

REVISTA BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA

Órgão oficial do IBGE
e Sociedade Brasileira de Estatística

Endereço:

Av. Beira Mar 436 — 10.º andar
Rio de Janeiro, RJ — Brasil — Tel.: 242-4466

A Revista não se responsabiliza
pelos conceitos emitidos
em artigos assinados

Preço:

assinatura anual: Cr\$ 90,00
número avulso: Cr\$ 25,00

SUMÁRIO

Artigos

- Filhos tidos nascidos mortos — um modelo de recuperação das informações censitárias de 1950 e 1960
Luiz Armando de Medeiros Frias
Paulo Rodrigues 243
- Estimativa das taxas de nupcialidade das mulheres solteiras no Estado de Santa Catarina
Marly Medeiros 283
- Distribuição do número de máximos em uma sucessão de variáveis aleatórias independentes, do tipo contínuo e de mesma distribuição
Thadeu Keller Filho 297
- Propriedades e limitações das estatísticas de distribuição de renda
Leon Jordan Filho 309

Transcrição

- Fatores de atração no processo de migração rural-urbana procedente do nordeste do Brasil
Iêda Siqueira 329

Bibliografia

- Publicações editadas por órgãos do IBGE de interesse para a Estatística nos períodos
— out /dez. de 1978 341
— jan /mar. de 1979 343
— abr /jun de 1979 345

Revista Brasileira de Estatística / Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística — Rio de Janeiro : IBGE, 1940, jan./mar. (A 1, n) —

Trimestral

Órgão oficial do IBGE e Sociedade Brasileira de Estatística.

Variações na denominação do editor : Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Conselho Nacional de Estatística, Diretoria de Documentação e Divulgação 1936-1967. — Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Instituto Brasileiro de Estatística, Diretoria de Documentação e Divulgação, 1967-1969. — Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Instituto Brasileiro de Estatística, Departamento de Divulgação Estatística, 1969-1973. — Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Departamento de Divulgação Estatística, 1973-1977. — Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Diretoria de Divulgação, Centro Editorial, Departamento de Editoração, 1977-

Substitui "Revista de Economia e Estatística" do Serviço de Estatística da Produção, Ministério da Agricultura, 1936, jul.(v. 1)-1939, abr.(v. 4). — Mensal

Apresenta índices anuais e índices acumulados nos v. 25(v. 22-24, 1961-1963); v. 27(v. 25-26, 1964-1965); v. 29(v. 27-28, 1966-1967)

1 Estatística — Periódicos. I. IBGE

IBGE Biblioteca Central
RJ-IBGE/78-18

CDD 310.5
CDU 31(05)

FILHOS TIDOS NASCIDOS MORTOS - UM MODELO DE RECUPERAÇÃO DAS INFORMAÇÕES CENSITÁRIAS DE 1950 E 1960*

Luiz Armando de Medeiros Frías
e
Paulo Rodrigues

SUMARIO

- 1 *Introdução*
- 2 *Construção do Modelo*
- 3 *Resultados*
- 4 *Análise dos Resultados*
- 5 *Níveis da Mortalidade e da Fecundidade no Período em Estudo*
 - 5 1. *Níveis da mortalidade*
 - 5 2. *Níveis da fecundidade*
- 6 *Conclusões*

1. INTRODUÇÃO

Sob o título de fecundidade e prolicidade, no recenseamento de 1940, iniciou-se a investigação das características demográficas brasileiras, dado que a impossibilidade de aproveitamento das estatísticas do Registro Civil, na ocasião, acarretou a ampliação da pesquisa censitária.

* Trabalho elaborado no Departamento de Estudos de População da Superintendência de Estudos Geográficos e Sócio-Econômicos — IBGE

Assim sendo, os seguintes quesitos foram examinados no que concerne às mulheres de 12 anos e mais:

- Se teve filhos nascidos vivos, declarar quantos.
- Se teve filhos nascidos mortos, declarar quantos.
- Idade em anos completos na data do nascimento do primeiro filho.
- Número de filhos vivos na data do recenseamento.

Com a divulgação dos resultados e os trabalhos pioneiros de Mortara, sérias dúvidas sobre a qualidade da informação referente aos filhos tidos nascidos mortos foram levantadas, e Mortara (1) aventava a hipótese de uma sobreenumeração da informação e propunha que se adotasse como 5% do total de nascimentos a máxima proporção de nascidos mortos.

A conseqüência advinda desses resultados foi excluir, consecutivamente, dos recenseamentos de 1950 e 1960 a discriminação dos filhos tidos nascidos mortos e nascidos vivos, colocando-se apenas os seguintes quesitos pertinentes às mulheres de 15 anos e mais:

- Se teve filhos, declare quantos, incluindo os que nasceram mortos.
- Dos filhos que teve, quantos se acham vivos na data do Censo?

Como nas instruções de 1940 não constaram observações que alertassem aos informantes sobre a não inclusão de abortos ocorridos com menos de sete meses de gestação, e em virtude de grande parte das áreas urbanas os informantes terem preenchido diretamente os questionários sem a presença de entrevistadores, a ausência deste tipo de instrução poderia eventualmente ser uma fonte de erro no tocante a sobreenumeração, dado que os óbitos fetais poderiam ter sido declarados independentemente da duração da gestação.

Em 1950, nas instruções concernentes ao quesito número total de filhos tidos (nascidos mortos e vivos), fez-se referência ao fato de que os nascidos mortos só deveriam ser declarados se fossem óbitos fetais com sete meses ou mais de gestação, objetivando corrigir as possíveis falhas ocorridas no levantamento precedente. Este procedimento foi também comum ao Censo de 1960.

O recenseamento de 1970, no seu boletim de amostras, retorna a investigar separadamente os filhos tidos nascidos mortos e nascidos vivos e os quesitos seguintes são sobre a fecundidade das mulheres de 15 anos e mais.

- Quantos filhos nascidos vivos teve até a data do Censo?
- Quantos filhos nascidos mortos teve até a data do Censo?
- Dos filhos vivos que teve, quantos nasceram nos doze meses anteriores à data do Censo (01-09-69 — 01-09-70)?
- De todos os filhos que teve, quantos se acham vivos?

Com os resultados censitários de 1940 e 1970, relativos à fecundidade feminina, foram elaborados alguns dados que são apresentados na tabela 1.

TABELA 1

PROPORÇÃO DE NASCIDOS MORTOS POR 100 NASCIDOS VIVOS, SEGUNDO A IDADE DA MÃE — BRASIL — 1940 E 1970

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | IDADE DA MÃE (anos) | | | | | | | | | | | |
|--------------------------|---------------------|------|---------|------|---------|------|---------|------|---------|------|---------|------|
| | 15 a 19 | | 20 a 24 | | 25 a 29 | | 30 a 34 | | 35 a 39 | | 40 a 49 | |
| | 40 | 70 | 40 | 70 | 40 | 70 | 40 | 70 | 40 | 70 | 40 | 70 |
| Amazonas | 6,85 | 2,44 | 8,98 | 2,24 | 9,80 | 2,33 | 10,05 | 2,76 | 10,11 | 2,73 | 11,35 | 3,63 |
| Pará | 7,14 | 2,30 | 8,45 | 2,05 | 8,65 | 2,55 | 8,96 | 2,76 | 9,26 | 3,03 | 9,53 | 3,63 |
| RO/RR/AC/AP (1) | 10,50 | 2,33 | 11,13 | 2,37 | 11,20 | 2,51 | 10,95 | 2,91 | 10,83 | 3,11 | 12,66 | 3,91 |
| Maranhão | 5,75 | 3,35 | 8,91 | 3,07 | 9,77 | 3,23 | 10,22 | 3,35 | 10,63 | 3,69 | 10,74 | 4,12 |
| Piauí | 6,40 | 3,65 | 8,02 | 3,11 | 9,09 | 2,92 | 9,05 | 2,96 | 9,52 | 3,48 | 9,61 | 3,94 |
| Ceará | 4,53 | 3,38 | 5,87 | 3,59 | 6,32 | 3,57 | 6,58 | 4,07 | 6,91 | 4,26 | 7,38 | 4,85 |
| Rio Grande do Norte | 5,30 | 4,67 | 6,50 | 4,16 | 6,68 | 4,42 | 6,90 | 4,77 | 7,06 | 5,07 | 7,52 | 5,67 |
| Paraíba | 5,70 | 8,56 | 7,01 | 8,12 | 7,53 | 7,98 | 7,81 | 8,01 | 8,15 | 8,62 | 8,46 | 9,07 |
| Pernambuco | 7,32 | 5,75 | 7,98 | 5,02 | 8,31 | 4,87 | 8,27 | 5,22 | 8,34 | 5,42 | 8,93 | 6,02 |
| Alagoas | 6,49 | 7,10 | 6,38 | 7,16 | 6,85 | 7,25 | 7,22 | 7,60 | 7,33 | 7,74 | 7,72 | 7,88 |
| Sergipe | 8,51 | 4,60 | 10,32 | 3,49 | 10,91 | 3,21 | 11,03 | 3,72 | 11,53 | 4,13 | 11,65 | 4,72 |
| Bahia | 6,42 | 3,04 | 8,08 | 2,84 | 8,77 | 2,96 | 8,83 | 3,16 | 9,10 | 3,50 | 9,41 | 3,99 |
| Minas Gerais | 5,07 | 2,92 | 6,75 | 2,41 | 7,23 | 2,59 | 7,59 | 2,88 | 8,12 | 3,22 | 8,73 | 3,81 |
| Espírito Santo | 3,99 | 2,82 | 5,55 | 1,86 | 6,01 | 2,19 | 6,14 | 2,29 | 6,62 | 2,36 | 7,05 | 2,89 |
| Rio de Janeiro | 5,57 | 2,16 | 6,22 | 2,15 | 6,79 | 2,12 | 7,22 | 2,43 | 7,61 | 2,67 | 8,39 | 3,22 |
| Guanabara (2) | 7,91 | 2,77 | 8,58 | 2,44 | 9,88 | 2,57 | 10,54 | 2,71 | 11,53 | 3,03 | 12,35 | 3,38 |
| São Paulo | 5,30 | 3,06 | 6,38 | 2,44 | 6,84 | 2,30 | 7,18 | 2,56 | 7,56 | 2,84 | 8,15 | 3,32 |
| Paraná | 4,48 | 2,13 | 6,62 | 2,03 | 6,92 | 2,11 | 7,34 | 2,21 | 7,45 | 2,68 | 7,83 | 3,11 |
| Santa Catarina | 4,45 | 2,64 | 4,55 | 1,57 | 4,79 | 1,58 | 4,80 | 1,66 | 4,99 | 1,89 | 6,65 | 2,29 |
| Rio Grande do Sul | 4,20 | 3,06 | 5,08 | 2,05 | 5,38 | 1,79 | 5,24 | 1,89 | 5,64 | 1,92 | 5,88 | 2,32 |
| Mato Grosso | 6,03 | 1,89 | 7,95 | 1,69 | 7,94 | 1,90 | 8,73 | 1,92 | 9,44 | 2,08 | 10,29 | 2,78 |
| Goiás (3) | 6,52 | 5,14 | 8,75 | 4,72 | 9,20 | 4,18 | 9,55 | 4,73 | 9,69 | 5,10 | 10,36 | 5,67 |
| REGIÃO NORTE | 7,30 | 2,35 | 8,82 | 2,15 | 9,18 | 2,48 | 9,41 | 2,78 | 9,60 | 2,96 | 10,24 | 3,67 |
| REGIÃO NORDESTE | 6,19 | 4,44 | 7,60 | 4,16 | 8,13 | 4,19 | 8,27 | 4,50 | 8,64 | 4,82 | 8,86 | 5,39 |
| REGIÃO SUDESTE | 5,37 | 2,85 | 6,64 | 2,37 | 7,17 | 2,39 | 7,54 | 2,61 | 8,01 | 2,94 | 8,66 | 3,45 |
| REGIÃO SUL | 4,32 | 2,47 | 5,35 | 1,96 | 5,62 | 1,90 | 5,63 | 1,99 | 5,91 | 2,25 | 6,26 | 2,64 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 6,34 | 4,05 | 8,49 | 3,77 | 8,79 | 3,77 | 9,30 | 3,86 | 9,61 | 4,14 | 10,24 | 4,75 |
| BRASIL | 5,67 | 3,39 | 6,96 | 2,99 | 7,46 | 3,01 | 7,68 | 3,24 | 8,06 | 3,51 | 8,50 | 4,05 |

(1) Refer-se apenas ao território do Acre em 1940

(2) Antigo Distrito Federal

(3) Inclusive Brasília em 1970

Apenas com exceção dos Estados da Paraíba e de Alagoas, em 1970, todas as proporções encontradas em 1940 são sensivelmente maiores que as de 1970. Se as proporções de nascidos mortos mantiverem relação com os níveis de mortalidade geral, a notória queda da mortalidade no Brasil no período considerado (40-70) estaria bem delineada nos dados observados. Contudo, as diferenças na forma de coleta das informações nos dois Censos considerados e as diferenças de definição do conceito são, por si só, bastante relevantes no que concerne à comparabilidade dos mesmos.

No entanto, a necessidade de dados comparativos confiáveis nos levou a recorrer aos procedimentos utilizados por Leite (2) em seu trabalho, usando novos dados obtidos nos Anuários Demográficos da ONU

que, sendo oriundos de estatísticas do Registro Civil, não apresentam a ideal comparabilidade. Contudo, como estamos interessados na ordem de grandeza, devem permitir uma razoável avaliação (tabela 2).

TABELA 2

NÚMERO DE NASCIDOS MORTOS POR 100 NASCIDOS VIVOS,
SEGUNDO A IDADE DA MÃE

| REGIÕES E PERÍODO | IDADE EXATA DA MÃE (anos) | | | | | | |
|--------------------------|---------------------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 |
| Canadá 1944 . | 1,82 | 1,89 | 1,94 | 2,10 | 2,29 | 2,42 | 2,44 |
| Itália 1952 | 2,75 | 2,57 | 2,68 | 2,82 | 3,02 | 3,18 | 3,20 |
| Japão 1940 (1) | 8,08 | 4,79 | 4,20 | 4,32 | 4,65 | 4,89 | 4,92 |
| Portugal 1952 | 2,60 | 3,07 | 3,23 | 3,32 | 3,39 | 3,47 | 3,50 |
| Brasil 1940 . | 6,83 | 7,32 | 7,60 | 7,90 | 8,24 | 8,52 | 8,64 |
| Região Norte 1940 | 8,80 | 9,89 | 10,25 | 10,50 | 10,66 | 11,04 | 11,88 |
| Região Nordeste 1940 | 7,41 | 8,54 | 8,93 | 9,24 | 9,55 | 9,74 | 9,84 |
| Região Sudeste 1940 | 6,39 | 7,42 | 7,94 | 8,44 | 9,01 | 9,49 | 9,87 |
| Região Sul 1940 | 5,06 | 5,80 | 5,96 | 6,12 | 6,38 | 6,68 | 6,89 |
| Região Centro-Oeste 1940 | 8,01 | 9,46 | 9,94 | 10,44 | 10,94 | 11,57 | 11,88 |
| Brasil 1970 | 3,04 | 3,01 | 3,14 | 3,39 | 3,73 | 4,06 | 4,23 |
| Região Norte 1970 | 2,30 | 2,37 | 2,70 | 2,95 | 3,39 | 3,82 | 3,92 |
| Região Nordeste 1970 | 4,49 | 4,36 | 4,54 | 4,89 | 5,34 | 5,71 | 5,81 |
| Região Sudeste 1970 | 2,68 | 2,44 | 2,58 | 2,87 | 3,24 | 3,59 | 3,73 |
| Região Sul 1970 | 2,27 | 1,98 | 1,98 | 2,17 | 2,44 | 2,73 | 2,87 |
| Região Centro-Oeste 1970 | 4,07 | 3,92 | 3,97 | 4,17 | 4,49 | 5,03 | 5,40 |

(1) Óbitos fetais com 3 meses e mais de gestação

Neste momento cabe observar as principais origens de erros nas declarações que julgamos possam prejudicar a qualidade das informações censitárias:

— os nascidos vivos que falecem pouco depois do nascimento são declarados como nascidos mortos;

— os abortos com menos de 28 semanas de gestação são declarados como nascidos mortos;

— omissão de filhos nascidos mortos por esquecimento “proposital” ou casual, quando informados pela mãe, ou ainda por desconhecimento quando a informação é fornecida por terceiros e;

— possíveis erros oriundos da interpretação ou ingerência dos entrevistadores não devidamente conhecedores dos conceitos básicos.

Dentre as fontes de erros acima listadas, as estatísticas de Registro Civil padecem, fundamentalmente, além do não registro do óbito fetal, dos dois primeiros itens abordados e diferem basicamente das informações censitárias por terem um caráter de informações correntes, enquanto que as censitárias apresentam características retrospectivas. Essa diferença, quando nos encontramos em situação de mortalidade declinante, poderia mascarar a forma da estrutura dos óbitos fetais segundo a idade da mãe.

Por outro lado, os erros de declaração de idade das mulheres nos dados censitários seguramente são de maior magnitude e deverão, quando elevados, prejudicar sensivelmente as informações sobre nascidos mortos e nascidos vivos, principalmente se houver envelhecimento no grupo de idade inicial e rejuvenescimento nas classes de idade intermediária.

A seguir, na tabela 3, apresentamos alguns indicadores de mortalidade e fecundidade das regiões consideradas na tabela 2:

TABELA 3

INDICADORES DE MORTALIDADE E FECUNDIDADE

| INDICADORES | CANADÁ 1944 | ITÁLIA 1952 | JAPÃO ⁽¹⁾ 1940 | PORTUGAL 1949 |
|----------------------------------|----------------|----------------|------------------------------|------------------|
| Esperança de vida ao nascer | 64,7 | 65,4 | 47,0 | 57,9 |
| Mortalidade infantil p/1000 | 54,7 | 63,4 | 90,4 | 114,5 |
| Taxa de mortalidade fetal p/1000 | 23,6 | 31,7 | 48,6 | 42,4 |
| Taxa bruta de natalidade p/1000 | 23,8 | 17,9 | 29,4 | 25,3 |
| Taxa bruta de reprodução . | 1,455 | . | (²) 2,259 | 1,548 |
| Taxa líquida de reprodução . | 1,324 | . | (²) 1,718 | 1,129 |

(¹) Óbitos fetais com 3 meses e mais de gestação.

(²) Referem-se ao ano de 1947.

De acordo com os indicadores expostos, dado que não existem diferenças sensíveis na natalidade e na fecundidade, excluindo-se o Japão, observamos uma associação direta entre a mortalidade fetal e infantil e, em menor escala, com a esperança de vida. Claro está que o número de regiões é bastante discreto. Entretanto, dentre as regiões que apresentavam estatísticas confiáveis, foram as de maiores níveis de mortalidade encontradas nos Anuários Demográficos da ONU.

No caso especial do Japão, onde os óbitos fetais incluem períodos de gestação bem inferiores ao mínimo de 28 semanas, devemos ressaltar que a partir de 1948, com a legalização do aborto, suas taxas de mortalidade fetal elevaram-se, de imediato, para aproximadamente 100 óbitos fetais por 1000 nascidos vivos, o que, além da evidente permissão legal da interrupção da gestação como causa de elevação desta taxa, poderia no caso das taxas anteriores a 1948, em virtude da proibição de tal prática, existir uma possível ausência de declaração de óbitos fetais que, conseqüentemente, subestimaria os valores daquelas taxas.

