

Análise regional do declínio da fecundidade da população portuguesa (1930-70)*

INTRODUÇÃO

Quando comparamos Portugal com os outros países da Europa, rapidamente nos damos conta de que ele pertence ao grupo dos países menos desenvolvidos social e economicamente. Contudo, apesar de existirem certas características que aproximam Portugal da Espanha, do Sul da Itália, da Grécia e da Jugoslávia, um aspecto muito particular parece ter dado ao nosso país certos traços específicos — o seu isolamento geográfico.

Portugal está situado no extremo ocidental da Europa e as regiões da Espanha que o limitam são das mais atrasadas. Além disso, o sistema político que, durante 48 anos, dominou o País, a fraca difusão dos meios de comunicação de massa, a taxa elevada de analfabetismo, as diferentes formas de propriedade e o reduzido grau de urbanização e industrialização não fizeram senão reforçar este isolamento. É assim que ainda hoje podemos observar em certas regiões uma organização social e uma simbólica cultural muito semelhante à de uma sociedade rural tradicional.

É provável que, tendo em consideração todos estes aspectos, o estudo da evolução da fecundidade em Portugal nos possa fornecer informações suplementares sobre o problema do declínio da fecundidade na Europa. O isolamento de que falámos anteriormente minimiza enormemente o efeito perturbador das variáveis exógenas ao sistema sociocultural português.

O estudo das causas associadas aos diferentes níveis e velocidades de declínio da fecundidade dá-nos com efeito a possibilidade de precisar as variáveis endógenas ao sistema — quase no «estado puro» — que podem estar na origem da evolução da fecundidade.

Mas, antes de podermos elaborar o estudo das causas sociodemográficas associadas ao declínio deste fenómeno em Portugal, torna-se necessário resolver um certo número de problemas. Antes de mais, é preciso escolher um período de análise. Em seguida torna-se necessário verificar se existem

* Este trabalho é uma adaptação para português da tese de terceiro ciclo elaborada pelo autor, bolseiro da Fundação Calouste Gulbenkian, tendo em vista a obtenção do título de Maître em Demografia no Departamento de Demografia da Universidade de Lovaina. O trabalho foi dirigido pelo Prof. Dominique Tabutin.

grandes diferenças regionais, bem como precisar o tipo de unidade espacial sobre a qual se irá trabalhar.

Finalmente, depois de analisarmos a qualidade dos dados disponíveis, iremos tentar encontrar uma medida que exprima quer a intensidade quer a velocidade de declínio da fecundidade. Assim, os objectivos principais deste trabalho são os seguintes:

Escolha de um período de análise depois de se ter precisado o momento em que efectivamente começou o declínio da fecundidade em Portugal.

Escolha de um critério de regionalização através da análise de variância. Análise da evolução da qualidade das estatísticas de estado civil e dos recenseamentos no período retido na nossa análise.

Determinação de medidas que expressem o nível e a velocidade de declínio da fecundidade regional.

Embora em publicação anterior¹ tivéssemos apresentado e actualizado para 1970 os resultados obtidos por Livi-Bacci, pensamos que a metodologia de standardização aí apresentada pode ser aperfeiçoada através da determinação de um modelo de população que melhor tenha em consideração os aspectos particulares da situação portuguesa.

CAPÍTULO I

ESCOLHA DE UM PERÍODO DE ANÁLISE. PRIMEIRA APROXIMAÇÃO DA DIVERSIDADE REGIONAL NA EVOLUÇÃO DA FECUNDIDADE EM PORTUGAL E ESCOLHA DE UM CRITÉRIO DE REGIONALIZAÇÃO

1. ESCOLHA DE UM PERÍODO DE ANÁLISE

A maneira mais simples de analisar as modificações do comportamento procriador consiste em calcular taxas globais, como a taxa bruta de natalidade e a taxa global de fecundidade geral. Estes índices correntes, pondo em relação o número de nascimentos respectivamente com o total da população e com o total das mulheres de 15 a 50 anos de idade, isolam muito rudimentarmente o efeito perturbador das estruturas (por idade e estado matrimonial); por outro lado, estes índices são muito influenciados pelos acidentes ocorridos no passado das coortes. Contudo, apesar destas limitações, têm a vantagem de necessitarem de muito poucos dados e, assim, são, a bem dizer, os únicos que se podem calcular para se conseguir ter uma ideia da evolução da fecundidade desde o fim do século XIX.

O quadro n.º 1 e os gráficos I e II apresentam a evolução destes índices. A fim de se reduzirem as flutuações aleatórias, calculámos os nascimentos médios ocorridos nos quatro anos que se situam mais próximo de cada recenseamento.

¹ J. Manuel Nazareth, «Sobre as perspectivas demográficas no Sul de Portugal», in *Análise Social*, n.º 41, 1975.

Evolução da taxa bruta de natalidade e da taxa global de fecundidade geral

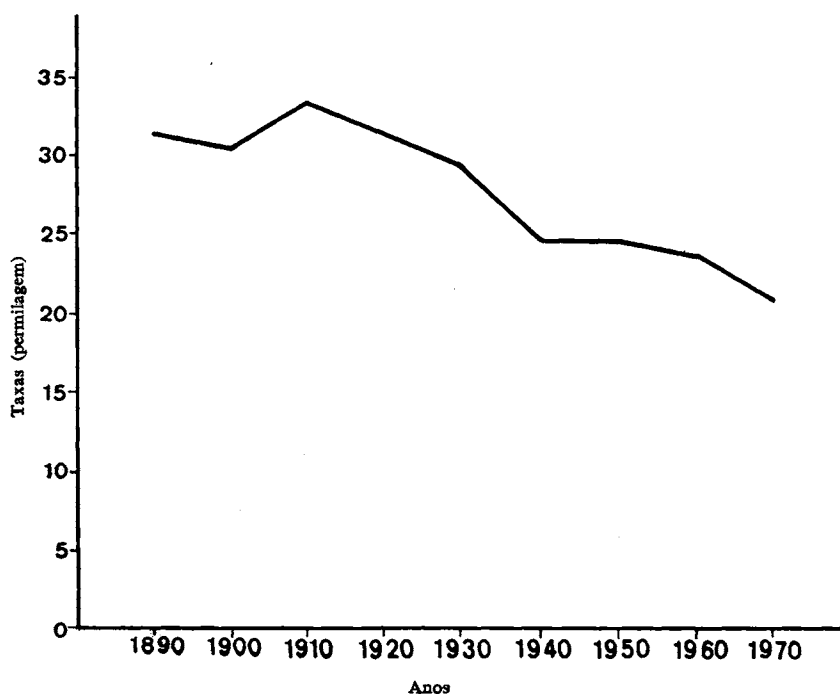
[QUADRO N.º 1]

Períodos	Taxa bruta de natalidade (permilagem)	Taxa global de fecundidade geral (permilagem)
1889-1992	32,4	128,2
1899-1902	30,9	122,4
1910-13	33,8	132,0
1919-22	31,7	120,3
1929-32	30,0	113,7
1939-42	24,5	95,9
1949-52	24,7	95,7
1959-62	24,3	95,6
1969-72	21,0	85,3

A taxa de fecundidade geral diminui até 128 ‰ no período de 1890 a 1900; de 1900 a 1911 aumenta até 132 ‰, para voltar de novo ao nível de 120 ‰ em 1920; a partir de 1920 começa o declínio que durou até aos nossos dias, se bem que no período de 1940-60 se observe uma estagnação neste declínio. A taxa bruta de natalidade tem uma evolução idêntica.

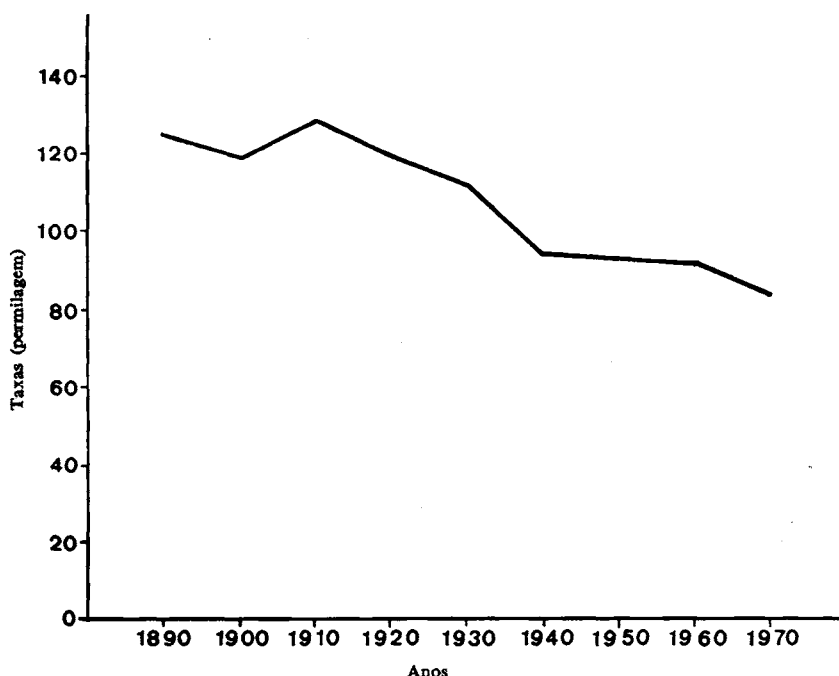
Evolução da taxa bruta de natalidade em Portugal

[GRÁFICO I]



Evolução da taxa global de fecundidade geral em Portugal

[GRAFICO II]



É muito difícil precisar qual foi a evolução da fecundidade através dos índices utilizados sobretudo no período anterior a 1920, visto que estes índices dependem em grande parte da qualidade das estatísticas de estado civil e da qualidade dos recenseamentos.

O pico observado em 1911 pode ser a consequência duma melhoria na qualidade do registo de nascimentos, mas pode ser também o resultado duma subestimação das mulheres no recenseamento de 1911, ou até mesmo os dois casos ao mesmo tempo. Estamos em crer que o pico observado é fundamentalmente devido a um mau recenseamento em 1911. Com efeito, em 1910 teve lugar a revolução republicana, a qual foi seguida de um período de instabilidade política. O recenseamento ocorreu apenas um ano mais tarde, não sendo de admirar que muitas pessoas, por motivos diversos, não se tenham declarado. É muito difícil defender a hipótese de uma melhoria da qualidade das estatísticas do estado civil durante um período de grande instabilidade política e económica.

Assim, se o pico observado em 1911 é a consequência directa de um recenseamento de má qualidade, não é senão a partir de 1920 que começa o declínio da fecundidade. Além disso, conforme iremos ver no capítulo seguinte, a partir de 1930, o estado civil português começa a publicar o número de nascimentos por grupos de idades ao nível do País e das regiões, o que nos permite a construção de índices menos perturbados pelos efeitos de estrutura.

Em resumo, podemos dizer que esta disponibilidade de dados muito importantes a partir de 1930, junta ao facto de o declínio da fecundidade

parecer ter começado cerca do ano de 1920, nos levou a escolher o período de 1930 a 1970.

2. A DIVERSIDADE REGIONAL DO DECLÍNIO DA FECUNDIDADE

Antes de mais, pensamos ser útil tecer algumas considerações sobre a estrutura administrativa de Portugal. Foi em 1836 que se criou a actual estrutura administrativa, dividindo-se o País em distritos e os distritos em concelhos.

**Adaptação da classificação das
regiões homogêneas proposta por
C. Caldas e S. Loureiro**

[MAPA 1]



Em Portugal, como, aliás, em toda a parte, esta divisão obedeceu mais a critérios administrativos do que a critérios de homogeneidade geográfica ou socioculturais. Neste contexto, a colheita dos dados demográficos tem sido realizada sempre segundo as divisões administrativas existentes, o que implica a existência de variações regionais que exprimem mais uma variação entre zonas administrativas do que entre zonas homogêneas. Vários

trabalhos foram elaborados em Portugal no sentido de se estabelecerem zonas realmente homogêneas. Por entre os diferentes trabalhos realizados, nós escolhemos o critério de classificação proposto por C. Caldas e S. Loureiro², porque nos pareceu ser não só o mais actual, como também aquele que mais esforço fez para respeitar os distritos existentes, o que nos vai permitir a utilização dos dados recolhidos até ao presente com um mínimo de adaptação (ver mapa 1).

Infelizmente, as taxas de fecundidade geral não podem ser calculadas senão ao nível do País e do distrito no nosso período de análise. Como temos a intenção de levar a nossa análise até ao nível de concelho, tivemos de recorrer às taxas brutas de natalidade.

Começámos por calcular as taxas brutas de natalidade por distritos para certos períodos de 1930 até aos nossos dias. Estas taxas são apresentadas no anexo 1. O quadro n.º 2 resume a informação contida no referido anexo. Os valores obtidos pelo desvio-padrão (*s*) e pelo coeficiente de variação (*c. v.*) mostram-nos a variabilidade em relação à média (\bar{x}).

Índices-resumo das taxas brutas de natalidade em diversas épocas

[QUADRO N.º 2]

	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72	$\frac{(5)-(1)}{(1)} \times 100$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
\bar{x}	30,3	25,9	24,9	24,1	20,1	- 33,66
<i>s</i>	3,6	4,0	4,9	5,8	4,3	+ 19,44
<i>c. v.</i> (percentagem) ...	11,9	16,0	19,7	24,1	21,4	+ 79,83

De 1930 até aos nossos dias, o coeficiente de variação não deixou de aumentar, a não ser no último período, em que diminui um pouco. Em 1969-72, o coeficiente de variação aumentou cerca de 80 % em relação a 1929-32, o que quer dizer que o declínio da fecundidade se não produziu em todos os distritos ao mesmo ritmo.

Por outro lado, a partir da classificação elaborada no mapa 1, a análise da variância pode dar-nos importantes informações acerca da maneira de conduzir este trabalho. Com efeito, a variância obtida anteriormente pode ser dividida em duas partes: a variância das sete regiões em torno da média do País (a grande média $\bar{\bar{X}}$) e a variação dos distritos em torno da média de cada região.

A relação entre a média quadrada da variância «entre regiões» e a média quadrada da variância «no interior das regiões» é o *F*, que, devidamente testado³, nos oferece a possibilidade de saber se a variância das

² C. Caldas e S. Loureiro, *Regiões Homogêneas no Continente Português*, Lisboa, Fundação Gulbenkian, 1966.

³ Se considerarmos que *MST* (mean square treatments) é a variância explicada pelo critério de classificação e que *MSE* (mean square error) é a variância não explicada, podemos calcular a relação entre estas duas variâncias. Esta relação que exprime a ligação existente entre a dimensão da diferença entre os grupos e a

regiões em torno da «grande média» (Portugal) é superior à variância dos distritos em torno da média regional. Em resumo, podemos observar se realmente existem regiões bem diferenciadas, o que, no caso afirmativo, justificaria a condução deste trabalho a um nível regional.

Como o critério de classificação adoptado foi elaborado somente para Portugal continental, a análise que elaborámos inclui apenas os 18 distritos do continente. Os cálculos intermédios da análise de variância são apresentados no quadro n.º 3.

No cálculo de *SST* (*sum of squares treatment*) utilizámos a fórmula seguinte:

$$SST = r \sum (\bar{X}_j - \bar{\bar{X}})^2$$

onde $\bar{\bar{X}}$ = média de Portugal, \bar{X}_j = média de cada região ($j = 1$ a 7) e r = número de distritos em cada critério de classificação.

No cálculo de *SSE* (*sum of squares error*) utilizámos a fórmula seguinte:

$$SSE = \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^5 (X_{ij} - \bar{X}_j)^2$$

onde X_{ij} = cada distrito i na região j e \bar{X}_j = média de cada região j .

Tendo assim obtido uma primeira decomposição de *TSS* (*total sum of squares*) em *SST* (variância explicada) e *SSE* (variância não explicada), torna-se necessário determinar em seguida até que ponto a variância explicada é suficientemente significativa para rejeitar a hipótese nula, onde os diferentes grupos teriam logicamente médias idênticas. Porém, *SSE* e *SST* não são directamente comparáveis. Para os tornar comparáveis, devemos calcular as médias quadradas:

$$MST = \frac{SST}{k-1} \quad MSE = \frac{SSE}{\sum_{i=1}^k n_i - k}$$

onde $k = 7$ regiões e $\sum_{i=1}^k n_i = 18$ distritos.

Os nossos cálculos foram alargados ao período 1919-22 para podermos dispor de mais informações. Em 1919-22, os valores de *MST* e de *MSE* diferenciam-se muito pouco. Pelo contrário, em 1929-32, *MST* representa já mais do dobro em relação a *MSE*, em 1939-42 é três vezes superior, para em 1969-72 atingir o desvio máximo (*MST* é quase nove vezes mais do que *MSE*). Se não houvesse diferenças entre regiões, a hipótese nula verificar-se-ia, o que quer dizer que a média das regiões e de Portugal seria sensivelmente a mesma e, consequentemente, $MST \simeq MSE$.

Numa palavra, podemos dizer que é a partir do momento em que começou o declínio da natalidade que certas regiões se começaram a diferenciar em relação a outras e que esta diferença não deixou de aumentar

dimensão da variação no interior de cada grupo é geralmente conhecida por *F*. Para testar esta relação assim obtida utilizámos a tábuia dos valores críticos apresentada por Blalock Jr., *Social Statistics*, Washington, 1972, pp. 570-571.

até aos nossos dias. É bem possível que a escolha de um outro critério de classificação das regiões aumentasse ainda mais as diferenças observadas, mas este tipo de trabalho bastante mais sofisticado merece, na nossa opinião, ser feito com índices de melhor qualidade.

Análise de variância das taxas brutas de natalidade em diversas épocas (regiões-distritos)

[QUADRO N.º 3]

Variação	Graus de liberdade	Soma dos quadrados	Média quadrada	F
1919-22:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 6$	$SST = 51,97$	$MST = 8,66$	0,68
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 11$	$SSE = 140,75$	$MSE = 12,80$	(3,09) >0,05
1929-32:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 6$	$SST = 93,41$	$MST = 15,57$	2,39
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 11$	$SSE = 71,80$	$MSE = 6,53$	(3,09) >0,05
1939-42:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 6$	$SST = 183,69$	$MST = 30,62$	3,54
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 11$	$SSE = 95,10$	$MSE = 8,65$	(3,09) <0,05
1949-52:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 6$	$SST = 297,33$	$MST = 49,56$	5,88
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 11$	$SSE = 92,77$	$MSE = 8,43$	(5,07) <0,01
1959-62:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 6$	$SST = 368,53$	$MST = 61,42$	8,61
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 11$	$SSE = 78,43$	$MSE = 7,13$	(5,07) <0,01
1969-72:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 6$	$SST = 370,15$	$MST = 61,69$	8,75
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 11$	$SSE = 77,57$	$MSE = 7,05$	(5,07) <0,01

SST = sum of squares treatment (variância explicada).

MST = mean square treatments.

SSE = sum of squares error (variância não explicada).

MSE = mean square error.

F = F estatístico (entre parênteses os valores críticos da tabela F).

Finalmente, podemos ainda dizer que, a partir das duas variâncias obtidas, é possível calcular a relação que existe entre MST e MSE e obter assim o teste estatístico F (relação entre a dimensão da diferença entre grupos e a dimensão da variação no interior dos grupos)

$$\frac{MST}{MSE} = \frac{\text{variância explicada pelo critério de classificação}}{\text{variância não explicada}} = F$$

Se a hipótese nula se verificasse (média das regiões e de Portugal idênticas), F teria valores muito próximos de 1. Assim, para se formular a decisão final, torna-se necessário encontrar o valor crítico a partir do qual F é suficientemente grande para se poder recusar a hipótese nula.

Análise de variância das taxas brutas de natalidade em diversas épocas (distritos-concelhos)

[QUADRO N.º 4]

Variação	Graus de liberdade	Soma dos quadrados	Média quadrada	F
1931-40:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 17$	$SST = 8483,61$	$MST = 449,04$	27,89
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 255$	$SSE = 4561,05$	$MSE = 17,89$	(2,96) <,01
1941-50:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 17$	$SST = 7566,67$	$MST = 444,51$	29,17
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 255$	$SSE = 3886,20$	$MSE = 15,24$	(2,96) <,01
1951-60:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 17$	$SST = 7356,88$	$MST = 432,76$	42,64
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 255$	$SSE = 2589,24$	$MSE = 10,15$	(2,96) <,01
1961-70:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k - 1 = 17$	$SST = 7783,96$	$MST = 457,88$	24,72
Erro ou inexplicado (no interior das regiões) ..	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 255$	$SSE = 4722,60$	$MSE = 18,52$	(2,96) <,01

A última coluna do quadro n.º 3 demonstra-nos que, em 1919-22 e em 1929-32, os valores de F , a um nível de significação 0,05, não têm nenhum significado, o que quer dizer, por outras palavras, que as diferenças regionais não existem. Pelo contrário, em 1939-42, o valor de F

já é significativo ao nível 0,05, embora ainda não seja ao nível 0,01. Não é senão a partir de 1949-52 que os valores de F são todos significativos ao nível de 0,01; os valores não deixaram de aumentar a partir desta data, o que traduz bem a existência de um aumento cada vez maior das diferenças regionais.

Mas a análise da variância pode ainda ajudar a nossa pesquisa numa outra direcção. Com efeito, até ao momento considerámos os distritos como um todo homogéneo, visto termos elaborado as variâncias no interior das regiões ao nível desta unidade administrativa. Contudo, podemos também admitir que a variância entre os distritos seja menos significativa que a variância no interior dos distritos. Se tal facto se verificar, o trabalho que nos propomos realizar não tem significado, visto que, ao nível do concelho, as únicas medidas possíveis são as taxas globais.

Para evitar demasiadas flutuações aleatórias devidas à existência de pequenos números, calculámos as taxas brutas de natalidade ao nível do distrito, com base em períodos de quatro anos. Como as flutuações são ainda maiores ao nível do concelho, alargámos o período de cálculo para dez anos. O quadro n.º 4 apresenta os resultados obtidos na análise de variância entre os concelhos de Portugal continental e os distritos. Todos os símbolos utilizados têm o mesmo significado que os do quadro n.º 3.

Quer comparando $MST-MSE$, quer comparando F , verificamos facilmente que existe uma maior variação entre os distritos que entre os concelhos no interior de cada distrito. Podemos assim concluir que, apesar de os distritos terem sido estabelecidos segundo critérios administrativos, a sua homogeneidade do ponto de vista demográfico é bastante grande.

3. VISÃO DE CONJUNTO

Com base nos índices utilizados nesta análise, foi possível verificar que o declínio da fecundidade se não produziu da mesma maneira em todo o espaço português: o ritmo e o momento do declínio podem ter sido muito diferentes de distrito para distrito.

É verdade que a taxa bruta de natalidade é um índice muito pouco satisfatório do ponto de vista demográfico, mas era o único possível para podermos levar a efeito esta análise à microescala do concelho. Contudo, os valores de F altamente significativos que encontrámos através da análise de variância permitem-nos assegurar — apesar do índice utilizado — que a diversidade no declínio da fecundidade se produziu mais entre os distritos que entre os concelhos; estes distritos, por seu turno, agrupam-se num pequeno número de regiões específicas, que diferem bastante umas das outras.

Temos assim a possibilidade de aprofundar a nossa análise construindo índices mais precisos, que nos permitam medir o verdadeiro declínio da fecundidade em Portugal, quer ao nível global, quer ao nível regional. Contudo, antes de começarmos este trabalho, temos de investigar qual será a qualidade dos dados demográficos disponíveis em Portugal.

EVOLUÇÃO QUALITATIVA DAS ESTATÍSTICAS DEMOGRÁFICAS DE ESTADO CIVIL E DOS RECENSEAMENTOS EM PORTUGAL

1. ANÁLISE DA QUALIDADE DAS ESTATÍSTICAS DEMOGRÁFICAS DE ESTADO CIVIL

Cerca de 1890 começaram a ser publicadas em Portugal as estatísticas demográficas de estado civil. A quase totalidade dos dados recolhidos diziam respeito à mortalidade. Não é senão a partir de 1930 que o critério idade aparece: os nascimentos — sem distinção de legitimidade — são apresentados segundo a idade da mãe, por grupos quinquenais e por distritos. Contudo, a partir de 1940, esta classificação não considera senão os nascimentos legítimos.

Assim, se, ao nível do País, a classificação começada em 1930 continuou até aos nossos dias, ao nível dos distritos dispomos somente dos nascimentos legítimos por grupos de idade da mulher de 1940 até aos nossos dias.

Mas, independentemente deste problema, que será resolvido no capítulo seguinte, qual é a validade dos dados disponíveis? Escolhemos três índices para tentar apreciar a sua validade: a relação de masculinidade dos nascimentos, a relação de masculinidade dos mortos infantis e a proporção dos mortos infantis no conjunto dos mortos.

a) A RELAÇÃO DE MASCULINIDADE DOS NASCIMENTOS

A relação de masculinidade dos nascimentos mede-nos o número de nascimentos masculinos por 100 nascimentos femininos. É um índice frequentemente utilizado que nos permite apreciar a qualidade do registo de nascimentos por sexos. Por outras palavras, permite-nos observar se as declarações de nascimento acusam algum desequilíbrio no que respeita ao sexo. Não nos permite, assim, julgar a qualidade geral das estatísticas de nascimentos, uma vez que podemos estar em presença dum equilíbrio entre os sexos e duma acentuada subestimação geral. Em todo o caso, foi frequentemente observado noutros países que as irregularidades de registo acompanham, na maior parte dos casos, uma distorção desta relação de masculinidade.

Por outro lado, segundo informações recolhidas nas análises feitas em países com boas estatísticas demográficas (França, Bélgica, Estados Unidos, etc.), sabemos que a relação de masculinidade dos nascimentos anda à volta de 105 desde que se excluam as variações aleatórias, sempre possíveis. A existência de desvios acentuados em relação a este valor médio não pode ser senão a consequência da existência de erros de observação, nomeadamente omissões mais acentuadas num sexo do que noutro.

Porém, se o número de nascimentos observados não é suficientemente grande, alguns desvios observados podem ser a consequência directa das flutuações aleatórias, mesmo no caso de estarmos em presença de uma observação perfeita. Em função do número de nascimentos observados, é,

no entanto, possível precisar o intervalo de variação deste erro, que é devido à existência de populações pouco numerosas ⁴.

Se a relação de masculinidade observada se situa no exterior do intervalo de confiança, podemos, em princípio (uma vez em cada vinte pode também ser devido ao acaso), atribuir o desvio à existência duma subdeclaração ou dum registo imperfeito mais acentuado por um sexo do que por outro. Inversamente, se a relação de masculinidade se situa no interior deste intervalo, não podemos concluir automaticamente que a observação é perfeita: podemos estar em presença de omissões com um mesmo nível relativo nos dois sexos. O quadro n.º 5 apresenta as relações de masculinidade calculadas para Portugal em diversas épocas.

**Relações de masculinidade nos nascimentos e intervalos de confiança a 95 %
(× 100) em Portugal e em diversas épocas**

QUADRO N.º 5]

	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72
Relações de masculinidade ...	105,7	105,9	106,8	105,6	105,3
Intervalos de confiança	104,1-105,9	104,1-105,9	104,0-106,0	104,0-105,9	104,0-106,0

Para o conjunto dos nascimentos observados em Portugal, a relação global de masculinidade é praticamente igual ao valor teórico, o que significa existir em princípio uma boa qualidade nas observações dos períodos 1929-32, 1959-62 e 1969-72 desde que as omissões nas declarações não sejam independentes do sexo. Em 1939-42, a relação de masculinidade dos nascimentos é igual ao limite superior do intervalo de confiança e, em 1949-52, o acaso é manifestamente insuficiente para explicar o desvio observado em relação a 105: existem, pelo menos, omissões na declaração de nascimento das crianças de sexo feminino (ou no registo).

Tal como fizemos para Portugal, também calculámos para cada distrito as relações de masculinidade e os intervalos de confiança relativos aos mesmos períodos. Os resultados destes cálculos são apresentados no anexo 2 e no gráfico III. O mesmo tipo de observações que elaborámos para Portugal são verificáveis ao nível regional.

