1890/91	32.5	40.6	50.1	48.0
1900/01	36.0	43.1	50.5	47.8
1911/12	43.2	51.7	56.9	54.1
1920/21	37.3	45.8	54.2	51.3
1930/31	53.3	61.3	62.7	58.8
1940/41	54.0	60.4	61.1	57.0
1950/51	64.9	68.4	66.5	62.0

nascimento e em vésperas da I Guerra Mundial (1911/12) essa diferença era de 13,7 anos. Por outro lado a diminuição da esperança de vida aos 10 anos em relação à esperança de vida aos 5 anos é relativamente pequena até 1930/31, mostrando bem a importância que a mortalidade ainda tinha nestas idades.

Só em 1950/51 a mais elevada esperança de vida se desloca dos 5 para 1 ano de vida, a mostrar os ganhos à mortalidade até aos 5 anos que já tinham sido analisados. De referir ainda que em Portugal é também nesta data que a mais elevada esperança de vida se desloca para esta mesma idade (1 ano) (Nazareth, 1979: 221-223).

Se existe uma conclusão para este exercício, ela é a de que a transição da mortalidade em Castelo Branco, em 1950/51, ainda apenas saiu da sua primeira fase, com um declínio que foi feito à custa fundamentalmente da mortalidade adulta. Este facto parece apontar para uma ausência de aparelho sanitário a nível do interior do país, que tenha feito regredir de forma muito significativa a mortalidade, particularmente nas idades mais jovens. A indisponibilidade que tive de estudar as causas de morte não permitem muito mais conclusões. Está-se, contudo, nitidamente perante um modelo de mortalidade que se encaixa de forma razoável no modelo Sul de Coale e Demeny, e a apontar para uma das muitas variantes regionais existentes e que só tardiamente tem hipóteses de, relativamente a Portugal, ser estudadas de forma aprofundada.

Bibliografia

- BLAYO, Y., (1975), «La mortalité en France de 1740 a 1829», *Population*, número especial, Nov. 1975, INED, Paris.
- COALE, A. e DEMENY, P., (1983), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Academic Press, New York.
- LEDERMANN, S., (1969), *Nouvelles Tables-Type de Mortalité*, Travaux et Documents, Cahier N° 53, INED/PUF, Paris.
- NAZARETH, J.M., (1979), *O envelhecimento da população portuguesa*, Ed. Presença/GIS, Lisboa.
- PINTO, M.L.R., (1993), *Crises de mortalidade e dinâmica populacional nos séculos XVIII e XIX na região de Castelo Branco*, dissertação de doutoramento em Demografia, Fac. de Ciências Sociais e Humanas, U.N.L., Lisboa, (policopiado).
- RODRIGUES, T., (1993), *Lisboa no Século XIX - Dinâmica populacional e crises de mortalidade*, dissertação de doutoramento em História Económica e Social dos secs XIX e XX, Fac. de Ciências Sociais e Humanas, U.N.L., Lisboa, (policopiado).
- SHRYOCK, H. e SIEGEL, J., (1976), *The methods and materials of demography*, Academic Press, New York.
- VALLIN, J., (1991), «Mortality in Europe from 1720 to 1914: Long Term Trends and Changes in Patterns by Age and Sex», in SCHOFIELD, R., REHER, D. e BIDEAU, A. (eds), *The Decline of Mortality in Europe*, Clarendon Press, Oxford.

Anexo**Comparação da Função Sobreviventes (l_x) de Castelo Branco em Várias Idades com os Valores Correspondentes das Tábuas-Tipo de Princeton**

l_x	1863/64			
	Tábua Observada H $e_0=27.3$	Tábua-Tipo Nível 4 H $e_0=27.0$	Tábua Observada M $e_0=29.0$	Tábua-Tipo Nível 5 M $e_0=30.0$
l_1	71080	73076	77200	77135
l_5	52178	53876	54760	57872
l_{10}	48770	50626	51468	54365
l_{20}	46058	46984	48303	50201
l_{30}	42124	40980	44380	44487
l_{40}	37887	35500	39794	38869
l_{50}	31330	29180	32731	33510
l_{60}	22404	21219	24948	26327

l_x	1877/78			
	Tábua Observada H $e_0=38.5$	Tábua-Tipo Nível 9 H $e_0=38.5$	Tábua Observada M $e_0=38.8$	Tábua-Tipo Nível 9 M $e_0=40.0$
l_1	78050	80996	81230	82766
l_5	65393	67845	67034	69007
l_{10}	63543	65353	64773	66288
l_{20}	61684	62341	61428	62868
l_{30}	57660	57186	57774	57951
l_{40}	53481	52046	51434	52858
l_{50}	48021	45509	45776	47558
l_{60}	37121	36141	37177	39857