Na hipótese de que em 1940, no Brasil, as pessoas declarassem os óbitos fetais independentemente da duração da gestação, e consoante com os níveis elevados de mortalidade vigentes na ocasião, os valores da tabela 1 em 1940 não destoariam flagrantemente dos dados japoneses em torno de 1950. Em contrapartida, no que concerne aos nascidos mortos declarados em 1970, bastante se assemelham em valor, salvo

raras exceções, aos dados estrangeiros existentes na tabela 2 que, mantidas as devidas restrições comparativas, nos inclinariam a aceitar os resultados apurados em 1970. Apenas com o objetivo de reforçar nossas afirmativas, podemos parrear as seguintes regiões:

- Itália (1952) e Região Sudeste (1970)
- Canadá (1944) e Região Sul (1970)
- Portugal (1949) e Brasil (1970)

Efetivamente, não possuímos dados em quantidade sobre mortalidade fetal em regiões que apresentassem simultaneamente elevados níveis de mortalidade e fecundidade. Entretanto, em alguns resumos de trabalho, constantes em diferentes volumes do *Population Index*, selecionamos pela analogia de conclusões os estudos de Naeye e Colab (3), e Resseguie (4), que sugerem associação entre os níveis da mortalidade fetal e as condições de vida da mãe durante o período gestacional, o que é reforçado por trabalhos desenvolvidos por Laurenti, R. e Colab (5) e Ciari Jr., C. e Colab (6), quando apresentam observações em relação a essa associação. Laurenti refere-se a uma certa coincidência entre as causas de mortalidade que afetam o recém-nascido na primeira semana, e o feto *in utero*, dentre elas, causas evitáveis a nível pré-natal (sífilis congênita, doenças próprias associadas à gravidez) e pertinentes no parto (traumatismos obstétricos, anoxias e distocias). Em outro estudo Ciari conclui que o peso do recém-nascido associa-se diretamente com a altura materna e com o regime de restrição alimentar durante a gravidez, considerando-os, de certa maneira, como fatores de risco fetal. Apresentamos a seguir, apenas à guisa de constatação, alguns resultados da antropometria retirados do Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF), realizado pelo IBGE em 1974/1975.

TABELA 4

ESTATURA MÉDIA EM (cm) DAS MULHERES, SEGUNDO A IDADE EM ALGUMAS REGIÕES BRASILEIRAS

| REGIÃO | IDADE DA MULHER (anos) | | | | |
|-----------------------------|------------------------|---------|---------|---------|---------|
| | 15 a 19 | 20 a 24 | 25 a 29 | 30 a 39 | 40 a 49 |
| Rio de Janeiro | 157,9 | 158,1 | 158,0 | 157,4 | 156,7 |
| Região Sul | 157,2 | 157,6 | 158,0 | 158,0 | 157,4 |
| Distrito Federal | 156,8 | 157,3 | 157,1 | 156,7 | 156,4 |
| Região Norte e Centro-Oeste | 154,8 | 155,6 | 155,8 | 154,7 | 154,2 |
| Região Nordeste | 153,4 | 154,3 | 154,1 | 153,5 | 153,3 |

Os dados antropométricos apresentados acima, as notórias diferenças regionais brasileiras no tocante às disponibilidades de assistência materno-infantil e qualidade e quantidade do regime alimentar dessas

populações, induzem a aceitação de níveis de mortalidade fetal extremamente variados. Assim, os dados da tabela 2 com relação a 1970 ficaram reforçados quanto a sua melhor aceitação.

Em outro trabalho, Laurenti (7) se refere às substanciais alterações introduzidas na mortalidade infantil acarretada pela troca de declaração de nascidos vivos prematuramente mortos, por registros de óbito fetal, exemplificando que um erro de 25 nascidos mortos registrados em um total de 1000 nascidos vivos altera a mortalidade infantil em cerca de 22%. Baseados nessas considerações, simulamos a seguinte situação que nos parece bastante plausível em termos reais: uma mulher que durante a sua vida reprodutiva tenha tido 8 gestações e que vivesse em severas condições. A suposição de ocorrência de um nascido morto nestas gestações, em um total de 7 nascidos vivos, acarretaria uma relação de 1:7 ou seja 14,3%, valor considerado excessivamente alto. No entanto, se esta mulher, dentre os seus 7 filhos nascidos vivos, tivesse perdido um deles com poucas horas de vida e quando inquerida também o declarasse como nascido morto, aquela relação tornar-se-ia de 2:6 ou seja, 33,3%. Elocuções desta ordem podem estar destituídas de fundamentos; contudo, em regiões de alta fecundidade e mortalidade tornam-se atraentes

O desconhecimento dos níveis da mortalidade fetal, a ausência de estudos que mensurem o grau de distorção introduzido por erros de declaração do número de crianças nascidas vivas, computados como nascidos mortos etc... não nos permitem rejeitar sumariamente as informações censitárias coletadas em 1970. Assim sendo, preferimos aceitá-las, salvo raras exceções, como consistentes e utilizá-las sem nenhuma correção, na tentativa de construção de um modelo teórico que recuperasse este tipo de informação nos dados referentes aos Censos de 1950 e 1960.

2. CONSTRUÇÃO DO MODELO

A tarefa de adotar um modelo que recuperasse os dados referentes a filhos tidos nascidos mortos e nascidos vivos para os Censos de 1950 e 1960, e que procurasse ajustar os mesmos a fins comparativos para o Censo de 1940, iniciou-se com a apreciação das informações sobre fecundidade das mulheres de 15 anos e mais no Censo de 1970 (tabela 27 do volume do Censo Demográfico de 1970).

A partir dessa tabela, determinamos como básicas e mais consistentes as informações na seguinte ordem:

— as mulheres que tiveram filhos, ou seja, as mães, pois seria menos provável erros de omissão;

— os filhos vivos, segundo a idade da mãe, na ocasião de levantamento, informados com boa precisão, principalmente pelas mulheres mais jovens;

— o total de filhos tidos, segundo a idade da mãe, na ocasião do levantamento, melhor enumerado pelo grupo mais jovem de mulheres.

Acreditamos que as informações sobre filhos tidos nascidos mortos seriam as de pior qualidade. No entanto, em face de todas as considerações feitas anteriormente, decidimos utilizá-las.

Aceitando-se que durante o período intra-uterino, e nas primeiras idades, a saúde do indivíduo estivesse ligada diretamente às condições de vida da mãe, naturalmente vinculamos diretamente os níveis de natimortalidade e de mortalidade nas primeiras idades. Acreditando que variáveis como idade da mãe e a ordem da gestação tivessem influência na mortalidade fetal, imaginamos que os níveis e padrões de fecundidade pudessem também estar associados ao fenômeno. Assim, feitas estas suposições, definimos os indicadores que seriam utilizados na construção do modelo.

Com o objetivo de reduzir possíveis erros de declaração nas informações utilizadas, decidimos acumular os dados em grupos etários referentes as idades das mães. Consideramos, então, a diferença entre o total de filhos e o total de filhos vivos na data do Censo, dividida pelo número de mulheres que tiveram filhos, segundo a idade das mesmas, como sendo a razão de filhos falecidos por mãe e ainda o total de filhos tidos nascidos mortos, dividido pelo número de mulheres que tiveram filhos, segundo grupos de idade das mesmas, como sendo a razão de filhos tidos nascidos mortos por mãe; razões essas que definem nossos indicadores de mortalidade. Considerando que, desde a concepção, passando pela fase embrionária e fetal até as primeiras idades, a formação do indivíduo depende de uma série de fatores relativos às condições de vida da mãe, derivamos associações positivas entre nossos indicadores de mortalidade, em função da forte associação direta existente entre a natimortalidade e a mortalidade nos primeiros anos de vida. Na própria gestação da mulher já são verificados, a nosso entender, os níveis de mortalidade futuros, existindo razões para se esperar que a natimortalidade e a mortalidade infantil sofram influência diferencial das condições sociais de modo mais marcado que a mortalidade geral.

Optamos pelo uso do número de mães como denominador das razões devido à melhor qualidade dos dados e à existência dos mesmos em todos os censos brasileiros, podendo, desta forma, estimar os nascidos mortos, assim como os nascidos vivos. Uma vez determinado que o modelo seria desenvolvido em função dos dados acumulados segundo a idade da mãe, tomando como base as informações sobre fecundidade do Censo de 1970, seria necessário, depois de estimá-los, proceder inversamente, isto é, desacumular os mesmos, tendo, assim, as estimativas definitivas por grupos etários quinquenais das mães.

O exposto acima define o seguinte:

- X_{ii} — razão de filhos falecidos por mãe até a idade i
- Y_i — razão de filhos tidos nascidos mortos por mãe até a idade i .
- i — 1, ..., 7

$$\text{sendo } X_i = \frac{Ft_i - Fv_i}{M_i}$$

$$\text{e } Y_i = \frac{Nm_i}{M_i}$$

onde:

Ft_i — total de filhos tidos de mães até a idade i

Fv_i — total de filhos vivos de mães até a idade i

Nm_i — filhos tidos nascidos mortos de mães até a idade i .

M_i — número de mães até a idade i

De posse desses indicadores de mortalidade X_i e Y_i , explicitados no anexo I, foi feita uma análise gráfica dos sete conjuntos de pares (X_i e Y_i , V_i), onde eliminamos as seguintes Unidades da Federação: Rio Grande do Norte, Mato Grosso e Goiás, que julgamos não muito compatíveis com o conjunto de informações analisadas. Desta análise gráfica derivamos também que a relação entre as variáveis consideradas seria:

$$Y_i = A_i + B_i X_i, \quad i = 1, \dots, 7$$

O ajustamento por mínimos quadrados forneceu os seguintes parâmetros, apresentados na tabela 5.

TABELA 5

PARÂMETROS DA REGRESSÃO ENTRE X_i E Y_i (*)

| IDADE DA MÃE (anos) | i | PARÂMETROS DA CURVA EXPONENCIAL | | PERCENTAGEM DE VARIAÇÃO EXPLICADA r^2 |
|------------------------|---|------------------------------------|-----------|--|
| | | A_i | B_i | |
| 15 a 19 (20) | 1 | 0,013951 | -5,357029 | 77,18 |
| 15 a 24 (25) | 2 | 0,018115 | -3,403127 | 92,96 |
| 15 a 29 (30) | 3 | 0,026187 | -2,245774 | 94,44 |
| 15 a 34 (35) | 4 | 0,034387 | -1,664719 | 95,28 |
| 15 a 39 (40) | 5 | 0,042410 | -1,334496 | 95,33 |
| 15 a 44 (45) | 6 | 0,049894 | -1,128211 | 95,44 |
| 15 a 49 (50) | 7 | 0,054976 | -1,016817 | 95,68 |

(*) Foram utilizadas 19 Unidades da Federação e agrupados os Territórios de Roraima, Rondônia, Acre e Amapá em uma só região. Excluídos: Rio Grande do Norte, Mato Grosso e Goiás.

Avaliando graficamente os parâmetros (A_i e B_i) das equações exponenciais apresentadas (gráficos 1 e 2), decidimos que ao invés de utilizarmos sete equações poderíamos ajustar esses parâmetros segundo a idade acumulada da mãe, e por substituição dos mesmos na equação original ($Y = A e^{Bx}$), por suas devidas funções da idade, criamos uma única função de ajustamento contendo como variáveis a idade da mãe e a razão filhos falecidos por mãe, segundo a idade da mãe.

GRÁFICO 1

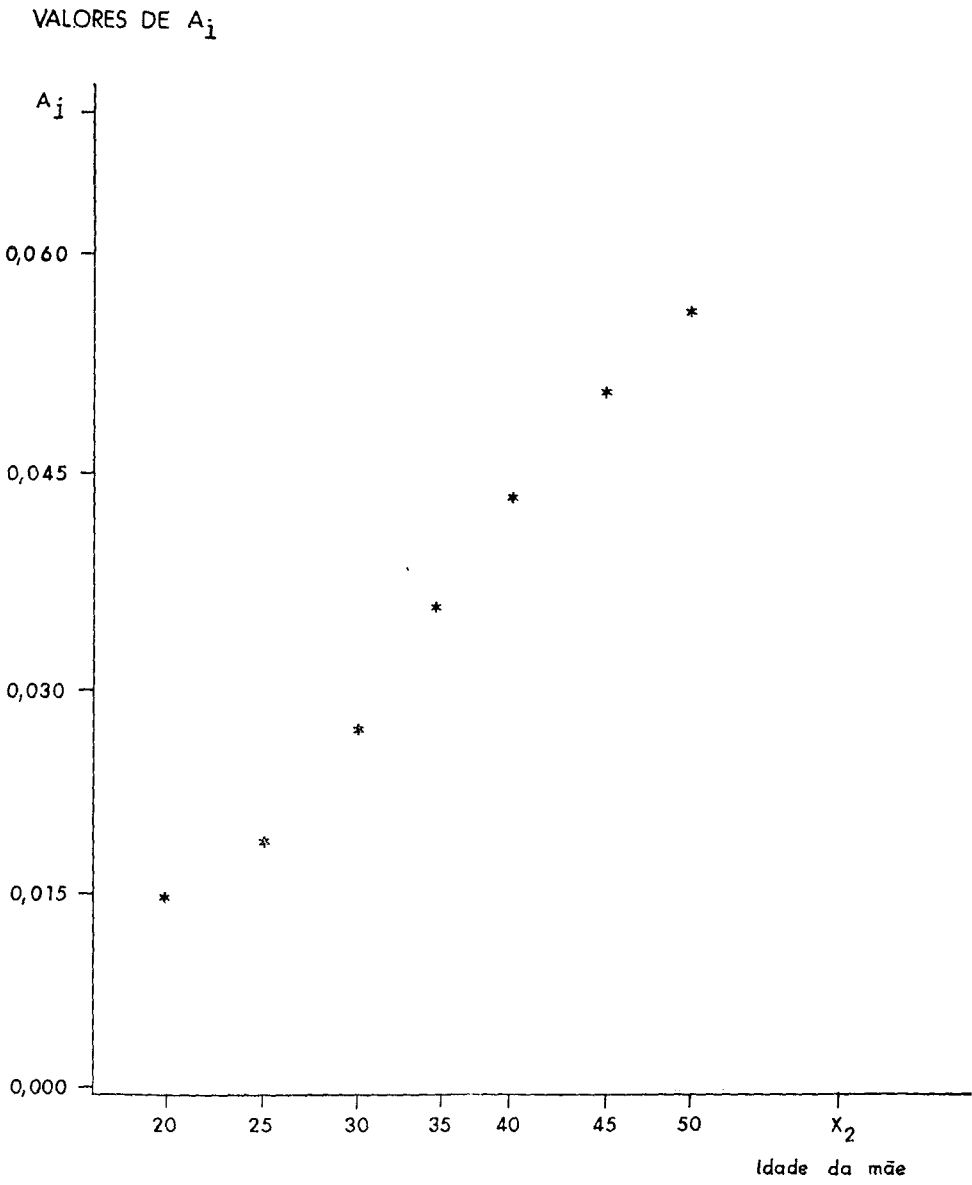
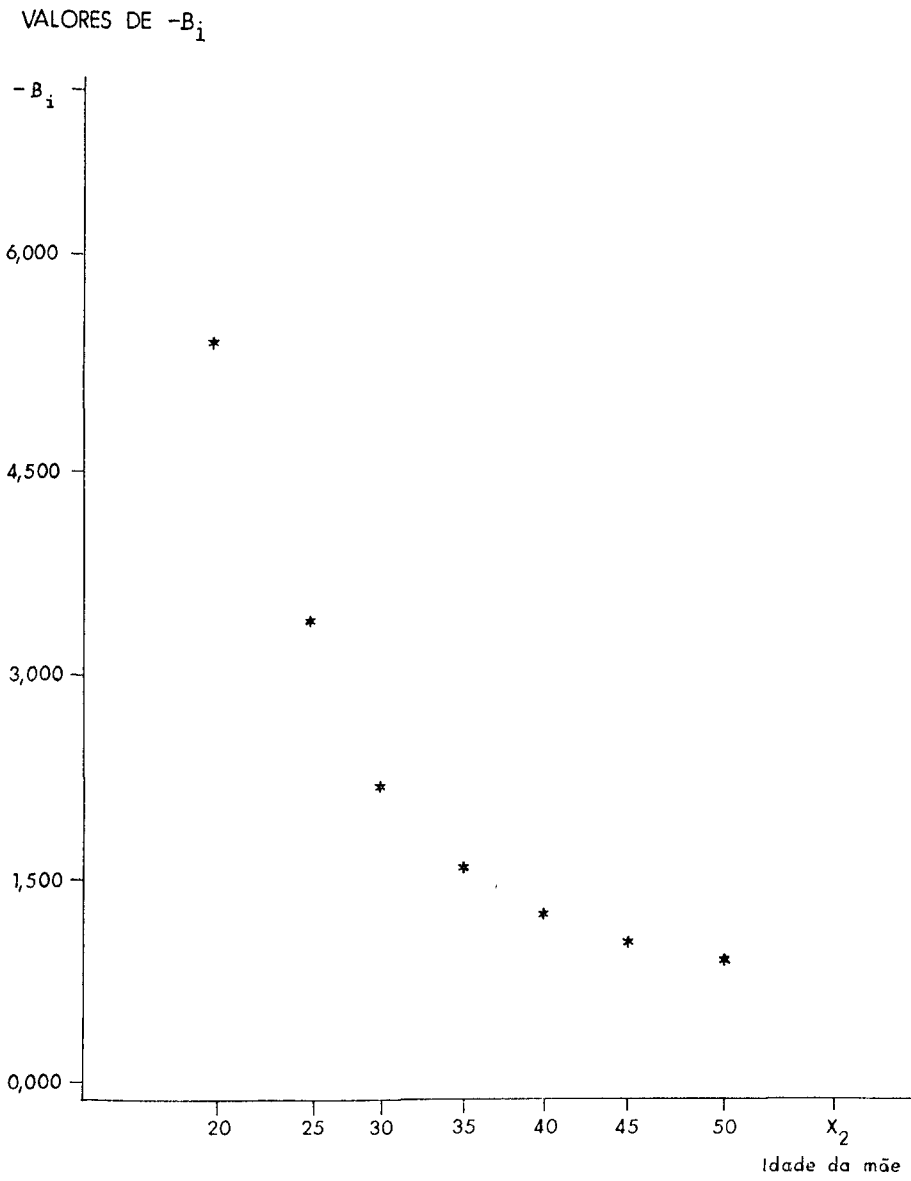


GRÁFICO 2



Consideramos para cada um dos dois grupos de parâmetros (A_i e B_i), as seguintes funções ajustantes:

Função ajustante dos parâmetros A_i :

$$W = aX_2^3 + bX_2^2 + cX_2 + d$$

X_2 — idade acumulada da mãe

Função ajustante dos parâmetros — B_i :

$$Z = 10^{\alpha X_2^2 + \beta X_2 + \gamma}$$

X_2 — idade acumulada da mãe

Os parâmetros ajustados por intermédio das funções acima encontram-se, a seguir, na tabela 6.

TABELA 6

VALORES AJUSTADOS DOS PARÂMETROS A_i E B_i

| IDADE DA MÃE EM ANOS (X_2) | i | \hat{A}_i | \hat{B}_i |
|--|-----|-------------|-------------|
| 15 a 19 (20) | 1 | 0,013830 | -5,352568 |
| 15 a 24 (25) | 2 | 0,018710 | -3,370092 |
| 15 a 29 (30) | 3 | 0,025964 | -2,286817 |
| 15 a 34 (35) | 4 | 0,034429 | -1,672365 |
| 15 a 39 (40) | 5 | 0,042946 | -1,318077 |
| 15 a 44 (45) | 6 | 0,050354 | -1,119594 |
| 15 a 49 (50) | 7 | 0,055494 | -1,024921 |
| Percentagem de variação explicada (r^2) | — | 99,76 | 99,93 |

Substituindo W e Z na função exponencial de origem, temos a seguinte função geral de ajuste:

$$Y(X_{1i}, X_2) = W e^{Z X_{1i}} \quad i = 1, \dots, 7$$

onde:

$$W = 0,00000155 X_2^3 + 0,0001634 X_2^2 - 0,0040208 X_2 + 0,04123359$$

e

$$Z = 10^{0,00065 X_2^2 - 0,069443 X_2 + 1,357244}$$

Sendo $Y(X_{1i}, X_2) = W e^{Z X_{1i}}$, tabelada no anexo II, a função que traduz todo o modelo desenvolvido e que a estrutura da razão de filhos tidos nascidos mortos pelo total de filhos tidos seja constante, podemos, a partir dessa função, determinar os filhos tidos nascidos mortos e os filhos tidos nascidos vivos para os anos já referidos.