As flutuações aleatórias devidas à existência de efectivos muito reduzidos são ainda mais acentuadas. Contudo, o acaso explica praticamente todos os desvios encontrados, a não ser em 1949-52, em que os distritos de Leiria, Lisboa e Porto apresentam valores que saem nitidamente do intervalo de confiança. Dado que estes distritos contêm pouco menos de $\frac{1}{4}$ do total dos nascimentos de Portugal, podemos dizer que é devido a existirem omissões na declaração ou no registo das crianças do sexo

⁴ Para um total de 1000 nascimentos temos, em teoria, 512 nascimentos masculinos e 488 nascimentos femininos. Os limites do intervalo de confiança a 95 % são:

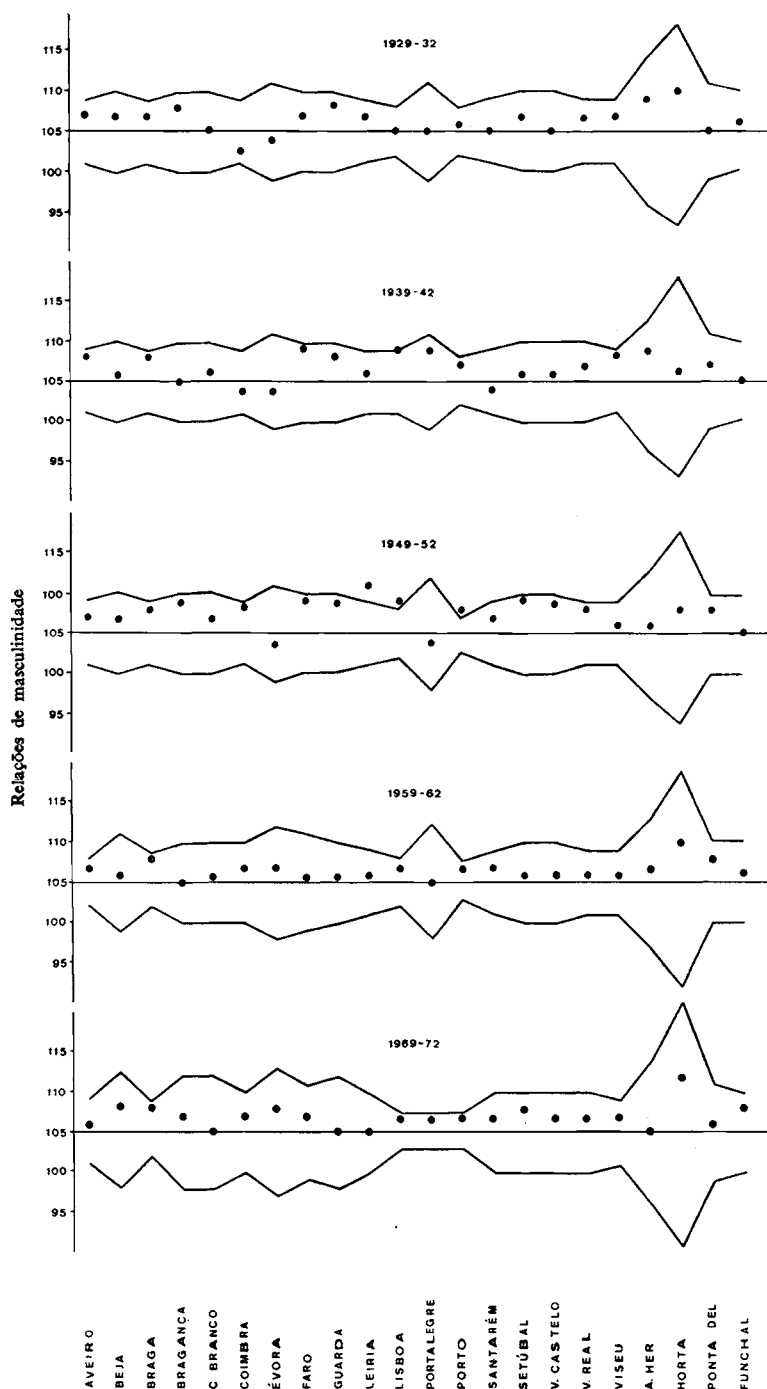
$$0,512 \pm 1,96 \sqrt{\frac{0,512 \times 0,488}{n}}$$

onde n = número de nascimentos.

Para se passar aos limites de confiança das relações de masculinidade dividem-se os limites calculados pela fórmula pela diferença à unidade destes limites.

Relações de masculinidade dos nascimentos e intervalos de confiança a 95 %, por distritos e em diversas épocas

[GRÁFICO III]



feminino destes distritos que a relação de masculinidade ao nível do País sai fora do intervalo de confiança em 1949-52. Aliás, se excluirmos dos cálculos estes três distritos, obtemos uma relação de masculinidade de 105,9 e um intervalo de confiança de 103,8-106,2 para o conjunto do País.

Em 1939-42 podemos também observar que a relação de masculinidade dos nascimentos em Lisboa é igual ao limite superior do intervalo de confiança e que um grande número de pontos — como em 1949-52 — se aproximam igualmente do limite superior do intervalo. Pensamos que todas estas anomalias foram a consequência duma perturbação passageira na qualidade do estado civil português, não traduzindo assim, tal como foi observado noutros países, uma evolução progressiva e gradual na sua qualidade.

Como última observação podemos ainda salientar que 88 % das relações de masculinidade calculadas são superiores ao nível teórico, o que traduz uma tendência para uma declaração preferencial pelo sexo masculino, ou, melhor, para uma não declaração das crianças do sexo feminino.

b) A RELAÇÃO DE MASCULINIDADE DOS MORTOS INFANTIS

Infelizmente, a classificação dos mortos infantis por sexos não está disponível nas estatísticas demográficas correntes senão ao nível do País. Por outro lado, no grupo 0-4 anos, a separação por sexos já é feita ao nível distrital até 1960. A partir desta data não é possível dispor de mais informações, uma vez que os mortos aparecem de novo agrupados sem distinção de sexo à escala distrital, se bem que, ao nível do País, a separação continue a ser feita em todos os grupos de idade.

Perante séries tão diversificadas no tempo, começámos por elaborar a nossa análise ao nível do País, isto é, ao nível do grupo 0-1 anos de idade. O quadro n.º 6 apresenta estas relações em diferentes momentos do tempo.

Evolução das relações de masculinidade dos mortos infantis,

de e_0 , de ${}_1q_0$ e de ${}_1q_0^H / {}_1q_0^M$ em Portugal (a)

[QUADRO N.º 6]

Períodos	Relações de masculinidade dos mortos infantis ($\times 100$)	e_0		${}_1q_0$		Relações de masculinidade ${}_1q_0^H / {}_1q_0^M$ ($\times 100$)
		H	M	H	M	
1919-22	119	34,48	38,70	259,30	219,30	118
1929-32	122	45,09	49,97	195,60	165,50	118
1939-42	121	48,54	53,25	141,10	120,60	117
1949-52	120	56,29	61,46	97,50	85,30	114
1959-62	129	60,65	66,51	93,20	74,80	125
1969-72	130	64,49	70,34	56,30	44,60	126

e_0 = esperança de vida à nascença.

${}_1q_0$ = quociente de mortalidade infantil.

Relações de masculinidade dos mortos infantis = $\frac{\text{total de mortos infantis masculinos}}{\text{total de mortos infantis femininos}} \times 100$

Relações de masculinidade ${}_1q_0 = {}_1q_0^H / {}_1q_0^M \times 100$

(a) Os valores de e_0 e de ${}_1q_0$ foram compilados das tábuas de mortalidade apresentadas no trabalho de J. Manuel Nazareth *O Efeito da Emigração na Estrutura de Idades da População Portuguesa* (trabalho não publicado na altura em que se redigiu e traduziu o presente).

Para evitarmos demasiadas flutuações aleatórias, calculámos as relações de masculinidade por períodos de quatro anos. A evolução é bastante irregular: a sobremortalidade masculina aumenta 2,52 % entre 1919-22 e 1929-32, diminui ligeiramente (1,64 %) de 1929-32 a 1949-52 e aumenta nos últimos vinte anos 8,33 %. Esta evolução terá no entanto algum significado?

Foi frequentemente observado, sobretudo nos países com boas estatísticas demográficas, que um declínio da mortalidade no tempo implica um aumento sensível da sobremortalidade masculina. Foi para ilustrar este aspecto que acrescentámos ao quadro n.º 6 a evolução das esperanças de vida e dos quocientes de mortalidade infantil para os dois sexos, bem como a evolução das relações de masculinidade dos quocientes.

A esperança de vida de 1920 até aos nossos dias aumentou 87,04 % no sexo masculino e 81,76 % no sexo feminino; os quocientes tiveram uma redução de 78,67 % e de 79,60 %, respectivamente nos sexos masculino e feminino.

Por outro lado, também estimámos ser útil comparar as relações de masculinidade dos quocientes alcançados com as relações que se podem obter utilizando as tábuas-tipo de Princeton ⁵, bem como com o que se passou num país com um estado civil completo, como é o da França ⁶. Os resultados destes cálculos são apresentados no quadro n.º 7.

Evolução de ${}_1q_0^H$, de ${}_1q_0^M$ e de ${}_1q_0^H / {}_1q_0^M$ segundo as tábuas-tipo de Princeton e na França

[QUADRO N.º 7]

Nível de mortalidade masculina e_0^H	${}_1q_0^H$ (permilagem)		Nível de mortalidade feminina e_0^M	${}_1q_0^M$ (permilagem)		${}_1q_0^H / {}_1q_0^M \times 100$	
	Tábuas-tipo de Princeton	França		Tábuas-tipo de Princeton	França	Tábuas-tipo de Princeton	França
34,48	210,84	183,14	38,70	178,90	153,12	118	120
45,09	154,59	161,61	49,97	130,75	133,72	118	121
48,54	139,68	126,86	53,25	118,55	104,06	118	122
56,29	105,81	91,83	61,46	89,85	75,10	118	122
60,65	88,55	86,47	66,51	71,63	69,29	124	125
64,49	74,05	47,30	70,34	58,90	35,83	126	132

⁵ Os valores de ${}_1q_0$ foram obtidos através da utilização das tábuas-tipo de Princeton, modelo Sul. Este modelo é a base de referência mais adequada, uma vez que estas tábuas foram elaboradas a partir dos seguintes dados:

- 5 tábuas de mortalidade da Itália (1876-1910)
- 8 tábuas de mortalidade de Portugal (1919-58)
- 1 tábuas de mortalidade da Sicília (1951)
- 3 tábuas do Sul de Itália (1921-57)
- 5 tábuas de Espanha (1910-40)

A entrada nas tábuas foi feita através dos valores de e_0 apresentados no quadro n.º 7 e os quocientes foram obtidos por interpolação.

⁶ Os valores de ${}_1q_0$ da França foram obtidos através da utilização das tábuas de mortalidade do momento elaboradas por Vallin, *La mortalité par génération en France depuis 1899*, Presses Universitaires de France, 1973.

As tábuas de mortalidade utilizadas foram escolhidas com base nos valores de e_0 da França que mais se aproximam dos valores obtidos para Portugal, e não em função duma igualdade de períodos de observação.

Analisemos primeiro os dados da França. A sobremortalidade masculina aumenta em todo o período observado: nos primeiros quatro períodos muito lentamente (1,67 %) e mais rapidamente nos dois últimos (8,20 %). Esta evolução traduz perfeitamente tudo quanto dissemos anteriormente: a sobremortalidade masculina aumenta quando a mortalidade diminui.

No que respeita à evolução das relações de masculinidade dos mortos infantis obtidas através das tábuas-tipo de Princeton, os resultados obtidos foram muito semelhantes aos da França. A única diferença reside no facto de o ritmo de aumento ser um pouco diferente: nos quatro primeiros períodos, a sobremortalidade masculina é constante; enquanto no caso da França tínhamos observado um ligeiro aumento (1,67 %), nos dois últimos períodos, o aumento verificado (6,78 %) foi inferior ao observado na França (8,20 %).

Observemos de novo as séries das relações de masculinidade dos quocientes de mortalidade infantil em Portugal que foram apresentadas no quadro n.º 6. Nos dois primeiros períodos, a sobremortalidade masculina fica constante e ao mesmo nível que os valores obtidos através das tábuas-tipo de Princeton; nos dois períodos seguintes — 1939-42 e 1949-52 — observamos uma diminuição de 3,39 %, enquanto nas duas outras séries a sobremortalidade fica constante (ao mesmo nível em relação aos valores anteriores na série de Princeton e ligeiramente superior no caso da França). Finalmente, nos últimos vinte anos verificou-se um aumento sensível (10,53 %). Este aumento é o mais importante das três séries de relações de masculinidade.

Como podemos nós, a partir destas séries, apreciar a qualidade dos dados disponíveis? Os quocientes de mortalidade infantil, fazendo intervir no seu cálculo as declarações, segundo o sexo, dos nascimentos e dos mortos com menos de um ano, dificultam-nos muito a tarefa de precisar qual será a parte de erro de cada factor. Em todo o caso, uma diminuição da sobremortalidade masculina infantil como a que observámos em 1939-42 e sobretudo em 1949-52 só pode ser explicada por uma declaração de má qualidade (ou por um mau registo), quer nos mortos quer nos nascimentos.

Já víamos anteriormente que em 1949-52 estávamos em presença duma sobremasculinidade dos nascimentos, ou, antes, duma subestimação dos nascimentos femininos. Também pudemos observar que, em 1939-42, a relação de masculinidade dos nascimentos em Portugal era igual ao limite superior do intervalo de confiança. Ora, se, como dissemos anteriormente, os quocientes de mortalidade infantil são calculados combinando os nascimentos com os mortos no grupo 0-1 anos, com um registo de mortos constante, uma diminuição na qualidade de registo dos nascimentos femininos sobrestima o quociente de mortalidade infantil feminino e, consequentemente, faz subestimar a relação de masculinidade dos quocientes. Este facto pode-nos explicar, ao menos em parte, os valores obtidos em 1939-42 e em 1949-52. Mas, por outro lado, também podemos admitir, com base no que foi observado em certos países, como, por exemplo, a Argélia⁷, que a tendência das declarações dos mortos infantis segundo o sexo segue de muito perto a tendência das declarações dos nascimentos.

Neste contexto, é bem provável que durante os períodos 1939-42 e 1949-52 tivessem também ocorrido omissões nos mortos mais acentuadas

⁷ D. Tabutin, *Mortalité infantile et juvénile en Algérie*, thèse de doctorat de 3ème Cycle, École Pratique de Hautes Études, Paris, 1975.

por um sexo do que por outro. Se esta hipótese se verifica, com um registo de nascimentos constante, o quociente de mortalidade infantil feminino está mais subestimado que o do sexo masculino, o que implica um aumento na relação de masculinidade dos quocientes. Voltaremos a este assunto. De qualquer modo, podemos já adiantar que, no caso de haver omissões nos mortos, as omissões de nascimentos são mais importantes, uma vez que as relações de masculinidade dos quocientes diminuíram nos períodos 1939-42 e 1949-52.

Depois destes dois períodos onde a qualidade dos dados manifestamente se deteriora, as relações de masculinidade dos quocientes são bastante correctas, o que confirma a impressão que já tivéramos quando analisámos os nascimentos: a boa qualidade dos dados nos últimos vinte anos. O sexo deixa de aparecer como elemento diferenciador das declarações (ou de registo) quer dos nascimentos quer dos mortos.

Por outro lado, estes dados médios podem ocultar um outro tipo de flutuações: a existência de diferenças regionais acentuadas. Já dissemos anteriormente que os mortos infantis não são apresentados por sexos nas estatísticas demográficas portuguesas ao nível do grupo 0-1 anos para os distritos. A separação por sexos só é feita no grupo 0-4 anos até 1960. Perante esta situação, pensámos que uma breve análise das relações de masculinidade neste grupo de idades à escala regional talvez nos desse algumas informações suplementares. Os índices-resumo das relações de masculinidade calculadas são apresentados no quadro n.º 8.

Índices-resumo das relações de masculinidade dos mortos no grupo de idades 0-5 anos, por distritos

[QUADRO N.º 8]

Períodos	\bar{x}	s	c. v. (percentagem)
1919-22	114,03	5,34	4,7
1919	114,02	6,32	5,5
1920	116,47	6,32	5,4
1921	115,31	6,01	5,2
1929-32	115,82	6,57	5,7
1929	116,33	7,01	6,0
1930	115,02	7,33	6,4
1931	115,91	6,98	6,0
1939-42	116,09	6,50	5,6
1939	115,31	6,20	5,4
1940	117,09	6,99	6,0
1941	116,32	7,87	6,8
1949-52	121,36	7,43	6,1
1949	122,00	8,61	7,1
1950	122,00	7,43	6,1
1951	121,94	7,01	5,7
1959-60	124,09	7,49	6,0
1959	123,56	7,52	6,1
1960	124,98	7,98	6,4

Observando a evolução quer dos desvios-padrão, quer dos coeficientes de variação, verificamos que os valores variam muito pouco ao longo de todo o período de observação. Tentámos elaborar agrupamentos em diferentes momentos do tempo para ver se era possível obter regiões que se distinguíssem umas das outras, mas as diferenças obtidas foram demasiado pequenas. Essas diferenças eram mais a consequência de flutuações aleatórias do que a de acentuadas diferenças regionais na declaração dos mortos.

O declínio da mortalidade observada de 1919-22 a 1969-72 teve como consequência aumentar a sobremortalidade masculina, tal como verificáramos anteriormente. Contudo, neste caso, a série das relações de masculinidade (\bar{x}) tem um aumento bastante regular. Podemos assim concluir que as imperfeições de registo ou de declaração se situam ao nível do grupo 0-1 anos, e não ao nível do grupo 1-4 anos. Em todo o caso, a ausência de dados não nos permite apurar, tal como fizemos para os nascimentos, se existem ou não distritos no período 1940-50 onde a qualidade dos dados é particularmente inferior.

c) A PROPORÇÃO DOS MORTOS INFANTIS NO CONJUNTO DOS MORTOS

Não é senão a partir de 1940 que as estatísticas demográficas de estado civil separam, ao nível regional, no grupo de idades 0-5 anos, os mortos infantis dos mortos no grupo 1-5 anos. O quadro n.º 9 apresenta os índices-resumo das proporções dos mortos infantis no conjunto dos mortos calculados à escala distrital.

Em princípio, quando nos países de mortalidade elevada se está em presença de um declínio acentuado da mortalidade, os mortos infantis diminuem mais rapidamente do que o conjunto dos mortos, o que implica uma diminuição da proporção dos mortos infantis.

Índices-resumo das proporções dos mortos infantis no conjunto dos mortos

[QUADRO N.º 9]

Períodos	\bar{x}	s	c. v. (percentagem)
1940-42	0,24	0,05	20,83
1940	0,24	0,05	20,83
1941	0,24	0,05	20,83
1942	0,24	0,05	20,83
1949-52	0,20	0,06	30,00
1949	0,21	0,07	33,33
1950	0,19	0,07	36,84
1951	0,18	0,06	33,33
1959-62	0,18	0,07	38,89
1959	0,19	0,07	36,84
1960	0,18	0,07	38,89
1961	0,19	0,07	36,84
1969-72	0,10	0,05	50,00
1969	0,10	0,06	60,00
1970	0,10	0,05	50,00
1971	0,09	0,04	44,44

Por outro lado, se estamos em presença de uma melhoria acentuada na qualidade do registo dos mortos infantis, este aumento pode ter como consequência o aumento desta proporção, desde que a mortalidade não decline mais rapidamente do que o ritmo de aumento da qualidade do estado civil. Tais factos foram frequentemente observados em muitos países com um estado civil de qualidade deficiente, desde que se esteja perante um período de observação bastante grande.

A partir dos quocientes de mortalidade infantil obtidos anteriormente (quadro n.º 6) e dos valores das proporções dos mortos infantis no conjunto dos mortos (quadro n.º 9) elaborámos o quadro n.º 10.

Evolução em percentagem de ${}_1q_0^H$, ${}_1q_0^M$ e da proporção dos mortos infantis no conjunto dos mortos

[QUADRO N.º 10]

Períodos	${}_1q_0^H$ (permilagem)	${}_1q_0^M$ (permilagem)	Proporção dos mortos infantis no total dos mortos
1919-22 a 1939-42	— 45,58	— 45,01	—
1939-42 a 1949-52	— 30,90	— 29,27	— 16,67
1949-52 a 1959-62	— 4,41	— 12,31	— 10,00
1959-62 a 1969-72	— 39,59	— 40,37	— 44,44

O declínio da mortalidade infantil observado através da evolução dos quocientes mostra-nos que entre 1939-42 e 1949-52 ocorreu nos dois sexos um declínio de 30 %; entre 1949-52 e 1959-62 o declínio foi de 4,41 % e de 12,31 %, respectivamente para o sexo masculino e para o feminino; finalmente, no último período observou-se de novo um declínio idêntico nos dois sexos: 40 %.

Dissemos anteriormente que, quando a qualidade do registo dos mortos é constante, uma mudança na qualidade do registo dos nascimentos sobrestima o quociente de mortalidade infantil; inversamente, quando a qualidade do registo dos nascimentos é constante, uma diminuição na qualidade do registo dos mortos infantis subestima o quociente de mortalidade infantil. Por outro lado, já tínhamos assinalado anteriormente a existência de algumas deficiências no registo dos nascimentos femininos, bem como a possibilidade de igual deficiência nos mortos infantis femininos em 1939-42 e em 1949-52.

Ora a fraca diminuição dos quocientes observada entre 1949-52 e 1959-62 nos dois sexos não pode ser explicada senão por uma subestimação dos mortos nos dois sexos em 1949-52, ou então por uma sobrestimação em 1959-62 (ou até mesmo os dois casos ao mesmo tempo). Em todo o caso, segundo o que vimos anteriormente, existem fortes razões que nos permitem aceitar como certa a hipótese apresentada em primeiro lugar. Neste caso, se a subdeclaração dos mortos infantis é mais importante para o sexo feminino que para o sexo masculino, o normal seria que o declínio fosse mais acentuado no sexo feminino. É precisamente o contrário que se observa. A explicação reside, em nossa opinião, na sobremortalidade dos nascimentos observados em 1949-52. O registo deficiente dos nascimentos do sexo feminino sobrestimam o valor do quociente de mortalidade

infantil no sexo feminino e acentua um pouco mais o fraco declínio observado nos quocientes.

Observemos de novo a evolução das proporções dos mortos infantis no conjunto dos mortos. A diminuição da mortalidade infantil foi nitidamente mais importante do que os progressos registados nas estatísticas de estado civil. Mesmo durante o período em que o estado civil manifestamente se degrada, o declínio continuou a produzir-se, se bem que a um ritmo mais lento.

No que diz respeito à análise regional, ao contrário do que se observou em pontos anteriores, a homogeneidade do espaço português não se verifica: entre 1940-42 e 1969-72, o coeficiente de variação duplicou e o seu nível já não se situa em 5 % ou 6 %, como anteriormente, mas atinge valores de cerca de 50 %.

Infelizmente, esta proporção não pode ser calculada por sexos, uma vez que os mortos infantis são publicados somente para o conjunto dos sexos. Contudo, se queremos ter uma ideia sobre o comportamento deste índice ao nível dos sexos, torna-se necessário, como fizemos anteriormente, servirmo-nos do grupo de idades 0-5 anos, que pode fornecer-nos dados por sexos até 1959. O quadro n.º 11 apresenta os índices-resumo das duas séries assim calculadas.

Índices-resumo das proporções de mortos infantis no grupo de idades 0-5 anos em relação ao conjunto dos mortos, por sexos

[QUADRO N.º 11]

Períodos	\bar{x}	s	c. v. (percentagem)
Sexo feminino:			
1930-32	0,36	0,07	19,44
1939-42	0,31	0,07	22,58
1949-52	0,26	0,08	30,77
1959	0,24	0,10	41,67
Sexo masculino:			
1930-32	0,39	0,06	15,38
1939-42	0,34	0,07	20,59
1949-52	0,30	0,09	30,00
1959	0,27	0,11	40,74

A evolução é muito semelhante nos dois sexos. Por outro lado, também observamos que a proporção de mortos masculinos no grupo 0-5 anos é sempre superior à mesma proporção no sexo feminino. Esta diferença é mais ou menos constante em todo o período de observação: o coeficiente de correlação entre as duas séries é igual a + 0,9922.

Por outro lado, os valores do coeficiente de variação mostram-nos que o declínio da mortalidade neste grupo de idades não teve a mesma evolução em todos os distritos e que esta evolução foi sensivelmente a mesma para os dois sexos. Nestas condições, quais foram os distritos em que o declínio da mortalidade foi menos acentuado? Será que estaremos em presença de agrupamentos específicos? Eis duas questões a que temos

Matrizes dos coeficientes de correlação (Spearman's) entre os índices de mortalidade nas idades jovens

[QUADRO N.º 12]

1939-42	P_{0-5} (H)	P_{0-5} (M)	Taxa de mortalidade infantil	Proporção dos mortos infantis	1949-52	P_{0-5} (H)	P_{0-5} (M)	Taxa de mortalidade infantil	Proporção dos mortos infantis	1959-62	P_{0-5} (H)	P_{0-5} (M)	Taxa de mortalidade infantil	Proporção dos mortos infantis
P_{0-5} (H)	1	+ 0,925	+ 0,689	+ 0,824	P_{0-5} (H)	1	+ 0,946	+ 0,715	+ 0,914	P_{0-5} (H)	1	+ 0,969	+ 0,835	+ 0,936
P_{0-5} (M)		1	+ 0,570	+ 0,855	P_{0-5} (M)		1	+ 0,728	+ 0,930	P_{0-5} (M)		1	+ 0,839	+ 0,934
Taxa de mortalidade infantil			1	+ 0,783	Taxa de mortalidade infantil			1	+ 0,786	Taxa de mortalidade infantil			1	+ 0,893
Proporção de mortos infantis				1	Proporção de mortos infantis				1	Proporção de mortos infantis				1

Nota — Em 1930-32:

$$r_s = \frac{P_{0-5} (H)}{P_{0-5} (M)} = + 0,857$$

Em 1969-72:

$$r_s = \frac{\text{taxa de mortalidade infantil}}{\text{proporção dos mortos infantis}} = + 0,786$$

tudo o interesse em responder, dado que existe uma ligação muito importante entre o recuo da mortalidade e o declínio da fecundidade⁸.

Começámos por verificar se os distritos onde os três índices calculados são mais significativos eram os mesmos. Juntámos a estes índices (proporção dos mortos infantis, proporção dos mortos no grupo de idades 0-5 anos, sexos masculino e feminino) um quarto: as taxas de mortalidade infantil que foram calculadas desde 1940 até aos nossos dias, por distritos.

A análise foi elaborada a partir do coeficiente de correlação de Sperman⁹ e do coeficiente de Kendall¹⁰. Os dados utilizados na análise constam do anexo 3 e os resultados são apresentados nos quadros n.ºs 12 e 13.

Valores do coeficiente de Kendall (W) e de X² para os índices de mortalidade nas idades jovens

[QUADRO N.º 13]

	1930-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72
W	0,8765	0,8061	0,8644	0,9720	0,8730
X ² (a)	36,81	67,71	72,61	81,65	36,66

(a) Os valores de X² da tábua, para 21 graus de liberdade, são os seguintes:

Nível de significação 0,05 = 32,67.

Nível de significação 0,01 = 38,93.

A concordância entre os índices é bastante boa, o que aliás nos parece ser muito lógico: uma grande proporção de mortos infantis implica uma elevada taxa de mortalidade infantil e uma proporção igualmente elevada de mortos no grupo de idades 0-5 anos.

Depois de termos resolvido o primeiro problema — a consistência interna dos dados disponíveis — procurámos precisar como se agrupavam os distritos, uma vez que estes agrupamentos nos podem dar importantes informações para a análise da tipologia da fecundidade no caso concreto da situação portuguesa.

Com base nas classificações empregues em cálculos anteriores, podemos estabelecer uma hierarquia dos distritos a partir do seu nível de morta-

⁸ S. Beaver, *Demographic Transition theory reinterpreted*, Lexington Books, 1975, pp. 45-48.

•

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n Di^2}{n(n^2-1)}$$

onde n = número de pares de observações (x_1, y_1) e $Di = \text{rank}(x_1) - \text{rank}(y_1)$.

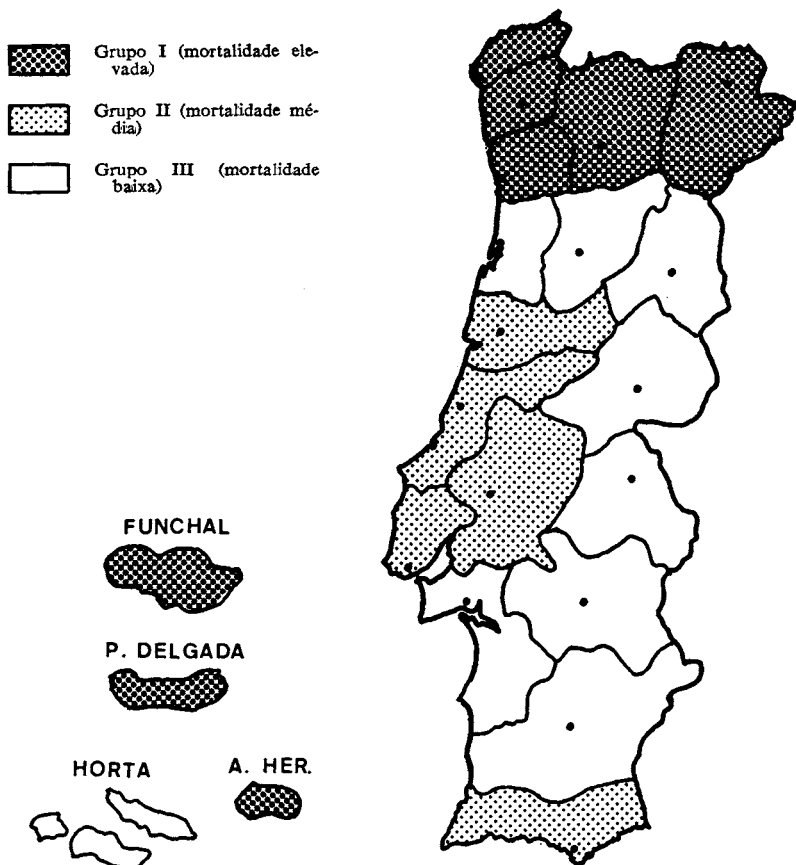
¹⁰

$$W = \frac{12 \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n R_{ij} \right)^2}{K^2 n(n^2-1)} - \frac{3(n+1)}{n-1}$$

lidade. Como é óbvio, obtivemos diferentes classificações ao empregar diferentes índices e ao trabalhar em diversas épocas. Contudo, pudemos verificar que, apesar desta diversidade, a grande maioria dos distritos se agrupavam da maneira apresentada no mapa 2.