l_x	1890/91			
	Tábua Observada H $e_0=30.5$	Tábua-Tipo Nível 6 H $e_0=31.6$	Tábua Observada M $e_0=34.7$	Tábua-Tipo Nível 7 M $e_0=35.0$
l_1	75790	76604	79840	80153
l_5	55725	59901	59930	63722
l_{10}	52815	56917	56298	60585
l_{20}	49502	53475	53832	56754
l_{30}	44589	47709	50671	51372
l_{40}	40263	42254	46701	45937
l_{50}	35159	35710	41687	40524
l_{60}	28007	27020	34334	32968

l_x	1900/01			
	Tábua Observada H $e_0=34.4$	Tábua-Tipo Nível 7 H $e_0=33.9$	Tábua Observada M $e_0=37.9$	Tábua-Tipo Nível 8 M $e_0=37.5$
l_1	79020	78172	84360	81504
l_5	61505	62681	66667	66429
l_{10}	58942	59852	63254	63496
l_{20}	55798	56540	60500	59863
l_{30}	51377	50948	56059	54699
l_{40}	45778	45566	50361	49418
l_{50}	39970	38983	45258	44042
l_{60}	32002	30014	37851	36387

l_x	1911/12			
	Tábua Observada H $e_0=40.7$	Tábua-Tipo Nível 10 H $e_0=40.6$	Tábua Observada M $e_0=45.8$	Tábua-Tipo Nível 11 M $e_0=45.0$
l_1	79940	82248	83560	84956
l_5	66701	70134	71570	73845
l_{10}	63652	67848	69264	71633
l_{20}	62164	64993	67557	68682
l_{30}	58245	60052	64123	64319
l_{40}	54245	55042	60131	59675
l_{50}	48549	48557	55451	54581
l_{60}	40707	39060	48798	46882

l_x	1920/21			
	Tábua Observada H $e_0=35.8$	Tábua-Tipo Nível 8 H $e_0=36.2$	Tábua Observada M $e_0=38.9$	Tábua-Tipo Nível 9 M $e_0=40.0$
l_1	78750	79632	80570	82766
l_5	60909	65326	63396	69007
l_{10}	58120	62661	61485	66288
l_{20}	56366	59493	59396	62868
l_{30}	52326	54107	55352	57951
l_{40}	48438	48830	51997	52858
l_{50}	42535	42251	47311	47558
l_{60}	36094	33057	39827	39857

l_x	1930/31			
	Tábua Observada H $e_0=50.9$	Tábua-Tipo Nível 15 H $e_0=51.9$	Tábua Observada M $e_0=55.9$	Tábua-Tipo Nível 15 M $e_0=55.0$
	l_1	84200	87522	86640
l_5	76670	80983	79948	82308
l_{10}	75278	79662	78510	81018
l_{20}	74012	77758	76543	79134
l_{30}	71183	74400	74083	76157
l_{40}	66121	70527	70626	72740
l_{50}	62639	64816	67182	68449
l_{60}	54202	55125	61784	61284

l_x	1940/41			
	Tábua Observada H $e_0=51.6$	Tábua-Tipo Nível 15 H $e_0=51.9$	Tábua Observada M $e_0=56.4$	Tábua-Tipo Nível 16 M $e_0=57.5$
	l_1	87240	87522	88730
l_5	80900	80983	81891	84207
l_{10}	79382	79662	80980	83135
l_{20}	77568	77758	78719	81511
l_{30}	73102	74400	76637	78892
l_{40}	69321	70527	73230	75822
l_{50}	65712	64816	70327	71803
l_{60}	54461	55125	64940	64899

l_x	1950/51			
	Tábua Observada H $e_0=62.1$	Tábua-Tipo Nível 19 H $e_0=61.2$	Tábua Observada M $e_0=67.5$	Tábua-Tipo Nível 20 M $e_0=67.5$
l_1	93170	91382	93900	93199
l_5	89595	88528	91679	91036
l_{10}	88777	87921	91129	90641
l_{20}	87032	86836	89862	89962
l_{30}	84516	84948	87929	88754
l_{40}	82375	82410	85267	87108
l_{50}	78844	77995	82689	84413
l_{60}	70837	69119	78291	79050