3. RESULTADOS

Os resultados oriundos do modelo aqui desenvolvido, no que se refere a filhos tidos nascidos mortos e nascidos vivos, estão contidos nas tabelas apresentadas a seguir, assim como os dados observados relativos aos censos de 1940 e 1970:

Tabela 7 — Número de filhos nascidos mortos e nascidos vivos estimados para o ano de 1940, por grupos de idade das mães, segundo as Unidades da Federação.

Tabela 8 — Número de filhos nascidos mortos e nascidos vivos estimados para o ano de 1950, por grupos de idade das mães, segundo as Unidades da Federação.

Tabela 9 — Número de filhos nascidos mortos e nascidos vivos estimados para o ano de 1960, por grupos de idade das mães, segundo as Unidades da Federação.

Tabela 10 — Número de filhos nascidos mortos e nascidos vivos estimados para o ano de 1970, por grupos de idade das mães, segundo as Unidades da Federação.

Tabela 11 — Número de filhos tidos nascidos mortos e nascidos vivos observados no Censo de 1940, por grupos de idade das mães, segundo as Unidades da Federação.

Tabela 12 — Número de filhos tidos nascidos mortos e nascidos vivos observados no Censo de 1970, por grupos de idade das mães, segundo as Unidades da Federação.

TABELA 7

**NÚMERO DE FILHOS NASCIDOS MORTOS E NASCIDOS VIVOS
ESTIMADOS PARA O ANO DE 1940, POR GRUPOS
DE IDADE DAS MÃES, SEGUNDO AS UNIDADES
DA FEDERAÇÃO**

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | GRUPOS DE IDADE DAS MÃES | | | | | | |
|-----------------------------|--------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 15 a 19 anos | 20 a 24 anos | 25 a 29 anos | 30 a 34 anos | 35 a 39 anos | 40 a 44 anos | 45 a 49 anos |
| a) Nascidos mortos — 1940 | | | | | | | |
| Amazonas | 237 | 1 180 | 2 239 | 2 253 | 2 771 | 2 571 | 2 903 |
| Pará. | 377 | 2 328 | 4 828 | 5 279 | 6 509 | 6 136 | 6 202 |
| RR/RO/AC/AP | 97 | 540 | 936 | 871 | 825 | 795 | 1 085 |
| Maranhão | 504 | 3 053 | 6 700 | 6 875 | 8 421 | 8 175 | 7 974 |
| Piauí. | 247 | 1 771 | 4 397 | 4 470 | 5 236 | 5 176 | 5 006 |
| Ceará | 620 | 4 952 | 12 798 | 14 460 | 15 872 | 18 829 | 16 776 |
| Rio Grande do Norte | 870 | 7 247 | 13 323 | 9 127 | 10 503 | 13 129 | 10 883 |
| Paraíba. | 973 | 8 936 | 18 290 | 16 337 | 20 240 | 21 591 | 17 730 |
| Pernambuco | 1 320 | 13 200 | 26 746 | 25 327 | 32 476 | 34 124 | 31 148 |
| Alagoas | 626 | 4 053 | 8 298 | 8 391 | 9 924 | 10 317 | 9 174 |
| Sergipe | 498 | 3 270 | 5 813 | 5 807 | 7 121 | 6 735 | 6 070 |
| Bahia | 1 367 | 10 191 | 22 933 | 24 440 | 27 382 | 29 791 | 27 745 |
| Minas Gerais | 1 834 | 15 077 | 29 966 | 33 938 | 44 788 | 46 997 | 44 626 |
| Espírito Santo | 148 | 1 237 | 2 711 | 3 402 | 4 284 | 4 241 | 4 038 |
| Rio de Janeiro. | 460 | 3 180 | 6 962 | 8 688 | 11 996 | 12 614 | 12 016 |
| Distrito Federal | 344 | 2 123 | 4 615 | 5 951 | 7 658 | 8 466 | 8 844 |
| São Paulo | 1 716 | 13 557 | 27 088 | 33 457 | 45 009 | 46 821 | 45 386 |
| Paraná. | 393 | 2 794 | 4 922 | 5 445 | 7 046 | 6 794 | 6 561 |
| Santa Catarina . | 237 | 1 623 | 3 171 | 3 860 | 5 064 | 5 160 | 5 165 |
| Rio Grande do Sul | 650 | 3 947 | 8 014 | 9 541 | 12 590 | 12 976 | 13 446 |
| Mato Grosso | 126 | 619 | 1 030 | 1 173 | 1 508 | 1 433 | 1 423 |
| Goias | 292 | 1 919 | 3 471 | 3 846 | 4 670 | 4 567 | 4 294 |
| REGIÃO NORTE | 711 | 4 048 | 8 003 | 8 403 | 10 105 | 9 502 | 10 190 |
| REGIÃO NORDESTE | 7 125 | 56 673 | 119 298 | 115 234 | 137 175 | 147 867 | 132 506 |
| REGIÃO SUDESTE | 4 502 | 35 174 | 71 332 | 85 436 | 113 735 | 119 139 | 114 910 |
| REGIÃO SUL | 1 290 | 8 364 | 16 107 | 18 846 | 24 700 | 24 930 | 25 172 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 418 | 2 538 | 4 501 | 5 019 | 6 178 | 6 000 | 5 717 |
| BRASIL | 14 036 | 106 797 | 219 241 | 232 938 | 291 893 | 307 438 | 288 495 |
| b) Nascidos vivos — 1940 | | | | | | | |
| Amazonas | 4 772 | 25 046 | 48 318 | 51 212 | 61 213 | 46 878 | 41 106 |
| Pará. | 7 651 | 46 819 | 97 362 | 108 912 | 128 797 | 107 415 | 89 446 |
| RR/RO/AC/AP | 1 071 | 5 649 | 10 693 | 11 103 | 10 973 | 9 047 | 7 836 |
| Maranhão | 12 319 | 68 745 | 139 492 | 151 461 | 171 597 | 149 439 | 119 911 |
| Piauí. | 6 367 | 42 289 | 95 015 | 105 539 | 116 330 | 104 854 | 84 128 |
| Ceará | 13 868 | 98 488 | 228 676 | 269 180 | 294 533 | 207 295 | 232 856 |
| Rio Grande do Norte | 5 621 | 39 238 | 83 135 | 98 288 | 114 984 | 123 577 | 94 153 |
| Paraíba. | 9 465 | 72 370 | 156 372 | 182 516 | 225 076 | 229 397 | 168 875 |
| Pernambuco | 16 470 | 132 567 | 288 308 | 346 168 | 416 228 | 406 471 | 304 113 |
| Alagoas | 7 015 | 51 913 | 106 243 | 126 781 | 144 851 | 138 543 | 100 603 |
| Sergipe | 4 565 | 29 184 | 58 876 | 72 182 | 85 843 | 78 576 | 58 374 |
| Bahia | 26 365 | 191 605 | 404 143 | 470 852 | 544 903 | 516 256 | 408 018 |
| Minas Gerais | 46 672 | 363 434 | 715 049 | 838 634 | 1 010 016 | 935 129 | 743 494 |
| Espírito Santo | 4 567 | 37 721 | 79 207 | 98 837 | 113 612 | 103 632 | 83 071 |
| Rio de Janeiro. | 11 419 | 85 279 | 177 437 | 220 302 | 275 020 | 258 265 | 121 112 |
| Distrito Federal | 8 433 | 62 095 | 130 297 | 161 921 | 185 094 | 179 749 | 162 118 |
| São Paulo | 39 970 | 333 228 | 684 814 | 847 628 | 1 093 415 | 975 710 | 801 841 |
| Paraná. | 10 450 | 69 109 | 131 496 | 149 622 | 179 512 | 162 093 | 131 122 |
| Santa Catarina . | 7 439 | 58 108 | 117 159 | 140 945 | 167 105 | 153 586 | 129 516 |
| Rio Grande do Sul | 20 968 | 145 412 | 294 622 | 353 051 | 430 092 | 401 243 | 362 726 |
| Mato Grosso | 4 624 | 24 468 | 43 001 | 45 310 | 51 239 | 44 116 | 35 923 |
| Goias | 8 105 | 49 265 | 90 541 | 102 104 | 118 059 | 101 567 | 80 314 |
| REGIÃO NORTE | 13 494 | 77 514 | 156 373 | 171 227 | 200 983 | 163 340 | 138 388 |
| REGIÃO NORDESTE, | 102 055 | 726 399 | 1 560 260 | 1 822 967 | 2 114 395 | 2 054 407 | 1 572 031 |
| REGIÃO SUDESTE, | 111 061 | 881 757 | 1 786 804 | 2 165 322 | 2 617 157 | 2 452 485 | 3 001 636 |
| REGIÃO SUL | 38 857 | 272 629 | 543 277 | 643 618 | 776 709 | 715 922 | 623 364 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 12 729 | 73 733 | 133 542 | 147 414 | 169 298 | 145 683 | 116 237 |
| BRASIL | 278 196 | 2 032 032 | 4 180 256 | 4 950 548 | 5 878 542 | 5 531 837 | 4 451 656 |

TABELA 8

NÚMERO DE FILHOS NASCIDOS MORTOS E NASCIDOS VIVOS
ESTIMADOS PARA O ANO DE 1950, POR GRUPOS
DE IDADE DAS MÃES, SEGUNDO AS UNIDADES
DA FEDERAÇÃO

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | GRUPOS DE IDADE DAS MÃES | | | | | | |
|-----------------------------|--------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 15 a 19 anos | 20 a 24 anos | 25 a 29 anos | 30 a 34 anos | 35 a 39 anos | 40 a 44 anos | 45 a 49 anos |
| a) Nascidos mortos — 1950 | | | | | | | |
| Amazonas | 347 | 1 144 | 2 176 | 2 345 | 2 952 | 2 700 | 2 842 |
| Pará.. | 462 | 2 295 | 4 078 | 4 612 | 6 848 | 6 260 | 6 551 |
| RR/RO/AC/AP | 250 | 959 | 1 144 | 1 135 | 1 526 | 1 112 | 1 279 |
| Maranhão | 808 | 3 954 | 6 311 | 7 045 | 9 505 | 8 824 | 8 511 |
| Piauí | 367 | 2 473 | 3 974 | 4 930 | 6 550 | 5 631 | 5 532 |
| Ceará | 926 | 7 732 | 14 224 | 16 804 | 23 196 | 20 165 | 19 633 |
| Rio Grande do Norte | 1 331 | 10 720 | 16 630 | 16 288 | 18 494 | 10 876 | 13 419 |
| Paraíba | 1 475 | 11 485 | 20 293 | 21 874 | 26 506 | 19 973 | 23 012 |
| Pernambuco | 3 469 | 21 175 | 31 664 | 33 714 | 40 216 | 33 179 | 38 588 |
| Alagoas | 1 157 | 6 109 | 10 202 | 9 943 | 12 962 | 11 917 | 11 598 |
| Sergipe | 716 | 3 525 | 6 260 | 5 713 | 7 285 | 7 519 | 7 300 |
| Bahia | 2 509 | 14 969 | 25 830 | 26 410 | 34 386 | 31 144 | 30 814 |
| Minas Gerais | 2 153 | 14 425 | 26 508 | 32 062 | 43 625 | 41 685 | 42 494 |
| Espírito Santo | 210 | 1 375 | 2 398 | 2 881 | 4 140 | 4 073 | 4 139 |
| Rio de Janeiro | 568 | 3 815 | 7 007 | 8 742 | 11 874 | 11 985 | 12 804 |
| Guanabara | 319 | 2 333 | 4 710 | 6 521 | 8 628 | 9 267 | 10 116 |
| São Paulo | 1 679 | 12 101 | 24 020 | 31 852 | 42 776 | 44 178 | 46 398 |
| Paraná. | 698 | 4 459 | 7 735 | 8 762 | 11 430 | 10 225 | 10 424 |
| Santa Catarina | 348 | 2 235 | 4 089 | 4 742 | 5 938 | 5 729 | 5 830 |
| Rio Grande do Sul | 786 | 4 270 | 7 956 | 10 678 | 13 802 | 13 448 | 14 079 |
| Mato Grosso | 179 | 745 | 1 314 | 1 618 | 2 082 | 1 844 | 1 797 |
| Goiás | 407 | 2 341 | 4 082 | 4 674 | 5 964 | 5 492 | 5 404 |
| REGIÃO NORTE | 1 059 | 4 703 | 7 398 | 8 092 | 11 326 | 10 072 | 10 672 |
| REGIÃO NORDESTE | 12 758 | 82 142 | 135 388 | 142 721 | 791 100 | 140 048 | 158 407 |
| REGIÃO SUDESTE | 4 929 | 34 049 | 64 643 | 82 058 | 111 043 | 111 188 | 115 951 |
| REGIÃO SUL | 1 832 | 10 984 | 19 780 | 24 188 | 31 170 | 29 402 | 30 333 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 586 | 3 086 | 5 396 | 6 292 | 8 046 | 7 336 | 7 201 |
| BRASIL | 21 164 | 134 044 | 232 605 | 263 351 | 340 685 | 307 046 | 322 564 |
| b) Nascidos vivos — 1950 | | | | | | | |
| Amazonas | 6 885 | 33 141 | 54 636 | 59 551 | 70 524 | 56 528 | 49 783 |
| Pará.. | 11 201 | 62 777 | 108 672 | 122 765 | 155 844 | 126 467 | 109 751 |
| RR/RO/AC/AP | 3 344 | 15 775 | 22 972 | 25 519 | 28 790 | 20 554 | 16 854 |
| Maranhão | 18 483 | 95 035 | 160 115 | 182 744 | 224 244 | 188 581 | 153 694 |
| Piauí | 9 303 | 61 893 | 105 670 | 127 605 | 161 261 | 130 387 | 108 535 |
| Ceará | 16 764 | 140 353 | 269 244 | 332 682 | 427 276 | 362 617 | 297 206 |
| Rio Grande do Norte | 6 658 | 51 952 | 105 704 | 136 045 | 164 027 | 136 680 | 116 655 |
| Paraíba | 10 677 | 87 959 | 182 136 | 234 427 | 284 205 | 240 289 | 210 435 |
| Pernambuco | 27 011 | 188 805 | 361 724 | 455 176 | 539 769 | 458 696 | 400 962 |
| Alagoas | 10 237 | 66 314 | 123 551 | 145 429 | 175 800 | 157 985 | 125 062 |
| Sergipe | 6 126 | 38 318 | 73 206 | 85 014 | 101 590 | 94 325 | 75 611 |
| Bahia | 38 376 | 262 840 | 505 086 | 579 079 | 712 320 | 613 271 | 502 602 |
| Minas Gerais | 58 110 | 414 467 | 770 084 | 916 729 | 1 151 553 | 999 312 | 871 209 |
| Espírito Santo | 6 680 | 46 973 | 83 891 | 99 195 | 127 547 | 113 083 | 99 522 |
| Rio de Janeiro | 17 732 | 121 294 | 214 242 | 256 541 | 321 513 | 282 008 | 256 374 |
| Guanabara | 10 913 | 86 667 | 160 716 | 194 103 | 225 036 | 214 056 | 203 084 |
| São Paulo | 52 586 | 425 340 | 813 203 | 979 819 | 1 180 247 | 1 094 712 | 1 012 481 |
| Paraná.. | 20 485 | 128 226 | 224 022 | 255 149 | 303 917 | 255 360 | 226 988 |
| Santa Catarina | 12 764 | 88 731 | 159 929 | 185 112 | 210 137 | 184 403 | 167 422 |
| Rio Grande do Sul | 30 879 | 192 014 | 351 676 | 436 945 | 516 839 | 454 790 | 436 757 |
| Mato Grosso | 6 060 | 30 338 | 52 953 | 60 455 | 71 573 | 55 521 | 47 206 |
| Goiás | 12 604 | 76 067 | 131 094 | 147 613 | 169 658 | 141 433 | 117 413 |
| REGIÃO NORTE | 21 430 | 111 693 | 186 280 | 207 835 | 255 158 | 203 549 | 176 388 |
| REGIÃO NORDESTE | 143 635 | 993 369 | 1 886 436 | 2 278 201 | 2 790 492 | 2 382 871 | 1 990 762 |
| REGIÃO SUDESTE | 146 021 | 1 094 741 | 2 042 136 | 2 446 387 | 2 996 896 | 3 703 171 | 2 447 670 |
| REGIÃO SUL | 64 128 | 408 971 | 735 627 | 877 206 | 1 030 893 | 894 553 | 831 167 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 18 664 | 106 405 | 184 047 | 208 068 | 241 231 | 196 954 | 164 619 |
| BRASIL | 393 878 | 2 715 179 | 5 034 526 | 6 017 697 | 7 314 570 | 6 381 098 | 5 610 606 |

TABELA 9

**NÚMERO DE FILHOS NASCIDOS MORTOS E NASCIDOS VIVOS
ESTIMADOS PARA O ANO DE 1960, POR GRUPOS
DE IDADE DAS MÃES, SEGUNDO AS UNIDADES
DA FEDERAÇÃO**