Tipologia dos distritos segundo o nível de mortalidade nas idades jovens

[MAPA 2]



Para verificarmos se estes grupos estavam bem formados, calculámos para cada índice, em diversas épocas, um teste que compara a variância inter e intragrupos:

$$F_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i}$$

onde σ_{ij} = variância de i no grupo j e σ_i = variância dos vinte e dois distritos.

Se os valores de F_{ij} são inferiores à unidade, temos uma boa indicação de que os grupos do mapa 2 estão bem formados. Os valores de F_{ij} são apresentados no quadro n.º 14.

Valores de F_{1j} para os quatro índices de mortalidade nas idades jovens
[QUADRO N.º 14]

	1930	1940	1950	1960	1970
Proporção dos mortos infantis:					
Grupo I	—	0,7600	0,8333	0,1667	0,4800
Grupo II	—	0,2000	0,0833	0,2500	0,2800
Grupo III	—	0,0800	0,0556	0,0000	0,0800
Taxa de mortalidade infantil:					
Grupo I	—	0,8750	0,8571	0,5000	0,0000
Grupo II	—	0,1250	0,0000	0,2500	0,0000
Grupo III	—	0,7500	0,1429	0,0000	0,0000
Proporção dos mortos de 0-5 (H):					
Grupo I	0,2222	0,0833	0,0488	0,0565	—
Grupo II	0,6389	0,3542	0,2317	0,3145	—
Grupo III	0,2500	0,1042	0,0610	0,0161	—
Proporção dos mortos de 0-5 (M):					
Grupo I	0,4524	0,1628	0,0588	0,1340	—
Grupo II	0,3810	0,6279	0,2059	0,2371	—
Grupo III	0,3333	0,1628	0,1029	0,0206	—

Todos os valores de F_{1j} assim calculados são inferiores à unidade ($F_{1j} < 1,0$), o que traduz a exactidão do diagnóstico na formação dos grupos. O grupo que apresenta os valores de F_{1j} menos significativos é o grupo III, isto é, aquele que reúne os distritos de mais fraca mortalidade. O grupo I, que agrupa os distritos de mortalidade mais elevada, quando

Valores de T_{1j} para os quatro índices de mortalidade nas idades jovens
[QUADRO N.º 15]

	1930	1940	1950	1960	1970
Proporção dos mortos infantis:					
Grupo I	—	1,20	1,17	1,29	1,00
Grupo II	—	— 0,20	— 0,33	— 0,29	— 0,40
Grupo III	—	1,00	— 1,17	— 0,86	— 0,80
Taxa de mortalidade infantil:					
Grupo I	—	0,95	1,07	1,13	0,96
Grupo II	—	— 0,27	— 0,34	— 0,28	— 0,12
Grupo III	—	— 0,79	— 0,82	— 1,04	— 1,09
Proporção dos mortos de 0-5 (H):					
Grupo I	1,00	1,07	1,22	1,26	—
Grupo II	— 0,17	— 0,08	— 0,26	— 0,36	—
Grupo III	— 1,06	— 1,33	— 1,20	— 1,04	—
Proporção dos mortos de 0-5 (M):					
Grupo I	0,64	1,00	1,26	1,26	—
Grupo II	— 0,18	— 0,15	— 0,33	— 0,36	—
Grupo III	— 0,55	— 1,13	— 1,11	— 1,05	—

nos servimos da proporção dos mortos no grupo 0-5 anos, apresenta-nos uma maior homogeneidade que o grupo II, mas, quando utilizamos os índices de mortalidade infantil, é o grupo II que tem uma maior homogeneidade. Por outro lado, podemos confirmar tudo quanto afirmámos se utilizarmos o «teste das médias»:

$$T_{ij} = \frac{\bar{x}_{ij} - \bar{x}_i}{s_i}$$

onde \bar{x}_{ij} = média da variável i no grupo j , \bar{x}_i = média da variável i para os vinte e dois distritos e s_i = desvio-padrão dos vinte e dois distritos.

Não só são confirmados os resultados obtidos no quadro n.º 14, como também se obtém uma maior homogeneidade nos grupos I e III. Os valores de T_{ij} são apresentados no quadro n.º 15.

d) VISÃO DE CONJUNTO SOBRE A QUALIDADE DO ESTADO CIVIL

Através dos índices utilizados na nossa análise foi possível isolar três períodos na evolução da qualidade do estado civil português: um período de 1929-32 a 1939-42, em que o estado civil parece ser de boa qualidade; um período de 1939-42 a 1949-52, em que o estado civil se deteriora, e um período de 1949-52 a 1969-72, que parece ser de novo de boa qualidade.

A análise das relações de masculinidade dos nascimentos em diversas épocas mostrou não existirem omissões diferenciais por sexo particularmente importantes. Em todo o caso, foi possível isolar três aspectos dignos de nota: a existência duma tendência para a sobremasculinidade nas declarações ou no registo; a existência de um período — 1939-42 — onde certos sintomas de subestimação das crianças de sexo feminino se começam a manifestar, sobretudo no distrito de Lisboa, e a existência de um período — 1949-52 — em que a subestimação das crianças do sexo feminino é manifesta em três distritos: Lisboa, Porto e Leiria.

A análise das relações de masculinidade dos quocientes de mortalidade infantil e das proporções dos mortos infantis no conjunto dos mortos permitiu-nos observar que em 1949-52 existe uma subdeclaração manifesta dos mortos infantis tanto num sexo como noutro.

Por outro lado, a análise regional das proporções dos mortos infantis no conjunto dos mortos demonstrou-nos que o declínio da mortalidade se não produziu da mesma forma em todos os distritos. Existe uma região de oito distritos em que a mortalidade nas idades jovens é bastante elevada em relação ao resto do País: Viana do Castelo, Braga, Porto, Vila Real, Bragança, Funchal, Ponta Delgada e Angra do Heroísmo.

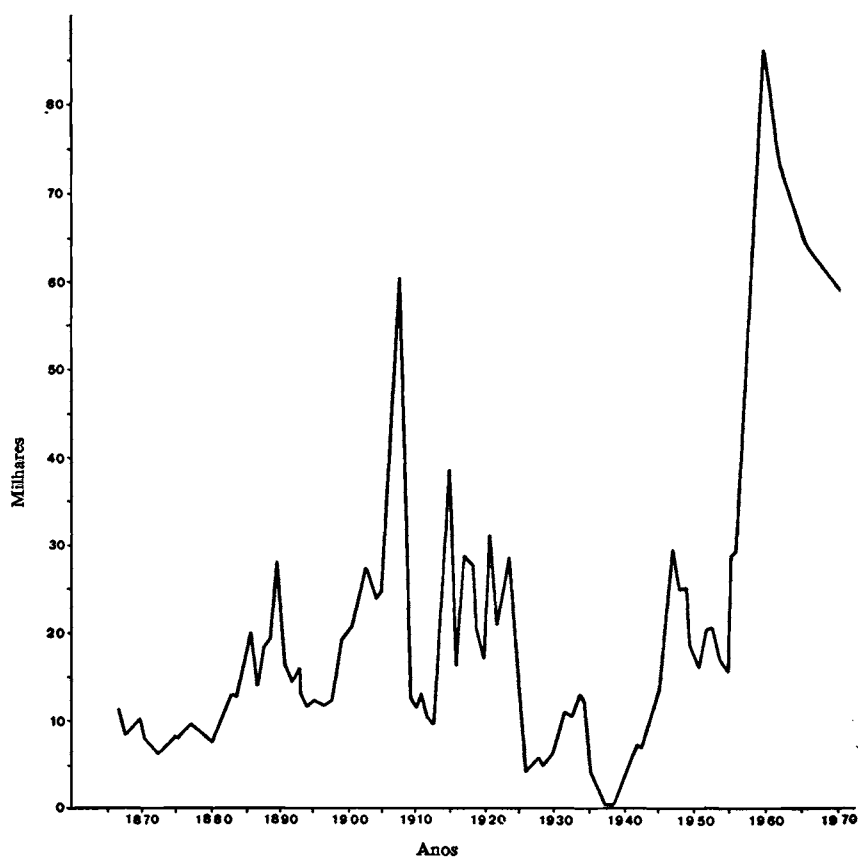
2. TENTATIVA DE APRECIACÃO DA QUALIDADE DOS RESENSEAMENTOS DE 1930 A 1970

Foi em 1864 que Portugal elaborou o seu primeiro recenseamento em moldes modernos. Outros recenseamentos tiveram lugar em 1878 e 1887 e, a partir de 1890, os recenseamentos passaram a realizar-se cada dez anos, excepto o de 1910, que teve lugar em 1911.

Um obstáculo muito importante perturba a análise da qualidade dos dados: a emigração, cuja importância varia enormemente ao longo do período de observação (ver gráfico IV).

Evolução da emigração legal em Portugal

[GRÁFICO IV]



Cálculo do saldo migratório através das estatísticas disponíveis

[QUADRO N.º 16]

		1930-40	1940-50	1950-60	1960-70
Total de emigrantes oficiais entre os recenseamentos	1	109 252	90 191	353 534	681 004
Saldo migratório com as colónias	2	—	+36 547	+122 482	+77 848
Total de retornos de emigrantes entre os recenseamentos	3	69 754	43 295	15 448	15 580
1.º saldo migratório	4=3-(1+2)	-39 498	-83 443	-460 568	-743 272
Dados disponíveis sobre a emigração clandestina ...	5	—	—	9 870	-338 853
2.º saldo migratório	6=5+4	-39 498	-83 443	-470 438	-1 082 125

No quadro n.º 16 são apresentados os dados disponíveis sobre a emigração, sendo o período de observação dividido em quatro partes. Cada parte representa o decénio entre dois recenseamentos sucessivos. O excedente dos emigrantes sobre os imigrantes (1.º saldo migratório) foi corrigido para se ter em conta alguns dados disponíveis sobre a emigração clandestina¹¹. Apesar desta correcção, o 2.º saldo migratório continua a ser subestimado: em primeiro lugar, é subestimado pelo facto de nos dois primeiros períodos não estarem disponíveis dados sobre a emigração clandestina; em segundo lugar, nos dois últimos períodos só se leva em linha de conta a emigração clandestina para França.

Adicionando ao saldo migratório obtido anteriormente os valores do crescimento natural nos mesmos períodos obtém-se um crescimento «previsto» entre os recenseamentos. Este tipo de aumento, quando comparado com o aumento realmente observado entre os recenseamentos, pode dar-nos uma primeira aproximação da qualidade dos dados disponíveis. Os cálculos são apresentados no quadro n.º 17.

Equação de concordância em Portugal em diversas épocas

[QUADRO N.º 17]

		1930-40	1940-50	1950-60	1960-70
Total de nascimentos - total de mortos entre os recenseamentos	1	+ 828 695	+ 847 825	+ 1 090 795	+ 1 072 620
Total de emigrantes - total de emigrantes entre os recenseamentos	2	- 39 498	- 83 443	- 470 438	- 1 082 125
Aumento «previsto» entre os recenseamentos	3=1+2	+ 789 197	+ 764 382	+ 620 357	- 9 505
Aumento «observado» entre os recenseamentos	4	+ 896 269	+ 719 160	+ 448 080	- 278 267
Diferença a explicar	5=3-4	- 107 072	+ 45 222	+ 172 277	+ 287 772

Operações deste género nunca são suficientes para determinar qual o tipo de estatística que está na base dos desvios observados. Em todo o caso, a análise de cada membro das diversas equações apresentadas nos quadros n.ºs 16 e 17 pode dar-nos provas suplementares de tudo o que dissemos anteriormente, ou até mesmo fazer-nos chegar a conclusões diferentes, que, evidentemente, devem sempre ser adoptadas a título provisório.

As «diferenças a explicar» no quadro n.º 17 correspondem a 11,95 % do crescimento da população observada entre os recenseamentos em 1930-40, a 6,29 % em 1940-50, a 38,45 % em 1950-60 e a 103,42 % em 1960-70. Estamos, pois, em presença de diferenças muito importantes. No período 1930-40, o aumento «observado» por comparação intercensitária foi superior ao aumento «previsto». Sem excluirmos a possibilidade de haver uma subdeclaração dos mortos ou dos emigrantes, três factores parecem ser os mais susceptíveis de explicar as diferenças encontradas:

¹¹ Marinho Antunes, «Vinte anos de emigração portuguesa», in *Análise Social*, n.ºs 30-31, vol. VII, 1970.

um registo deficiente dos nascimentos, um registo deficiente dos imigrantes e o recenseamento de 1940 ser mais completo que o de 1930.

Para o período 1940-50, o aumento «previsto» foi superior ao «observado». Podemos admitir a existência de um registo deficiente dos mortos ou dos emigrantes, mas também podemos admitir que o recenseamento de 1940 seja mais completo que o de 1950. Os dois períodos seguintes têm as mesmas características que este último e, obviamente, o mesmo tipo de hipóteses podem ser formuladas.

Anteriormente, quando analisámos o estado civil, tínhamos verificado existirem problemas de registo nos períodos 1939-42 e 1949-52. Para analisarmos a qualidade dos recenseamentos vamo-nos servir de três métodos: das relações de masculinidade, do método de Demeny e Shorter e do índice combinado das Nações Unidas.

a) AS RELAÇÕES DE MASCULINIDADE

Uma maneira simples de apreciar a qualidade dos dados obtidos através dos recenseamentos consiste em observar o desvio em relação a 100 da relação global de masculinidade. Com efeito, uma relação de masculinidade dos nascimentos que se situe por volta do valor 105 combinada com uma relação de masculinidade dos mortos que varia entre 105 e 125 implica a existência de uma relação global de masculinidade no recenseamento sensivelmente igual a 100 desde que os movimentos migratórios não sejam muito importantes ¹².

O gráfico v e mapa 3 e o quadro n.º 18 agrupam as relações globais de masculinidade calculadas para os 22 distritos de Portugal em três níveis: um nível que agrupa os distritos cujos valores estão muito próximos de 100 e dois outros níveis que agrupam os distritos que se afastam deste nível de referência.

Evolução das relações globais ($\times 100$) de masculinidade (1920-70)

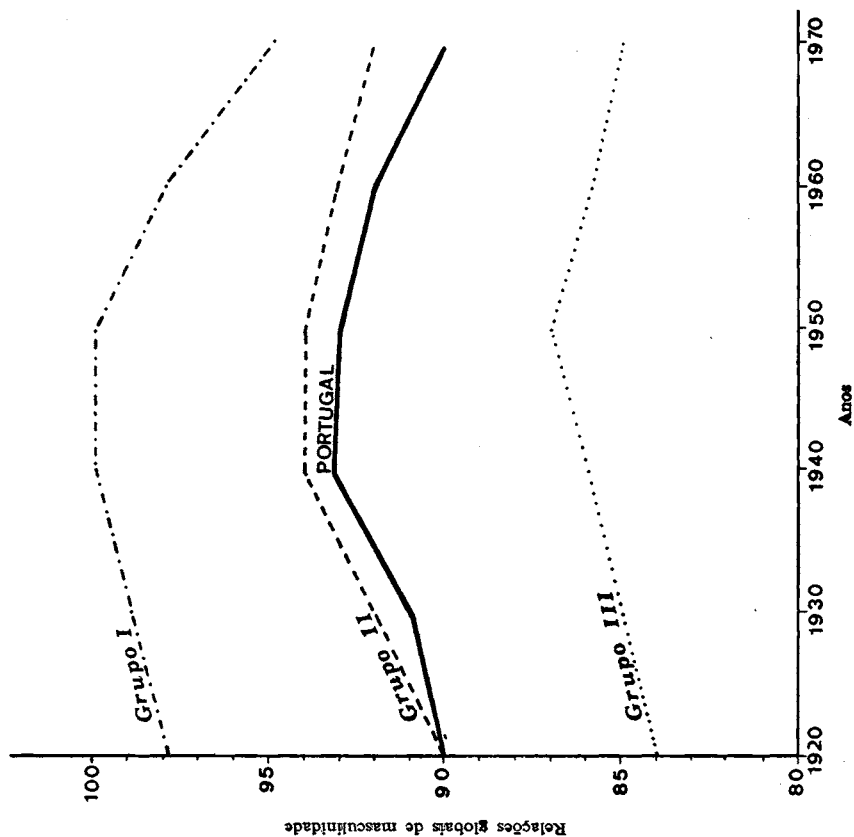
[QUADRO N.º 18]

Anos	Grupo I	Grupo II	Grupo III	Portugal
1920	98	90	84	90
1930	99	92	85	91
1940	100	94	86	93
1950	100	94	87	93
1960	98	93	86	92
1970	95	92	85	90

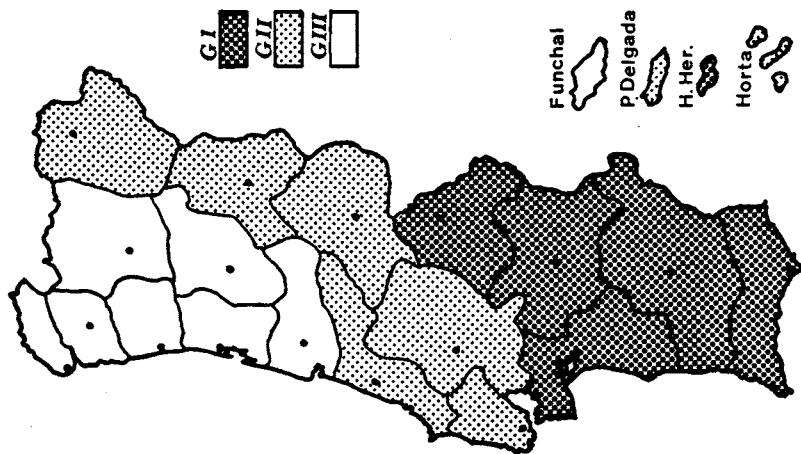
Apesar das diferenças de nível entre cada grupo, a forma das curvas é muito semelhante, isto é, as relações de masculinidade aumentam até 1940, estabilizam entre 1940 e 1950, para, a partir de 1950, começarem de novo a afastar-se progressivamente do nível teórico. Por outro lado, também é interessante observar a especificidade geográfica dos grupos formados a partir dos níveis obtidos nas relações de masculinidade: o grupo I inclui a totalidade dos distritos do Sul, o grupo II a quase totalidade dos distritos do Centro e o grupo III a quase totalidade dos distritos do Norte.

Evolução das relações globais de masculinidade (1920-70)

[GRÁFICO VI]



[MAPA 3]



Evolução das relações de masculinidade por grupos de idade

[QUADRO N.º 19]

	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69
1930:														
Grupo I	102	103	102	102	103	94	95	101	102	100	100	98	99	92
Grupo II	102	103	102	98	96	87	85	89	86	84	83	85	81	76
Grupo III	101	104	104	94	84	75	74	76	72	73	75	74	71	69
PORTUGAL	102	104	104	98	94	86	85	86	84	83	83	83	80	76
1940:														
Grupo I	105	103	104	102	102	103	103	99	98	97	96	93	93	89
Grupo II	106	104	103	99	99	98	94	89	88	86	82	80	79	75
Grupo III	106	105	103	98	93	87	82	75	75	74	69	71	70	67
PORTUGAL	105	104	103	99	100	96	92	87	85	84	80	79	77	73
1950:														
Grupo I	104	103	104	103	105	101	101	103	102	97	96	93	89	85
Grupo II	104	104	104	101	100	97	98	97	93	87	85	81	77	72
Grupo III	105	104	103	97	94	90	87	84	80	74	73	71	66	65
PORTUGAL	104	104	103	99	100	97	95	93	90	85	82	79	74	70
1960:														
Grupo I	105	103	101	99	98	100	100	100	100	100	100	96	90	87
Grupo II	105	104	102	97	94	94	92	93	95	95	90	85	80	76
Grupo III	105	104	102	93	85	85	83	84	85	83	79	74	71	68
PORTUGAL	105	104	102	96	91	93	92	93	92	91	87	82	77	73
1970:														
Grupo I	103	102	102	96	96	89	92	93	97	98	96	96	95	87
Grupo II	105	103	101	96	96	87	88	89	90	90	91	91	85	79
Grupo III	104	104	102	91	88	78	79	81	82	84	85	83	75	71
PORTUGAL	104	104	102	95	91	87	88	90	90	90	89	88	81	75

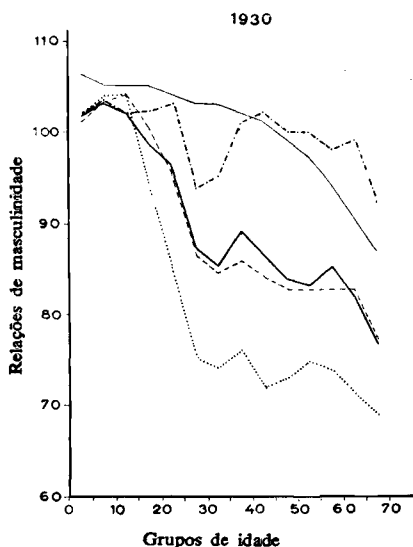
Podemos concluir, sem grandes riscos de nos enganarmos, que existe um fenómeno cuja intensidade varia de norte para sul e ao longo do tempo, influenciando assim a evolução das relações de masculinidade. Este fenómeno é, sem dúvida de espécie alguma, a emigração. Porém, a questão de que nos ocupamos é a de saber se a emigração pode explicar todas as evoluções observadas. Com efeito, pode perfeitamente dar-se o caso de existirem imperfeições nos recenseamentos que tenham igualmente a sua parte na explicação.

Aprofundámos um pouco mais a nossa análise das relações de masculinidade calculando para cada distrito as relações de masculinidade por grupos de idade. Obtivemos curvas particularmente acidentadas. Alguns exemplos destas curvas são apresentados no anexo 4. Para tornarmos as comparações mais fáceis, optámos por agrupar as 110 curvas calculadas segundo o critério do gráfico v e mapa 3. O quadro n.º 19 e os gráficos vi-x apresentam os resultados dos cálculos efectuados.

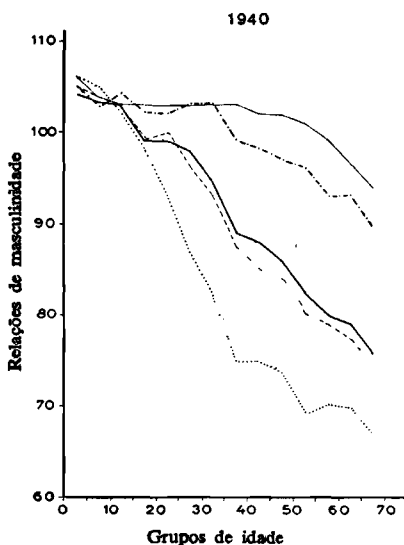
Também estimámos ser útil calcular a evolução das relações de masculinidade por grupos de idade numa população de referência: a população estável. As populações estáveis foram escolhidas para cada recenseamento a partir dos níveis de mortalidade e de fecundidade observados nos períodos de quatro anos mais próximos de cada recenseamento ¹³.

Evolução das relações de masculinidade por grupos de idade (1930-70)

[GRÁFICO VI]

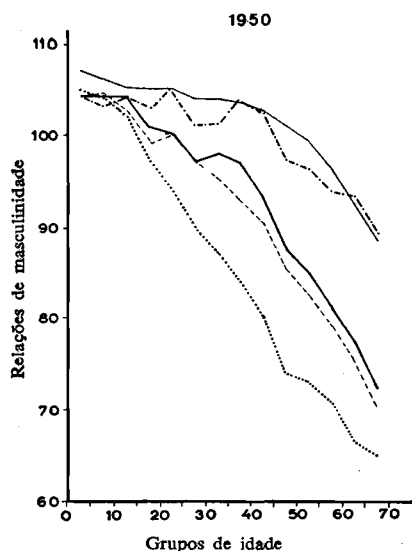


[GRÁFICO VII]

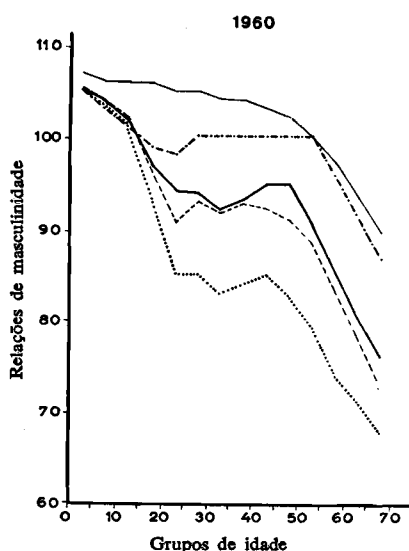


¹³ Utilizámos no nosso cálculo as tábuas-tipo de Princeton, modelo Sul. As populações estáveis femininas foram calculadas através de uma dupla interpolação. Em primeiro lugar interpolámos entre os níveis de mortalidade (12/13 em 1930, 14/15 em 1940, 17/18 em 1950, 19/20 em 1960 e 21/22 em 1970) que limitam os valores de e_0 do quadro n.º 6. Em seguida interpolámos entre os níveis das taxas brutas de reprodução (1,85 em 1930, 1,56 em 1940, 1,55 em 1950, 1,50 em 1960 e 1,31 em 1970) associados à idade média da fecundidade (30,8 em 1930, 30,6 em 1940, 30,3 em 1950, 29,7 em 1960 e 29,3 em 1970). As populações estáveis masculinas foram calculadas de maneira idêntica.

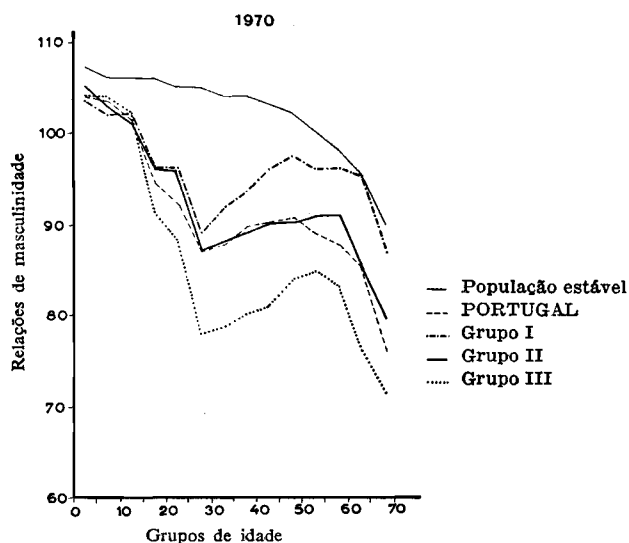
[GRÁFICO VIII]



[GRÁFICO IX]



[GRÁFICO X]



A utilização das populações estáveis como modelo de comparação deve ser feita com bastante prudência, uma vez que a existência de movimentos migratórios muito intensos, associados a um declínio da mortalidade e da fecundidade, nos pode levar a elaborar estimativas pouco precisas e até mesmo sem significado. Em todo o caso, como o nosso objectivo não é o de corrigir as estruturas de idades em cada recenseamento, mas o de obter um ponto de referência, estimámos que o seu emprego poderia ser muito útil para a nossa análise.

A primeira impressão que se obtém quando observamos os gráficos VI-X é a de que os três grupos retidos na nossa análise mantêm sempre a mesma posição relativa, o que aliás nos pareceu normal. As relações de masculinidade por grupos de idade do grupo I (cujas relações de masculinidade globais são as que mais se aproximam do nível teórico) são em cada recenseamento aquelas que mais se assemelham às da população estável. O grupo III tem a situação inversa e o grupo II é o que mais se aproxima dos valores médios do País.

Um outro aspecto importante é o facto de em 1930 e em 1970 as curvas terem sensivelmente a mesma forma, isto é, com uma grande concavidade entre os 20 e os 35 anos, enquanto as curvas de 1940 e de 1950 parecem querer aproximar-se do modelo estável. Observemos de novo o gráfico IV. Os recenseamentos de 1930 e de 1970 foram justamente aqueles que se seguiram aos períodos de emigração mais intensa. Mais ainda: em 1930, as relações de masculinidade são, no conjunto, inferiores às de 1970, o que traduz bem, não somente o efeito da emigração entre 1920 e 1930, mas também a intensidade deste fenómeno entre 1910 e 1920. Sabemos que a emigração é um fenómeno selectivo que afecta mais os jovens do que os velhos e mais o sexo masculino do que o sexo feminino. Neste contexto podemos facilmente verificar que, nos períodos em que a emigração diminuiu consideravelmente (1930-40 e 1940-50), os recenseamentos de 1940 e de 1950 se aproximam consideravelmente do modelo estável e que, a partir destas datas, as diferenças tendem de novo a aumentar.

É verdade que foi possível observar algumas mudanças, quer na relação de masculinidade dos mortos, quer na relação de masculinidade dos nascimentos, mas estas mudanças são demasiado pequenas para explicar a forma das curvas obtidas. Já dissemos anteriormente que os movimentos migratórios e o facto de os recenseamentos poderem ser de má qualidade podem ser as causas principais das mudanças observadas.