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | GRUPOS DE IDADE DAS MÃES | | | | | | |
|-----------------------------|--------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 15 a 19 anos | 20 a 24 anos | 25 a 29 anos | 30 a 34 anos | 35 a 39 anos | 40 a 44 anos | 45 a 49 anos |
| a) Nascidos mortos — 1960 | | | | | | | |
| Amazonas | 187 | 1 221 | 2 140 | 2 401 | 3 308 | 2 930 | 3 053 |
| Pará... | 332 | 1 955 | 4 059 | 4 882 | 6 432 | 6 212 | 6 527 |
| RR/RO/AC/AP... | 105 | 702 | 1 143 | 1 388 | 1 687 | 1 497 | 1 501 |
| Maranhão | 818 | 4 674 | 8 357 | 9 355 | 11 152 | 10 761 | 10 368 |
| Piauí | 391 | 2 239 | 4 041 | 5 459 | 6 061 | 5 924 | 5 991 |
| Ceará. | 1 062 | 11 277 | 17 990 | 26 842 | 25 671 | 21 855 | 26 081 |
| Rio Grande do Norte. | 1 508 | 11 479 | 14 386 | 21 466 | 24 323 | 18 039 | 22 724 |
| Paraíba... | 1 217 | 12 159 | 18 106 | 27 208 | 29 764 | 28 919 | 29 922 |
| Pernambuco. | 2 242 | 18 314 | 32 993 | 38 299 | 43 804 | 41 511 | 41 749 |
| Alagoas | 1 082 | 6 002 | 10 860 | 11 891 | 12 227 | 10 842 | 11 924 |
| Sergipe .. | 411 | 2 096 | 4 710 | 5 217 | 3 116 | 7 260 | 7 178 |
| Bahia | 1 700 | 11 247 | 24 329 | 29 449 | 36 247 | 35 213 | 36 066 |
| Minas Gerais | 1 508 | 12 406 | 24 832 | 31 768 | 41 237 | 43 388 | 43 847 |
| Espírito Santo | 173 | 1 287 | 2 551 | 3 230 | 4 219 | 4 368 | 4 325 |
| Rio de Janeiro | 401 | 3 271 | 7 025 | 10 323 | 12 011 | 13 495 | 13 479 |
| Guanabara | 187 | 1 989 | 5 079 | 7 920 | 9 754 | 10 112 | 9 955 |
| São Paulo | 1 379 | 11 439 | 24 403 | 34 888 | 45 234 | 47 369 | 48 053 |
| Paraná.. | 887 | 5 542 | 10 686 | 13 273 | 17 132 | 17 419 | 17 915 |
| Santa Catarina | 299 | 2 048 | 4 049 | 5 568 | 6 964 | 7 288 | 6 920 |
| Rio Grande do Sul | 460 | 3 706 | 7 764 | 11 460 | 14 601 | 15 455 | 15 148 |
| Mato Grosso | 139 | 843 | 1 726 | 2 226 | 2 958 | 3 009 | 2 859 |
| Goiás | 410 | 2 723 | 4 832 | 6 070 | 7 674 | 7 634 | 7 151 |
| Distrito Federal | 34 | 260 | 458 | 410 | 481 | 391 | 325 |
| REGIÃO NORTE | 624 | 3 878 | 7 342 | 8 671 | 11 427 | 10 638 | 11 081 |
| REGIÃO NORDESTE | 10 432 | 79 487 | 135 772 | 174 686 | 197 365 | 180 425 | 192 003 |
| REGIÃO SUDESTE | 3 648 | 30 372 | 63 850 | 88 129 | 113 355 | 118 732 | 119 659 |
| REGIÃO SUL | 1 646 | 11 296 | 22 499 | 30 301 | 38 697 | 40 162 | 38 983 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 538 | 3 826 | 7 016 | 8 706 | 11 113 | 11 034 | 10 335 |
| BRASIL | 16 933 | 128 859 | 236 479 | 310 493 | 371 957 | 360 992 | 372 061 |
| b) Nascidos vivos — 1960 | | | | | | | |
| Amazonas | 7 741 | 44 474 | 77 385 | 83 808 | 98 151 | 77 376 | 65 553 |
| Para..... | 13 247 | 82 027 | 153 932 | 177 079 | 203 188 | 167 964 | 145 453 |
| RR/RO/AC/AP | 4 263 | 22 617 | 39 229 | 41 701 | 46 255 | 36 490 | 29 808 |
| Maranhão | 25 701 | 145 343 | 256 197 | 288 032 | 327 361 | 283 866 | 233 585 |
| Piauí | 9 312 | 66 334 | 122 902 | 159 902 | 175 756 | 159 912 | 137 793 |
| Ceará | 18 847 | 163 333 | 305 040 | 449 468 | 500 349 | 423 670 | 404 684 |
| Rio Grande do Norte | 7 792 | 59 396 | 103 906 | 162 434 | 198 456 | 177 238 | 153 082 |
| Paraíba | 10 944 | 94 314 | 178 631 | 276 288 | 331 916 | 311 009 | 269 525 |
| Pernambuco | 28 119 | 212 145 | 407 499 | 553 479 | 649 264 | 589 544 | 487 274 |
| Alagoas .. | 11 990 | 70 273 | 137 821 | 167 944 | 198 524 | 175 527 | 149 991 |
| Sergipe .. | 6 688 | 37 934 | 78 562 | 96 229 | 125 007 | 111 944 | 92 014 |
| Bahia | 41 837 | 288 258 | 587 638 | 725 266 | 855 688 | 756 519 | 662 767 |
| Minas Gerais | 56 316 | 490 029 | 945 568 | 1 145 753 | 1 329 446 | 1 206 113 | 1 047 730 |
| Espírito Santo | 7 620 | 60 960 | 120 482 | 140 462 | 158 559 | 145 809 | 126 274 |
| Rio de Janeiro | 18 523 | 156 816 | 315 650 | 402 665 | 431 583 | 385 519 | 333 323 |
| Guanabara | 10 195 | 107 644 | 240 101 | 311 191 | 305 793 | 262 116 | 236 776 |
| São Paulo | 65 530 | 535 322 | 1 113 419 | 1 382 665 | 1 509 574 | 1 352 370 | 1 233 328 |
| Paraná.. | 36 414 | 246 530 | 445 258 | 513 436 | 580 544 | 507 762 | 438 028 |
| Santa Catarina | 13 307 | 107 405 | 207 004 | 264 188 | 294 405 | 265 675 | 224 007 |
| Rio Grande do Sul | 24 982 | 221 918 | 436 477 | 565 757 | 635 544 | 599 498 | 533 288 |
| Mato Grosso.. | 7 279 | 47 990 | 83 023 | 99 464 | 115 329 | 102 706 | 85 731 |
| Goiás | 17 331 | 114 084 | 203 010 | 231 538 | 265 418 | 230 584 | 188 600 |
| Distrito Federal | 1 143 | 7 982 | 13 807 | 13 588 | 13 629 | 9 027 | 7 115 |
| REGIÃO NORTE | 25 251 | 149 118 | 270 546 | 302 588 | 347 594 | 281 830 | 240 814 |
| REGIÃO NORDESTE | 161 230 | 1 137 330 | 2 178 196 | 2 879 042 | 3 362 521 | 2 989 229 | 2 590 715 |
| REGIÃO SUDESTE | 158 184 | 1 380 771 | 2 735 220 | 3 382 736 | 3 735 055 | 3 351 927 | 2 977 431 |
| REGIÃO SUL | 74 703 | 575 853 | 1 088 739 | 1 343 391 | 1 510 593 | 1 372 935 | 1 195 323 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 25 753 | 170 056 | 304 840 | 344 590 | 394 376 | 342 317 | 281 446 |
| BRASIL | 445 121 | 3 413 128 | 6 577 541 | 8 252 337 | 9 350 139 | 8 339 238 | 7 285 729 |

TABELA 10

NÚMERO DE FILHOS NASCIDOS MORTOS E NASCIDOS VIVOS
ESTIMADOS PARA O ANO DE 1970, POR GRUPOS
DE IDADE DAS MÃES, SEGUNDO AS UNIDADES
DA FEDERAÇÃO

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | GRUPOS DE IDADE DAS MÃES | | | | | | |
|-----------------------------|--------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 15 a 19 anos | 20 a 24 anos | 25 a 29 anos | 30 a 34 anos | 35 a 39 anos | 40 a 44 anos | 45 a 49 anos |
| a) Nascidos mortos — 1970 | | | | | | | |
| Amazonas | 320 | 1 372 | 2 224 | 3 117 | 3 627 | 3 365 | 3 586 |
| Pará... | 587 | 2 627 | 4 952 | 6 612 | 8 465 | 8 633 | 7 767 |
| RO/RR/AC/AP | 194 | 868 | 1 370 | 1 736 | 2 192 | 2 965 | 2 017 |
| Maranhão | 1 263 | 5 802 | 9 127 | 11 834 | 13 247 | 12 613 | 11 017 |
| Piauí | 427 | 2 657 | 4 738 | 6 898 | 7 840 | 8 055 | 7 253 |
| Ceará | 1 407 | 9 247 | 17 934 | 28 087 | 30 821 | 38 320 | 35 276 |
| Rio Grande do Norte | 548 | 5 722 | 11 136 | 16 839 | 18 252 | 23 616 | 28 178 |
| Paraíba | 830 | 7 428 | 14 928 | 23 169 | 26 819 | 36 234 | 36 149 |
| Pernambuco | 2 108 | 12 249 | 27 540 | 40 657 | 48 415 | 50 914 | 48 400 |
| Alagoas | 956 | 5 886 | 10 145 | 12 280 | 14 114 | 13 690 | 12 176 |
| Sergipe | 362 | 2 182 | 3 951 | 4 953 | 6 345 | 6 730 | 6 888 |
| Bahia | 1 844 | 11 838 | 23 035 | 31 074 | 39 133 | 40 704 | 36 430 |
| Minas Gerais | 1 698 | 10 914 | 22 240 | 34 534 | 45 234 | 48 365 | 46 850 |
| Espírito Santo | 234 | 1 456 | 2 670 | 4 199 | 5 485 | 5 796 | 5 246 |
| Rio de Janeiro | 746 | 4 452 | 8 381 | 13 258 | 17 432 | 19 392 | 17 687 |
| Guanabara | 435 | 2 466 | 5 499 | 9 499 | 13 013 | 15 538 | 14 182 |
| São Paulo | 2 214 | 13 887 | 28 532 | 43 673 | 56 306 | 62 332 | 59 553 |
| Paraná | 1 739 | 8 328 | 13 898 | 19 553 | 25 599 | 25 137 | 24 045 |
| Santa Catarina | 438 | 2 500 | 4 669 | 6 658 | 8 407 | 9 228 | 8 797 |
| Rio Grande do Sul | 738 | 4 240 | 8 585 | 13 154 | 17 487 | 18 861 | 17 918 |
| Mato Grosso | 400 | 1 836 | 3 244 | 4 350 | 5 417 | 5 328 | 4 869 |
| Goias | 809 | 3 979 | 6 989 | 9 082 | 10 821 | 10 885 | 10 172 |
| Distrito Federal | 113 | 677 | 1 392 | 1 913 | 2 132 | 2 024 | 1 761 |
| REGIÃO NORTE | 1 101 | 4 867 | 8 546 | 11 465 | 14 284 | 14 963 | 13 370 |
| REGIÃO NORDESTE | 9 745 | 63 011 | 122 534 | 175 791 | 204 986 | 228 876 | 221 767 |
| REGIÃO SUDESTE | 5 327 | 33 175 | 67 322 | 105 163 | 137 470 | 151 423 | 143 518 |
| REGIÃO SUL | 2 915 | 15 068 | 27 152 | 39 365 | 51 484 | 53 226 | 50 760 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 1 322 | 6 492 | 11 625 | 15 345 | 18 370 | 18 237 | 16 802 |
| BRASIL | 20 410 | 122 613 | 237 179 | 347 129 | 426 594 | 466 725 | 446 217 |
| b) Nascidos vivos — 1970 | | | | | | | |
| Amazonas | 11 806 | 55 650 | 94 303 | 119 766 | 128 434 | 113 661 | 90 237 |
| Pará... | 21 981 | 113 499 | 204 365 | 254 774 | 297 214 | 261 351 | 199 914 |
| RR/RO/AC/AP | 6 622 | 31 040 | 50 907 | 61 605 | 71 256 | 63 467 | 43 452 |
| Maranhão | 35 156 | 177 907 | 293 532 | 368 038 | 397 077 | 338 297 | 258 848 |
| Piauí | 13 073 | 89 094 | 157 781 | 218 284 | 236 209 | 226 276 | 174 586 |
| Ceará | 28 302 | 206 437 | 396 639 | 578 013 | 616 647 | 672 058 | 544 805 |
| Rio Grande do Norte | 9 681 | 78 229 | 152 734 | 214 968 | 228 005 | 250 292 | 218 278 |
| Paraíba | 14 426 | 111 240 | 215 439 | 318 102 | 353 927 | 383 283 | 331 274 |
| Pernambuco | 37 838 | 255 433 | 493 557 | 702 278 | 797 417 | 784 199 | 631 341 |
| Alagoas | 16 927 | 96 146 | 171 507 | 213 685 | 246 025 | 221 704 | 170 932 |
| Sergipe | 8 327 | 51 657 | 92 768 | 114 121 | 138 800 | 130 207 | 107 468 |
| Bahia | 54 579 | 371 681 | 721 424 | 928 305 | 1 079 892 | 999 352 | 773 751 |
| Minas Gerais | 59 658 | 463 713 | 936 564 | 1 347 723 | 1 614 309 | 1 513 728 | 1 250 580 |
| Espírito Santo | 10 100 | 69 697 | 130 752 | 186 971 | 230 752 | 213 906 | 166 596 |
| Rio de Janeiro | 28 588 | 198 299 | 378 911 | 532 049 | 623 859 | 595 142 | 467 169 |
| Guanabara | 16 504 | 115 149 | 247 061 | 375 507 | 445 371 | 452 074 | 360 038 |
| São Paulo | 87 118 | 653 308 | 1 322 379 | 1 825 117 | 2 060 303 | 1 883 313 | 1 659 497 |
| Paraná | 66 765 | 383 362 | 643 430 | 831 417 | 942 633 | 822 098 | 669 970 |
| Santa Catarina | 18 836 | 131 366 | 242 593 | 335 012 | 382 619 | 375 646 | 313 583 |
| Rio Grande do Sul | 43 250 | 240 998 | 471 317 | 658 946 | 781 586 | 751 328 | 651 967 |
| Mato Grosso | 16 481 | 88 076 | 154 910 | 190 843 | 212 085 | 182 679 | 144 119 |
| Goias | 29 929 | 169 346 | 294 028 | 364 401 | 396 993 | 349 221 | 275 930 |
| Distrito Federal | 3 713 | 28 378 | 57 290 | 70 747 | 68 093 | 56 437 | 41 123 |
| REGIÃO NORTE | 40 409 | 200 189 | 349 575 | 436 145 | 496 954 | 438 479 | 333 603 |
| REGIÃO NORDESTE | 218 309 | 1 437 824 | 2 695 381 | 3 655 794 | 4 093 999 | 4 005 608 | 211 283 |
| REGIÃO SUDESTE | 201 968 | 1 500 166 | 3 015 667 | 4 267 367 | 4 974 599 | 4 758 163 | 3 903 880 |
| REGIÃO SUL | 119 851 | 760 627 | 1 357 340 | 1 825 375 | 2 106 838 | 1 949 372 | 1 635 520 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 60 123 | 285 800 | 508 228 | 625 991 | 677 171 | 588 337 | 461 172 |
| BRASIL | 630 600 | 4 184 606 | 7 924 191 | 10 810 672 | 12 349 561 | 11 739 719 | 9 545 458 |

TABELA 11

**NÚMERO DE FILHOS TIDOS NASCIDOS MORTOS E NASCIDOS
VIVOS OBSERVADOS NO CENSO DE 1940, POR GRUPOS
DE IDADE DAS MÃES, SEGUNDO AS UNIDADES
DA FEDERAÇÃO**

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | GRUPOS DE IDADE DAS MÃES | | | | | | |
|-------------------------------|--------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 15 a 19 anos | 20 a 24 anos | 25 a 29 anos | 30 a 34 anos | 35 a 39 anos | 40 a 44 anos | 45 a 49 anos |
| a) Nascidos mortos — 1940 | | | | | | | |
| Amazonas | 321 | 2 161 | 4 514 | 4 382 | 5 877 | 5 038 | 4 489 |
| Pará | 535 | 3 830 | 8 133 | 9 386 | 11 464 | 9 958 | 8 250 |
| RO/RR/AC/AP | 111 | 620 | 1 171 | 1 182 | 1 153 | 1 071 | 1 038 |
| Maranhão | 697 | 5 873 | 13 012 | 14 678 | 17 296 | 15 294 | 12 390 |
| Piauí | 398 | 3 270 | 3 284 | 9 127 | 10 569 | 9 440 | 8 016 |
| Ceará | 628 | 5 732 | 14 352 | 17 516 | 20 078 | 22 029 | 17 552 |
| Rio Grande do Norte | 332 | 2 836 | 6 039 | 6 936 | 8 270 | 9 561 | 7 407 |
| Paraíba | 563 | 5 323 | 12 233 | 14 402 | 18 432 | 19 588 | 14 562 |
| Pernambuco | 1 214 | 10 777 | 24 180 | 28 373 | 36 438 | 35 582 | 23 009 |
| Alagoas | 466 | 3 356 | 7 348 | 9 101 | 10 571 | 10 601 | 7 940 |
| Sergipe | 397 | 3 036 | 6 381 | 7 648 | 9 612 | 9 039 | 6 586 |
| Bahia | 1 673 | 15 083 | 34 438 | 40 181 | 47 755 | 46 718 | 37 722 |
| Minas Gerais | 2 340 | 23 950 | 50 233 | 61 574 | 79 190 | 77 654 | 64 457 |
| Espírito Santo | 181 | 2 050 | 4 644 | 5 803 | 7 322 | 6 997 | 5 850 |
| Rio de Janeiro | 627 | 5 180 | 11 725 | 15 415 | 20 229 | 20 749 | 17 492 |
| Distrito Federal | 643 | 5 074 | 12 135 | 16 006 | 19 929 | 20 310 | 19 170 |
| São Paulo | 2 097 | 20 808 | 45 570 | 59 008 | 75 755 | 76 182 | 64 641 |
| Paraná | 465 | 4 462 | 8 834 | 10 599 | 12 936 | 12 021 | 10 229 |
| Santa Catarina | 327 | 2 600 | 5 498 | 6 632 | 8 137 | 8 100 | 7 548 |
| Rio Grande do Sul | 871 | 7 214 | 15 444 | 18 070 | 23 627 | 22 369 | 21 550 |
| Mato Grosso | 270 | 1 847 | 3 239 | 3 733 | 4 548 | 3 951 | 3 785 |
| Goiás | 514 | 4 119 | 7 918 | 9 235 | 10 838 | 9 991 | 7 921 |
| REGIÃO NORTE | 967 | 6 611 | 13 818 | 15 450 | 18 494 | 16 067 | 13 777 |
| REGIÃO NORDESTE | 6 368 | 55 286 | 126 267 | 148 062 | 179 071 | 177 852 | 140 184 |
| REGIÃO SUDESTE | 5 888 | 57 062 | 124 307 | 157 806 | 202 495 | 201 892 | 171 610 |
| REGIÃO SUL | 1 663 | 14 276 | 29 776 | 35 301 | 44 750 | 42 490 | 39 377 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 784 | 5 966 | 11 157 | 12 988 | 15 386 | 13 942 | 11 706 |
| BRASIL | 15 670 | 139 201 | 305 325 | 369 587 | 460 196 | 452 243 | 376 654 |
| b) Nascidos vivos — 1940 | | | | | | | |
| Amazonas | 4 688 | 24 065 | 46 043 | 48 583 | 53 107 | 44 441 | 39 520 |
| Pará | 7 493 | 45 317 | 94 057 | 104 805 | 123 842 | 103 593 | 87 398 |
| RO/RR/AC/AP | 1 057 | 5 569 | 10 458 | 10 792 | 10 645 | 8 771 | 7 883 |
| Maranhão | 12 126 | 65 925 | 133 180 | 143 658 | 162 722 | 142 319 | 115 495 |
| Piauí | 6 216 | 40 790 | 91 128 | 100 882 | 110 997 | 100 590 | 81 118 |
| Ceará | 13 860 | 97 708 | 227 122 | 266 124 | 290 377 | 304 095 | 232 080 |
| Rio Grande do Norte | 6 259 | 43 649 | 90 419 | 100 452 | 117 217 | 127 145 | 98 629 |
| Paraíba | 9 875 | 75 983 | 162 429 | 184 451 | 226 834 | 231 400 | 172 043 |
| Pernambuco | 16 576 | 134 990 | 290 874 | 343 122 | 412 266 | 405 013 | 307 252 |
| Alagoas | 7 175 | 52 610 | 107 193 | 126 071 | 144 204 | 138 259 | 101 887 |
| Sergipe | 4 666 | 29 418 | 58 308 | 70 241 | 83 352 | 76 272 | 57 858 |
| Bahia | 26 059 | 186 713 | 392 638 | 455 111 | 524 530 | 499 329 | 398 041 |
| Minas Gerais | 46 166 | 354 561 | 694 772 | 810 998 | 975 614 | 904 472 | 723 663 |
| Espírito Santo | 4 534 | 36 908 | 77 274 | 94 436 | 10 574 | 100 876 | 81 259 |
| Rio de Janeiro | 11 252 | 83 279 | 172 674 | 213 575 | 266 717 | 250 130 | 205 630 |
| Distrito Federal | 8 134 | 59 144 | 122 777 | 151 866 | 172 823 | 167 905 | 151 792 |
| São Paulo | 39 559 | 325 977 | 666 332 | 822 077 | 1 002 669 | 946 349 | 782 586 |
| Paraná | 10 378 | 67 441 | 127 584 | 144 468 | 173 622 | 156 866 | 127 454 |
| Santa Catarina | 7 349 | 57 131 | 114 832 | 138 173 | 163 982 | 149 646 | 127 133 |
| Rio Grande do Sul | 20 747 | 142 145 | 287 192 | 344 522 | 419 055 | 391 850 | 354 622 |
| Mato Grosso | 4 480 | 23 240 | 40 792 | 42 750 | 48 199 | 41 598 | 33 561 |
| Goiás | 7 883 | 47 065 | 86 094 | 96 715 | 11 891 | 96 143 | 76 687 |
| REGIÃO NORTE | 13 238 | 74 951 | 150 558 | 164 180 | 192 594 | 156 775 | 134 801 |
| REGIÃO NORDESTE | 102 812 | 727 786 | 1 553 291 | 1 790 112 | 2 072 499 | 2 024 422 | 1 564 353 |
| REGIÃO SUDESTE | 109 675 | 859 869 | 1 733 829 | 2 092 952 | 2 523 397 | 2 369 732 | 1 944 936 |
| REGIÃO SUL | 38 474 | 266 717 | 529 608 | 627 163 | 755 659 | 698 362 | 609 209 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 12 363 | 70 305 | 126 886 | 139 465 | 160 090 | 137 741 | 110 248 |
| BRASIL | 276 562 | 1 999 628 | 4 094 172 | 4 813 872 | 5 710 239 | 5 387 032 | 4 363 547 |