Evolução das taxas de emigração

[QUADRO N.º 20]

	1920-30	1930-40	1940-50	1950-60	1960-70
Grupo I	2,5	0,9	0,6	2,5	6,7
Grupo II	4,0	1,0	0,8	5,3	9,9
Grupo III	6,4	2,7	2,2	7,0	11,0
PORTUGAL	4,1	1,5	1,2	4,9	10,0
s	2,9	1,4	1,4	4,5	6,8
c. v. (percentagem)	70,7	93,3	116,7	91,8	68,0

Evolução das relações de masculinidade dos emigrantes (× 100)

[QUADRO N.º 21]

	1920-30	1930-40	1940-50	1950-60	1960-70
Grupo I	305,1	175,9	172,3	169,0	168,2
Grupo II	311,0	160,3	165,0	148,4	140,3
Grupo III	326,3	241,7	258,1	175,0	191,1
PORTUGAL	316,4	187,0	186,9	168,2	168,0
s	57,0	58,9	82,3	48,9	42,7
c. v. (percentagem)	18,0	31,5	44,0	29,1	25,4

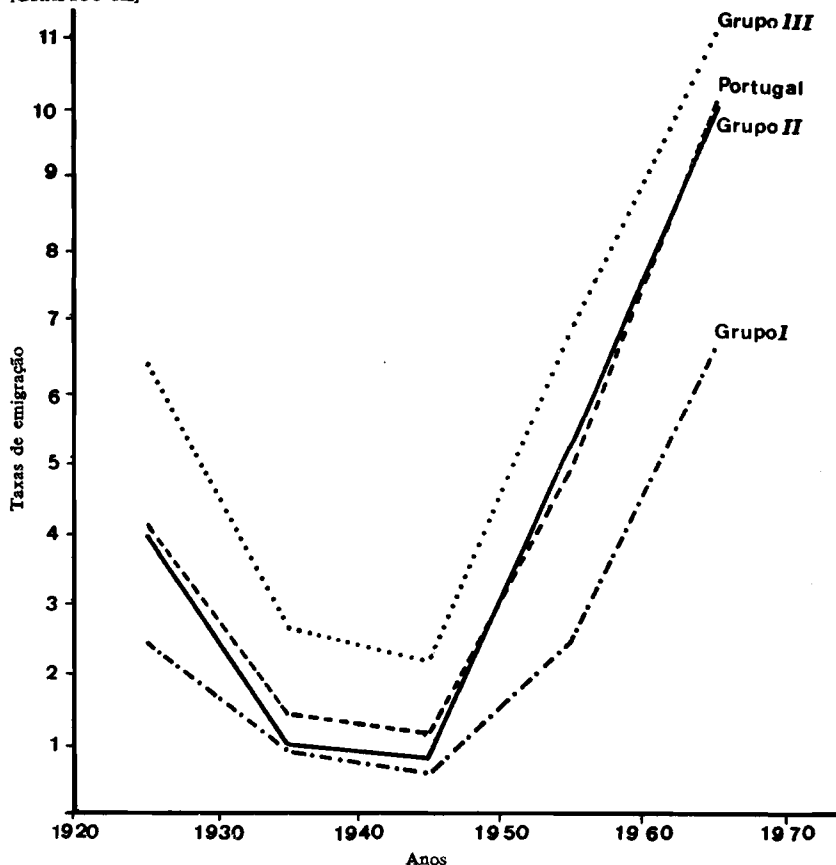
Analisemos primeiro os movimentos migratórios. Infelizmente não dispomos ao nível regional de informações respeitantes à composição por idade dos movimentos migratórios. Mesmo ao nível global, tais dados não são disponíveis senão nos últimos vinte ou trinta anos. Este facto obriga-nos a conduzir a nossa análise ao nível das relações globais de masculinidade, uma vez que neste caso é possível dispor de alguma informação respeitante à relação dos sexos dos migrantes.

Os quadros n.ºs 20 e 21 resumem as taxas e as relações de masculinidade da emigração calculadas para os 22 distritos em diferentes momentos do tempo. As taxas de emigração foram calculadas dividindo o total de emigrantes entre dois recenseamentos sucessivos pela população média calculada para o meio do período. Nas relações de masculinidade dos emigrantes dividimos o total de emigrantes do sexo masculino pelo total de emigrantes do sexo feminino nos mesmos períodos, multiplicando o total por 100.

Tanto ao nível dos grupos elaborados para a nossa análise como ao nível do País, é possível distinguir dois períodos no que respeita à inten-

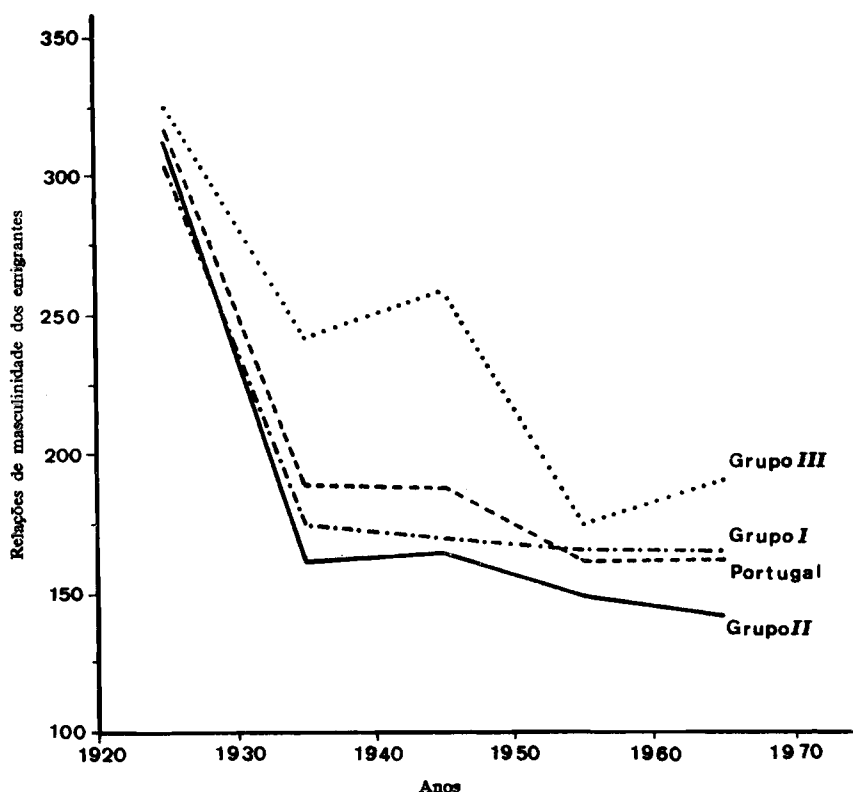
Evolução das taxas de emigração

[GRÁFICO XII]



Evolução das relações de masculinidade dos emigrantes

[GRÁFICO XII]



sidade da emigração: um período de 1920 a 1950, em que a intensidade da emigração diminui, e um período de 1950 a 1970, em que a intensidade aumenta sensivelmente. A evolução do coeficiente de variação mostra-nos, por outro lado, que o espaço português está longe de ser homogêneo, se bem que, nos últimos decênios, a diversidade se tenha reduzido consideravelmente.

A análise das relações de masculinidade dos emigrantes no conjunto dos grupos e ao longo de todo o período de observação mostra-nos a existência de uma diminuição manifesta destas relações, o que, do ponto de vista sociológico, traduz uma realidade muito bem conhecida: a reconstituição das famílias nos países de destino da emigração.

Porém, o grande problema na nossa análise é que o efeito dos movimentos migratórios nas estruturas de população não depende somente das relações de masculinidade, mas também da intensidade do fenómeno.

Assim, se os valores obtidos para o grupo III parecem ser muito lógicos, o mesmo não podemos dizer para os outros dois grupos (ver gráficos v-xii). Com efeito, o grupo III, tendo as taxas e as relações de masculinidade de emigrantes mais importantes, é aquele em que as relações globais de masculinidade — ou por grupos de idade — estão mais afastadas de 100. Pelo contrário, o grupo I, cujas relações globais

de masculinidade estão muito próximas de 100, é aquele que tem as taxas de emigração mais elevadas, mas o mesmo se não pode dizer para as relações de masculinidade dos emigrantes.

A observação dos gráficos XI-XII não nos permite assim compreender totalmente o gráfico V, uma vez que se torna necessário encontrar uma medida que exprima simultaneamente o duplo efeito da intensidade e das relações de masculinidade da emigração.

Para suprir esta deficiência calculámos os coeficientes de correlação simples, parcial e múltipla entre as relações globais de masculinidade e as taxas e relações de masculinidade dos emigrantes. Os resultados são apresentados no quadro n.º 22.

Correlação simples, parcial e múltipla entre as relações globais de masculinidade e as taxas e relações de masculinidade dos emigrantes

[QUADRO N.º 22]

Períodos	Tipo de correlação	Taxas de emigração		Relações de masculinidade dos emigrantes
1930-40	Simples	- 0,6376	- 0,8242	- 0,5547
	Parcial	- 0,8021		- 0,6329
	Múltipla			
1940-50	Simples	- 0,4409	- 0,6915	- 0,6338
	Parcial	- 0,3576		- 0,3047
	Múltipla			
1950-60	Simples	- 0,4044	- 0,6910	- 0,4200
	Parcial	- 0,2804		- 0,3898
	Múltipla			
1960-70	Simples	- 0,5915	- 0,7401	- 0,6009
	Parcial			- 0,4227
	Múltipla	- 0,4396		

Há uma indiscutível relação entre a relação global de masculinidade e a emigração, mas não nos é possível deduzir automaticamente que a emigração explica todas as mudanças observadas nas relações de masculinidade e, assim, deduzir que os recenseamentos em Portugal são de boa qualidade. Em primeiro lugar, o efeito dos movimentos migratórios nas estruturas não depende apenas dos valores observados nos períodos; em segundo lugar, sabemos que houve algumas mudanças na qualidade do estado civil. Em todo o caso, foi possível demonstrar a existência em Portugal de um efeito muito importante dos movimentos migratórios sobre a estrutura por idades.

b) APLICAÇÃO DO MÉTODO DE DEMENY E SHORTER

Como poderemos nós saber se certas variações não são devidas a mudanças na qualidade dos recenseamentos? Poderíamos recorrer à utilização das populações estáveis para o saber, mas uma diminuição da fecundidade (como aliás da mortalidade) muito acentuada levar-nos-ia certamente a uma composição por idades muito diferenciada de qualquer

Valores de $L_x / {}_0L_{x+5}$ em diversas épocas

[QUADRO N.º 23]

Grupos de idades	1930		1940		1950		1960		1970	
	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M
0-4	1,080 72	1,071 62	1,066 85	1,063 99	1,032 73	1,030 41	1,023 88	1,025 20	1,009 73	1,008 15
5-9	1,012 88	1,012 74	1,013 77	1,013 03	1,007 11	1,007 49	1,005 52	1,004 02	1,004 41	1,002 73
10-14	1,015 05	1,015 57	1,014 76	1,014 32	1,008 89	1,007 75	1,005 10	1,003 15	1,005 65	1,002 28
15-19	1,025 16	1,023 42	1,022 20	1,019 71	1,015 20	1,011 99	1,007 17	1,004 11	1,010 94	1,002 96
20-24	1,034 03	1,027 59	1,026 88	1,022 87	1,020 24	1,014 64	1,009 11	1,005 78	1,006 23	1,004 06
25-29	1,038 57	1,029 41	1,029 51	1,023 83	1,021 54	1,015 49	1,011 45	1,007 39	1,011 03	1,005 09
30-34	1,043 01	1,032 72	1,034 83	1,025 57	1,024 06	1,016 65	1,015 13	1,009 14	1,013 91	1,007 04
35-39	1,046 34	1,033 70	1,042 66	1,028 72	1,030 80	1,019 13	1,019 85	1,011 54	1,019 66	1,010 24
40-44	1,054 54	1,036 34	1,053 54	1,032 90	1,041 38	1,023 31	1,028 11	1,015 53	1,028 76	1,014 47

Desvios entre a população projectada e a população recensada nos recenseamentos de 1930 a 1960

[QUADRO N.º 24]

Grupos de idades	1930		1940		1950		1960	
	H	M	H	M	H	M	H	M
0-4	+ 58 484	+ 48 089	+ 11 205	+ 17 898	- 14 495	- 5 173	- 39 429	- 26 353
5-9	- 4 293	+ 11 117	- 13 189	+ 6 134	- 35 762	- 7 144	- 74 427	- 39 467
10-14	- 3 239	+ 10 727	- 16 731	+ 3 344	- 63 939	- 20 739	- 120 873	- 83 671
15-19	- 25 152	- 18 477	- 24 117	- 16 750	- 72 065	- 51 552	- 121 519	- 101 456
20-24	- 19 210	- 17 472	- 38 786	- 27 142	- 64 962	- 42 189	- 81 251	- 81 811
25-29	+ 115	- 7 333	- 9 412	- 5 288	- 39 428	- 32 520	- 54 997	- 51 511
30-34	+ 8 826	+ 3 017	- 2 500	- 351	- 12 812	- 10 865	- 35 228	- 36 026
35-39	- 1 649	- 1 903	- 1 180	- 3 457	- 15 105	- 17 605	- 29 936	- 29 000
40-44	+ 1 171	+ 2 384	+ 948	+ 859	- 4 813	- 7 494	- 16 770	- 16 342

população estável mesmo corrigida. Mais ainda: a importância dos movimentos migratórios de intensidade muito variável torna ainda mais instável as estruturas por idades da população portuguesa.

Nestas condições, quando a hipótese de estabilidade (ou de quase estabilidade) não pode ser admitida, Demeny e Shorter¹⁴ propõem um método de correcção das estruturas por idade e por sexo. Este método consiste em projectar cada grupo de idades do tempo t em $t + n$, para se poder tirar um factor de correcção. Este factor é aplicado ao grupo que segue aquele de que partimos anteriormente no tempo t . Este grupo assim corrigido é de novo projectado em $t + n$ para se encontrar de novo um factor de correcção, e assim sucessivamente. É evidente que a exactidão dos resultados depende muito da maneira como se conseguem eliminar os efeitos dos movimentos migratórios e também da qualidade do estado civil.

Porém, mesmo se, no caso de Portugal, as condições requeridas para o emprego deste método não são as ideais, a utilização do princípio de base do método que consiste em projectar um efectivo do tempo t em $t + n$ (ou o inverso) pode dar-nos informações muito importantes. Como a evolução normal dos recenseamentos no tempo vai no sentido de uma melhoria constante, optámos por elaborar projecções retrospectivas, empregando o inverso das probabilidades de sobrevivência. A partir das funções das tábuas de mortalidade citadas anteriormente¹⁵, calculámos o inverso das probabilidades de sobrevivência, cujos valores são apresentados no quadro n.º 23.

O período de projecção foi dividido em duas partes: nos cinco primeiros anos empregámos o inverso das probabilidades de sobrevivência associadas às condições de mortalidade observadas em t ; para os cinco últimos anos utilizámos as probabilidades associadas às condições de mortalidade observadas em $t + 10$.

O quadro n.º 24 e os gráficos XIII e XIV apresentam os resultados dos cálculos efectuados.

A linha horizontal dos dois gráficos representa a população realmente recenseada nos diversos recenseamentos realizados no período de análise e as curvas representam os desvios absolutos observados em cada recenseamento entre a população projectada e a população recenseada.

Dado o objectivo deste trabalho, julgamos ser suficiente fazer as projecções apenas até ao grupo de idades 40-44 anos.

A primeira impressão geral que se destaca da observação dos gráficos XIII e XIV é o aspecto muito semelhante que têm todos os desvios. A população feminina manifesta em 1930 um desvio positivo nos três primeiros grupos de idades, enquanto a população masculina manifesta sensivelmente

¹⁴ Demeny e Shorter, *Estimating Turkish mortality, fertility and age structure. Application of some new techniques*, University of Michigan, Population Studies Center, Reprint 53, 1974, pp. 29-37.

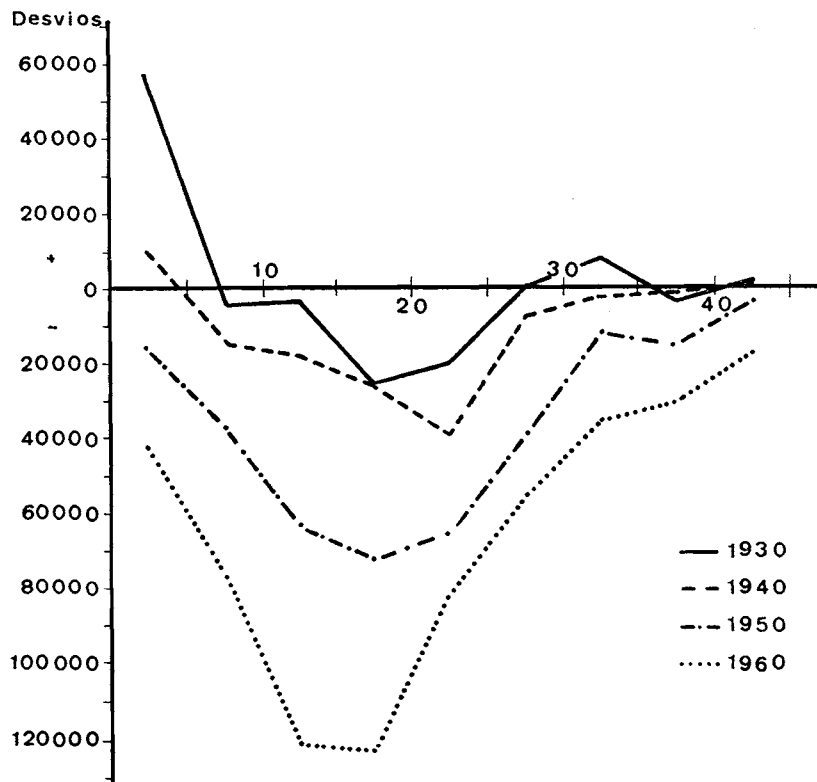
O método baseia-se nas seguintes hipóteses:

- Os erros de idade repetem-se de recenseamento em recenseamento;
- O esquema de mortalidade é conhecido;
- O efectivo total da população é exacto;
- Os movimentos migratórios não são importantes.

o mesmo tipo de desvios somente no primeiro grupo de idades. Os dois grupos seguintes têm um sinal ligeiramente negativo. Diversos factores podem contribuir simultaneamente para tal facto: o recenseamento de 1930 está incompleto, o recenseamento de 1940 tem gente a mais, os mortos estão incorrectamente registados, bem como os movimentos migratórios.

Evolução dos desvios entre a população projectada e a população recenseada, por grupos de idades, nos diversos recenseamentos (sexo masculino)

[GRÁFICO XIII]

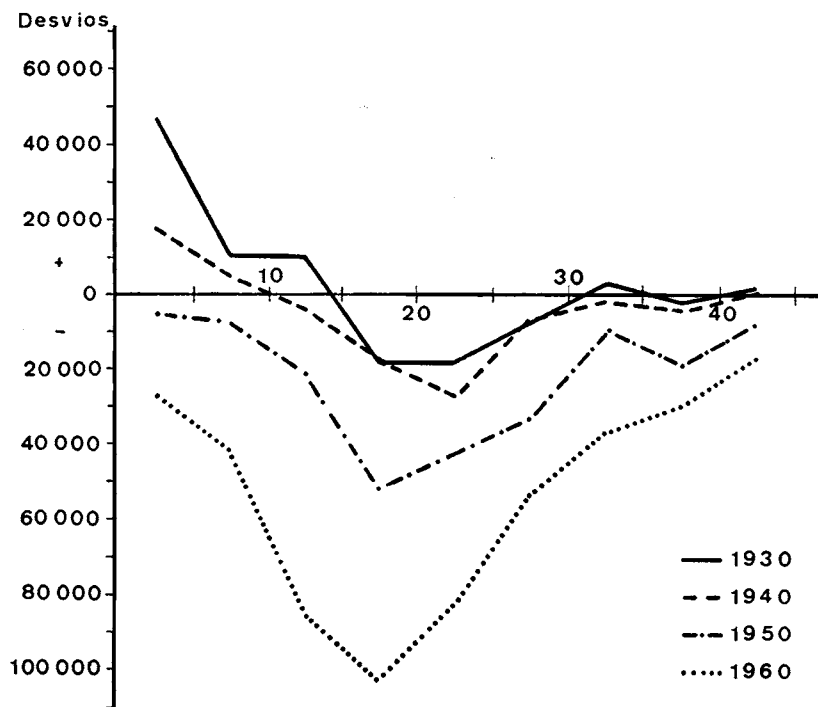


Pensamos que se trata fundamentalmente de um fenómeno muito semelhante ao que foi observado noutros países com baixo nível de desenvolvimento económico e social: a existência de uma tendência a sobrestimar a idade das crianças mais jovens, exagerando assim, de maneira muito característica, a proporção do grupo 5-9 anos e reduzindo, consequentemente, a do grupo 0-4 anos. Este fenómeno é particularmente visível no sexo masculino, onde em 1930, como aliás em 1940, o grupo 0-4 anos está manifestamente subestimado em relação ao grupo 5-9 anos. No que respeita ao sexo feminino, há uma subestimação nos dois casos, mas o pico demasiado acentuado no grupo 0-4 anos manifesta claramente que pelo menos um certo número de crianças do sexo feminino do primeiro grupo de idades foram transferidas para o grupo seguinte. Contudo, estamos em crer que, apesar desta explicação, os picos demasiado acentuados que

nos foi dado observar não podem ser explicados somente por este fenómeno. Anteriormente víamos que em 1939-42 e em 1949-52 havia uma subestimação dos mortos, sobretudo no sexo feminino. Nestas condições, o pico deveria ser mais pronunciado no sexo feminino do que no sexo masculino. Não é o caso. Pensamos que, apesar da existência de uma subestimação dos mortos, outros factores actuaram igualmente: mais emigrantes do sexo masculino do que do sexo feminino neste grupo de idades (houve mais de 100 000 emigrantes neste período); mais imigrantes do sexo masculino do que do sexo feminino (houve mais de 70 000 imigrantes) no grupo 10-14 anos; o recenseamento de 1940 é mais completo do que o de 1930.

Evolução dos desvios entre a população projectada e a população recenseada, por grupos de idades, nos diversos recenseamentos (sexo feminino)

[GRAFICO XIV]



Aliás, podemos facilmente verificar que no recenseamento de 1940 a situação é a inversa: o pico observado no sexo feminino é mais acentuado do que o do sexo masculino, o que demonstra — num período em que os movimentos migratórios não foram muito importantes — a consequência directa do registo incompleto dos mortos de que falámos anteriormente mais acentuado por um sexo do que por outro. Nos dois outros recenseamentos, a evolução parece ser perfeitamente normal e lógica. Os desvios cada vez mais negativos são consequência directa da emigração, que de novo se tornou muito intensa.

No que respeita ao grupo 10-14 anos, os valores obtidos são muito curiosos, quer num sexo quer no outro, no recenseamento de 1930. O nível do desvio é sensivelmente o mesmo que o do grupo anterior. Pensamos não se tratar ainda de uma transferência do grupo 0-4 anos para este grupo de idades, ou ainda de um registo imperfeito dos mortos. Pensamos que se trata antes de uma consequência do regresso dos emigrantes, que aumentou exageradamente o grupo 20-24 anos no recenseamento de 1940. Nenhum dos outros recenseamentos apresenta este tipo de observação.

A forma das curvas nos grupos 15-19 e 24-29 anos em todos os recenseamentos traduz perfeitamente o efeito progressivo da emigração sobre as estruturas por idades. Em virtude das características dos dados disponíveis, nada mais podemos saber. A partir do grupo de idades 25-29 anos observa-se uma oscilação dos desvios muito semelhante nos dois sexos e em cada recenseamento: um défice relativo nos grupos de idades 30-34 anos e 40-44 anos e um ligeiro aumento no grupo de 35-39 anos ¹⁶.

Somente o recenseamento de 1960 parece querer escapar a este tipo de evolução. Pensamos que neste caso se trata de um fenómeno sociológico muito característico de países com um sistema sociocultural semelhante ao português: a repugnância em ultrapassar determinadas etapas importantes na vida, tais como os 30 ou os 40 anos. Os exageros muito pronunciados que se observam no grupo 35-39 anos são talvez devidos ao facto de as mulheres e os homens com mais de 40 anos se declararem pertencentes ao grupo anterior. A confirmação desta hipótese verifica-se quando encontramos nos grupos 30-40 anos e 40-44 anos um défice relativamente acentuado.

c) O ÍNDICE COMBINADO DAS NAÇÕES UNIDAS

As Nações Unidas propuseram um índice para medir a qualidade dos recenseamentos. Este índice combina dois indicadores de regularidade das idades (um para cada sexo) e um indicador de masculinidade. Trata-se de um índice muito cómodo que possibilita a realização de comparações muito interessantes, mas que deve ser sempre utilizado com muita prudência, visto que modificações, quer do nível da mortalidade, quer do número dos nascimentos e dos movimentos migratórios, podem produzir distorções consideráveis e misturar assim distorções reais com erros de recenseamento. Calculámos estes índices para os vinte e dois distritos nos cinco recenseamentos do período de análise. Contudo, ao nível regional, o facto de se trabalhar com efectivos muito pequenos produz flutuações aleatórias bastante importantes. Para corrigir estas flutuações utilizámos a tábua elaborada pelo INED-IMSEE-ORSTOM ¹⁷. O quadro n.º 25 apresenta os resultados dos cálculos efectuados.

Se aceitarmos as sugestões das Nações Unidas, que classificam como *bom* um recenseamento com um índice inferior a 20, como *mau* um recenseamento com um índice entre 20 e 40 e *muito mau* um recenseamento com um índice superior a 40, podemos dizer que depois de 1940, no conjunto, os recenseamentos são bons tanto ao nível global como ao nível regional.

¹⁶ Os grupos de idades 45-49 anos e 55-59 anos apresentam as mesmas características.

¹⁷ INED-IMSEE-ORSTOM, *Source et Analyse des données démographiques*, 2.ª parte, Paris, 1974.

Índice combinado das Nações Unidas, corrigido para as populações pouco numerosas

[QUADRO N.º 25]

Distritos	1930	1940	1950	1960	1970
Aveiro	23,7	17,5	15,8	15,3	19,8
Beja	20,5	20,1	16,5	14,0	19,0
Braga	21,9	15,3	16,4	15,5	20,8
Bragança	24,5	14,0	16,9	14,7	20,7
Castelo Branco	21,9	12,1	14,0	12,5	20,1
Coimbra	21,8	18,2	17,1	13,2	20,5
Évora	16,0	10,7	15,5	11,2	19,2
Faro	14,6	13,3	15,3	11,1	18,7
Guarda	23,1	21,2	16,3	15,3	20,8
Leiria	15,7	15,8	13,8	9,7	18,1
Lisboa	22,2	19,1	22,8	20,6	17,1
Portalegre	25,0	9,0	17,3	11,7	18,9
Porto	22,3	17,3	21,2	19,1	18,4
Santarém	21,9	18,0	16,2	10,9	9,4
Setúbal	29,8	15,1	15,0	16,1	18,3
Viana do Castelo	24,6	17,3	14,5	16,6	17,3
Vila Real	23,0	18,2	16,1	12,7	19,1
Viseu	23,8	24,4	13,7	12,6	18,5
Angra do Heroísmo	27,5	32,8	12,4	8,8	19,0
Horta	18,8	28,8	13,4	8,7	20,5
Ponta Delgada	29,1	22,6	17,6	14,9	16,9
Funchal	25,1	17,4	16,4	18,5	20,9
\bar{x}	22,6	18,1	16,1	13,8	18,7
s	3,9	5,5	2,4	3,2	2,4
c. v. (percentagem)	17,3	30,4	14,9	23,2	12,8

Ao longo do período observado, quase todas as regiões têm valores inferiores a 20 e, mesmo em 1930, a grande parte dos distritos situam-se no grupo 20-25. Contudo, também observámos que em 1970, em relação aos dois recenseamentos anteriores, parece ter havido uma perda na qualidade deste recenseamento.

d) VISÃO DE CONJUNTO SOBRE OS RECENSEAMENTOS

Segundo os índices utilizados na nossa análise, não parece existir, como no caso das estatísticas portuguesas de estado civil, um período onde os recenseamentos sejam de qualidade inferior. Pudemos constatar a existência de uma evolução qualitativa dos recenseamentos desde 1930 até aos nossos dias. O último recenseamento parece perder um pouco de qualidade segundo o índice combinado das Nações Unidas, mas, dado que um dos factores mais susceptíveis de introduzir distorções é a existência de movimentos migratórios muito acentuados, pensamos que uma parte desta perda de qualidade pode realmente ser aparente.

O recenseamento de 1930 é manifestamente aquele em que observámos mais distorções. No conjunto, é bastante menos completo que os outros. Também foi possível precisar a existência de um certo número de erros: o grupo 0-4 anos está subestimado em benefício do grupo 5-9 anos; os grupos 35-39 e 45-49 anos estão sobrestimados como consequência de uma subestimação dos grupos 30-34 e 40-44 anos.

A existência de movimentos migratórios muito intensos não nos permite precisar se um sexo está mais imperfeitamente recenseado do que outro, mas, se diferenças existem, elas não são muito acentuadas.

A partir de 1940 podemos dizer que os recenseamentos são de boa qualidade.

CAPÍTULO III

ASPECTOS REGIONAIS DA EVOLUÇÃO DA FECUNDIDADE EM PORTUGAL (PERÍODO 1930-70)

1. MEDIDA E EVOLUÇÃO DO NÍVEL DE FECUNDIDADE

A partir de 1930, o estado civil português possibilita a disposição do número de nascimentos legítimos por grupos de idades da mãe ao nível dos distritos¹⁸. Tal facto permite-nos construir índices mais refinados que os utilizados anteriormente, como, por exemplo, as taxas de fecundidade legítima por grupos de idades, para exprimir a intensidade da fecundidade portuguesa.