TABELA 12

NÚMERO DE FILHOS TIDOS NASCIDOS MORTOS E NASCIDOS
VIVOS OBSERVADOS NO CENSO DE 1970, POR GRUPOS
DE IDADE DAS MÃES, SEGUNDO AS UNIDADES
DA FEDERAÇÃO

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | GRUPOS DE IDADE DAS MÃES | | | | | | |
|-----------------------------|--------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 15 a 19 anos | 20 a 24 anos | 25 a 29 anos | 30 a 34 anos | 35 a 39 anos | 40 a 44 anos | 45 a 49 anos |
| a) Nascidos mortos — 1970 | | | | | | | |
| Amazonas | 239 | 1 252 | 2 197 | 3 295 | 3 505 | 4 090 | 3 305 |
| Pará.. | 508 | 2 330 | 5 201 | 7 013 | 8 987 | 9 225 | 7 500 |
| RO/RR/AC/AP. | 155 | 739 | 1 282 | 1 788 | 2 218 | 2 416 | 1 794 |
| Maranhão | 1 182 | 5 478 | 9 476 | 12 322 | 14 592 | 13 839 | 10 728 |
| Piauí. | 475 | 2 768 | 4 612 | 6 462 | 8 201 | 8 894 | 6 882 |
| Ceará | 972 | 7 474 | 14 282 | 23 692 | 27 043 | 32 527 | 27 182 |
| Rio Grande do Norte | 456 | 3 350 | 6 934 | 10 555 | 11 877 | 14 697 | 13 241 |
| Paraíba. | 1 203 | 8 913 | 17 032 | 25 399 | 30 207 | 34 885 | 30 375 |
| Pernambuco | 2 171 | 12 787 | 24 220 | 36 869 | 43 457 | 47 164 | 38 902 |
| Alagoas | 1 186 | 6 813 | 12 271 | 15 065 | 18 685 | 16 943 | 13 642 |
| Sergipe | 1 382 | 1 817 | 3 008 | 4 266 | 5 758 | 5 773 | 5 553 |
| Bahia | 1 665 | 10 578 | 21 412 | 29 425 | 37 808 | 38 836 | 32 117 |
| Minas Gerais | 1 742 | 11 181 | 24 211 | 38 634 | 51 763 | 55 292 | 49 761 |
| Espírito Santo | 283 | 1 301 | 2 855 | 4 278 | 5 451 | 5 797 | 5 212 |
| Rio de Janeiro | 621 | 4 276 | 8 038 | 12 908 | 16 695 | 18 306 | 15 978 |
| Guanabara | 457 | 2 805 | 6 316 | 10 139 | 13 467 | 15 226 | 12 314 |
| São Paulo | 2 649 | 15 873 | 30 418 | 46 675 | 58 393 | 63 348 | 57 517 |
| Paraná. | 1 431 | 7 894 | 13 601 | 18 356 | 25 227 | 24 429 | 22 083 |
| Santa Catarina . . . | 495 | 2 069 | 3 837 | 5 692 | 7 250 | 8 202 | 7 650 |
| Rio Grande do Sul | 1 039 | 4 934 | 8 434 | 12 462 | 15 040 | 16 582 | 16 080 |
| Mato Grosso | 313 | 1 495 | 2 947 | 3 683 | 4 440 | 4 553 | 4 549 |
| Goiás | 1 589 | 8 461 | 14 251 | 17 973 | 20 463 | 19 124 | 16 942 |
| Distrito Federal | 100 | 658 | 1 631 | 2 168 | 2 722 | 2 246 | 1 775 |
| REGIÃO NORTE | 952 | 4 321 | 8 680 | 12 096 | 14 710 | 15 731 | 12 599 |
| REGIÃO NORDESTE | 9 692 | 59 978 | 113 247 | 164 955 | 197 628 | 213 558 | 178 682 |
| REGIÃO SUDESTE | 5 752 | 35 436 | 71 838 | 112 634 | 145 769 | 157 969 | 140 782 |
| REGIÃO SUL | 2 965 | 14 897 | 25 872 | 36 410 | 47 517 | 49 213 | 45 793 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 2 002 | 10 614 | 18 829 | 23 824 | 27 625 | 25 923 | 23 266 |
| BRASIL | 21 363 | 125 246 | 238 466 | 349 919 | 433 249 | 462 394 | 401 122 |
| b) Nascidos vivos — 1970 | | | | | | | |
| Amazonas | 11 837 | 55 770 | 94 330 | 119 588 | 128 606 | 112 936 | 90 518 |
| Pará.. | 22 060 | 113 796 | 204 116 | 254 373 | 296 692 | 260 759 | 200 181 |
| RO/RR/AC/AP | 6 661 | 31 169 | 50 905 | 61 553 | 71 230 | 64 061 | 43 675 |
| Maranhão | 35 237 | 178 231 | 293 183 | 367 550 | 395 732 | 337 076 | 259 132 |
| Piauí | 13 025 | 88 933 | 157 907 | 218 720 | 235 848 | 225 437 | 174 957 |
| Ceará | 28 737 | 208 210 | 400 291 | 582 408 | 620 425 | 677 851 | 552 899 |
| Rio Grande do Norte | 9 773 | 80 601 | 156 936 | 221 252 | 234 380 | 259 211 | 233 215 |
| Paraíba. | 14 053 | 109 755 | 213 335 | 315 872 | 350 539 | 382 632 | 337 048 |
| Pernambuco | 37 775 | 254 895 | 496 877 | 706 066 | 802 375 | 787 944 | 640 844 |
| Alagoas | 16 697 | 95 219 | 169 381 | 210 000 | 241 454 | 218 451 | 169 466 |
| Sergipe | 8 307 | 52 022 | 93 711 | 114 808 | 139 337 | 131 164 | 103 803 |
| Bahia | 54 758 | 372 941 | 723 047 | 929 054 | 1 031 217 | 1 001 220 | 778 004 |
| Minas Gerais | 59 614 | 463 446 | 934 593 | 1 343 623 | 1 607 780 | 1 508 801 | 1 247 669 |
| Espírito Santo | 10 051 | 69 852 | 130 567 | 189 892 | 230 736 | 213 905 | 166 630 |
| Rio de Janeiro | 28 713 | 198 475 | 379 254 | 532 399 | 624 596 | 596 228 | 468 878 |
| Guanabara | 16 482 | 114 810 | 246 244 | 374 867 | 444 917 | 452 386 | 361 906 |
| São Paulo | 86 683 | 651 322 | 1 320 493 | 1 822 115 | 2 058 221 | 1 982 297 | 1 661 533 |
| Paraná. | 67 073 | 388 697 | 643 727 | 832 614 | 942 996 | 822 806 | 671 932 |
| Santa Catarina . . . | 18 779 | 131 797 | 243 425 | 336 078 | 383 776 | 376 672 | 314 730 |
| Rio Grande do Sul | 33 949 | 240 304 | 471 468 | 659 638 | 784 033 | 753 607 | 653 825 |
| Mato Grosso | 16 568 | 88 417 | 155 207 | 191 510 | 213 062 | 183 454 | 144 439 |
| Goiás | 29 149 | 164 864 | 286 766 | 355 510 | 387 351 | 340 982 | 269 160 |
| Distrito Federal | 3 726 | 28 397 | 57 051 | 70 492 | 67 503 | 56 215 | 41 109 |
| REGIÃO NORTE | 40 558 | 200 735 | 349 441 | 435 514 | 496 528 | 437 711 | 334 374 |
| REGIÃO NORDESTE | 213 362 | 1 440 857 | 2 704 668 | 3 666 630 | 4 101 357 | 4 020 986 | 3 254 368 |
| REGIÃO SUDESTE | 201 543 | 1 497 905 | 3 011 151 | 4 259 896 | 4 966 300 | 4 751 617 | 3 908 616 |
| REGIÃO SUL | 119 801 | 760 798 | 1 358 620 | 1 828 330 | 2 110 805 | 1 953 085 | 1 640 487 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 49 443 | 281 678 | 499 024 | 617 512 | 667 916 | 580 561 | 454 708 |
| BRASIL | 629 707 | 4 181 973 | 7 922 904 | 10 807 882 | 12 342 906 | 11 744 050 | 9 590 553 |

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Mediante variações relativas, encontramos valores que mostram uma forte aderência entre os dados estimados pelo modelo e os dados observados no Censo de 1970, quando tratamos dos filhos tidos nascidos vivos. Assim é que, para o Brasil, conforme a tabela 13, a maior variação encontrada foi de 0,47% no grupo de mães de 45 a 49 anos e a menor de 0,02% no grupo de 25 a 29 anos. Observamos, ainda, nas regiões Centro-Oeste (Goiás) e Nordeste (principalmente Rio Grande do Norte) que aspectos ligados à pesquisa poderiam mascarar a consistência de seus dados em relação ao conjunto de informações analisadas, pois as maiores variações encontradas foram apresentadas por estas regiões, sem, contudo, afetar na determinação do método. De acordo com a tabela 14, que exprime comparações entre as proporções observadas e estimadas de filhos tidos nascidos mortos pelo total de filhos tidos, podemos admitir o modelo reforçado em sua aceitação.

TABELA 13

VARIAÇÃO PERCENTUAL DOS FILHOS TIDOS NASCIDOS VIVOS
ESTIMADOS PELOS OBSERVADOS, SEGUNDO A IDADE
DA MÃE — BRASIL — 1970

| IDADE DA MÃE (anos) | VARIAÇÃO % |
|------------------------|---------------|
| 15 a 19. | 0,15 |
| 20 a 24 | 0,06 |
| 25 a 29 | 0,02 |
| 30 a 34 | 0,03 |
| 35 a 39 | 0,05 |
| 40 a 44 | 0,04 |
| 45 a 49. | 0,47 |

Segundo Mortara (8), “a análise dos resultados do Censo de 1940 levou à conclusão de que uma considerável fração dos filhos tidos declarados nascidos mortos devia ser constituída, na realidade, por crianças nascidas vivas mas falecidas pouco depois do nascimento”. Em consequência, supôs que o número dos filhos tidos nascidos vivos correspondesse a 95% do total dos filhos tidos declarados e aplicou a mesma hipótese para o Censo de 1950 devido à apresentação, em conjunto, dos filhos tidos nascidos vivos e nascidos mortos, nesse Censo. Comparando agora os dados observados de 1940 e os estimados pela função geral que define o método, notamos um sensível aumento no número dos nascidos vivos, aproximando-o dos 95% supostos por Mortara. As variações em relação aos mesmos, para o Brasil, apresentaram-se entre 0,59% (mínima) e 2,95% (máxima) referentes aos grupos de mães de 15 a 19 anos e 35 a 39 anos, respectivamente.

TABELA 14

**PROPORÇÃO DE FILHOS TIDOS NASCIDOS MORTOS POR 1000
FILHOS TIDOS PARA OS DADOS ESTIMADOS E OBSERVADOS,
SEGUNDO A IDADE DA MÃE — BRASIL — 1970**

| IDADE DA MÃE (anos) | PROPORÇÃO OBSERVADA | PROPORÇÃO ESTIMADA |
|------------------------|------------------------|-----------------------|
| 15 a 19 . | 32,8 | 31,3 |
| 20 a 24.. | 29,1 | 28,5 |
| 25 a 29. | 29,2 | 29,1 |
| 30 a 34. | 31,4 | 31,1 |
| 35 a 39 | 33,9 | 33,4 |
| 40 a 44 | 37,9 | 38,2 |
| 45 a 49 | 40,1 | 44,7 |

Em 1950 o modelo estimou os nascidos vivos também próximos do mesmo percentual aplicado em 1940, e as variações referentes ao Brasil estão apresentadas na tabela 15.

TABELA 15

**VARIAÇÃO PERCENTUAL DOS NASCIDOS VIVOS DERIVADOS DO
MODELO PELOS ESTIMADOS POR MORTARA, SEGUNDO A
IDADE DA MÃE — BRASIL — 1950**

| IDADE DA MÃE (anos) | VARIAÇÃO % |
|------------------------|---------------|
| 15 a 19 | — 0,74 |
| 20 a 24 | — 0,20 |
| 25 a 29 | 0,19 |
| 30 a 34 . | 0,49 |
| 35 a 39 | 0,21 |
| 40 a 44 | 0,12 |
| 45 a 49 | — 0,78 |

Considerando que os dados referentes aos filhos tidos nascidos vivos, determinados pela hipótese de 95% dos filhos tidos em 1940 e 1950 e observados no Censo de 1970, espelham uma certa realidade e observando que esses dados aproximam-se dos resultados obtidos pelo modelo nos respectivos anos, estaríamos ainda mais motivados em aceitar o mesmo. Com isto podemos dizer que em 1970 os nascidos vivos estariam representando cerca de 96,5% e não 95% do total dos filhos tidos declarados.

5. NÍVEIS DA MORTALIDADE E DA FECUNDIDADE NO PERÍODO EM ESTUDO

Com os resultados obtidos, ou seja, o conhecimento do total de filhos tidos nascidos vivos por idade da mulher nos Censos de 1950 e 1960 e também com os novos resultados em 1940, torna-se possível, mediante aplicação de técnicas indiretas, avaliar os níveis da mortalidade no período considerado.

5.1 Níveis da mortalidade

Com a modificação introduzida por Trussell (9) referente à técnica de mortalidade infanto-juvenil proposta por Brass (10), que utiliza as proporções de filhos sobreviventes e as transformam em probabilidades de morte até uma certa idade x , foi possível, por um conjunto de procedimentos, determinar as esperanças de vida ao nascer para o Brasil e Unidades da Federação em diversas épocas do período 1930/1970.

5.1.1 *Determinação das probabilidades de morte até a idade $x(xq_0)$ e das vidas médias (\bar{e}_0)*

Utilizando as equações de regressão de Trussell (9) com as características de fecundidade tardia e modelos de mortalidade família Oeste, de Coale-Demeny (11), para os Censos de 1940 e 1950, e com a mesma fecundidade e modelos de mortalidade família Sul para os Censos de 1960 e 1970, calculamos as probabilidades de morte (xq_0) até as idades exatas x (1, 2, 3, 5 e 10), que são apresentadas na tabela 16.

TABELA 16

VALORES DE $\%_0$ ESTIMADOS — BRASIL — 1940-1970

(continua)

| REGIÕES TERRITORIAIS E UNIDADES DA FEDERAÇÃO | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|--|---------|---------|---------|---------|
| a) Valores de $1^{\circ}0$ | | | | |
| REGIÃO NORTE | 167,991 | 156,882 | 96,383 | 102,447 |
| Amazonas | 162,226 | 159,851 | 93,830 | 101,323 |
| Pará | 167,928 | 148,145 | 98,225 | 101,409 |
| Territórios | 192,295 | 178,730 | 94,882 | 108,063 |
| REGIÃO NORDESTE | 180,315 | 185,005 | 161,970 | 143,405 |
| Maranhão | 151,055 | 154,245 | 119,746 | 128,282 |
| Piauí | 149,949 | 148,965 | 148,978 | 125,173 |
| Ceará | 161,061 | 173,729 | 171,074 | 156,047 |
| Rio Grande do Norte | 211,561 | 205,802 | 200,088 | 166,200 |
| Paraíba | 206,004 | 212,303 | 204,504 | 165,288 |
| Pernambuco | 200,512 | 205,351 | 186,999 | 161,199 |
| Alagoas | 204,039 | 205,473 | 188,874 | 157,624 |
| Sergipe | 207,072 | 196,565 | 168,853 | 143,184 |
| Bahia | 171,719 | 181,053 | 143,463 | 124,693 |
| REGIÃO SUDESTE | 158,377 | 136,211 | 89,991 | 103,898 |
| Minas Gerais | 154,791 | 146,030 | 108,924 | 113,524 |
| Espírito Santo | 135,086 | 128,579 | 89,613 | 91,342 |
| Rio de Janeiro | 155,623 | 129,262 | 84,722 | 103,054 |
| Guanabara | 154,628 | 120,864 | 63,067 | 101,374 |
| São Paulo | 166,619 | 132,153 | 79,349 | 99,583 |
| REGIÃO SUL | 133,866 | 115,824 | 84,135 | 94,383 |
| Paraná | 148,778 | 135,427 | 95,770 | 101,979 |
| Santa Catarina | 132,737 | 113,185 | 88,967 | 91,286 |
| Rio Grande do Sul | 126,789 | 103,936 | 63,993 | 81,690 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 128,049 | 125,155 | 87,165 | 101,905 |
| Mato Grosso | 108,046 | 116,214 | 68,520 | 93,145 |
| Goiás | 139,547 | 129,386 | 93,133 | 105,269 |
| Distrito Federal | — | — | 112,269 | 115,097 |
| BRASIL | 162,475 | 151,457 | 115,712 | 115,508 |
| b) Valores de $2^{\circ}0$ | | | | |
| REGIÃO NORTE | 211,170 | 185,636 | 134,497 | 127,479 |
| Amazonas | 200,512 | 191,384 | 139,913 | 128,697 |
| Pará | 214,172 | 175,981 | 126,859 | 123,264 |
| Territórios | 234,994 | 210,527 | 150,494 | 140,623 |
| REGIÃO NORDESTE | 225,130 | 223,294 | 209,263 | 182,027 |
| Maranhão | 198,511 | 188,422 | 160,782 | 160,263 |
| Piauí | 194,749 | 183,110 | 163,927 | 153,302 |
| Ceará | 204,203 | 210,432 | 230,792 | 191,469 |
| Rio Grande do Norte | 251,760 | 249,064 | 246,679 | 222,279 |
| Paraíba | 247,872 | 252,544 | 252,401 | 219,011 |
| Pernambuco | 250,419 | 251,374 | 239,115 | 197,865 |
| Alagoas | 235,884 | 238,539 | 235,927 | 207,909 |
| Sergipe | 248,714 | 233,192 | 208,429 | 177,540 |
| Bahia | 214,323 | 212,868 | 181,729 | 158,156 |
| REGIÃO SUDESTE | 192,473 | 159,354 | 114,287 | 117,767 |
| Minas Gerais | 193,950 | 172,627 | 136,085 | 129,324 |
| Espírito Santo | 168,875 | 153,191 | 110,773 | 112,884 |
| Rio de Janeiro | 184,091 | 159,954 | 110,248 | 120,773 |
| Guanabara | 177,284 | 140,952 | 86,868 | 109,479 |
| São Paulo | 198,895 | 151,134 | 101,904 | 110,993 |
| REGIÃO SUL | 157,943 | 137,450 | 98,313 | 101,438 |
| Paraná | 192,231 | 172,006 | 118,635 | 113,805 |
| Santa Catarina | 149,341 | 133,790 | 99,035 | 98,951 |
| Rio Grande do Sul | 144,933 | 115,998 | 74,946 | 82,550 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 165,368 | 146,979 | 117,042 | 120,892 |
| Mato Grosso | 131,211 | 128,260 | 86,460 | 110,767 |
| Goiás | 182,603 | 154,562 | 126,756 | 125,266 |
| Distrito Federal | — | — | 160,060 | 127,381 |
| BRASIL | 205,584 | 179,981 | 143,963 | 137,465 |

TABELA 16

VALORES DE s° ESTIMADOS — BRASIL — 1940-1970

(continua)

| REGIÕES TERRITORIAIS E UNIDADES DA FEDERAÇÃO | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|---|---------|---------|---------|---------|
| c) Valores de s° | | | | |
| REGIÃO NORTE | 226,540 | 200,410 | 148,453 | 137,000 |
| Amazonas | 215,469 | 201,748 | 150,244 | 132,989 |
| Pará | 229,807 | 193,548 | 145,610 | 136,034 |
| Territórios | 248,715 | 228,937 | 155,766 | 148,342 |
| REGIÃO NORDESTE | 243,942 | 239,534 | 228,649 | 201,149 |
| Maranhão | 219,931 | 198,976 | 174,427 | 169,894 |
| Piauí | 212,500 | 190,496 | 175,858 | 164,514 |
| Ceará | 220,639 | 222,643 | 241,750 | 210,475 |
| Rio Grande do Norte | 282,807 | 285,059 | 298,493 | 243,181 |
| Paraíba | 267,088 | 271,864 | 279,264 | 244,811 |
| Pernambuco | 265,428 | 270,795 | 262,345 | 229,821 |
| Alagoas | 252,722 | 255,920 | 251,967 | 228,315 |
| Sergipe | 268,292 | 253,342 | 228,041 | 195,127 |
| Bahia | 234,626 | 222,560 | 200,323 | 170,096 |
| REGIÃO SUDESTE | 220,378 | 168,861 | 122,275 | 119,717 |
| Minas Gerais | 202,735 | 180,135 | 145,620 | 135,364 |
| Espírito Santo | 178,751 | 157,237 | 113,553 | 112,130 |
| Rio de Janeiro | 197,753 | 174,617 | 118,966 | 120,692 |
| Guanabara | 191,045 | 153,665 | 95,386 | 108,805 |
| São Paulo | 203,444 | 161,277 | 109,884 | 111,429 |
| REGIÃO SUL | 160,101 | 142,251 | 103,732 | 101,217 |
| Paraná | 192,634 | 181,398 | 130,506 | 117,076 |
| Santa Catarina | 149,081 | 139,846 | 102,847 | 100,847 |
| Rio Grande do Sul | 149,775 | 118,202 | 76,489 | 79,351 |
| REGIÃO CENTRO OESTE | 171,660 | 155,854 | 124,375 | 127,478 |
| Mato Grosso | 130,133 | 134,433 | 100,366 | 115,247 |
| Goiás | 191,588 | 164,519 | 131,136 | 132,544 |
| Distrito Federal | — | — | 177,966 | 135,125 |
| BRASIL | 221,159 | 191,986 | 154,916 | 145,394 |
| d) Valores de s° | | | | |
| REGIÃO NORTE | 256,820 | 221,441 | 163,831 | 152,253 |
| Amazonas | 242,383 | 224,071 | 164,905 | 151,998 |
| Pará | 259,653 | 214,941 | 157,822 | 149,879 |
| Territórios | 297,253 | 246,047 | 186,996 | 162,550 |
| REGIÃO NORDESTE | 272,422 | 264,763 | 249,556 | 224,136 |
| Maranhão | 245,801 | 217,403 | 188,168 | 184,569 |
| Piauí | 228,837 | 210,611 | 191,448 | 177,982 |
| Ceará | 245,940 | 240,582 | 256,872 | 232,574 |
| Rio Grande do Norte | 329,748 | 324,461 | 312,876 | 276,041 |
| Paraíba | 305,800 | 300,444 | 296,132 | 270,756 |
| Pernambuco | 294,308 | 297,332 | 281,537 | 254,581 |
| Alagoas | 281,256 | 286,177 | 280,722 | 256,290 |
| Sergipe | 300,176 | 285,403 | 251,394 | 218,429 |
| Bahia | 258,115 | 243,523 | 218,776 | 188,478 |
| REGIÃO SUDESTE | 216,440 | 187,722 | 136,111 | 130,960 |
| Minas Gerais | 219,155 | 196,944 | 158,509 | 198,264 |
| Espírito Santo | 194,995 | 167,182 | 125,562 | 124,757 |
| Rio de Janeiro | 215,418 | 192,510 | 138,257 | 136,583 |
| Guanabara | 207,034 | 175,363 | 109,184 | 119,017 |
| São Paulo | 218,813 | 182,697 | 123,775 | 119,892 |
| REGIÃO SUL | 166,442 | 150,700 | 111,353 | 107,653 |
| Paraná | 206,558 | 195,503 | 141,923 | 129,872 |
| Santa Catarina | 156,427 | 143,779 | 109,481 | 101,337 |
| Rio Grande do Sul | 153,251 | 127,280 | 84,280 | 82,512 |
| REGIÃO-CENTRO OESTE | 189,798 | 171,039 | 139,060 | 138,010 |
| Mato Grosso | 144,084 | 149,995 | 114,252 | 125,887 |
| Goiás | 210,236 | 179,627 | 147,434 | 141,585 |
| Distrito Federal | — | — | 179,011 | 152,625 |
| BRASIL | 230,782 | 211,894 | 172,007 | 159,683 |

TABELA 16

VALORES DE ${}_xq_0$ ESTIMADOS — BRASIL — 1940-1970

(conclusão)

| REGIÕES TERRITORIAIS E UNIDADES DA FEDERAÇÃO | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|---|---------|---------|---------|---------|
| e) Valores de 10^4q_0 | | | | |
| REGIÃO NORTE | 275,525 | 248,234 | 190,486 | 168,335 |
| Amazonas | 256,004 | 239,729 | 194,703 | 164,122 |
| Pará | 279,928 | 246,625 | 184,019 | 167,375 |
| Territórios | 334,368 | 277,954 | 209,747 | 179,979 |
| REGIÃO NORDESTE | 292,420 | 282,719 | 267,223 | 247,788 |
| Maranhão | 271,646 | 238,033 | 201,273 | 197,991 |
| Piauí | 250,569 | 224,562 | 202,969 | 194,268 |
| Ceará | 268,164 | 257,223 | 264,616 | 257,714 |
| Rio Grande do Norte | 343,524 | 346,763 | 336,412 | 311,264 |
| Paraíba | 321,493 | 321,097 | 317,690 | 302,509 |
| Pernambuco | 317,628 | 317,555 | 303,007 | 286,984 |
| Alagoas | 307,282 | 308,881 | 295,476 | 276,839 |
| Sergipe | 324,993 | 308,524 | 280,489 | 237,882 |
| Bahia | 269,748 | 258,902 | 236,095 | 209,346 |
| REGIÃO SUDESTE | 238,840 | 209,581 | 163,351 | 148,458 |
| Minas Gerais | 240,255 | 214,156 | 180,105 | 165,236 |
| Espírito Santo | 213,596 | 187,272 | 150,037 | 133,992 |
| Rio de Janeiro | 238,502 | 216,075 | 165,471 | 155,862 |
| Guanabara | 235,524 | 202,858 | 136,926 | 137,169 |
| São Paulo | 241,841 | 207,430 | 154,438 | 137,380 |
| REGIÃO SUL | 182,300 | 167,213 | 130,104 | 122,733 |
| Paraná | 223,221 | 214,630 | 166,266 | 149,779 |
| Santa Catarina | 175,195 | 159,234 | 125,937 | 113,947 |
| Rio Grande do Sul | 167,800 | 142,122 | 98,784 | 93,985 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 207,329 | 190,285 | 158,309 | 154,709 |
| Mato Grosso | 165,651 | 164,962 | 137,080 | 143,540 |
| Goiás | 225,527 | 200,922 | 165,240 | 156,510 |
| Distrito Federal | — | — | 204,320 | 179,281 |
| BRASIL | 250,597 | 232,045 | 195,374 | 178,034 |

Considerando as tábuas de vida modelo Brasil (12) como padrão de mortalidade, foram estimadas as esperanças de vida ao nascer com os valores encontrados de ${}_2q_0$, ${}_3q_0$ e ${}_5q_0$.

Como as probabilidades de morte referiam-se a ambos os sexos, foi necessário para realizar-se a interpolação nas tábuas modelo, que originalmente são diferenciadas segundo o sexo, calcular os valores de ${}_xq_0$ para ambos os sexos nas referidas tábuas. Assim sendo, utilizamos a razão de masculinidade ao nascimento (1,05) e ponderamos os valores 1_1 , 1_5 e 1_{10} . A ausência de 1_2 e 1_3 nas tábuas modelo originou a necessidade de calculá-los, o que foi realizado através de uma hipérbole da forma:

$$1_x = \frac{AX + B}{X + C},$$

onde:

X = idade

1_x = sobreviventes até a idade x .

Os parâmetros A , B e C foram definidos passando-se a hipérbole por l_1 , l_5 e l_{10} e, conseqüentemente, obtendo-se os respectivos valores de l_2 e l_3 para os diversos níveis. A tabela 17 apresenta os valores encontrados nos níveis indicados nas tábuas de vida modelo Brasil.

TABELA 17

VALORES DE ${}_xq_0$ (POR 1000) E \bar{e}_0 NAS TÁBUAS MODELO BRASIL

| NÍVEL | $1^a q_0$ | $2^a q_0$ | $3^a q_0$ | $4^a q_0$ | $10^a q_0$ | \bar{e}_0 |
|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|-------------|
| 1 | 291,65 | 452,74 | 500,77 | 537,41 | 563,91 | 18,15 |
| 2 | 265,41 | 395,54 | 438,20 | 472,06 | 497,31 | 22,27 |
| 3 | 237,23 | 337,88 | 373,91 | 403,72 | 426,67 | 26,92 |
| 4 | 212,40 | 290,41 | 320,35 | 345,97 | 366,26 | 32,00 |
| 5 | 190,51 | 251,13 | 275,72 | 297,39 | 314,98 | 36,62 |
| 6 | 171,22 | 218,38 | 238,44 | 256,59 | 271,66 | 40,93 |
| 7 | 154,22 | 191,01 | 207,30 | 222,39 | 235,18 | 44,90 |
| 8 | 139,25 | 168,01 | 181,21 | 193,71 | 204,51 | 48,54 |
| 9 | 126,04 | 148,61 | 159,31 | 169,65 | 178,75 | 51,25 |
| 10 | 114,41 | 132,21 | 140,90 | 149,44 | 157,09 | 54,76 |
| 11 | 104,16 | 118,26 | 125,34 | 132,42 | 138,87 | 56,67 |
| 12 | 95,11 | 106,38 | 112,17 | 118,07 | 123,53 | 59,42 |
| 13 | 87,15 | 96,24 | 101,01 | 105,95 | 110,59 | 61,39 |
| 14 | 80,13 | 87,53 | 91,50 | 95,67 | 99,64 | 63,14 |
| 15 | 68,50 | 73,61 | 76,45 | 79,50 | 82,48 | 65,91 |

Interpolando-se convenientemente, na tabela 17, os valores de ${}_xq_0$ correspondentes às regiões brasileiras e oriundas da aplicação das equações de Trussell, encontramos as vidas médias localizadas aproximadamente nas suas respectivas datas de referência, e que são explicitadas na tabela 18.

5.2 Níveis de fecundidade

Com as informações referentes ao Censo Demográfico de 1970, utilizando-se o método de Brass (10), determinou-se as taxas específicas de fecundidade por grupos etários das mulheres e calculou-se a taxa global de fecundidade.

Partindo-se da hipótese bastante simplificada de que os padrões de fecundidade por idade da mulher não se alterava no período 1940/1970 em cada Unidade da Federação, considerando-se a relação existente entre as parturições das mulheres de 20 a 24 anos (P_2), por simples multiplicação das Taxas Globais de Fecundidade de 1970 pelas referidas relações, estimou-se as Taxas Globais de Fecundidade com as informações censitárias de 1940, 1950 e 1960. Os resultados são apresentados na tabela 19.

6 CONCLUSÕES

— O modelo exprime resultados que parecem favorecer a aplicação do mesmo no objetivo de se estimar os filhos tidos nascidos vivos e nascidos mortos.

— Aceitamos como confiáveis e consistentes os dados concernentes ao censo de 1970, acentuando-se a forte aderência apresentada em relação aos estimados pelo modelo e a alta proporção de variação explicada.

— Acreditamos que o emprego dos 95% do total de filhos tidos na determinação dos nascidos vivos não condiz atualmente com a realidade brasileira, e que existam substanciais diferenças entre as regiões brasileiras no que concerne à proporção de nascidos mortos no total de nascimentos.

TABELA 18

ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER (\bar{e}_0) — BRASIL — 1934-1968

| REGIÕES | JUN 1934 | OUT 1936 | JUL 1938 | ABR 1944 | AGO 1946 | MAIO 1948 | JUN 1954 | OUT 1956 | JUL 1958 | JUN 1964 | OUT 1966 | JUL 1968 |
|---------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| BRASIL | 43,9 | 44,4 | 42,8 | 46,2 | 47,0 | 46,7 | 51,0 | 52,1 | 52,2 | 53,0 | 53,9 | 53,6 |
| REGIÃO NORTE | 40,9 | 42,5 | 42,0 | 45,0 | 45,9 | 45,8 | 52,3 | 53,3 | 54,3 | 54,3 | 55,2 | 55,4 |
| REGIÃO NORDESTE | 39,3 | 40,3 | 40,0 | 40,1 | 40,8 | 40,3 | 41,8 | 42,2 | 42,3 | 44,7 | 45,8 | 46,3 |
| REGIÃO SUDESTE | 45,7 | 45,9 | 44,7 | 49,2 | 50,1 | 49,8 | 56,3 | 57,3 | 57,6 | 57,0 | 57,8 | 56,8 |
| REGIÃO SUL | 51,8 | 51,2 | 50,0 | 54,5 | 54,5 | 53,6 | 60,5 | 60,9 | 61,0 | 61,1 | 61,4 | 60,4 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 49,0 | 49,7 | 48,9 | 51,1 | 51,9 | 51,6 | 55,9 | 56,9 | 57,0 | 56,0 | 56,4 | 56,3 |
| Amazonas | 42,6 | 43,9 | 43,5 | 44,7 | 45,7 | 44,9 | 52,1 | 53,0 | 53,1 | 54,3 | 55,7 | 55,2 |
| Pará | 40,6 | 41,0 | 41,5 | 45,9 | 46,8 | 47,3 | 53,3 | 53,9 | 55,5 | 54,7 | 55,4 | 56,0 |
| Territórios | 36,6 | 39,7 | 38,7 | 42,2 | 42,1 | 42,1 | 49,3 | 51,9 | 51,0 | 52,5 | 53,3 | 53,0 |
| Maranhão | 42,2 | 43,3 | 43,8 | 45,5 | 46,1 | 45,3 | 49,2 | 49,4 | 49,6 | 49,6 | 49,9 | 49,6 |
| Piauí | 44,2 | 44,2 | 44,4 | 46,4 | 47,2 | 46,2 | 48,8 | 49,2 | 48,4 | 50,4 | 50,6 | 50,6 |
| Cerá | 42,2 | 43,2 | 43,0 | 42,8 | 42,9 | 42,1 | 40,9 | 40,6 | 39,3 | 43,7 | 44,5 | 44,8 |
| Rio Grande do Norte | 33,5 | 35,9 | 36,6 | 34,1 | 35,7 | 36,9 | 35,2 | 34,3 | 37,2 | 38,9 | 40,4 | 40,4 |
| Paraíba | 35,8 | 37,6 | 37,1 | 36,3 | 37,1 | 36,5 | 36,8 | 36,3 | 36,5 | 39,4 | 40,2 | 40,9 |
| Pernambuco | 37,0 | 37,8 | 36,7 | 36,6 | 37,2 | 36,6 | 38,3 | 38,3 | 38,2 | 41,2 | 42,0 | 43,9 |
| Alagoas | 38,3 | 39,3 | 38,6 | 37,8 | 38,9 | 38,3 | 38,4 | 39,4 | 38,6 | 41,0 | 42,2 | 42,5 |
| Sergipe | 36,4 | 37,5 | 36,9 | 37,9 | 39,2 | 39,0 | 41,5 | 42,3 | 42,4 | 45,4 | 46,6 | 47,0 |
| Bahia | 40,8 | 41,4 | 41,4 | 42,5 | 43,0 | 41,7 | 45,4 | 45,9 | 46,4 | 49,1 | 49,9 | 49,9 |
| Minas Gerais | 45,3 | 45,5 | 44,5 | 48,1 | 48,7 | 47,8 | 53,2 | 53,9 | 53,9 | 54,9 | 55,4 | 55,2 |
| Espirito Santo | 48,4 | 48,8 | 48,4 | 51,7 | 51,6 | 50,6 | 58,0 | 59,1 | 58,4 | 58,1 | 59,4 | 57,9 |
| Rio de Janeiro | 45,9 | 46,2 | 46,0 | 48,7 | 49,4 | 49,7 | 56,0 | 58,0 | 58,5 | 56,2 | 57,6 | 56,3 |
| Guanabara | 46,9 | 47,2 | 47,1 | 50,6 | 52,3 | 52,9 | 60,9 | 62,4 | 63,4 | 59,2 | 60,0 | 58,7 |
| São Paulo | 45,4 | 45,4 | 43,8 | 49,8 | 51,0 | 50,9 | 58,3 | 59,8 | 60,3 | 59,1 | 59,6 | 58,4 |
| Paraná | 46,9 | 47,0 | 44,7 | 48,3 | 48,5 | 47,9 | 55,6 | 56,0 | 56,6 | 57,2 | 58,4 | 57,7 |
| Santa Catarina | 53,6 | 53,2 | 51,2 | 55,4 | 54,9 | 54,4 | 60,8 | 61,1 | 60,9 | 62,2 | 61,4 | 60,9 |
| Rio Grande do Sul | 54,1 | 53,1 | 52,0 | 57,7 | 58,2 | 57,2 | 65,1 | 65,9 | 65,6 | 65,4 | 65,4 | 64,1 |
| Mato Grosso | 55,4 | 56,1 | 54,9 | 54,7 | 55,6 | 55,3 | 60,0 | 61,5 | 63,4 | 57,9 | 58,8 | 58,4 |
| Goiás | 46,4 | 47,1 | 46,2 | 50,1 | 50,4 | 50,4 | 55,0 | 56,0 | 55,5 | 55,6 | 55,8 | 55,7 |
| Distrito Federal | — | — | — | — | — | — | 50,2 | 48,9 | 49,7 | 54,2 | 55,5 | 55,4 |

TABELA 19

TAXAS GLOBAIS DE FECUNDIDADE
BRASIL — 1940-1970

| REGIÕES | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|------------------------|-------|-------|--------|-------|
| REGIÃO NORTE . | 7,166 | 7,970 | 8,555 | 8,130 |
| Amazonas | 7,658 | 8,436 | 9,074 | 8,538 |
| Pará | 6,796 | 7,484 | 7,993 | 7,708 |
| Territórios | 9,761 | 9,508 | 10,130 | 9,295 |
| REGIÃO NORDESTE . | 7,152 | 7,499 | 7,394 | 7,515 |
| Maranhão . | 6,644 | 6,862 | 7,110 | 7,249 |
| Piauí | 7,454 | 8,102 | 7,782 | 7,849 |
| Ceará . | 8,301 | 7,883 | 7,525 | 7,655 |
| Rio Grande do Norte | 8,315 | 8,311 | 8,209 | 8,138 |
| Paraíba | 8,394 | 8,070 | 7,577 | 7,850 |
| Pernambuco | 6,650 | 7,174 | 7,175 | 7,051 |
| Alagoas | 6,618 | 7,254 | 7,326 | 7,653 |
| Sergipe | 6,728 | 7,440 | 7,235 | 7,814 |
| Bahia . | 6,750 | 7,394 | 7,320 | 7,460 |
| REGIÃO SUDESTE | 5,697 | 5,452 | 6,339 | 4,567 |
| Minas Gerais | 7,686 | 7,562 | 7,686 | 6,219 |
| Espírito Santo . | 7,063 | 7,190 | 7,631 | 6,427 |
| Rio de Janeiro | 5,495 | 5,843 | 5,792 | 4,935 |
| Guanabara | 3,516 | 3,283 | 3,484 | 2,779 |
| São Paulo | 5,020 | 4,652 | 4,870 | 3,952 |
| REGIÃO SUL | 5,649 | 5,704 | 5,891 | 5,425 |
| Paraná . | 5,972 | 8,267 | 6,510 | 6,393 |
| Santa Catarina | 8,262 | 7,227 | 7,303 | 6,077 |
| Rio Grande do Sul | 5,079 | 5,219 | 5,113 | 4,308 |
| REGIÃO CENTRO-OESTE | 6,362 | 6,864 | 6,743 | 6,513 |
| Mato Grosso | 6,375 | 6,992 | 6,573 | 6,726 |
| Goiás | 6,283 | 6,721 | 6,767 | 6,642 |
| Distrito Federal . . | — | — | 6,845 | 5,558 |
| BRASIL . | 6,157 | 6,205 | 6,277 | 5,768 |

— Pensamos que seria razoável maior aprofundamento nas pesquisas sobre mortalidade fetal, um campo de estudo pouco conhecido no Brasil.