É certo que, para o estudo de uma tendência, as medidas longitudinais são melhores, mas a ausência de dados adequados não nos possibilita o recurso a tal tipo de análise. Somos assim obrigados a recorrer a índices do momento que sejam capazes de exprimir o comportamento procriador das mulheres, isolando as perturbações derivadas das estruturas e do passado das coortes. Uma forma de eliminar estes efeitos perturbadores das estruturas por idades e por estado matrimonial das populações dos distritos e de Portugal consiste em calcular as taxas de fecundidade legítima por grupos de idades. Estas taxas relativas a diferentes grupos de gerações descrevem o fenómeno durante um certo intervalo de tempo. Neste contexto é possível estudar directamente a evolução da fecundidade no tempo se compararmos diversas séries.

Calculámos assim as taxas de fecundidade legítima por grupos de idades para os vinte e dois distritos em cinco momentos diferentes do período 1930-70. Para se evitarem demasiadas flutuações aleatórias utilizámos os nascimentos médios observados nos quatro anos mais próximos de cada recenseamento. O anexo 5 apresenta as taxas assim calculadas.

O quadro n.º 26 apresenta os índices-resumo das diferentes taxas calculadas em diversas épocas no conjunto das regiões; no quadro n.º 27 são calculados os números-índices (1929-32 = 100) para as taxas médias (\bar{x}).

Os níveis são muito diferenciados segundo o grupo de idades da mãe; a diminuição destes níveis ao longo do período observado acentua-se à medida que nos deslocamos dos grupos mais jovens para os grupos mais idosos (—21,6 % no grupo 25-29 anos e —63,9 % no grupo 45-49 anos). Nos dois primeiros grupos de idades, depois de uma ligeira diminuição nos

¹⁸ Na realidade, somente a partir de 1940 os *Anuários Demográficos* apresentam este tipo de dados. Porém, dado que em 1929-32 se dispõe do total de nascimentos legítimos, aplicámos a distribuição observada em 1940-42 ao total do período anterior, obtendo assim uma distribuição teórica dos nascimentos legítimos por grupos de idades.

dois primeiros períodos (−12,1 % no grupo 15-19 anos e −5,6 % no grupo 20-24 anos), houve um aumento entre 1939-42 e 1969-72 (22,4 % no grupo 15-19 anos e 8,0 % no grupo 20-24 anos).

Índices-resumo das taxas de fecundidade legítima por grupos de idades em diversas épocas

[QUADRO N.º 26]

	Períodos	15-19 anos	20-24 anos	25-29 anos	30-34 anos	35-39 anos	40-44 anos	45-49 anos
\bar{x} (permi- lagem)	1929-32	451,91	361,66	306,34	259,90	196,21	87,67	14,59
	1939-42	397,04	341,50	269,52	202,34	152,29	74,15	12,40
	1949-52	397,24	357,86	260,64	193,31	146,25	70,01	11,48
	1959-62	430,58	353,59	254,64	172,04	121,40	56,18	6,17
	1969-72	486,18	368,67	240,07	148,12	96,82	42,74	5,27
s	1929-32	115,12	44,23	54,54	57,94	55,00	32,67	8,35
	1939-42	33,13	49,70	59,86	55,60	47,93	29,19	7,06
	1949-52	43,35	72,90	69,92	63,91	52,26	32,41	6,73
	1959-62	50,63	74,59	78,22	68,68	59,70	31,71	3,90
	1969-72	97,23	64,85	63,52	56,53	50,13	28,10	2,74
c. v. (per- centagem)	1929-32	7,77	12,23	17,80	22,29	28,03	37,26	57,23
	1939-42	8,34	14,55	22,21	27,48	31,47	39,37	56,94
	1949-52	10,91	20,37	26,83	33,06	35,73	46,29	58,62
	1959-62	11,76	21,10	30,72	39,92	49,18	56,44	63,21
	1969-72	20,00	17,59	26,46	38,17	51,78	62,75	51,99

Já vimos anteriormente que os nascimentos estão subestimados em 1939-42 e em 1949-52 e que o recenseamento de 1930 é menos completo do que os outros. Tais factos levam-nos a tomar certas precauções. Uma subestimação dos nascimentos subestima as taxas de fecundidade e uma subestimação das mães tem sobre as taxas de fecundidade o efeito inverso. Assim, o declínio observado nos dois primeiros grupos de idades, seguido de um ligeiro aumento, pode, em parte, ser aparente: as taxas estão sobrestimadas em 1929-32 e subestimadas nos dois períodos seguintes¹⁹.

Números-índices das taxas médias de fecundidade legítima (\bar{x}) por grupos de idades (1929-32 = 100)

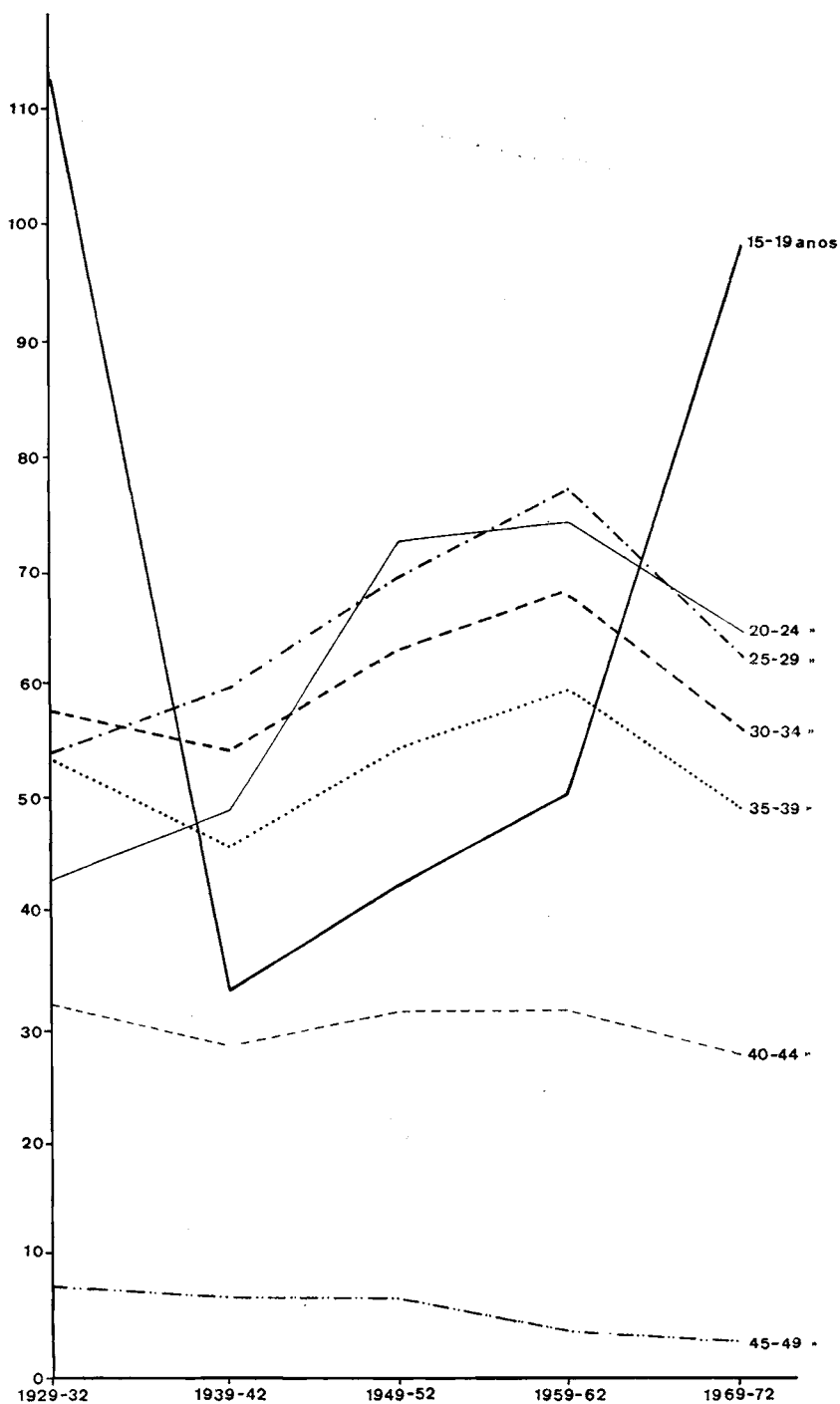
[QUADRO N.º 27]

Períodos	15-19 anos	20-24 anos	25-29 anos	30-34 anos	35-39 anos	40-44 anos	45-49 anos
1929-32	100	100	100	100	100	100	100
1939-42	87,9	94,4	88,0	77,9	77,6	84,6	85,0
1949-52	87,9	98,9	85,1	74,4	74,5	79,9	78,7
1959-62	95,3	97,8	83,1	66,2	61,9	64,1	42,3
1969-72	107,6	101,9	78,4	57,0	49,3	48,8	36,1

¹⁹ O efeito dos outros tipos de erro assinalados anteriormente — sobrestimação dos grupos 35-39 anos e subestimação dos grupos 30-34 e 40-44 anos — não é visível.

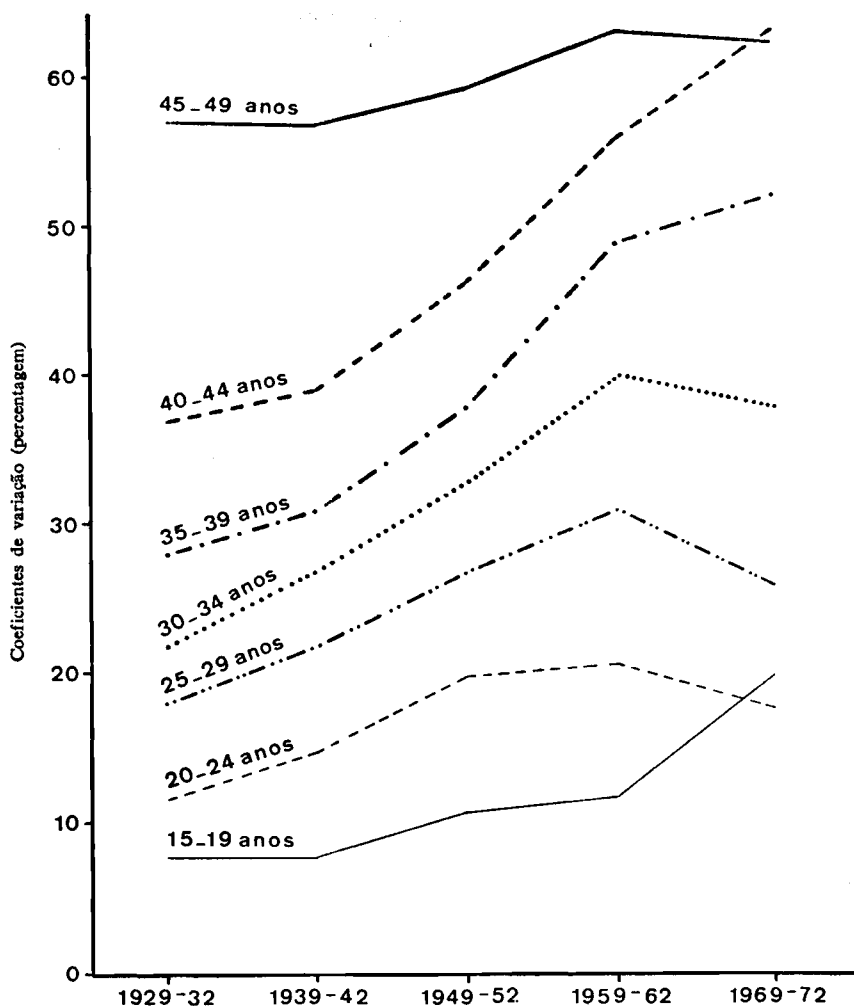
Evolução dos desvios-padrão das taxas de fecundidade legítima por grupos de idades

[GRÁFICO XV]



Evolução dos coeficientes de variação das taxas de fecundidade legítima por grupos de idades

[GRÁFICO XVI]



A partir dos dados do quadro n.º 26 podemos construir índices-resumo através da soma das taxas de fecundidade legítima e obter assim a descendência em certas idades exactas se a fecundidade das mulheres casadas numa idade determinada não depende da sua idade no casamento. A soma das taxas superiores ao grupo de idades dos 20 anos dá-nos os seguintes números médios de crianças:

1929-32 — 6,1.
 1939-42 — 5,3.
 1949-52 — 5,2.
 1959-62 — 4,8.
 1969-72 — 4,5.

Mas, como veremos em seguida, não estamos em presença de uma população malthusiana, o que significa que a fecundidade das mulheres casadas portuguesas depende, não só da sua idade, como também da antiguidade do seu casamento. Neste contexto, é necessário encontrar um outro tipo de índices que resumam a informação anterior, a fim de as comparações se tornarem mais fáceis.

Evolução das taxas de fecundidade legítima por grupos de idades e por grupos de distritos

[QUADRO N.º 28]

	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72	Mudança em percentagem
Grupo I:						
15-19 anos	485,55	385,77	438,19	472,02	521,42	+ 7,39
20-24 anos	395,77	385,78	439,12	432,06	434,52	+ 9,79
25-29 anos	359,68	323,92	336,04	340,71	310,78	- 13,60
30-34 anos	309,84	255,79	261,00	249,80	215,07	- 30,59
35-39 anos	250,47	197,43	205,41	190,21	155,00	- 38,12
40-44 anos	120,61	101,39	103,87	91,41	75,34	- 37,53
45-49 anos	20,07	16,95	16,23	9,41	7,79	- 61,19
Grupo II:						
15-19 anos	456,20	382,09	390,05	430,18	498,68	+ 9,31
20-24 anos	369,57	353,74	366,95	366,74	370,55	+ 0,27
25-29 anos	315,34	287,41	267,01	262,04	237,68	- 24,63
30-34 anos	273,51	214,04	201,26	173,86	140,19	- 48,74
35-39 anos	198,73	164,37	153,44	121,53	90,61	- 54,41
40-44 anos	88,74	80,88	73,58	57,49	39,25	- 55,77
45-49 anos	15,90	14,22	11,92	5,84	4,26	- 73,21
Grupo III:						
15-19 anos	485,03	361,73	367,71	388,43	406,92	- 16,10
20-24 anos	324,89	291,90	278,82	273,41	309,43	- 4,76
25-29 anos	251,78	206,25	189,09	172,86	180,30	- 28,39
30-34 anos	204,29	145,34	127,12	102,43	96,46	- 52,78
35-39 anos	146,15	102,23	87,82	61,07	51,35	- 64,86
40-44 anos	57,92	50,76	37,35	23,82	17,30	- 70,13
45-49 anos	8,65	6,83	6,10	4,01	3,96	- 54,22
Grupo III/grupo I (×100):						
15-19 anos	99,9	93,8	83,9	82,3	78,0	—
20-24 anos	82,1	75,7	63,5	63,3	71,2	—
25-29 anos	70,0	63,7	56,3	50,7	58,0	—
30-34 anos	65,9	56,8	48,7	41,0	44,9	—
35-39 anos	58,4	51,8	42,8	32,1	33,1	—
40-44 anos	48,0	50,1	36,0	26,1	23,0	—
45-49 anos	43,1	40,3	37,6	42,6	50,8	—

Por outro lado, a primeira aproximação da diversidade do espaço português no que respeita à intensidade da fecundidade pode ser feita através da evolução quer dos desvios-padrão, quer dos coeficientes de variação nos diferentes grupos de idades (ver gráficos xv-xvi).

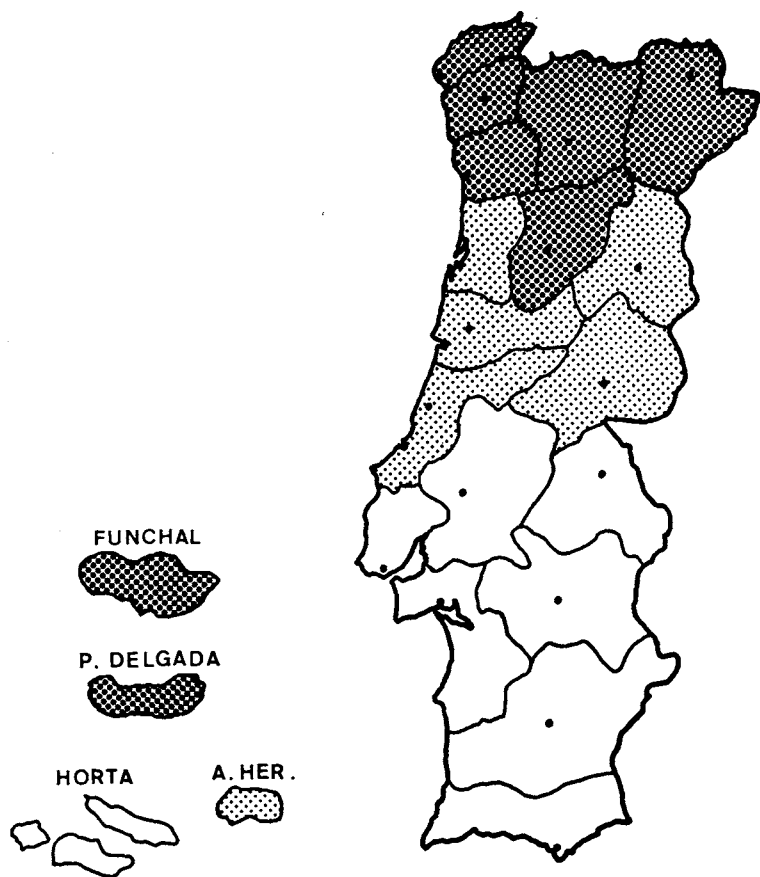
À medida que nos deslocamos do período 1929-32 para o período 1969-72 observamos que, em geral, todos os grupos de idades têm uma

evolução muito diversificada. O espaço português é cada vez mais heterogêneo, a não ser no último período, em que as diferenças parecem querer atenuar-se um pouco mais.

A partir da classificação apresentada anteriormente (ver mapa 1), e hierarquizando as diversas taxas de fecundidade legítima nos diferentes períodos, foi possível obter três grandes grupos de níveis de fecundidade para todos os grupos de idades. Em seguida recalculámos as taxas de fecundidade legítima por grupos de idades para os três grandes grupos formados através dos critérios apontados anteriormente²⁰. Ver os resultados obtidos no quadro n.º 28.

O contraste entre o grupo I, que reúne a quase totalidade dos distritos do Norte de Portugal, e o grupo III, que reúne os distritos do Sul, é muito nítido. O mapa 4 mostra a localização dos três grupos no espaço português.

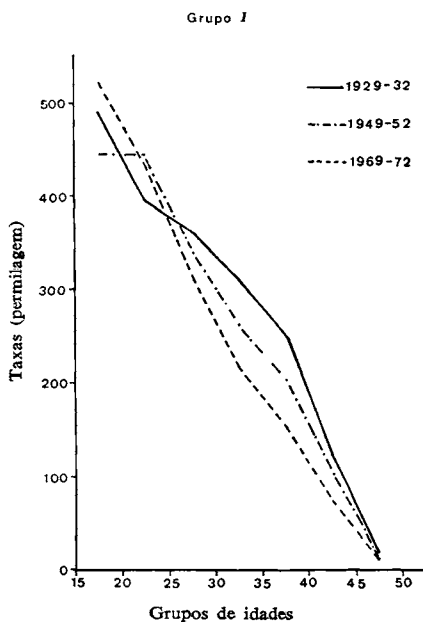
Localização geográfica dos três grupos de níveis de fecundidade
(MAPA 4)



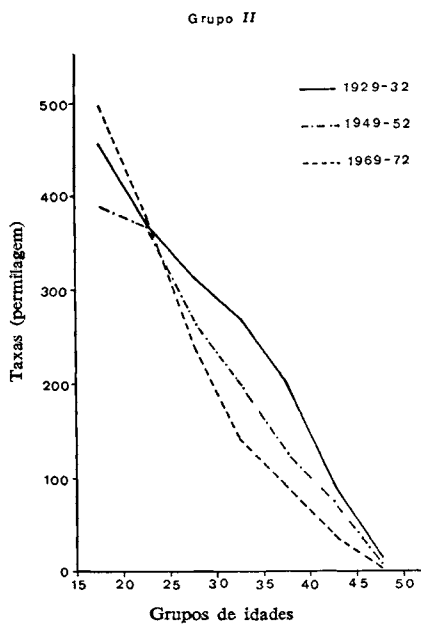
²⁰ Por uma questão de apresentação, o texto deste trabalho não inclui os desvios-padrão e os coeficientes de variação calculados para cada grupo. Em todo o caso, achamos conveniente explicitar que a variância foi sensivelmente reduzida: o coeficiente de variação oscila entre 1,45 e 5,09.

Evolução das taxas de fecundidade legítima por grupos de idades, em diversas épocas

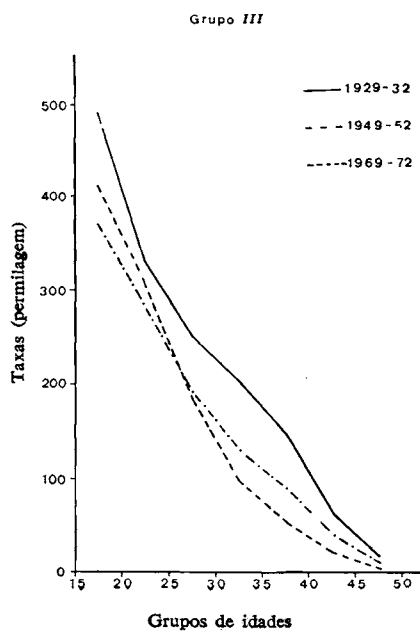
[GRÁFICO XVII]



[GRÁFICO XVIII]



[GRÁFICO XIX]



A partir do grupo de idades 25-29 anos observam-se diferenças superiores a 50 % entre estes dois grupos. Podemos agora compreender um pouco melhor a evolução das taxas médias de Portugal (\bar{x}) descrita anteriormente. Existem, com efeito, dois tipos de evolução dos níveis de fecundidade por grupos de idades (ver gráficos XVII-XIX).

No Norte de Portugal (grupo I), em 1929-32, a curva das taxas de fecundidade legítima é ligeiramente convexa no grupo 35-40 anos, acusando em seguida uma baixa muito rápida. Este tipo de evolução aproxima-se, assim, do tipo de curvas observadas em populações com uma fecundidade quase natural, como, por exemplo, as da Argélia e de Marrocos. No Sul (grupo III) observa-se, pelo contrário, uma baixa quase linear. O grupo II é um grupo de transição entre o Norte e o Sul, mas, em 1929-32, a forma da curva obtida aproxima-se muito mais do «tipo Norte» do que do «tipo Sul».

Os picos demasiado acentuados observados no grupo de idades 15-19 anos são certamente a consequência das imperfeições observadas no recenseamento de 1930.

À medida que nos deslocamos para os nossos dias, a convexidade observada em 1929-32 torna-se cada vez menos visível e em 1969-72 as curvas tornam-se praticamente lineares no Norte do País. No Sul, as curvas evoluíram no sentido de se assemelharem cada vez mais às curvas que foram observadas em países malthusianos, isto é, com uma concavidade virada para baixo. Também é interessante salientar que o grupo II, que inicialmente se aproximava mais do tipo de evolução observado no Norte, começa a aproximar-se cada vez mais do modelo de evolução observado no Sul. Finalmente, podemos observar que o declínio da fecundidade teve como consequência uma maior concentração dos nascimentos nos dois primeiros grupos de idades no Norte e no Centro de Portugal do que no Sul.

Verificámos assim que, pelo menos em certas regiões, estamos em presença de curvas perfeitamente malthusianas. Ora, se nas populações que não praticam a limitação voluntária de nascimentos se pode estudar a fecundidade legítima a partir das taxas de fecundidade por grupos de idades, o mesmo se não pode concluir para uma população malthusiana.

Nestas populações, quando, por hipótese, as mulheres têm todas a mesma idade, a fecundidade é tanto mais fraca quanto o casamento é antigo, o que faz que o estudo da fecundidade legítima não tenha sentido se não se fizer intervir a idade no momento do casamento.

Infelizmente, em Portugal, ao nível global como ao nível regional, não dispomos de estatísticas que associem ao mesmo tempo duração e idade no casamento. Só nos resta o recurso à estandardização directa ou indirecta. Quando os dados nos permitem a escolha entre estes dois métodos de estandardização, como é o caso de Portugal, o método directo é, em geral, mais recomendado ²¹.

Neste método selecciona-se uma população *standard* e obtêm-se assim taxas de fecundidade legítima ajustadas quando multiplicamos cada taxa pela proporção da população *standard* em cada grupo de idades. Constrói-se assim um índice a partir de uma média ponderada das taxas, utilizando como ponderação a população escolhida como modelo.

A escolha de uma população-modelo não é uma tarefa fácil. Bogue afirma que o melhor modelo é o recenseamento que se situa no meio do período observado, ou então o que se pode obter fazendo a média das duas populações que limitam o intervalo de análise.

No caso específico do nosso trabalho parece-nos que a escolha do recenseamento de 1950 é a mais indicada. Em primeiro lugar, porque os recenseamentos de 1930 e 1970 parecem ser os de pior qualidade; em segundo lugar, porque o recenseamento de 1950 é um dos melhores no período observado e é também aquele em que o índice combinado das Nações Unidas tem um coeficiente de variação mais pequeno. A fórmula utilizada foi a seguinte:

$$ICFL = \frac{\sum_{i=15}^{45} {}_4T_{ix} {}_4FM_i}{\sum_{i=15}^{45} {}_4FM_i}$$

onde ${}_4T_{ix}$ = taxas de fecundidade legítima por grupos de idades i em cada distrito x , ${}_4FM_i$ = mulheres casadas no grupo de idades i em Portugal em 1950 e $x = 1$ a 22.

Os resultados dos cálculos são apresentados no quadro n.º 29. A diversidade dos níveis do índice comparativo de fecundidade legítima não deixou de aumentar desde 1929-32 até aos nossos dias.

Evolução do índice comparativo de fecundidade legítima

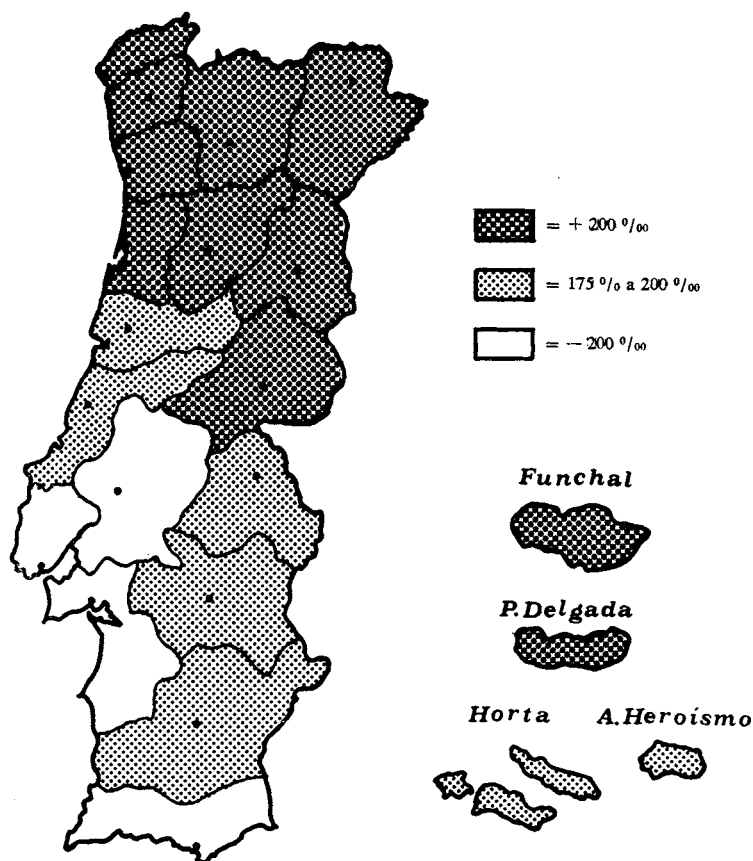
[QUADRO N.º 29]

Permilaagem	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72
Aveiro	220,04	187,28	184,25	175,47	149,03
Beja	191,53	158,38	148,74	115,57	101,12
Braga	243,36	236,24	269,82	264,16	238,06
Bragança	266,85	217,24	206,82	186,57	169,55
Castelo Branco	219,43	185,87	165,52	138,43	129,23
Coimbra	147,21	150,76	148,57	136,07	124,56
Évora	178,24	140,78	120,93	95,67	94,52
Faro	144,67	114,18	102,37	86,27	81,82
Guarda	224,94	216,16	189,26	169,09	148,96
Leiria	200,58	176,43	159,58	146,63	121,83
Lisboa	118,39	86,28	90,14	94,02	103,57
Portalegre	184,59	137,97	118,12	100,38	90,95
Porto	203,19	173,83	195,33	190,43	175,34
Santarém	173,55	138,32	127,84	112,39	105,46
Setúbal	152,86	111,72	88,35	84,49	81,39
Viana do Castelo	220,99	206,18	216,67	195,52	173,18
Vila Real	234,80	204,59	218,45	211,71	201,20
Viseu	225,62	203,94	199,65	187,51	185,79
Angra do Heroísmo	200,02	169,39	175,02	174,65	130,98
Horta	177,16	146,67	143,53	128,19	97,84
Ponto Delgada	218,82	205,55	215,98	225,68	204,65
Funchal	232,86	229,85	234,08	228,92	203,77
PORTUGAL	200,30	172,16	169,05	156,72	141,49
s	35,26	40,47	48,99	51,73	46,24
c. v. (percentagem)	17,60	23,51	28,98	33,01	32,68

Em 1929-32 — ver mapa 5 —, os níveis de fecundidade mais elevados encontram-se todos no Norte de Portugal e nas ilhas do Funchal e de Ponta Delgada. Pelo contrário, não são os distritos do Sul que têm os níveis de fecundidade mais baixos, mas os distritos da região de Lisboa — distritos de Lisboa, Santarém e Setúbal —, bem como o distrito de Faro, no extremo sul de Portugal.

Níveis do índice comparativo de fecundidade legítima em 1929-32

[MAPA 5]



As outras regiões do Sul — distritos de Portalegre, Évora e Beja — têm sensivelmente o mesmo nível que Coimbra e Leiria (no Centro do País) e que a Horta e Angra do Heroísmo, nas Ilhas.

Por outro lado, o valor do coeficiente de variação — 17,61 % — mostra-nos que, nesta época, a diversidade regional não era ainda demasiado acentuada.

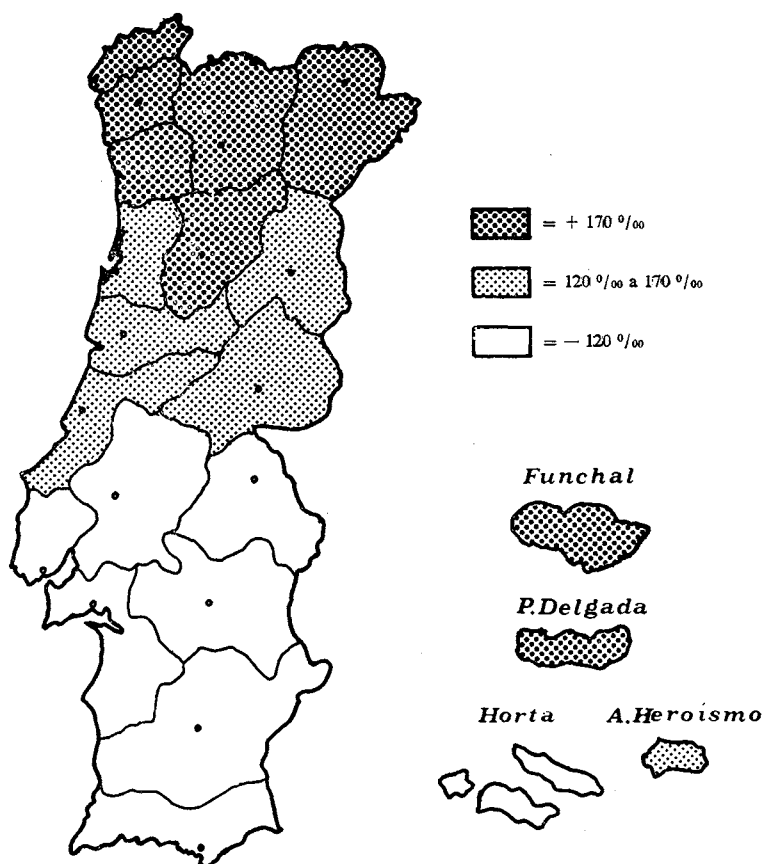
Em 1969-72, o declínio da fecundidade observado no período aumentou sensivelmente a diversidade regional — o coeficiente de variação aumentou 85,52 %.

Os distritos que têm os níveis de fecundidade mais elevados em 1929-32 são sensivelmente os mesmos em 1969-72, mas, pelo contrário, os dois outros níveis conseguiram definir-se melhor do ponto de vista da sua localização geográfica.

Todo o Sul de Portugal mais o distrito da Horta acusam a existência de níveis muito baixos e o Centro do País torna-se uma região de transição entre o Norte e o Sul (ver mapa 6).

Níveis do índice comparativo de fecundidade legítima em 1969-72

[MAPA 6]



Se fizermos o mesmo tipo de raciocínio que no início deste trabalho, a análise de variância pode dar-nos algumas informações suplementares sobre esta diversidade na evolução do índice comparativo de fecundidade legítima. Este tipo de análise pode dizer-nos se estes diferentes níveis de fecundidade se agrupam em regiões bem precisas que variam mais entre elas do que variam os distritos no interior de cada uma delas.

Os agrupamentos utilizados são os mesmos que elaborámos para levar a efeito a análise das taxas de fecundidade legítima. Um dos aspectos mais

curiosos que obtivemos foi o facto de o mapa 6 ser idêntico ao mapa 4. Os resultados obtidos (quadro n.º 30) mostram a existência de valores de F sempre altamente significativos ao nível 0,01.

Análise de variância dos índices comparativos de fecundidade legítima em diversas épocas

[QUADRO N.º 30]

Variação	Graus de liberdade	Soma dos quadrados	Média quadrada	F
1929-32:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k-1=2$	$SST=22\ 922$	$MST=11\ 461$	20,69
Erro ou inexplicado (no interior das regiões)	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 19$	$SSE=10\ 531$	$MSE= 554$	(5,93) < 0,01
1939-42:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k-1=2$	$SST=25\ 832$	$MST=12\ 916$	28,45
Erro ou inexplicado (no interior das regiões)	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 19$	$SSE= 8\ 627$	$MSE= 454$	(5,93) < 0,01
1949-52:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k-1=2$	$SST=41\ 430$	$MST=20\ 715$	43,89
Erro ou inexplicado (no interior das regiões)	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 19$	$SSE= 8\ 971$	$MSE= 472$	(5,93) < 0,01
1959-62:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k-1=2$	$SST=47\ 525$	$MST=23\ 763$	52,11
Erro ou inexplicado (no interior das regiões)	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 19$	$SSE= 8\ 666$	$MSE= 456$	(5,93) < 0,01
1969-72:				
Explicado pelo critério de classificação (entre regiões)	$k-1=2$	$SST=34\ 079$	$MST=17\ 040$	44,96
Erro ou inexplicado (no interior das regiões)	$\sum_{i=1}^k n_i - k = 19$	$SSE= 7\ 193$	$MSE= 379$	(5,93) < 0,01

SST = sum of squares treatment (variância aplicada).

SSE = sum of squares error (variância não explicada).

MST = mean square treatments.

MSE = mean square error.

F = F estatístico (entre parênteses encontram-se os valores da tábua F).

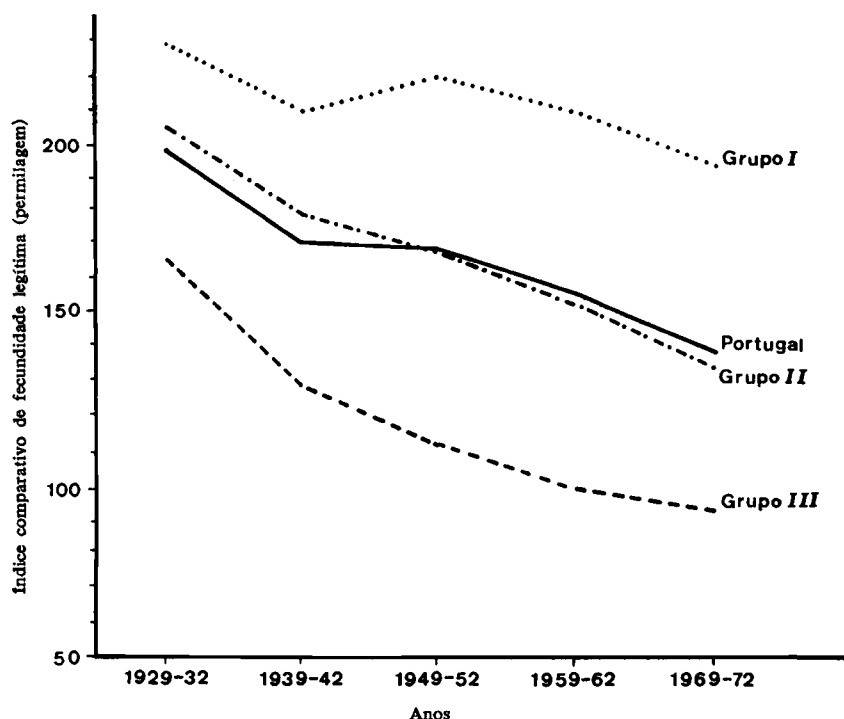
Estes valores deixaram de aumentar desde 1929-32 até aos nossos dias, salvo no último período, em que houve uma ligeira diminuição. Ao compararmos os resultados com os obtidos anteriormente (ver quadro n.º 3) verificamos que uma melhor divisão do território português segundo os níveis de fecundidade e o facto de se trabalhar com um índice mais refinado tiveram como consequência um melhor apuramento da diferença que separa os distritos e as regiões.

Sabemos agora que os grupos retidos na nossa análise correspondem a regiões bem precisas e homogêneas. Neste contexto, recalculámos os

valores do índice comparativo de fecundidade legítima a partir das taxas de fecundidade legítima apresentadas no quadro n.º 28. A evolução destes índices segundo os três grandes grupos é apresentada no gráfico xx. O anexo 6 apresenta a evolução dos índices comparativos de fecundidade legítima por distritos.

Evolução do índice comparativo de fecundidade legítima por grupos

[GRÁFICO XX]



Anteriormente já tínhamos assinalado a existência de um declínio muito acentuado entre 1929-32 e 1939-42 e também que a existência de uma subestimação dos nascimentos femininos em 1939-42, combinada com um recenseamento incompleto em 1930, teriam acentuado ainda mais o declínio real da fecundidade neste período. Este fenómeno é bem visível no gráfico xx. Os três grupos tiveram uma redução considerável no seu nível de fecundidade: -9,12 % no grupo I, -13,18 % no grupo II, -22,71 % no grupo III e -14,52 % no conjunto do País. Esta diminuição teve como consequência um aumento da homogeneidade no interior dos grupos e uma maior diversificação entre eles (F aumenta 37,51 %).

No período seguinte, a diversificação entre os grupos aumenta ainda mais. Por um lado, F aumenta 54,27 % entre 1939-42 e 1949-52 e, por outro lado, pode-se observar (gráfico xx) que, se no grupo I o nível de fecundidade conhece um ligeiro aumento, no grupo II a fecundidade continua a declinar. A consequência destas evoluções tão díspares foi uma estabilização do declínio ao nível do País.

No capítulo anterior concluíramos que a subestimação dos nascimentos parece ser mais acentuada neste período do que no anterior e conseguiram-se mesmo precisar os distritos em que estas omissões parecem ser mais importantes: Leiria, Lisboa e Porto. Ora, uma vez que o Porto se situa no Norte de Portugal, Leiria no Centro e Lisboa no Sul, como podemos explicar a evolução observada?

Observemos um pouco a história de Portugal neste período. No fim da segunda guerra mundial, um período de paz e de estabilidade começou para a Europa. Porém, a grande parte dos países europeus estavam completamente destruídos e necessitavam de produtos alimentares que Portugal — sobretudo o Norte — estava em condições de fornecer devido a não ter participado na guerra. Por outro lado, como podemos verificar no quadro n.º 31, no Norte, em 1929-32, o casamento era mais tardio do que no Sul.

Idade média no casamento em Portugal e por grupos em diversas épocas

[QUADRO N.º 31]

Grupos	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72
Grupo I	25,5	24,9	24,6	24,0	23,4
Grupo II	24,2	23,8	23,7	23,8	23,7
Grupo III	24,8	24,7	24,5	24,6	24,3
PORTUGAL	24,8	24,6	24,4	24,3	23,8

Com efeito, no Norte, desde o fim do século XIX²² que o casamento é tardio. Pensamos que este facto é a consequência de uma forte densidade de população (Braga, por exemplo, tem em 1930 cerca de 200 habitantes por quilómetro quadrado) associada a uma estrutura de propriedade caracterizada pela existência de um grande número de pequenas explorações agrícolas. Depois da primeira guerra mundial, a instituição do «morgadio»²³ ainda era uma base sólida para impedir uma maior fragmentação da terra.

Estes factores são certamente uma das explicações possíveis do grande fluxo migratório no Norte e também das grandes proporções de celibato definitivo que encontramos em cada recenseamento (em Braga, por exemplo, a proporção de mulheres celibatárias no grupo 50-54 anos era em 1911 de 26,3, em 1920 de 24,7, em 1930 de 22,0 e em 1940 de 23,5).

²² Os dados disponíveis não nos permitem calcular a idade média no casamento em períodos anteriores a 1930. Contudo, é possível ter uma ideia das diferenças regionais e da sua evolução se compararmos a proporção de mulheres casadas nos recenseamentos nos primeiros grupos de idade do período fecundo da mulher. Assim, por exemplo, no grupo 20-24 anos obtivemos para Braga as proporções de mulheres casadas seguintes: 1890, 23,6; 1900, 27,5; 1911, 26,1; 1920, 22,7. Dado que o casamento tardio implica a existência de proporções muito pequenas de mulheres casadas, podemos facilmente verificar que o casamento no Norte de Portugal era realmente tardio.

²³ Esta instituição significa que o filho mais velho é o único herdeiro da terra depois da morte do pai. Se bem que esta instituição tenha sido abolida nos princípios do século XX, o hábito de considerar o filho mais velho como o único herdeiro continuou a existir até ao fim da segunda guerra mundial (ver Jorge Dias, *Minho, Trás-os-Montes e Alto Douro*, Congresso Internacional de Geografia, Lisboa, 1949, pp. 118-120).

O Sul, pelo contrário, foi sempre muito pouco povoado (a densidade em Beja, por exemplo, era em 1930 de 24 habitantes por quilómetro quadrado) e as propriedades agrícolas são de grande dimensão. A grande maioria da população constitui um proletariado agrícola que, não tendo certamente problemas de heranças a resolver, se casa muito cedo. A proporção de mulheres casadas em Beja é de 40,4 em 1980, 39,2 em 1900, 42,6 em 1911 e 36,3 em 1920. A instituição do «morgadio» nunca existiu e o celibato definitivo é sensivelmente metade de o de Braga (em Beja, a proporção de mulheres celibatárias no grupo 50-54 anos é de 11,5 em 1911, 10,4 em 1920, 9,7 em 1930 e 11,6 em 1940).

Ora o desenvolvimento económico que o Norte conheceu como consequência de uma rápida industrialização depois da segunda guerra mundial perturbou certamente a situação existente. Os jovens podem, pela primeira vez, encontrar rapidamente um emprego e fundar um lar, o que implica a existência de casamentos cada vez mais cedo. A consequência imediata foi uma autêntica explosão de nascimentos no Norte do País.

Nos dois períodos seguintes — 1959-62 e 1969-72 —, a característica dominante é a existência de um declínio em todas as regiões. Contudo, é ainda o Norte que apresenta o declínio menos acentuado (11,68 % entre 1949-52 e 1969-72). O Centro e o Sul tiveram um declínio de 21,29 % e 19,51 % respectivamente.

Finalmente, quisemos saber qual o processo de localização geográfica das diferenças observadas entre os níveis de fecundidade. A observação do quadro n.º 29 mostra-nos que a fecundidade tende a diminuir de norte para sul e do interior para o litoral. Calculámos o coeficiente de correlação de Spearman entre a ordem dos distritos segundo a sua localização geográfica (de norte para sul e do interior para o litoral) e segundo o nível de fecundidade (ICFL). Os quatro distritos das Ilhas Adjacentes foram excluídos do cálculo. Eis os resultados:

1929-32 = + 0,8906.

1939-42 = + 0,8658.

1949-52 = + 0,9051.

1959-62 = + 0,9092.

1969-72 = + 0,9298.

Os coeficientes de correlação calculados desde 1929-32 até aos nossos dias indicam a existência de uma associação positiva e crescente entre a localização geográfica e o nível de fecundidade. A partir de 1950 há praticamente uma coincidência entre os dois tipos de hierarquização dos distritos ($r_s > + 0,9000$).

Em resumo, podemos dizer que as diferenças regionais (já bastante significativas em 1930) não deixaram de aumentar até aos nossos dias e que a difusão do controlo da fecundidade seguiu uma orientação geográfica precisa: do litoral para o interior e de sul para norte.

2. A MEDIDA DO DECLÍNIO DA FECUNDIDADE

O processo mais clássico de medir o declínio da fecundidade consiste em calcular a mudança absoluta (através da diferença entre os dois valores que limitam o período de observação) ou a mudança em percentagem (dividindo as diferenças absolutas pelo valor no início do período).

Contudo, Bohrestedt demonstrou que, no caso em que se torna possível ajustar a uma linha os diversos níveis de fecundidade, se pode utilizar o coeficiente de regressão (b em $y = a + bx$) como a verdadeira medida da velocidade do declínio. Esta medida de mudança «é estatisticamente superior às medidas tradicionais, baseadas na diferença aritmética dos valores extremos num período de observação»²⁴.

O emprego deste método, segundo o autor mencionado anteriormente, apenas se justifica no caso em que é possível estabelecer uma linha de ajustamento que exprima a evolução dos níveis de fecundidade.

Assim, o problema principal a resolver é encontrar uma forma funcional que traduza a realidade observada. Admitindo, na recta de regressão $y = a + bx$, que y são os índices comparativos de fecundidade legítima calculados anteriormente, que x é o tempo decorrido em anos desde o início do período de observação (em 1929-32, $x = 0$; em 1939-42, $x = 10$; até 1969-72, $x = 40$) e que a e b são as constantes que se podem estimar por regressão, torna-se possível tentar encontrar diversos tipos de ajustamento.

Valores de R^2 derivados do ajustamento de diversas formas funcionais ao declínio de IOFL (período 1930-70)

[QUADRO N.º 32]

Distritos	$y = a + bx_{0,5}$	$y = a + bx_{1,5}$	$y = a + bx$	$\ln y = a + bx$
Aveiro	0,8404	0,8483	0,8284	0,8125
Beja	0,8731	0,9475	0,8560	0,9637
Bragança	0,9751	0,8584	0,6898	0,9091
Castelo Branco	0,9314	0,8577	0,8020	0,9729
Coimbra	0,9118	0,8894	0,7704	0,9253
Évora	0,9072	0,8650	0,5240	0,9127
Faro	0,9856	0,8493	0,4640	0,9908
Guarda	0,8226	0,9982	0,9537	0,9861
Leiria	0,8700	0,9742	0,9011	0,9599
Portalegre	0,90,72	0,8378	0,6347	0,9268
Santarém	0,9901	0,8350	0,6435	0,8978
Setúbal	0,9324	0,7853	0,4367	0,7261
Viseu	0,7650	0,8190	0,6126	0,8176
Horta	0,7756	0,8321	0,8312	0,8251
Números de melhores ajustamentos	3	5	0	6
PORTUGAL	0,9942	0,9025	0,7309	0,9946

²⁴ O raciocínio feito por Bohrestedt (em «Observations on the measurement of change», in *Sociological Methodology*, 1969) baseia-se em três aspectos principais:

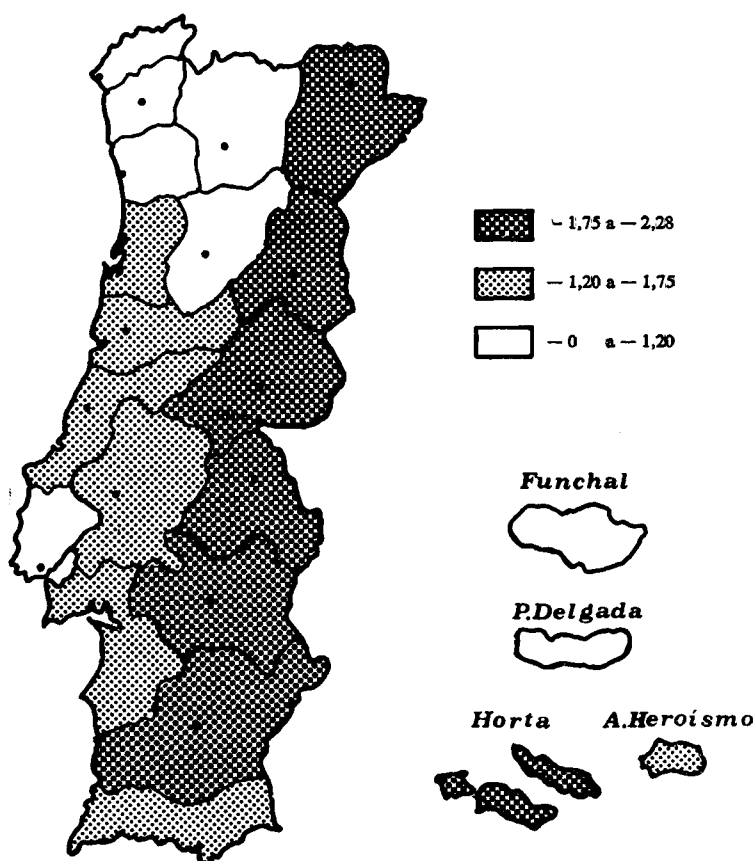
Constatação: O método tradicional consiste em obter uma diferença entre os valores de uma variável em dois momentos do tempo ($g_x = x_2 - x_1$) e correlacionar em seguida g_x com as variáveis y explicativas da variação observada.

Crítica: Demonstra estatisticamente (pp. 115-117) que este método não consegue isolar o efeito de x_1 sobre x_2 , uma vez que existe sempre uma correlação entre x_1 e g_x .

Solução: Demonstra estatisticamente (pp. 118-132) que a única forma de se obter uma variável não correlacionada com x_1 é a de residualizar x_2 por x_1 através da regressão.

Declínio anual absoluto do índice comparativo de fecundidade legítima

[MAPA 7]



O melhor ajustamento num distrito é aquele em que R^2 de uma determinada forma funcional é mais elevado do que os outros R^2 que se podem encontrar noutros tipos de funções ²⁵.

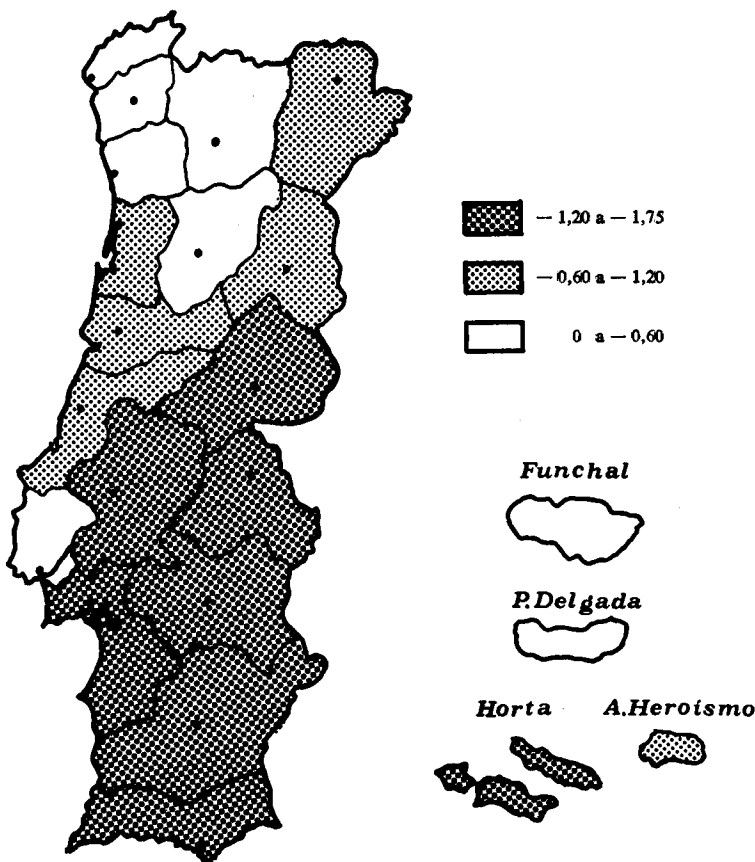
Tentámos diversos tipos de ajustamentos: a primeira forma de ajustamento admite como hipótese a existência de um declínio constante de fecundidade em termos absolutos ($y = a + bx$); a segunda e a terceira formas supõem a existência de outros ritmos de declínio em termos absolutos ($y = a + bx^{0,5}$ e $y = a + bx^{1,5}$); finalmente, a última forma de ajustamento supõe a existência de um declínio constante em percentagem ($\ln y = a + bx$). O quadro n.º 32 apresenta os resultados destes diferentes tipos de ajustamento.

Para cada distrito há uma forma funcional que se ajusta melhor do que as outras. Assim, a melhor forma para exprimir o declínio da fecundidade é justamente aquela que tem os R^2 mais elevados no maior número

²⁵ R^2 é o coeficiente de determinação ou a proporção da variação total de y (ICFL) explicada pela recta de regressão.

Declínio anual em percentagem do índice comparativo de fecundidade legítima

[MAPA 8]



de distritos. Excluimos do cálculo todos os R^2 inferiores a 0,5000²⁸. Nestes casos, a velocidade de declínio será calculada pelo método tradicional.

Por entre as diferentes escolhas possíveis, os melhores ajustamentos foram obtidos com as formas $y = a + bx$ e $\ln y = a + bx$. É provável que se possa obter um melhor ajustamento utilizando um processo iterativo para fixar o valor do expoente de x . Em todo o caso, decidimos utilizar

²⁸ Eis os distritos em que R^2 é inferior a 0,5000:

Distritos	$y = a + bx^{0,5}$	$y = a + bx$	$y = a + bx^{1,5}$	$\ln y = a + bx$
Braga	0,0048	0,0092	0,0052	0,0026
Lisboa	0,0707	0,0037	0,0001	0,0027
Porto	0,1148	0,0623	0,0499	0,0203
Viana do Castelo	0,3695	0,4066	0,5807	0,4754
Vila Real	0,5287	0,3058	0,1943	0,2749
Angra do Heroísmo	0,4376	0,4158	0,4135	0,4946
Ponta Delgada	0,0005	0,0004	0,0265	0,0012
Funchal	0,5346	0,3078	0,1834	0,2654

o valor de b em $y = a + bx$ como medida da velocidade do declínio da fecundidade em termos absolutos e em $\ln y = a + bx$ como medida da velocidade em percentagem. Esta escolha parece-nos muito razoável por duas razões principais: em primeiro lugar, porque estes ajustamentos são bastante satisfatórios — os resultados variam entre 0,7853 e 0,9982 para $y = a + bx$ e 0,9946 para $\ln y = a + bx$; em seguida, porque estes coeficientes de regressão são fáceis de interpretar do ponto de vista estatístico — b mede a mudança anual do índice comparativo de fecundidade legítima em termos absolutos ou em percentagem.

O quadro n.º 33 apresenta os índices de velocidade de declínio assim calculados. Para todos os distritos do quadro n.º 33 utilizámos a fórmula seguinte:

$$b = \frac{n\sum xy - \sum x \sum y}{n\sum x^2 - (\sum x)^2}$$

onde $y = \text{ICFL}$ e $x = 0$ a 40.

Índices comparativos de velocidade de declínio do índice comparativo de fecundidade legítima (período 1930-70)

[QUADRO N.º 33]

Distritos	Declínio anual absoluto		Declínio anual em percentagem	
	Por regressão	Método clássico	Por regressão	Método clássico
Aveiro	— 1,54	— 1,78	— 0,84	— 0,81
Beja	— 2,24	— 2,26	— 1,59	— 1,18
Braga	—	— 0,13	—	— 0,05
Bragança	— 2,26	— 2,43	— 1,07	— 0,91
Castelo Branco	— 2,28	— 2,26	— 1,36	— 1,03
Coimbra	— 1,26	— 1,24	— 0,79	— 0,71
Évora	— 2,13	— 2,09	— 1,67	— 1,17
Faro	— 1,55	— 1,57	— 1,42	— 1,09
Guarda	— 1,89	— 1,90	— 1,04	— 0,84
Leiria	— 1,75	— 1,97	— 1,18	— 0,98
Lisboa	—	— 0,37	—	— 0,31
Portalegre	— 2,25	— 2,34	— 1,75	— 1,27
Porto	—	— 0,70	—	— 0,34
Santarém	— 1,64	— 1,70	— 1,21	— 0,98
Setúbal	— 1,72	— 1,79	— 1,54	— 1,17
Viana do Castelo ..	—	— 1,20	—	— 0,54
Vila Real	—	— 0,84	—	— 0,36
Viseu	— 0,96	— 1,00	— 0,49	— 0,44
Angra do Heroísmo ...	—	— 1,73	—	— 0,86
Horta	— 1,77	— 1,98	— 1,34	— 1,12
Ponta Delgada	—	— 0,35	—	— 0,16
Funchal	—	— 0,73	—	— 0,31
PORTUGAL	— 1,30	— 1,47	— 0,78	— 0,73

Os cálculos apresentados no quadro n.º 33 incluem as medidas de declínio absoluto e em percentagem obtidas pelo método tradicional.

Existe um certo número de diferenças entre os dois métodos. Em primeiro lugar, no que diz respeito ao declínio absoluto, observamos que o método clássico sobrestima a velocidade do declínio em 80 % dos casos

quando o comparamos com o outro método. No caso do declínio em percentagem, o método clássico subestima em todos os casos a velocidade do declínio.

Se hierarquizarmos os distritos em função da sua velocidade de declínio, obtemos o quadro n.º 34.