— Enfatizamos a necessidade de se conhecer melhor a qualidade das informações censitárias no que diz respeito às declarações sobre filhos tidos nascidos mortos e nascidos vivos, que em nosso entender carecem de maior avaliação no tocante à qualidade deste tipo de informação, reconhecidamente importante na determinação dos níveis e padrões de mortalidade e fecundidade, por intermédio de técnicas indiretas.

VALORES DE ${}_1q_0$ (x 1000) — REGIÕES DA PNAD — 1940-1970

| REGIÕES DA PNAD | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|-----------------------|---------|---------|---------|---------|
| I | 155,184 | 125,812 | 76,927 | 102,265 |
| II | 166,619 | 132,153 | 79,349 | 99,583 |
| III | 133,866 | 115,824 | 84,135 | 94,383 |
| IV | 153,050 | 144,234 | 106,608 | 110,289 |
| V | 180,315 | 185,005 | 161,970 | 143,405 |
| VI | — | — | 112,269 | 115,097 |
| VII | — | — | — | — |

VALORES DE ${}_2q_0$ (x 1000) — REGIÕES DA PNAD — 1940-1970

| REGIÕES DA PNAD | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|-----------------------|---------|---------|---------|---------|
| I | 180,899 | 151,685 | 100,446 | 116,479 |
| II | 198,895 | 151,134 | 101,904 | 110,993 |
| III | 157,943 | 137,450 | 98,313 | 101,438 |
| IV | 191,617 | 170,649 | 133,272 | 127,066 |
| V | 225,130 | 223,294 | 209,263 | 182,027 |
| VI | — | — | 160,060 | 127,381 |
| VII | — | — | — | — |

VALORES DE ${}_3q_0$ (x 1000) — REGIÕES DA PNAD — 1940-1970

| REGIÕES DA PNAD | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|-----------------|---------|---------|---------|---------|
| I . | 194,453 | 165,341 | 108,503 | 115,931 |
| II . | 203,444 | 161,277 | 109,884 | 111,429 |
| III | 160,101 | 142,251 | 103,732 | 101,217 |
| IV . | 200,361 | 177,886 | 142,001 | 132,491 |
| V | 243,942 | 239,534 | 228,649 | 201,149 |
| VI | — | — | 177,966 | 135,125 |
| VII . | — | — | — | — |

VALORES DE ${}_5q_0$ (x 1000) — REGIÕES DA PNAD — 1940-1970

| REGIÕES DA PNAD | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|-----------------|---------|---------|---------|---------|
| I | 211,393 | 184,881 | 125,340 | 129,256 |
| II | 218,813 | 182,697 | 123,775 | 119,892 |
| III | 166,442 | 150,700 | 111,353 | 107,653 |
| IV | 216,664 | 194,040 | 154,923 | 145,380 |
| V | 272,422 | 264,763 | 249,556 | 224,136 |
| VI | — | — | 179,011 | 152,625 |
| VII . | — | — | — | — |

VALORES DE ${}_{10}q_0$ (x 1000) — REGIÕES DA PNAD — 1940-1970

| REGIÕES DA PNAD | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|-----------------|---------|---------|---------|---------|
| I | 236,753 | 210,294 | 153,384 | 148,018 |
| II | 241,841 | 207,430 | 154,438 | 137,380 |
| III | 182,300 | 167,213 | 130,104 | 122,733 |
| IV | 237,574 | 211,475 | 176,913 | 161,310 |
| V | 292,420 | 282,719 | 267,223 | 247,788 |
| VI | — | — | 204,320 | 179,281 |
| VII | — | — | — | — |

ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER (\bar{e}_0)

REGIÕES DA PNAD — 1934-1968

| RE- GIÕES DA PNAD | JUNHO 1934 | OUTUBRO 1936 | JULHO 1938 | ABRIL 1944 | AGOSTO 1946 | MAIO 1948 |
|----------------------------|---------------|-----------------|---------------|---------------|----------------|--------------|
| I | 46,3 | 46,7 | 46,5 | 49,5 | 50,5 | 50,8 |
| II .. | 45,4 | 45,4 | 43,8 | 49,8 | 51,0 | 50,9 |
| III | 51,8 | 51,2 | 50,0 | 54,5 | 54,5 | 53,6 |
| IV . | 45,6 | 45,9 | 44,8 | 48,5 | 49,0 | 48,1 |
| V | 39,3 | 40,3 | 40,0 | 40,1 | 40,8 | 40,3 |
| VI | — | — | — | — | — | — |
| VII | — | — | — | — | — | — |

| RE- GIÕES DA PNAD | JUNHO 1954 | OUTUBRO 1956 | JULHO 1958 | JUNHO 1964 | OUTUBRO 1966 | JULHO 1968 |
|----------------------------|---------------|-----------------|---------------|---------------|-----------------|---------------|
| I | 58,0 | 60,1 | 60,6 | 57,3 | 58,6 | 57,1 |
| II | 58,3 | 59,8 | 60,3 | 59,1 | 59,6 | 58,4 |
| III | 60,5 | 60,9 | 61,0 | 61,1 | 61,4 | 60,4 |
| IV | 53,8 | 54,6 | 54,5 | 55,2 | 55,8 | 55,5 |
| V | 41,8 | 42,2 | 42,3 | 44,7 | 45,8 | 46,3 |
| VI . | 50,2 | 48,9 | 49,7 | 54,2 | 55,5 | 55,4 |
| VII | — | — | — | — | — | — |

TAXAS GLOBAIS DE FECUNDIDADE

REGIÕES DA PNAD — BRASIL — 1940-1970

| REGIÕES DA PNAD | 1940 | 1950 | 1960 | 1970 |
|-----------------------|-------|-------|-------|-------|
| I | 4,407 | 4,380 | 4,526 | 3,807 |
| II | 5,020 | 4,652 | 4,869 | 3,952 |
| III | 5,649 | 5,704 | 5,891 | 5,425 |
| IV | 7,555 | 7,460 | 7,618 | 6,203 |
| V | 7,152 | 7,499 | 7,394 | 7,515 |
| VI | — | — | 6,845 | 5,558 |
| VII | — | — | — | — |

ANEXO I

VALORES DE X_{it} E Y_{it} , SEGUNDO A IDADE ACUMULADA
DA MÃE ATÉ A IDADE i
BRASIL — 1970

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | 15 A 19 ANOS (20) | | 15 A 24 ANOS (25) | | 15 A 29 ANOS (30) | | 15 A 34 ANOS (35) | |
|-----------------------------|----------------------|----------|----------------------|----------|----------------------|----------|----------------------|----------|
| | X_{it} | Y_{it} | X_{it} | Y_{it} | X_{it} | Y_{it} | X_{it} | Y_{it} |
| Amazonas | 0,214471 | 0,039379 | 0,345994 | 0,054702 | 0,468770 | 0,072396 | 0,612617 | 0,095391 |
| Pará | 0,205473 | 0,035919 | 0,318973 | 0,048401 | 0,451305 | 0,071742 | 0,586966 | 0,093584 |
| RO/RR/AC/AP | 0,229792 | 0,037851 | 0,385256 | 0,057711 | 0,533326 | 0,078652 | 0,685013 | 0,119461 |
| Maranhão | 0,256427 | 0,051069 | 0,409239 | 0,070047 | 0,555789 | 0,092226 | 0,706553 | 0,115656 |
| Piauí, | 0,232527 | 0,053461 | 0,386580 | 0,072392 | 0,551456 | 0,092017 | 0,735973 | 0,114659 |
| Ceará | 0,321070 | 0,053292 | 0,520793 | 0,085793 | 0,750886 | 0,114945 | 1,015404 | 0,154073 |
| Rio Grande do Norte | 0,344503 | 0,072762 | 0,665057 | 0,106829 | 0,979234 | 0,150389 | 1,325291 | 0,106412 |
| Paraíba | 0,352063 | 0,132024 | 0,638402 | 0,197055 | 0,941566 | 0,261819 | 1,274740 | 0,329013 |
| Pernambuco | 0,344889 | 0,090244 | 0,540457 | 0,120476 | 0,820132 | 0,158396 | 1,109229 | 0,202721 |
| Alagoas | 0,353099 | 0,113612 | 0,615601 | 0,174141 | 0,886274 | 0,235132 | 1,155081 | 0,294177 |
| Sergipe | 0,303790 | 0,074247 | 0,519980 | 0,093281 | 0,750372 | 0,115775 | 0,983700 | 0,147617 |
| Bahia | 0,253502 | 0,048493 | 0,418928 | 0,068699 | 0,599798 | 0,093809 | 0,785029 | 0,119073 |
| Minas Gerais | 0,203872 | 0,042264 | 0,302176 | 0,053079 | 0,425390 | 0,073181 | 0,567548 | 0,097130 |
| Espirito Santo | 0,161354 | 0,039742 | 0,258696 | 0,041934 | 0,352035 | 0,059128 | 0,469423 | 0,076879 |
| Rio de Janeiro | 0,188084 | 0,031516 | 0,277193 | 0,044858 | 0,060562 | 0,056412 | 0,467887 | 0,072503 |
| Guanabara | 0,181375 | 0,038374 | 0,221356 | 0,044361 | 0,272444 | 0,055201 | 0,336033 | 0,066526 |
| São Paulo | 0,174817 | 0,042184 | 0,235596 | 0,047612 | 0,305513 | 0,057254 | 0,380972 | 0,700494 |
| Paraná | 0,185535 | 0,030729 | 0,270450 | 0,043120 | 0,366051 | 0,057368 | 0,474185 | 0,071816 |
| Santa Catarina | 0,164245 | 0,037657 | 0,223898 | 0,034721 | 0,304984 | 0,043885 | 0,386611 | 0,055256 |
| Rio Grande do Sul | 0,145495 | 0,042451 | 0,179839 | 0,041153 | 0,226138 | 0,046256 | 0,280659 | 0,055364 |
| Mato Grosso | 0,179671 | 0,028331 | 0,275701 | 0,038308 | 0,380109 | 0,053733 | 0,485605 | 0,066577 |
| Goiás | 0,197433 | 0,078137 | 0,311287 | 0,112126 | 0,435178 | 0,144936 | 0,554277 | 0,176311 |
| Distrito Federal | 0,219944 | 0,040209 | 0,319233 | 0,052650 | 0,415551 | 0,073537 | 0,532128 | 0,093284 |

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | 15 A 39 ANOS (40) | | 15 A 44 ANOS (45) | | 15 A 49 ANOS (50) | |
|-----------------------------|----------------------|----------|----------------------|----------|----------------------|----------|
| | X_{it} | Y_{it} | X_{it} | Y_{it} | X_{it} | Y_{it} |
| Amazonas | 0,73976 | 0,112559 | 0,832103 | 0,133326 | 0,928652 | 0,146376 |
| Pará | 0,727776 | 0,115915 | 0,845927 | 0,135470 | 0,931642 | 0,148267 |
| RO/RR/AC/AP | 0,845049 | 0,127152 | 1,055746 | 0,161392 | 1,157699 | 0,165662 |
| Maranhão | 0,839744 | 0,135495 | 0,945006 | 0,153136 | 1,017721 | 0,164074 |
| Piauí | 0,905529 | 0,141405 | 1,045202 | 0,166497 | 1,144093 | 0,181284 |
| Ceará | 1,255777 | 0,188734 | 1,488290 | 0,224501 | 1,645175 | 0,247674 |
| Rio Grande do Norte | 1,646969 | 0,237869 | 1,951409 | 0,281495 | 2,205186 | 0,311657 |
| Paraíba | 1,591590 | 0,395761 | 1,891349 | 0,458337 | 2,111643 | 0,498258 |
| Pernambuco | 1,382227 | 0,242309 | 1,604394 | 0,278102 | 1,760178 | 0,300905 |
| Alagoas | 1,407018 | 0,347362 | 1,608095 | 0,383740 | 1,740282 | 0,407815 |
| Sergipe | 1,213480 | 0,181984 | 1,406941 | 0,208381 | 1,557220 | 0,231470 |
| Bahia | 0,968797 | 0,145297 | 1,122443 | 0,167458 | 1,328054 | 0,182472 |
| Minas Gerais | 0,712491 | 0,122217 | 0,839214 | 0,144534 | 0,941109 | 0,161381 |
| Espirito Santo | 0,585237 | 0,093702 | 0,686878 | 0,109334 | 0,765990 | 0,122115 |
| Rio de Janeiro | 0,579513 | 0,088580 | 0,685402 | 0,103667 | 0,767122 | 0,115039 |
| Guanabara | 0,404195 | 0,078541 | 0,474536 | 0,089272 | 0,527177 | 0,095403 |
| São Paulo | 0,460781 | 0,083952 | 0,534906 | 0,096259 | 0,602202 | 0,106105 |
| Paraná | 0,592220 | 0,090216 | 0,689633 | 0,105158 | 0,774696 | 0,117298 |
| Santa Catarina | 0,475763 | 0,068242 | 0,560632 | 0,081154 | 0,631495 | 0,091414 |
| Rio Grande do Sul | 0,342098 | 0,063914 | 0,387100 | 0,072848 | 0,444915 | 0,080602 |
| Mato Grosso | 0,598152 | 0,079796 | 0,692080 | 0,092584 | 0,768345 | 0,105365 |
| Goiás | 0,670495 | 0,205814 | 0,770379 | 0,229425 | 0,854044 | 0,249488 |
| Distrito Federal | 0,647453 | 0,117856 | 0,743484 | 0,133624 | 0,820177 | 0,145164 |

ANEXO II

VALORES DA FUNÇÃO $Y(X_1; X_2) = We^{zx_1}$

Para $Y(X_1, 20) = 0,013830 e^{5,352568 X_1}$

| X_1 | $Y(X_1, 20)$ | X_1 | $Y(X_1, 20)$ |
|-------|--------------|-------|--------------|
| 0,020 | 0,015393 | 0,520 | 0,223671 |
| 0,040 | 0,017132 | 0,540 | 0,248944 |
| 0,060 | 0,019069 | 0,560 | 0,277072 |
| 0,080 | 0,021222 | 0,580 | 0,308379 |
| 0,100 | 0,023620 | 0,600 | 0,343223 |
| 0,120 | 0,026289 | 0,620 | 0,382004 |
| 0,140 | 0,029259 | 0,640 | 0,425168 |
| 0,160 | 0,023565 | 0,660 | 0,473208 |
| 0,180 | 0,036245 | 0,680 | 0,526676 |
| 0,200 | 0,040340 | 0,700 | 0,586186 |
| 0,220 | 0,044899 | 0,720 | 0,652420 |
| 0,240 | 0,049972 | 0,740 | 0,726138 |
| 0,260 | 0,055618 | 0,760 | 0,808186 |
| 0,280 | 0,061902 | 0,780 | 0,899504 |
| 0,300 | 0,068897 | 0,800 | 1,001140 |
| 0,320 | 0,076682 | 0,820 | 1,114260 |
| 0,340 | 0,085346 | 0,840 | 1,240162 |
| 0,360 | 0,094989 | 0,860 | 1,380290 |
| 0,380 | 0,105722 | 0,880 | 1,536250 |
| 0,400 | 0,117668 | 0,900 | 1,709834 |
| 0,420 | 0,130964 | 0,920 | 1,903030 |
| 0,440 | 0,145761 | 0,940 | 2,118056 |
| 0,460 | 0,162231 | 0,960 | 2,357378 |
| 0,480 | 0,180562 | 0,980 | 2,623742 |
| 0,500 | 0,200964 | 1,000 | 2,920202 |

Para $Y(X_1, 25) = 0,018710 e^{3,370092 X_1}$

| X_1 | $Y(X_1, 25)$ | X_1 | $Y(X_1, 25)$ |
|-------|--------------|-------|--------------|
| 0,100 | 0,026208 | 0,600 | 0,141332 |
| 0,120 | 0,028035 | 0,620 | 0,151187 |
| 0,140 | 0,029990 | 0,640 | 0,161728 |
| 0,160 | 0,032081 | 0,660 | 0,173005 |
| 0,180 | 0,034318 | 0,680 | 0,185068 |
| 0,200 | 0,036711 | 0,700 | 0,197971 |
| 0,220 | 0,039271 | 0,720 | 0,211775 |
| 0,240 | 0,042009 | 0,740 | 0,226541 |
| 0,260 | 0,044938 | 0,760 | 0,242337 |
| 0,280 | 0,048071 | 0,780 | 0,259234 |
| 0,300 | 0,051423 | 0,800 | 0,277309 |
| 0,320 | 0,055008 | 0,820 | 0,296644 |
| 0,340 | 0,058844 | 0,840 | 0,317328 |
| 0,360 | 0,062947 | 0,860 | 0,339454 |
| 0,380 | 0,067336 | 0,880 | 0,363122 |
| 0,400 | 0,072031 | 0,900 | 0,388441 |
| 0,420 | 0,077053 | 0,920 | 0,415525 |
| 0,440 | 0,082426 | 0,940 | 0,444498 |
| 0,460 | 0,088173 | 0,960 | 0,475490 |
| 0,480 | 0,094321 | 0,980 | 0,508644 |
| 0,500 | 0,100897 | 1,000 | 0,544109 |
| 0,520 | 0,107932 | 1,020 | 0,582047 |
| 0,540 | 0,115458 | 1,040 | 0,622631 |
| 0,560 | 0,123508 | 1,060 | 0,666044 |
| 0,580 | 0,132120 | 1,080 | 0,712484 |

ANEXO II

VALORES DA FUNÇÃO $Y(X_1; X_2) = We^{ZX_1}$

Para $Y(X_1, 30) = 0,025964 e^{2,286817 X_1}$

| X_1 | $Y(X_1, 30)$ | X_1 | $Y(X_1, 30)$ | X_1 | $Y(X_1, 30)$ |
|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|
| 0,180 | 0,039187 | 0,680 | 0,122964 | 1,180 | 0,385737 |
| 0,200 | 0,041021 | 0,700 | 0,128700 | 1,200 | 0,403789 |
| 0,220 | 0,042940 | 0,720 | 0,134726 | 1,220 | 0,422685 |
| 0,240 | 0,044950 | 0,740 | 0,141028 | 1,240 | 0,442466 |
| 0,260 | 0,047053 | 0,760 | 0,147627 | 1,260 | 0,463173 |
| 0,280 | 0,049255 | 0,780 | 0,154536 | 1,280 | 0,484849 |
| 0,300 | 0,051561 | 0,800 | 0,161768 | 1,300 | 0,507539 |
| 0,320 | 0,053973 | 0,820 | 0,169339 | 1,320 | 0,531291 |
| 0,340 | 0,056499 | 0,840 | 0,177263 | 1,340 | 0,556154 |
| 0,360 | 0,059143 | 0,860 | 0,185559 | 1,360 | 0,582181 |
| 0,380 | 0,061911 | 0,880 | 0,194243 | 1,380 | 0,609427 |
| 0,400 | 0,064809 | 0,900 | 0,203333 | 1,400 | 0,637947 |
| 0,420 | 0,067842 | 0,920 | 0,212849 | 1,420 | 0,667802 |
| 0,440 | 0,071016 | 0,940 | 0,222810 | 1,440 | 0,699054 |
| 0,460 | 0,074340 | 0,960 | 0,233237 | 1,460 | 0,731768 |
| 0,480 | 0,077819 | 0,980 | 0,244152 | 1,480 | 0,766014 |
| 0,500 | 0,081461 | 1,000 | 0,255578 | 1,500 | 0,801862 |
| 0,520 | 0,085273 | 1,020 | 0,267539 | 1,520 | 0,839388 |
| 0,540 | 0,089263 | 1,040 | 0,280059 | 1,540 | 0,876670 |
| 0,560 | 0,093441 | 1,060 | 0,293165 | 1,560 | 0,919790 |
| 0,580 | 0,097814 | 1,080 | 0,306885 | 1,580 | 0,962835 |
| 0,600 | 0,102391 | 1,100 | 0,321247 | 1,600 | 1,007894 |
| 0,620 | 0,107183 | 1,120 | 0,336281 | 1,620 | 1,055062 |
| 0,640 | 0,112199 | 1,140 | 0,352018 | 1,640 | 1,104437 |
| 0,660 | 0,117450 | 1,160 | 0,368492 | 1,660 | 1,156123 |