Classificação dos distritos por velocidade de declínio

[QUADRO N.º 34]

		Declínio anual absoluto		Declínio anual em percentagem	
		Por regressão	Método clássico	Por regressão	Método clássico
Grupo I ...	1	Castelo Branco	Bragança	Portalegre	Portalegre
	2	Bragança	Portalegre	Évora	Beja
	3	Portalegre	Castelo Branco	Beja	Évora
	4	Beja	Beja	Setúbal	Setúbal
	5	Évora	Évora	Faro	Horta
	6	Guarda	Horta	Castelo Branco	Faro
	7	Horta	Guarda	Horta	Castelo Branco
Grupo II ...	8	Leiria	Leiria	Santarém	Santarém
	9	Angra do Heroísmo	Setúbal	Leiria	Leiria
	10	Setúbal	Aveiro	Bragança	Bragança
	11	Santarém	Angra do Heroísmo	Guarda	Angra do Heroísmo
	12	Faro	Santarém	Angra do Heroísmo	Guarda
	13	Aveiro	Faro	Aveiro	Aveiro
	14	Viana do Castelo	Viana do Castelo	Coimbra	Coimbra
Grupo III ...	15	Coimbra	Coimbra	Viana do Castelo	Viana do Castelo
	16	Viseu	Viseu	Viseu	Viseu
	17	Vila Real	Vila Real	Vila Real	Vila Real
	18	Funchal	Porto	Porto	Porto
	19	Ponta Delgada	Lisboa	Lisboa	Lisboa
	20	Porto	Funchal	Funchal	Funchal
	21	Lisboa	Ponta Delgada	Ponta Delgada	Ponta Delgada
	22	Braga	Braga	Braga	Braga

Se, por um lado, a ordem dos distritos é diferente segundo o método empregue, os grupos I, II e III, por outro lado, contêm os mesmos distritos. Tal facto leva-nos a concluir que a utilização do método proposto por Bohrestedt não introduz grandes mudanças na classificação do espaço português no que diz respeito à velocidade do declínio da fecundidade.

Contudo, no interior de cada grupo, este método precisa de uma maneira diferente a posição relativa de cada distrito. As diferenças maiores são observadas quando se compara o declínio absoluto com o declínio em percentagem: as classificações são muito diferentes. Em todo o caso, os distritos que possuem os níveis de fecundidade mais elevados são quase os mesmos que têm as velocidades de declínio menos acentuadas nos dois

casos — Viana do Castelo, Braga, Porto, Vila Real, Viseu, Funchal e Ponto Delgada (ver mapas 6-8). As outras diferenças observadas localizam-se nos distritos de Bragança, Guarda e Faro. Bragança e Guarda têm um declínio absoluto muito acentuado, mas possuem uma velocidade de declínio «média» em percentagem, visto que o seu nível de fecundidade era ainda muito elevado em 1970. O caso inverso é o distrito de Faro, que, tendo já em 1930 um dos níveis de fecundidade mais baixos, faz que o seu tipo de declínio seja «médio» em termos absolutos e um pouco mais acentuado em termos de percentagem.

CONCLUSÃO

a) O estado civil português parece ser, segundo os índices utilizados na análise, de boa qualidade ao longo do período observado. Em todo o caso, foi possível verificar que, nos períodos de 1939-42 e 1949-52, a sua qualidade é manifestamente inferior à observada nos outros períodos.

b) No que diz respeito à qualidade dos recenseamentos, também pudemos verificar que o recenseamento de 1930 é aquele onde se observaram mais distorções. A partir de 1940, os recenseamentos são de qualidade bastante boa.

c) Para o conjunto de Portugal, a evolução da fecundidade é caracterizada por uma diminuição rápida de 1929-32 a 1939-42, seguindo-se um período, que vai até 1949-52, em que o declínio é pouco acentuado. Depois deste período, a velocidade do declínio acentua-se de novo, ainda que a um ritmo manifestamente inferior ao do primeiro período de observação.

A análise da qualidade dos dados demográficos permitiu-nos concluir que o declínio demasiado acentuado observado entre 1929-32 e 1939-42 pode, em parte, ser explicado pelo facto de o recenseamento de 1930 ser menos completo que o de 1940 e também pela existência de um registo deficiente dos nascimentos femininos em 1939-42.

d) A evolução global descrita anteriormente é a consequência de uma evolução bastante diversificada do ponto de vista regional. Foi possível isolar duas regiões distintas, enquanto uma terceira se encontra numa posição intermédia.

A primeira região, que reúne a totalidade dos distritos do Norte e os distritos de Funchal e de Ponta Delgada, é caracterizada por um nível de fecundidade muito elevado — em 1969-72, o nível do índice comparativo de fecundidade legítima em Braga, por exemplo, é três vezes superior ao de Faro. Em 1929-32, as curvas das taxas de fecundidade legítima por grupos de idades e por distritos nesta região aproximam-se do tipo de curvas observadas em populações de fecundidade quase natural. Tal como era de esperar, também foi nesta região que registámos as velocidades de declínio da fecundidade menos acentuadas.

Por outro lado, a região do Sul e os distritos da Horta são caracterizados pela existência de um nível de fecundidade muito baixo e por um tipo de declínio praticamente linear. Foi também nesta região que observámos as velocidades de declínio da fecundidade mais acentuadas.

e) A existência de diferenças regionais tão nítidas leva-nos a elaborar algumas considerações suplementares. É verdade que diferenças deste tipo também puderam ser encontradas noutros países mediterrânicos: em Espanha, por exemplo, o neomalthusianismo do Norte também pode ser

contraposto ao Sul, onde a fecundidade ainda é muito elevada; em Itália, a fecundidade legítima do Sul é de 60 % superior à do Norte.

Contudo, nestes países, as regiões de baixa fecundidade são justamente aquelas em que o desenvolvimento económico e social é mais acentuado, se medirmos este desenvolvimento pelos índices habituais.

Não é o caso de Portugal. Não há uma diferença evidente entre o Norte e o Sul. Pelo contrário, se houver diferenças, é justamente no Norte que encontramos um nível de vida mais elevado, o maior grau de urbanização e o maior grau de industrialização.

Livi-Bacci, depois de ter medido o declínio da fecundidade em Portugal pelo método de standardização indirecta elaborado por Coale, estabeleceu correlações entre estes índices standardizados e uma série de indicadores, como a urbanização, a industrialização, a mortalidade infantil, etc.²⁷ Este autor chega à conclusão de que «o contraste entre o Norte e o Sul não pode ser explicado com satisfação por nenhuma das variáveis» e que a explicação desta anomalia reside na diferente religiosidade entre o Norte e o Sul.

Nós pensamos que estas conclusões são a consequência de certas imperfeições metodológicas. Em primeiro lugar, há um conjunto de críticas que podem ser feitas em relação à própria teoria de que partiu o autor — a teoria da transição demográfica. Se qualquer teoria procura, antes de mais, isolar um certo número de variáveis independentes explicativas de um fenómeno, a escolha dos indicadores feita por Bacci é bastante elementar. Além disso, a mortalidade foi tratada como qualquer índice, o que, na nossa opinião, é incorrecto, dado que o efeito do declínio da mortalidade sobre o declínio da fecundidade é um dos pilares principais desta teoria. Este facto é particularmente importante, visto que existe uma região no Norte em que a mortalidade infantil ainda é bastante elevada e, além disso, esta região coincide aproximadamente com a região de mais elevado nível de fecundidade.

Por outro lado, somos da opinião de que nenhuma teoria pode explicar por si só o comportamento da variável dependente complexa que é a fecundidade. Torna-se necessário explorar outras teorias, como, por exemplo, a da instituição cultural onde uma prática não é mais considerada como uma variável dependente de uma série de variáveis isoladas umas das outras. Torna-se necessário encarar a fecundidade como um elemento constitutivo de um sistema e, como tal, susceptível de ser encarada da mesma maneira que qualquer outro elemento constitutivo desse sistema.

Neste contexto, pensamos que é preciso estudar a fecundidade como um *habitus*²⁸, isto é, como «a interiorização durável de princípios culturais através de gestos concretos», aparecendo por vezes de difícil percepção espontânea e cuja eficácia está ligada, não ao controlo que se tem, mas, ao contrário, ao seu carácter auto-reprodutor.

Em resumo, podemos afirmar que a explicação do declínio da fecundidade em Portugal deve ser conduzida em duas vias: uma via deverá analisar o momento da produção do fenómeno (neste caso, a teoria da transição demográfica com melhores índices e com uma estrutura causal mais elaborada que a de Livi-Bacci pode servir-nos de base); a outra via

²⁷ Livi-Bacci, *A century of Portuguese fertility*, Princeton, 1972.

²⁸ Bourdieu e Passeron, *La reproduction — éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Paris, Ed. Minuit, 1970.

deverá analisar as modalidades através das quais é assegurada a sua reprodução (e neste caso podemos utilizar a teoria da instituição cultural).

Assim, talvez pudéssemos observar como a evolução de um factor — a fecundidade — que tem, na sua origem, uma ou várias explicações no passado se auto-reproduz no contexto de uma cultura regional e o factor é reapropriado por uma estrutura social. Este trabalho será o objecto de estudo de uma investigação ulterior.

ANEXOS

Taxas brutas de natalidade em diversas épocas (permilagem)

[ANEXO I]

Distritos	Permilagem				
	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72
Aveiro	29,9	26,5	28,1	28,5	23,2
Beja	28,7	23,7	21,9	18,4	14,9
Braga	34,4	30,0	34,0	34,0	28,5
Bragança	35,6	30,6	30,1	28,3	19,1
Castelo Branco ..	31,7	26,2	23,7	20,1	14,2
Coimbra	25,7	21,3	21,4	19,7	18,3
Évora	30,5	23,3	20,1	17,3	18,8
Faro	26,8	21,2	19,1	16,4	15,8
Guarda	33,2	28,6	26,3	22,9	15,7
Leiria	30,9	25,4	24,3	22,7	18,5
Lisboa	23,4	13,5	16,3	18,3	20,2
Portalegre	29,5	22,5	19,2	17,5	15,1
Porto	32,9	26,4	26,2	30,4	25,1
Santarém	28,3	21,8	20,8	20,1	16,4
Setúbal	30,8	22,3	19,4	19,2	17,4
Viana do Castelo	29,5	24,2	26,4	24,6	20,9
Vila Real	33,9	28,7	30,8	30,0	23,2
Viseu	30,4	27,1	27,5	25,6	21,9
Angra do Heroísmo ..	27,9	24,4	28,4	30,0	20,3
Horta	23,4	22,1	22,0	19,9	19,3
Ponta Delgada	32,1	29,2	32,5	34,4	29,2
Funchal	37,5	30,7	30,1	31,7	26,2
PORTUGAL	30,0	24,5	24,7	24,3	21,0

Relações de masculinidade dos nascimentos e intervalos de confiança a 95 % para os distritos de Portugal em diversas épocas

[ANEXO III]

Distritos	1929-32		1939-42		1949-52		1959-62		1969-72	
	Rela- ções de mascu- linidade	Intervalos de confiança	Rela- ções de mascu- linidade	Intervalos de confiança	Rela- ções de mascu- linidade	Intervalos de confiança	Rela- ções de mascu- linidade	Intervalos de confiança	Rela- ções de mascu- linidade	Intervalos de confiança
Aveiro ..	107,2	101,1-108,9	107,5	101,1-108,9	107,0	101,1-108,9	107,2	102,1-107,9	105,5	101,1-108,9
Beja ...	106,5	100,0-110,0	106,2	100,0-110,0	106,8	100,0-110,0	106,0	99,4-110,6	107,7	97,6-112,4
Braga ...	107,3	101,1-108,9	107,7	101,1-108,9	108,0	101,1-108,9	107,5	102,1-107,9	107,5	102,1-107,9
Bragança ...	107,7	100,0-110,0	105,1	100,0-110,0	109,1	100,0-110,0	105,2	100,0-110,0	107,1	97,6-112,4
Castelo Branco ...	105,0	100,0-110,0	105,8	100,0-110,0	107,2	100,0-110,0	106,1	100,0-110,0	105,3	97,6-112,4
Cóimbra ...	103,1	101,1-108,9	104,0	101,1-108,9	108,5	101,1-108,9	107,0	100,0-110,0	107,0	100,0-110,0
Évora ...	104,2	99,4-110,6	104,2	99,4-110,6	104,1	99,4-110,6	106,9	97,6-112,4	108,1	97,3-112,7
Faro ...	107,2	100,0-110,0	109,8	100,0-110,0	109,9	100,0-110,0	106,4	99,4-110,6	107,1	99,4-110,6
Guarda ...	107,9	100,0-110,0	107,9	100,0-110,0	108,7	100,0-110,0	106,2	100,0-110,0	104,5	97,6-112,4
Leiria ...	107,1	101,1-108,9	106,0	101,1-108,9	111,2	101,1-108,9	106,3	101,1-108,9	104,9	100,0-110,0
Lisboa ...	104,5	102,1-107,9	108,9	101,1-108,9	109,3	102,1-107,9	107,0	102,1-107,9	107,0	102,6-107,4
Portalegre ...	105,4	99,4-110,6	108,8	99,4-110,6	104,4	97,6-112,4	104,8	97,6-112,4	107,1	102,6-107,4
Porto ...	106,0	102,1-107,9	106,5	102,1-107,9	108,0	102,6-107,4	106,6	102,6-107,4	106,5	102,6-107,4
Santarém ...	105,4	101,1-108,9	104,1	101,1-108,9	106,7	101,1-108,9	107,2	101,1-108,9	107,3	100,0-110,0
Setúbal ..	106,7	100,0-110,0	105,9	100,0-110,0	109,6	100,0-110,0	106,1	100,0-110,0	107,9	100,0-110,0
Viana do Castelo	104,6	100,0-110,0	106,2	100,0-110,0	109,1	100,0-110,0	106,0	100,0-110,0	107,4	100,0-110,0
Vila Real ...	107,0	101,1-108,9	107,4	100,0-110,0	108,1	101,1-108,9	106,1	101,1-108,9	106,6	100,0-110,0
Viseu ...	107,2	101,1-108,9	108,4	101,1-108,9	106,2	101,1-108,9	105,5	101,1-108,9	107,3	101,1-108,9
Angra do Heroísmo	109,3	95,9-114,1	109,0	95,9-114,1	105,5	97,3-112,7	107,2	97,3-112,7	104,9	94,5-115,5
Horta ...	110,1	92,5-117,5	106,1	92,5-117,5	107,7	94,0-118,0	109,5	91,5-118,5	112,2	91,0-121,0
Ponta Delgada ...	104,9	99,4-110,6	107,0	99,4-110,6	107,7	100,0-110,0	108,1	100,0-110,0	105,5	99,4-110,6
Funchal ...	105,5	100,0-110,0	105,2	100,0-110,0	105,0	100,0-110,0	106,4	100,0-110,0	108,1	100,0-110,0
PORTUGAL ...	105,7	104,1-105,9	105,9	104,1-105,9	106,8	104,0-106,0	105,6	104,1-105,9	105,3	104,0-106,0

Taxas de mortalidade infantil (permilagem)

[ANEXO III (continuação)]

Distritos	Anos																
	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
Aveiro	77	88	74	96	80	75	76	73	76	69	68	63	67	66	45	49	38
Beja	70	94	84	87	71	74	63	67	66	66	57	61	47	51	38	41	43
Braga	92	104	84	101	98	86	89	81	82	73	77	66	71	60	47	53	48
Bragança	115	109	106	118	110	90	87	79	81	69	82	70	68	64	61	76	60
Castelo Branco	60	71	81	70	61	68	51	48	51	44	51	48	45	46	31	48	35
Coimbra	61	64	57	70	58	53	59	50	47	47	48	50	37	46	30	32	30
Évora	74	78	74	71	56	64	64	51	56	55	44	43	42	42	38	42	45
Faro	66	68	67	75	65	60	51	59	50	48	51	49	46	43	38	40	31
Guarda	86	98	90	96	84	85	73	71	76	67	64	68	62	61	44	44	44
Leiria	52	54	46	51	48	47	44	37	43	41	32	36	34	33	28	30	24
Lisboa	69	71	64	70	64	56	52	51	50	44	49	45	43	35	30	32	32
Portalegre	75	90	69	85	69	63	54	58	46	46	55	45	54	46	42	43	42
Porto	106	110	93	115	98	96	83	82	82	74	76	67	74	55	49	50	42
Santarém	58	60	48	62	47	48	49	41	41	38	34	34	31	35	32	32	26
Setúbal	65	65	57	57	49	49	39	37	32	35	34	34	26	26	24	37	19
Viana do Castelo	60	76	67	73	79	70	68	63	61	63	55	47	66	53	43	39	38
Vila Real	102	108	86	119	97	86	82	79	79	67	77	71	91	65	57	87	65
Viseu	79	79	67	84	82	73	75	65	75	64	64	58	64	53	49	56	41
Angra do Heroísmo	185	169	127	141	104	133	101	87	75	66	65	51	58	49	47	56	43
Horta	70	56	72	50	56	51	62	58	35	51	53	56	55	45	58	56	55
Ponta Delgada	115	123	111	86	86	72	73	67	66	61	77	62	74	76	62	68	50
Funchal	118	99	111	95	88	72	71	70	64	65	71	61	69	70	66	59	39
PORTUGAL	84	89	77	89	79	73	69	65	65	59	61	56	58	50	41	45	38

Valores médios (\bar{x}) e «ranks» das proporções de mortos infantis (HM)

[ANEXO III (continuação)]

Distritos	Períodos							
	1939-42		1949-52		1959-62		1969-72	
	\bar{x}	R	\bar{x}	R	\bar{x}	R	\bar{x}	R
Aveiro	0,20	14	0,20	9	0,23	7,5	0,14	5,5
Beja	0,18	15,5	0,18	11,5	0,16	11	0,06	17
Braga	0,24	4,5	0,26	4,5	0,28	3	0,18	1,5
Bragança	0,24	6,5	0,21	6,5	0,25	6	0,11	7
Castelo Branco	0,21	12,5	0,17	14	0,15	13	0,06	17
Coimbra	0,14	22	0,12	21,5	0,12	18	0,07	12,5
Évora	0,21	10,5	0,18	11,5	0,13	16	0,06	17
Faro	0,16	19	0,13	20	0,11	20,5	0,05	21
Guarda	0,23	8	0,20	9	0,18	9	0,06	17
Leiria	0,17	17,5	0,15	17,5	0,12	18	0,06	17
Lisboa	0,15	21	0,12	21,5	0,12	18	0,07	12,5
Portalegre	0,21	10,5	0,17	14	0,14	15	0,06	17
Porto	0,24	4,5	0,26	4,5	0,26	5	0,18	3
Santarém	0,17	17,5	0,14	19	0,11	20,5	0,04	22
Setúbal	0,24	6,5	0,20	9	0,15	13	0,06	17
Viana do Castelo	0,17	20	0,17	14	0,15	13	0,09	10
Vila Real	0,22	9	0,21	6,5	0,23	7,5	0,14	5,5
Viseu	0,18	15,5	0,17	14	0,17	10	0,10	8,5
Angra do Heroísmo	0,32	2	0,32	2	0,31	1	0,10	8,5
Horta	0,21	12,5	0,15	17,5	0,10	22	0,08	11
Ponta Delgada	0,33	1	0,36	1	0,30	2	0,18	1,5
Funchal	0,27	3	0,28	3	0,27	4	0,16	4
PORTUGAL	0,21	—	0,20	—	0,18	—	0,18	—

Valores médios (\bar{x}) e «ranks» da parte dos mortos de 0-5 anos
no conjunto dos mortos (H)

[ANEXO III (continuação)]

Distritos	Períodos							
	1930-32		1939-42		1949-52		1959	
	\bar{x}	R	\bar{x}	R	\bar{x}	R	\bar{x}	R
Aveiro	0,36	14	0,35	11,5	0,32	9,5	0,32	8
Beja	0,36	14	0,30	15,5	0,27	12,5	0,22	12,5
Braga	0,45	5	0,44	2	0,44	1	0,46	1
Bragança	0,47	2	0,42	3,5	0,42	3	0,38	7
Castelo Branco ..	0,44	8	0,37	10	0,27	12,5	0,22	12,5
Coimbra	0,28	22	0,23	22	0,18	21	0,17	17,5
Évora	0,39	12	0,32	14	0,23	16	0,18	15,5
Faro	0,35	16,5	0,25	19,5	0,19	20	0,14	20,5
Guarda	0,45	5	0,41	5,5	0,35	8	0,28	11
Leiria	0,36	14	0,29	17	0,22	17,5	0,17	17,5
Lisboa	0,33	9,5	0,24	21	0,16	22	0,14	20,5
Portalegre	0,35	18	0,30	15,5	0,22	17,5	0,18	15,5
Porto	0,46	3	0,42	3,5	0,40	5	0,40	4,5
Santarém	0,33	19,5	0,25	19,5	0,20	19	0,16	19
Setúbal	0,43	9	0,35	11,5	0,25	14	0,20	14
Viana do Castelo ..	0,35	16,5	0,33	13	0,29	11	0,29	9,5
Vila Real	0,45	5	0,41	5,5	0,39	6	0,42	3
Viseu	0,40	10,5	0,38	9	0,32	9,5	0,29	9,5
Angra do Heroísmo ..	0,40	10,5	0,39	8	0,38	7	0,43	2
Horta	0,30	21	0,28	18	0,24	15	0,13	22
Ponta Delgada ..	0,45	5	0,40	7	0,42	3	0,40	4,5
Funchal	0,49	1	0,45	1	0,42	3	0,39	6
PORTUGAL	—	—	—	—	—	—	—	—

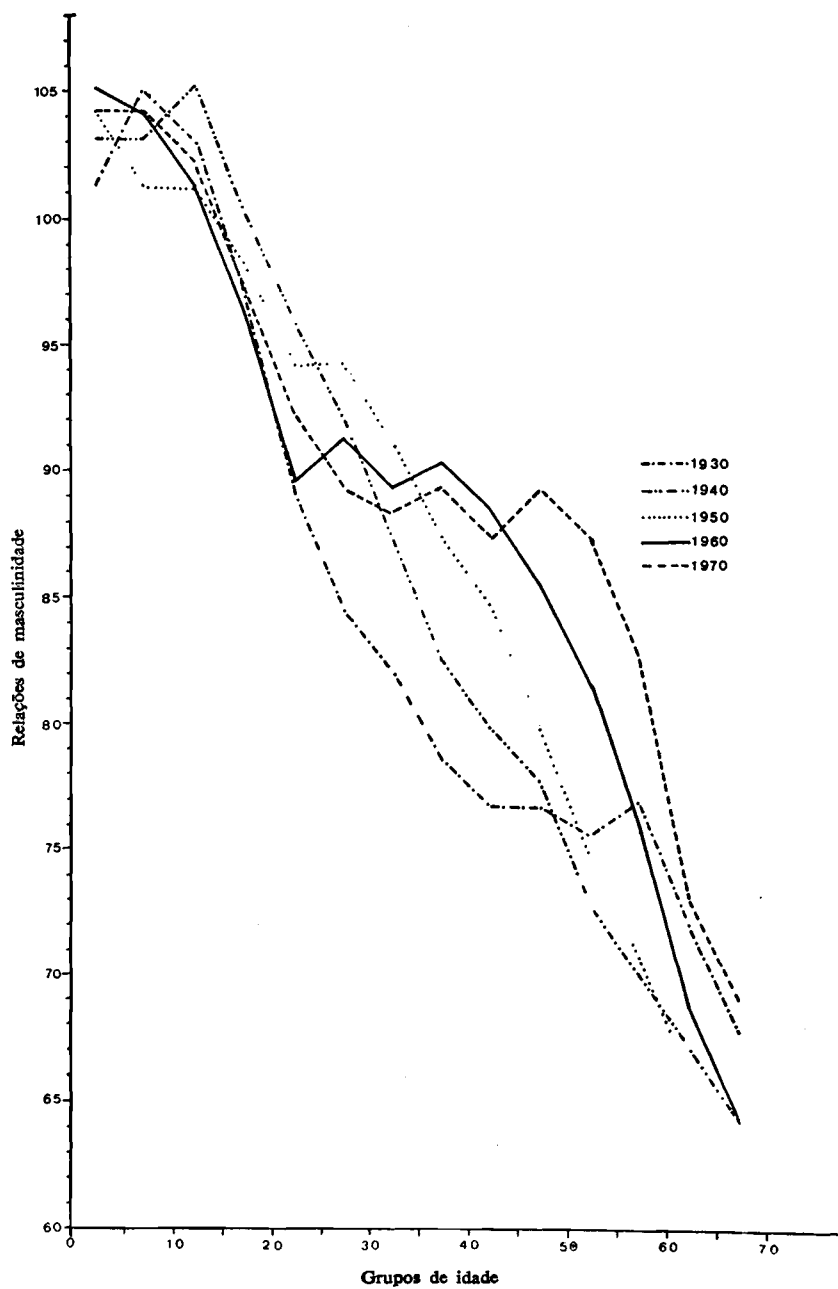
**Valores médios (\bar{x}) e «ranks» da parte dos mortos de 0-5 anos
no conjunto dos mortos (H)**

[ANEXO III (continuação)]

Distritos	Períodos							
	1930-32		1939-42		1949-52		1959	
	\bar{x}	R	\bar{x}	R	\bar{x}	R	\bar{x}	R
Aveiro	0,31	19	0,29	13	0,26	9,5	0,25	8
Beja	0,33	17	0,28	15	0,23	13	0,19	12
Braga	0,39	7	0,38	4	0,36	5	0,39	2,5
Bragança	0,44	2,5	0,40	1,5	0,38	2	0,39	2,5
Castelo Branco ..	0,43	4	0,35	9	0,24	12	0,18	13,5
Coimbra	0,26	21	0,20	22	0,15	21	0,13	20
Évora	0,36	10,5	0,29	13	0,22	14	0,16	15,5
Faro	0,32	18	0,24	17,5	0,16	20	0,11	22
Guarda	0,42	5	0,36	7	0,29	8	0,26	9
Leiria	0,36	10,5	0,27	16	0,21	15	0,15	17
Lisboa	0,33	14	0,22	20	0,14	22	0,13	20
Portalegre	0,33	14	0,29	13	0,18	17	0,16	15,5
Porto	0,41	6	0,36	7	0,36	3,5	0,34	5
Santarém	0,33	14	0,24	17,5	0,17	18,5	0,14	18
Setúbal	0,44	2,5	0,36	7	0,25	11	0,18	13,5
Viana do Castelo ...	0,28	20	0,23	19	0,20	16	0,22	11
Vila Real	0,38	8	0,37	5	0,36	3,5	0,41	1
Viseu	0,35	12	0,33	10,5	0,26	9,5	0,25	10
Angra do Heroísmo ..	0,33	14	0,33	10,5	0,33	7	0,34	5
Horta	0,19	22	0,21	21	0,17	18,5	0,13	20
Ponta Delgada	0,37	9	0,39	3	0,39	1	0,34	5
Funchal	0,46	1	0,40	1,5	0,35	6	0,31	7
PORTUGAL	—	—	—	—	—	—	—	—

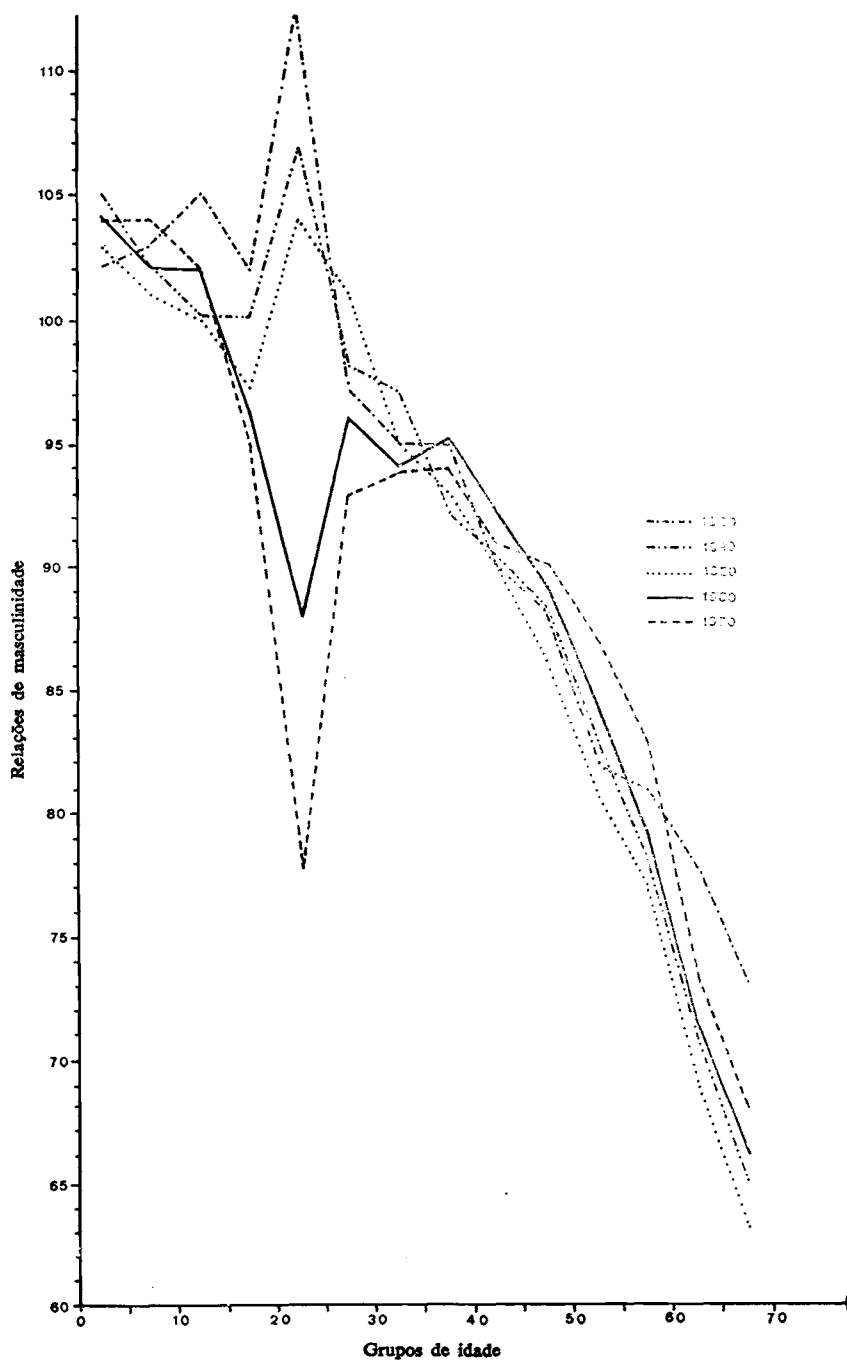
Relações de masculinidade por grupos de idade: Porto

[ANEXO IV]



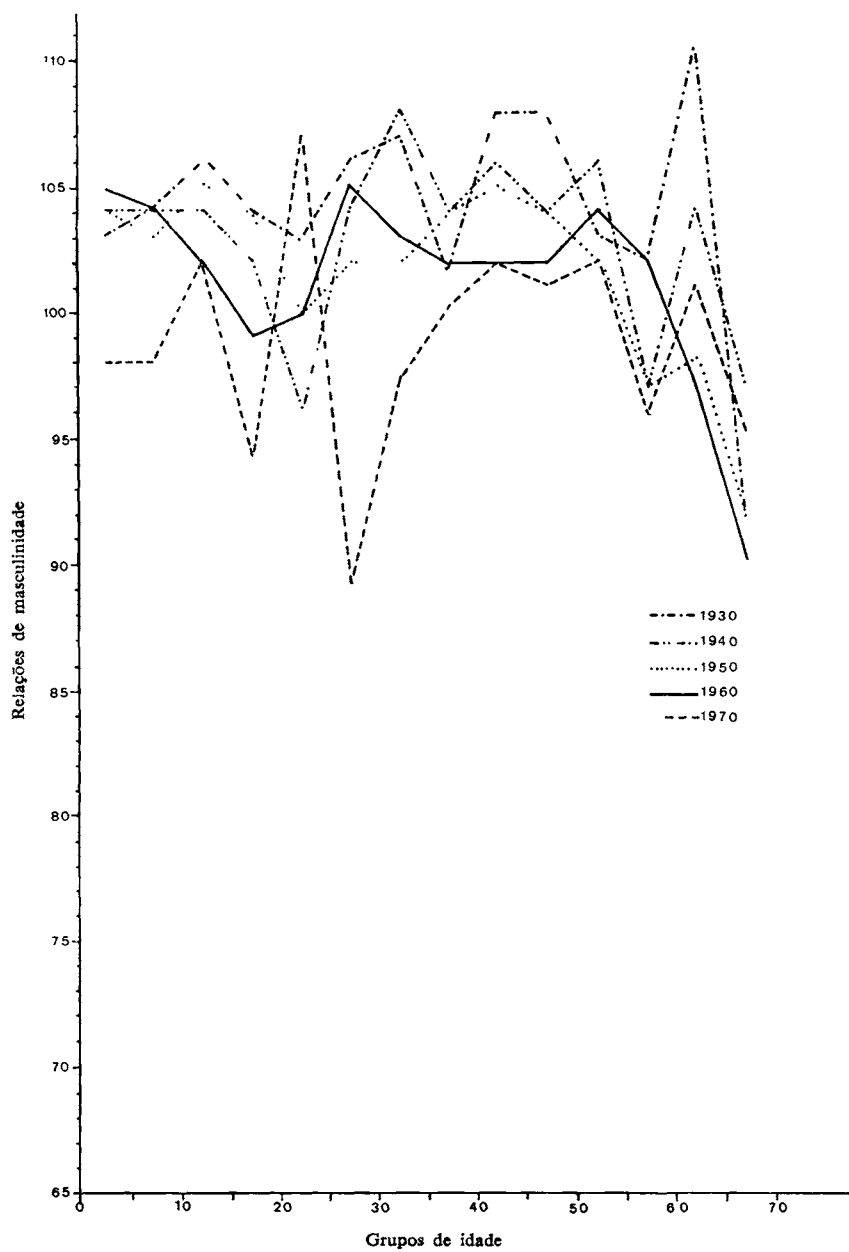
Relações de masculinidade por grupos de idade: Lisboa

[ANEXO IV (continuação)]



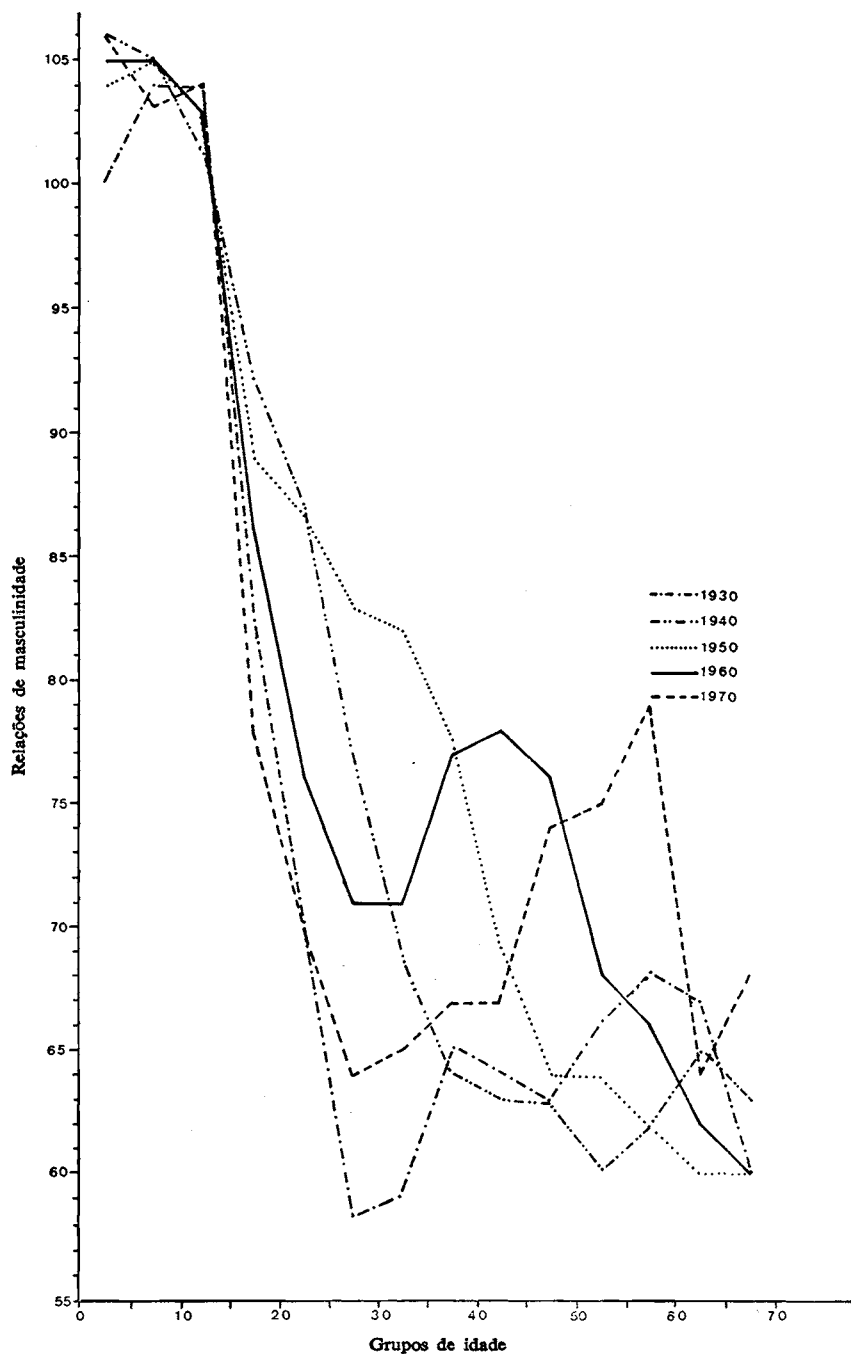
Relações de masculinidade por grupos de idade: Beja

[ANEXO IV (continuação)]



Relações de masculinidade por grupos de idade: Viana do Castelo

[ANEXO IV (continuação)]



Taxas de fecundidade legítima: grupo de idades de 15-19 anos

[ANEXO V]

Distritos	Períodos					Variação 70-30 (porcen- tagem)
	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72	
Aveiro	590,22	392,13	428,19	464,36	477,90	- 19,03
Beja	500,00	359,68	338,01	390,68	357,14	- 28,57
Braga	550,62	394,92	467,61	471,86	540,18	- 1,90
Bragança	429,71	403,06	390,23	486,07	513,64	+ 19,53
Castelo Branco	438,29	378,08	377,47	369,96	489,39	+ 11,66
Coimbra	454,18	371,17	380,56	428,89	471,57	+ 3,83
Évora	583,92	355,09	363,20	340,38	383,33	- 34,35
Faro	552,63	394,98	387,06	410,39	423,50	- 23,37
Guarda	497,45	386,77	348,65	413,97	508,06	+ 2,13
Leiria	629,09	421,49	410,17	425,87	545,07	- 12,94
Lisboa	484,78	335,28	364,08	362,84	427,87	- 11,74
Portalegre	676,23	346,34	397,76	429,09	442,96	- 34,50
Porto	584,24	434,42	512,29	470,02	556,41	- 4,76
Santarém	521,53	329,05	381,61	405,49	446,95	- 14,30
Setúbal	732,79	429,01	381,64	438,35	422,02	- 42,41
Viana do Castelo	521,74	410,57	404,10	427,72	429,88	- 17,61
Vila Real	500,00	324,27	425,83	462,06	790,26	+ 58,05
Viseu	443,25	415,92	419,11	471,80	596,01	+ 34,46
Angra do Heroísmo	243,90	379,08	366,21	486,38	402,73	+ 65,12
Horta	313,25	344,37	328,28	330,21	351,61	+ 12,25
Ponta Delgada	384,35	389,07	456,09	533,37	561,05	+ 45,97
Funchal	428,25	344,11	411,16	453,06	558,49	+ 30,41
PORTUGAL	499,82	379,23	409,88	431,28	481,36	- 3,69
s	111,88	33,13	43,35	50,63	97,23	

Taxas de fecundidade legítima: grupo de idades de 20-24 anos

[ANEXO V (continuação)]

Distritos	Períodos					Variação 70-30 (porcen- tagem)
	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72	
Aveiro	412,72	385,79	400,31	396,48	365,53	- 11,43
Beja	305,61	324,56	314,04	281,92	295,52	- 3,30
Braga	434,24	416,52	495,48	496,13	495,72	+ 14,16
Bragança ..	435,38	381,61	401,15	365,47	478,33	+ 9,86
Castelo Branco	382,86	363,97	354,60	334,51	375,63	- 1,89
Coimbra	342,32	329,28	351,99	330,41	375,89	+ 9,72
Évora	328,91	318,92	289,19	267,66	322,73	- 1,88
Faro ..	320,74	277,39	270,94	254,09	275,75	- 14,03
Guarda	369,80	385,01	382,03	377,25	390,80	+ 5,68
Leiria	372,35	350,72	338,66	337,51	320,80	- 13,84
Lisboa	276,54	233,32	239,31	257,84	304,99	+ 10,29
Portalegre	391,67	304,45	283,21	266,91	355,25	- 10,00
Porto	378,04	378,11	425,72	433,08	407,76	+ 7,86
Santarém ..	370,78	318,42	311,34	303,10	311,26	- 16,05
Setúbal	304,72	259,01	231,57	247,20	257,93	- 13,36
Viana do Castelo	363,74	385,96	437,73	399,24	374,91	+ 3,07
Vila Real ..	378,69	341,63	431,22	421,27	439,83	+ 16,15
Viseu	386,32	367,27	392,70	394,31	444,99	+ 15,19
Angra do Heroísmo	320,60	294,16	348,35	396,68	320,14	+ 0,0
Horta	300,12	299,15	290,92	308,56	351,98	+ 17,28
Ponta Delgada	366,24	407,23	440,33	476,05	438,00	+ 19,59
Funchal	414,06	390,42	442,18	433,20	407,07	- 1,69
PORTUGAL ..	356,17	349,04	353,48	352,13	357,37	+ 0,34
s	44,23	49,70	72,90	74,59	64,85	

Taxas de fecundidade legítima: grupo de idades de 25-29 anos

[ANEXO V (continuação)]

Distritos	Períodos					Variação 70-39 (porcen- tagem)
	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72	
Aveiro	334,74	292,00	275,07	283,23	249,58	- 25,44
Beja	291,07	257,03	247,01	198,04	170,55	- 41,41
Braga	382,34	367,12	398,27	416,74	374,99	- 1,92
Bragança ..	378,77	314,38	293,72	283,69	244,31	- 35,50
Castelo Branco	334,93	285,53	252,44	226,44	223,82	- 33,17
Coimbra	276,43	244,61	234,05	233,98	211,46	- 23,50
Évora	264,30	225,66	192,66	163,34	190,04	- 28,10
Faro ..	220,35	181,14	160,68	140,89	161,29	- 26,80
Guarda	322,89	302,96	274,73	265,42	247,15	- 23,46
Leiria	291,75	274,81	247,45	233,32	205,35	- 29,61
Lisboa	189,27	138,22	150,73	164,17	189,38	0
Portalegre ...	279,55	225,67	189,26	172,10	184,16	- 34,12
Porto	311,99	272,70	304,28	319,37	280,33	- 10,15
Santarém ..	266,42	219,10	204,78	189,87	185,37	- 30,42
Setúbal	210,21	164,66	133,82	140,68	138,65	- 34,04
Viana do Castelo	366,77	324,81	327,40	309,96	288,79	- 21,26
Vila Real ..	345,40	306,38	322,95	322,16	330,78	- 4,23
Viseu	339,79	312,56	297,05	290,60	295,41	- 13,06
Angra do Heroísmo	306,88	299,41	288,31	301,32	230,97	- 24,74
Horta	293,03	238,54	233,81	213,79	222,97	- 23,91
Ponta Delgada	359,18	330,00	348,05	373,93	342,30	- 4,70
Funchal	373,31	352,06	357,62	359,14	313,93	- 15,91
PORTUGAL ..	293,72	256,91	251,44	248,07	232,99	- 20,68
s	54,54	59,86	69,92	78,22	63,52	

Taxas de fecundidade legítima: grupo de idades de 30-34 anos

[ANEXO V (continuação)]

Distritos	Períodos					Variação 70-30 (porcen- tagem)
	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72	
Aveiro	279,31	221,15	211,62	196,79	150,78	— 46,02
Beja	270,50	189,31	169,27	125,78	95,88	— 64,55
Braga	341,17	302,60	333,95	314,78	265,29	— 22,24
Bragança ..	316,08	257,80	235,03	213,84	179,16	— 43,32
Castelo Branco	290,60	217,27	191,11	145,49	122,81	— 57,74
Coimbra	215,19	169,27	167,80	128,94	117,09	— 45,59
Évora	223,11	158,07	134,09	91,45	92,15	— 59,00
Faro	175,49	125,19	103,37	80,10	79,48	— 54,71
Guarda	297,54	245,56	218,25	190,25	144,72	— 51,46
Leiria	251,02	204,92	180,73	151,10	118,62	— 52,74
Lisboa	128,34	84,10	92,06	96,09	95,98	— 25,21
Portalegre ...	217,28	157,34	125,77	98,85	101,40	— 53,33
Porto	255,76	198,95	225,11	207,56	173,42	— 32,19
Santarém ..	204,81	154,19	134,05	112,73	98,00	— 52,15
Setúbal	171,65	120,07	84,89	76,54	72,81	— 57,59
Viana do Castelo	291,97	249,33	261,49	226,00	197,97	— 31,97
Vila Real ..	321,02	255,73	242,94	243,80	205,67	— 35,93
Viseu	289,38	241,35	226,17	208,57	191,49	— 33,83
Angra do Heroísmo	291,52	198,80	213,13	195,86	135,84	— 53,40
Horta	243,14	174,44	173,49	137,88	136,01	— 44,06
Ponta Delgada	284,41	250,29	254,87	266,55	245,61	— 13,64
Funchal	359,43	275,82	273,62	275,99	238,39	— 33,68
PORTUGAL ..	245,44	190,94	184,01	164,74	139,66	— 43,10
s	57,94	55,60	63,91	68,68	56,53	

Taxas de fecundidade legítima: grupo de idades de 35-39 anos

[ANEXO V (continuação)]

Distritos	Períodos					Variação 70-30 (porcen- tagem)
	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72	
Aveiro	198,20	154,60	160,89	137,78	103,57	- 47,74
Beja	193,45	134,69	125,49	79,38	56,29	- 70,90
Braga	272,98	214,77	262,61	246,77	209,89	- 23,11
Bragança	296,53	218,30	206,46	172,19	116,38	- 60,75
Castelo Branco	209,39	170,90	142,18	101,20	65,77	- 68,59
Coimbra	149,65	121,76	112,47	83,30	63,32	- 57,70
Évora	174,32	114,71	89,50	55,70	45,57	- 73,86
Faro	115,16	84,11	71,93	45,45	41,45	- 64,01
Guarda	220,96	195,21	178,95	133,34	96,20	- 56,46
Leiria	184,38	155,97	136,05	104,10	73,10	- 60,35
Lisboa	84,14	55,11	53,89	50,66	47,13	- 43,99
Portalegre	155,54	108,13	88,92	58,27	52,75	- 66,09
Porto	188,40	146,84	159,73	146,92	128,52	- 31,78
Santarém	141,75	109,38	96,86	67,43	50,34	- 64,49
Setúbal	143,30	89,17	64,24	43,07	32,40	- 77,39
Viana do Castelo	227,58	184,36	196,67	167,40	136,06	- 40,21
Vila Real	261,12	203,94	206,60	204,84	157,20	- 39,80
Viseu	216,80	194,62	187,77	162,73	141,30	- 34,82
Angra do Heroísmo	211,76	157,55	155,79	128,37	91,07	- 56,99
Horta	161,54	122,52	111,74	88,62	84,87	- 47,46
Ponta Delgada	207,10	179,74	189,16	186,57	157,62	- 23,89
Funchal	302,57	234,04	219,66	206,80	179,38	- 40,71
PORTUGAL	182,69	142,11	137,03	113,71	88,58	- 49,62
s	55,00	47,93	56,26	59,70	50,13	

Taxas de fecundidade legítima: grupo de idades de 40-44 anos

[ANEXO V (continuação)]

Distritos	Períodos					Variação 70-30 (porcen- tagem)
	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72	
Aveiro	88,83	85,54	78,06	62,65	49,77	— 43,97
Beja	66,29	56,75	52,53	26,94	18,25	— 72,47
Braga	127,69	118,02	134,90	124,70	104,91	— 17,84
Bragança	153,01	119,37	107,37	87,57	53,59	— 64,98
Castelo Branco	89,56	83,69	68,75	49,65	26,63	— 70,27
Coimbra	63,76	55,20	51,22	36,24	23,05	— 63,85
Évora	66,47	48,04	40,24	22,36	15,04	— 77,37
Faro	40,06	32,31	27,43	18,05	13,06	— 67,40
Guarda	112,00	105,41	94,59	71,16	46,48	— 58,50
Leiria	87,85	77,02	65,91	48,37	30,04	— 65,81
Lisboa	37,43	24,70	21,29	18,18	14,49	— 61,29
Portalegre	63,25	48,56	37,23	23,48	14,38	— 77,26
Porto	80,84	68,36	76,19	66,25	85,02	+ 5,17
Santarém	65,77	50,84	41,00	27,44	18,07	— 72,53
Setúbal	63,73	42,59	27,94	16,52	11,36	— 82,17
Viana do Castelo	109,88	97,02	97,91	86,34	60,54	— 44,90
Vila Real	133,66	110,63	114,94	92,95	72,46	— 45,79
Viseu	109,23	100,47	99,56	84,37	68,09	— 37,66
Angra do Heroísmo	69,94	58,82	57,00	50,02	30,67	— 56,15
Horta	60,30	51,56	51,14	37,62	33,76	— 44,01
Ponta Delgada	89,57	82,23	80,07	75,14	62,97	— 29,70
Funchal	149,62	114,08	114,90	106,89	87,69	— 41,39
PORTUGAL	83,38	74,46	66,03	52,38	37,95	— 54,49
s	32,67	29,19	32,41	31,71	28,10	

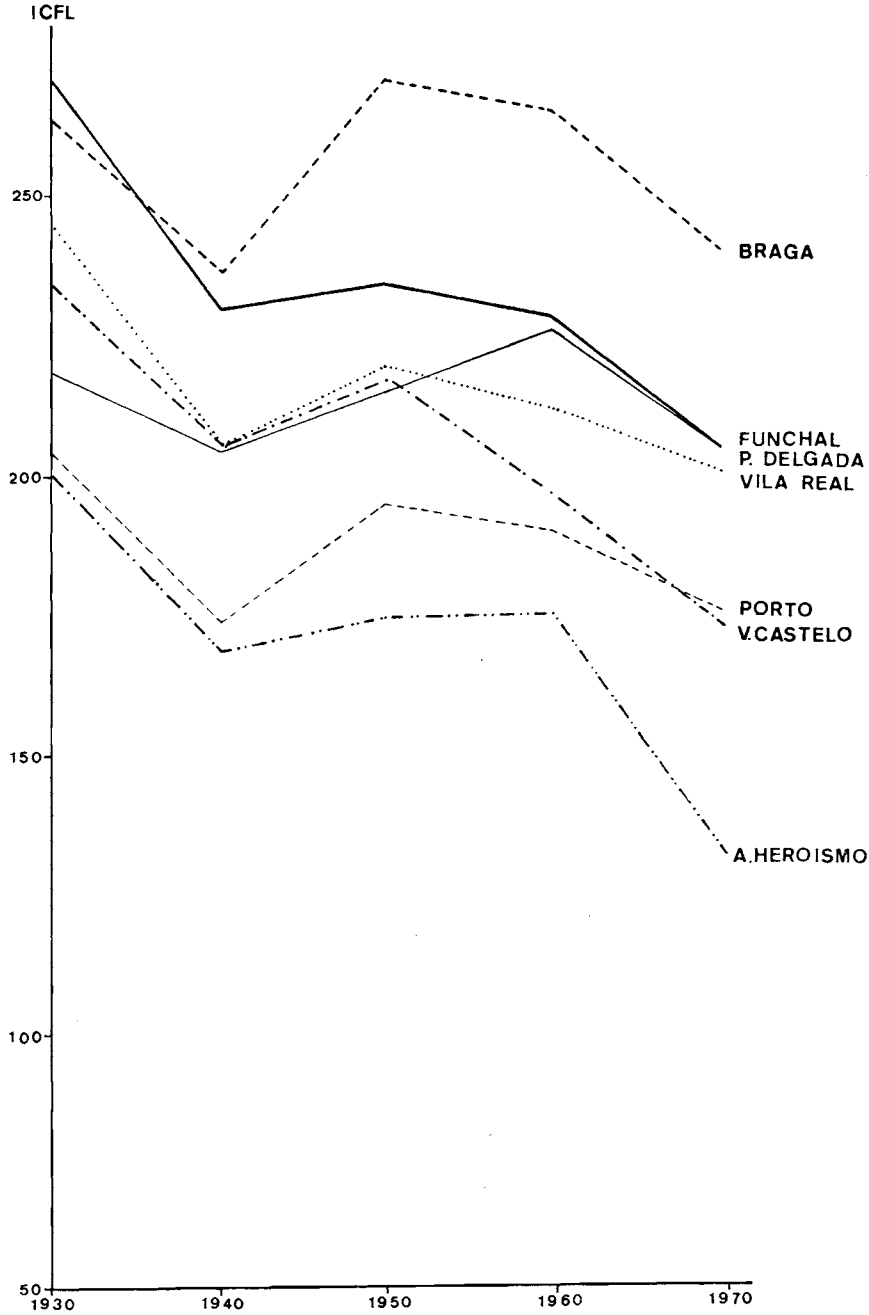
Taxas de fecundidade legítima: grupos de idades de 45-49 anos

[ANEXO V (continuação)]

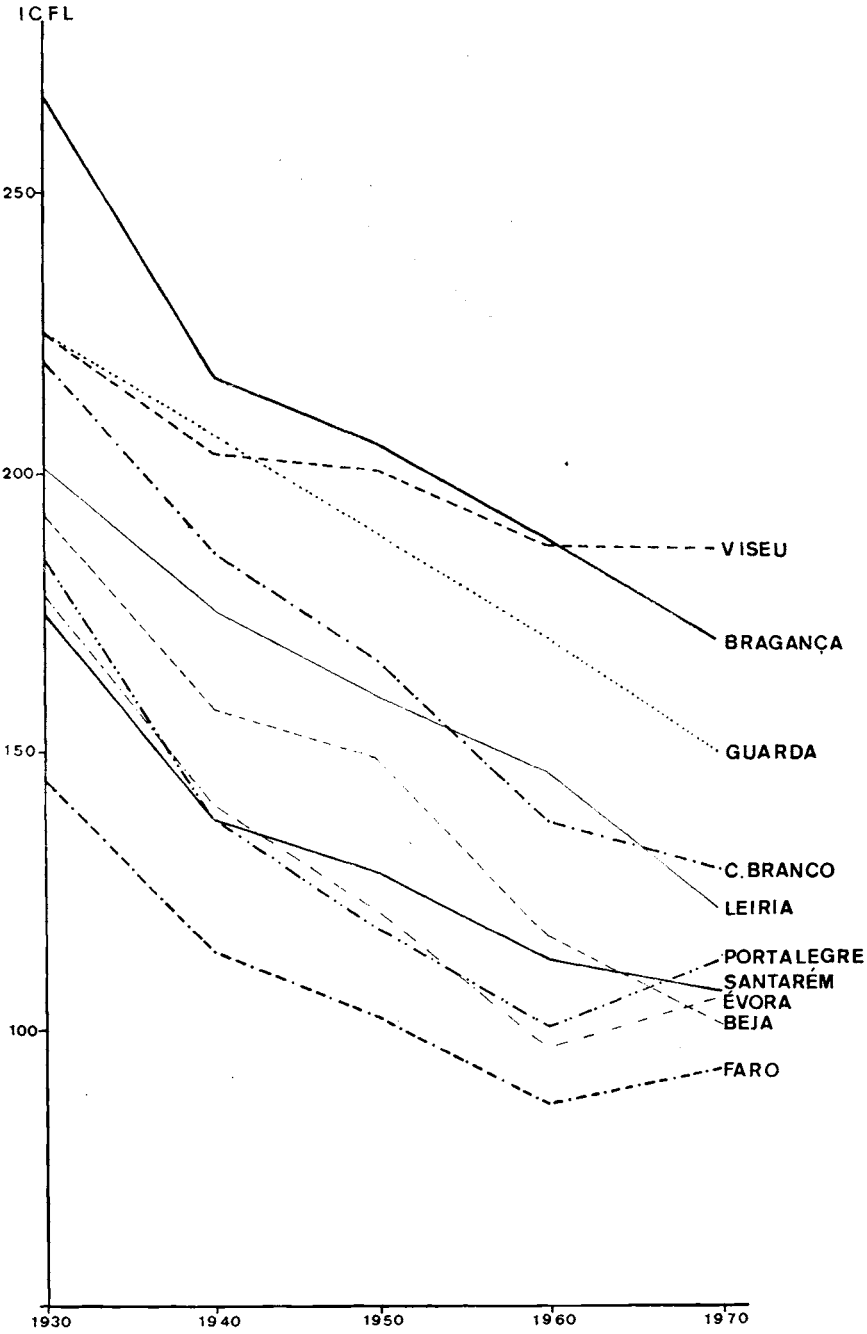
Distritos	Períodos					Variação 70-30 (porcen- tagem)
	1929-32	1939-42	1949-52	1959-62	1969-72	
Aveiro	14,23	13,03	11,53	6,54	4,71	— 66,90
Beja	9,11	7,74	5,36	4,95	6,31	— 30,74
Braga	21,04	19,34	19,39	11,70	10,4	— 52,28
Bragança	28,75	25,22	23,19	8,96	6,34	— 80,76
Castelo Branco	18,40	15,37	11,51	5,19	2,82	— 84,67
Coimbra	10,32	8,87	7,71	3,44	2,37	— 77,03
Évora	6,94	5,31	3,75	2,34	3,57	— 48,56
Faro	6,75	5,10	3,51	2 08	4,84	— 28,30
Guarda	25,52	23,92	16,72	8,22	5,66	— 77,82
Leiria	15,69	12,32	10,99	5,51	3,77	— 75,97
Lisboa	5,65	3,48	2,84	1,35	1,35	— 76,11
Portalegre	9,02	6,62	4,24	2,05	5,08	— 43,68
Porto	5,37	4,54	10,45	5,33	4,53	— 15,64
Santarém	10,47	7,68	6,46	3,19	1,97	— 81,18
Setúbal	10,39	7,23	3,57	1,89	1,01	— 90,28
Viana do Castelo	15,25	13,16	11,53	9,73	6,76	— 55,67
Vila Real	20,41	18,69	20,58	11,03	9,95	— 51,25
Viseu	19,70	19,04	17,66	8,19	6,99	— 64,52
Angra do Heroísmo	7,44	7,00	7,29	3,88	3,49	— 53,09
Horta	10,90	11,45	19,07	14,21	7,55	— 30,73
Ponta Delgada	11,61	10,67	12,28	6,58	6,07	— 47,72
Funchal	38,09	27,00	23,19	12,55	10,84	— 71,54
PORTUGAL	14,00	11,54	10,15	5,14	3,84	— 71,57
s	8,35	7,06	6,73	3,90	2,74	

Evolução de ICFL por distritos

[ANEXO VI]



[ANEXO VI (continuação)]



[ANEXO VI (continuação)]