Para $Y(X_1, 35) = 0,034429 e^{1,672365 X_1}$

| X_1 | $Y(X_1, 35)$ | X_1 | $Y(X_1, 35)$ | X_1 | $Y(X_1, 35)$ |
|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|
| 0,220 | 0,049741 | 0,820 | 0,135672 | 1,420 | 0,370057 |
| 0,240 | 0,051432 | 0,840 | 0,140286 | 1,440 | 0,382644 |
| 0,260 | 0,053182 | 0,860 | 0,145058 | 1,460 | 0,395659 |
| 0,280 | 0,054991 | 0,880 | 0,149992 | 1,480 | 0,409116 |
| 0,300 | 0,056861 | 0,900 | 0,155093 | 1,500 | 0,423032 |
| 0,320 | 0,058795 | 0,920 | 0,160369 | 1,520 | 0,437420 |
| 0,340 | 0,060795 | 0,940 | 0,165823 | 1,540 | 0,452298 |
| 0,360 | 0,062863 | 0,960 | 0,171463 | 1,560 | 0,467682 |
| 0,380 | 0,065001 | 0,980 | 0,177295 | 1,580 | 0,483589 |
| 0,400 | 0,067212 | 1,000 | 0,183326 | 1,600 | 0,500038 |
| 0,420 | 0,069498 | 1,020 | 0,189561 | 1,620 | 0,517045 |
| 0,440 | 0,071861 | 1,040 | 0,196009 | 1,640 | 0,534632 |
| 0,460 | 0,074306 | 1,060 | 0,202675 | 1,660 | 0,552816 |
| 0,480 | 0,076833 | 1,080 | 0,209569 | 1,680 | 0,571619 |
| 0,500 | 0,079446 | 1,100 | 0,216697 | 1,700 | 0,591061 |
| 0,520 | 0,082149 | 1,120 | 0,224068 | 1,720 | 0,611165 |
| 0,540 | 0,084943 | 1,140 | 0,231689 | 1,740 | 0,631953 |
| 0,560 | 0,087832 | 1,160 | 0,239569 | 1,760 | 0,653447 |
| 0,580 | 0,090819 | 1,180 | 0,247718 | 1,780 | 0,675673 |
| 0,600 | 0,093908 | 1,200 | 0,256143 | 1,800 | 0,698654 |
| 0,620 | 0,097102 | 1,220 | 0,264856 | 1,820 | 0,722418 |
| 0,640 | 0,100405 | 1,240 | 0,273864 | 1,840 | 0,746989 |
| 0,660 | 0,103820 | 1,260 | 0,283179 | 1,860 | 0,772397 |
| 0,680 | 0,107351 | 1,280 | 0,292811 | 1,880 | 0,798668 |
| 0,700 | 0,111003 | 1,300 | 0,302770 | 1,900 | 0,825833 |
| 0,720 | 0,114778 | 1,320 | 0,313068 | 1,920 | 0,853922 |
| 0,740 | 0,118682 | 1,340 | 0,323717 | 1,940 | 0,882967 |
| 0,760 | 0,122719 | 1,360 | 0,334727 | 1,960 | 0,912999 |
| 0,780 | 0,126893 | 1,380 | 0,346112 | 1,980 | 0,944053 |
| 0,800 | 0,131209 | 1,400 | 0,357884 | 2,000 | 0,976163 |

ANEXO II

VALORES DA FUNÇÃO $Y(X_1; X_2) = We^{ZX_1}$

Para $Y(X_1, 40) = 0,042946 e^{1,218077 X_1}$

| X_1 | $Y(X_1, 40)$ | X_1 | $Y(X_1, 40)$ | X_1 | $Y(X_1, 40)$ |
|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|
| 0,320 | 0,065479 | 0,920 | 0,144398 | 1,520 | 0,318436 |
| 0,340 | 0,067228 | 0,940 | 0,148255 | 1,540 | 0,236942 |
| 0,360 | 0,069024 | 0,960 | 0,152216 | 1,560 | 0,335675 |
| 0,380 | 0,070868 | 0,980 | 0,156282 | 1,580 | 0,344642 |
| 0,400 | 0,072761 | 1,000 | 0,160456 | 1,600 | 0,353848 |
| 0,420 | 0,074704 | 1,020 | 0,164742 | 1,620 | 0,363300 |
| 0,440 | 0,076700 | 1,040 | 0,169143 | 1,640 | 0,373004 |
| 0,460 | 0,078748 | 1,060 | 0,173661 | 1,660 | 0,382968 |
| 0,480 | 0,080852 | 1,080 | 0,178300 | 1,680 | 0,393198 |
| 0,500 | 0,083012 | 1,100 | 0,183063 | 1,700 | 0,403701 |
| 0,520 | 0,085229 | 1,120 | 0,187953 | 1,720 | 0,414485 |
| 0,540 | 0,087506 | 1,140 | 0,192973 | 1,740 | 0,425556 |
| 0,560 | 0,089843 | 1,160 | 0,198128 | 1,760 | 0,436924 |
| 0,580 | 0,092243 | 1,180 | 0,203420 | 1,780 | 0,448595 |
| 0,600 | 0,094707 | 1,200 | 0,208854 | 1,800 | 0,460578 |
| 0,620 | 0,097237 | 1,220 | 0,214433 | 1,820 | 0,472881 |
| 0,640 | 0,099834 | 1,240 | 0,220161 | 1,840 | 0,485513 |
| 0,660 | 0,102501 | 1,260 | 0,226042 | 1,860 | 0,498482 |
| 0,680 | 0,105239 | 1,280 | 0,232080 | 1,880 | 0,511797 |
| 0,700 | 0,108050 | 1,300 | 0,238279 | 1,900 | 0,525468 |
| 0,720 | 0,110937 | 1,320 | 0,244644 | 1,920 | 0,539505 |
| 0,740 | 0,113900 | 1,340 | 0,251179 | 1,940 | 0,553916 |
| 0,760 | 0,116942 | 1,360 | 0,257889 | 1,960 | 0,568712 |
| 0,780 | 0,120066 | 1,380 | 0,264777 | 1,980 | 0,583904 |
| 0,800 | 0,123273 | 1,400 | 0,271850 | 2,000 | 0,599501 |
| 0,820 | 0,126566 | 1,420 | 0,279112 | 2,020 | 0,615515 |
| 0,840 | 0,129947 | 1,440 | 0,286568 | 2,040 | 0,631956 |
| 0,860 | 0,133418 | 1,460 | 0,294222 | 2,060 | 0,648837 |
| 0,880 | 0,136982 | 1,480 | 0,302082 | 2,080 | 0,666169 |
| 0,900 | 0,140641 | 1,500 | 0,310151 | 2,100 | 0,683964 |

ANEXO II

VALORES DA FUNÇÃO $Y(X_1; X_2) = We^{zX_1}$ Para $Y(X_1, 45) = 0,050354 e^{1,119594 X_1}$

| X_1 | $Y(X_1, 45)$ | X_1 | $Y(X_1, 45)$ | X_1 | $Y(X_1, 45)$ |
|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|
| 0,360 | 0,075349 | 1,120 | 0,176447 | 1,880 | 0,413193 |
| 0,380 | 0,077055 | 1,140 | 0,180443 | 1,900 | 0,422550 |
| 0,400 | 0,078800 | 1,160 | 0,184529 | 1,920 | 0,432118 |
| 0,420 | 0,080585 | 1,180 | 0,188708 | 1,940 | 0,441903 |
| 0,440 | 0,082409 | 1,200 | 0,192981 | 1,960 | 0,451910 |
| 0,460 | 0,084276 | 1,220 | 0,197351 | 1,980 | 0,462143 |
| 0,480 | 0,086184 | 1,240 | 0,201820 | 2,000 | 0,472608 |
| 0,500 | 0,088135 | 1,260 | 0,206390 | 2,020 | 0,483310 |
| 0,520 | 0,090131 | 1,280 | 0,211063 | 2,040 | 0,494254 |
| 0,540 | 0,092172 | 1,300 | 0,215843 | 2,060 | 0,505446 |
| 0,560 | 0,094259 | 1,320 | 0,220730 | 2,080 | 0,516892 |
| 0,580 | 0,096394 | 1,340 | 0,225729 | 2,100 | 0,528597 |
| 0,600 | 0,098577 | 1,360 | 0,230840 | 2,120 | 0,540566 |
| 0,620 | 0,100809 | 1,380 | 0,236067 | 2,140 | 0,552807 |
| 0,640 | 0,103092 | 1,400 | 0,241413 | 2,160 | 0,565325 |
| 0,660 | 0,105426 | 1,420 | 0,246880 | 2,180 | 0,578127 |
| 0,680 | 0,107813 | 1,440 | 0,252470 | 2,200 | 0,591218 |
| 0,700 | 0,110255 | 1,460 | 0,258187 | 2,220 | 0,604606 |
| 0,720 | 0,112751 | 1,480 | 0,264034 | 2,240 | 0,618297 |
| 0,740 | 0,115305 | 1,500 | 0,270013 | 2,260 | 0,632298 |
| 0,760 | 0,117916 | 1,520 | 0,276127 | 2,280 | 0,646616 |
| 0,780 | 0,120586 | 1,540 | 0,282380 | 2,300 | 0,661258 |
| 0,800 | 0,123316 | 1,560 | 0,288774 | 2,320 | 0,676232 |
| 0,820 | 0,126109 | 1,580 | 0,295313 | 2,340 | 0,691545 |
| 0,840 | 0,128964 | 1,600 | 0,302000 | 2,350 | 0,707205 |
| 0,860 | 0,131885 | 1,620 | 0,308839 | 2,380 | 0,723219 |
| 0,880 | 0,134871 | 1,640 | 0,315833 | 2,400 | 0,739596 |
| 0,900 | 0,137925 | 1,660 | 0,322984 | 2,420 | 0,756343 |
| 0,920 | 0,141049 | 1,680 | 0,330298 | 2,440 | 0,773470 |
| 0,940 | 0,144243 | 1,700 | 0,337778 | 2,460 | 0,790985 |
| 0,960 | 0,147509 | 1,720 | 0,345426 | 2,480 | 0,808897 |
| 0,980 | 0,150849 | 1,740 | 0,353248 | 2,500 | 0,827214 |
| 1,000 | 0,154265 | 1,760 | 0,361248 | 2,520 | 0,845946 |
| 1,020 | 0,157758 | 1,780 | 0,369428 | 2,540 | 0,865101 |
| 1,040 | 0,161331 | 1,800 | 0,377793 | 2,560 | 0,884691 |
| 1,060 | 0,164984 | 1,820 | 0,386348 | 2,580 | 0,904725 |
| 1,080 | 0,168720 | 1,840 | 0,395097 | 2,600 | 0,925212 |
| 1,100 | 0,172540 | 1,860 | 0,404044 | 2,620 | 0,946163 |

ANEXO II

VALORES DA FUNÇÃO $Y(X_1; X_2) = We^{ZX_1}$

Para $Y(X_1, 50) = 0,055494 e^{1,024021 X_1}$

| X_1 | $Y(X_1, 50)$ | X_1 | $Y(X_1, 50)$ | X_1 | $Y(X_1, 50)$ |
|-------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|
| 0,400 | 0,083617 | 1,160 | 0,182214 | 1,920 | 0,397074 |
| 0,420 | 0,085348 | 1,180 | 0,185988 | 1,940 | 0,405298 |
| 0,440 | 0,087116 | 1,200 | 0,189840 | 1,960 | 0,413691 |
| 0,460 | 0,088920 | 1,220 | 0,193771 | 1,980 | 0,422259 |
| 0,480 | 0,090762 | 1,240 | 0,197784 | 2,000 | 0,431004 |
| 0,500 | 0,092641 | 1,260 | 0,201880 | 2,020 | 0,439930 |
| 0,520 | 0,094560 | 1,280 | 0,206061 | 2,040 | 0,449041 |
| 0,540 | 0,096518 | 1,300 | 0,210329 | 2,060 | 0,458340 |
| 0,560 | 0,098517 | 1,320 | 0,214685 | 2,080 | 0,467833 |
| 0,580 | 0,100557 | 1,340 | 0,219131 | 2,100 | 0,477521 |
| 0,600 | 0,102640 | 1,360 | 0,223669 | 2,120 | 0,487411 |
| 0,620 | 0,104766 | 1,380 | 0,228301 | 2,140 | 0,497505 |
| 0,640 | 0,106935 | 1,400 | 0,233029 | 2,160 | 0,507808 |
| 0,660 | 0,109150 | 1,420 | 0,237855 | 2,180 | 0,518325 |
| 0,680 | 0,111410 | 1,440 | 0,242781 | 2,200 | 0,529060 |
| 0,700 | 0,113718 | 1,460 | 0,247809 | 2,220 | 0,540016 |
| 0,720 | 0,116073 | 1,480 | 0,252941 | 2,240 | 0,551200 |
| 0,740 | 0,118477 | 1,500 | 0,258180 | 2,260 | 0,562615 |
| 0,760 | 0,120930 | 1,520 | 0,263527 | 2,280 | 0,574267 |
| 0,780 | 0,123435 | 1,540 | 0,268984 | 2,300 | 0,586160 |
| 0,800 | 0,125991 | 1,560 | 0,274555 | 2,320 | 0,598300 |
| 0,820 | 0,128600 | 1,580 | 0,280241 | 2,340 | 0,610690 |
| 0,840 | 0,131264 | 1,600 | 0,286045 | 2,360 | 0,623338 |
| 0,860 | 0,133982 | 1,620 | 0,291969 | 2,380 | 0,636247 |
| 0,880 | 0,136757 | 1,640 | 0,298015 | 2,400 | 0,649424 |
| 0,900 | 0,139589 | 1,660 | 0,304187 | 2,420 | 0,662873 |
| 0,920 | 0,142480 | 1,680 | 0,310487 | 2,440 | 0,676601 |
| 0,940 | 0,145431 | 1,700 | 0,316917 | 2,460 | 0,690614 |
| 0,960 | 0,148443 | 1,720 | 0,323481 | 2,480 | 0,704916 |
| 0,980 | 0,151517 | 1,740 | 0,330180 | 2,500 | 0,719515 |
| 1,000 | 0,154655 | 1,760 | 0,337018 | 2,520 | 0,734416 |
| 1,020 | 0,157858 | 1,780 | 0,343997 | 2,540 | 0,749626 |
| 1,040 | 0,161127 | 1,800 | 0,351122 | 2,560 | 0,765151 |
| 1,060 | 0,165564 | 1,820 | 0,358393 | 2,580 | 0,780997 |
| 1,080 | 0,167870 | 1,850 | 0,365816 | 2,600 | 0,797171 |
| 1,100 | 0,171347 | 1,860 | 0,373392 | 2,620 | 0,813681 |
| 1,120 | 0,174895 | 1,880 | 0,381125 | 2,640 | 0,830532 |
| 1,140 | 0,178517 | 1,900 | 0,380918 | 2,660 | 0,847732 |

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- (1) MORTARA, G. Determinação da fecundidade feminina segundo a idade, conforme o Censo de 1940, e aplicações ao cálculo da taxa de natalidade, da tábua de fecundidade e do coeficiente de reprodução para a população do Brasil. *R. Bras. Estat.*, Rio de Janeiro, 8 (30/31): 255-84, abr./set. 1947, tab., gráf.
- (2) LEITE, Valéria da Motta. Observações sobre a declaração de filhos tidos nascidos mortos. *R. Bras. Estat.*, Rio de Janeiro, 34 (135): 417-424, jul./set. 1973.
- (3) NAEYE, R. L.; TAFARI, N.; MARBOE, C. C.; and JUDGE, D. M. Causes of perinatal mortality in an African city. *Bulletin of the World Health Organization* (Genebra) 55 (1): 63-65. 1977. French summary.
- (4) RESSEGUIE, Lawrence J. The artifactual nature of effects of maternal age on risk of stillbirth. *Journal of Biosocial Science* (Colchester, England) 9 (2): 191-200. April 1977.
- (5) LAURENTI, R.; SILVEIRA, M. G.; SIQUEIRA, A. A. F. de. Mortalidade perinatal em São Paulo, Brasil. *Rev. Saúde Públ.* S. Paulo, 9: 115-24, 1975.
- (6) CIARI, Jr., C.; ALMEIDA, P. A. M. de; SIQUEIRA, A. A. F. de. Relação entre peso da criança ao nascer, altura materna, idade gestacional e restrição alimentar em gestantes normais. *Rev. Saúde Públ.*, São Paulo, 9: 33-42, 1975.
- (7) LAURENTI, R. Fatores de erros na mensuração da mortalidade infantil. *Rev. Saúde Públ.*, São Paulo, 9: 529-37, 1975.
- (8) MORTARA, G. A fecundidade das mulheres e a sobrevivência dos filhos no Brasil, segundo o Censo de 1950. *R. Bras. Estat.*, Rio de Janeiro, 17 (67): 177-86, jul./set. 1956.
- (9) TRUSSELL, T. J. A Re-estimation of the Multiplying Factor for the Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates. *Population Studies*, 29 (1): 97-107, March, 1975.
- (10) BRASS, W. *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*. The Carolina Population Center, outubro, 1975.
- (11) COALE, A. e DEMENY, P. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, New Jersey, 1966.
- (12) FRIAS, L. A. de M. e LEITE, V. da M. Estudo comparativo entre os padrões de mortalidade observados no Brasil e os modelos propostos pelas Nações Unidas. Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais. Rio de Janeiro, 1976.

ABSTRACT

The main purpose of this paper is to reconstruct the data about children ever born and stillborn for the years 1950 and 1960, and also to estimate them, for comparative purposes, for 1940 and 1970, through a model expressed by a bivariate function, whose dependent variable is the proportion of stillbirths per mother

The model was developed from 1970 Census information about the fertility of women over 15 years old and was applied to the Brazilian States

The basic information is analysed, as well as the parameters of the function and the results it provided

The levels of mortality and fertility for 1940, 1950, 1960 and 1970 were also calculated for comparison with the results of other papers

ESTIMATIVA DAS TAXAS DE NUPCIALIDADE DAS MULHERES SOLTEIRAS NO ESTADO DE SANTA CATARINA*

Marly Medeiros

SUMÁRIO

- 1 *Objetivo*
- 2 *Informações básicas*
- 3 *Metodologia*

1. OBJETIVO

A informação básica sobre o número de casamentos fornecida pelo Registro Civil permite calcular diretamente a taxa de nupcialidade geral através da razão entre número médio anual de casamentos realizados e a população média observada no censo, para o mesmo período.

O cálculo direto das taxas de nupcialidade, utilizando os dados do Registro Civil, apresenta certas dificuldades resultantes do grande número de sub-registros, bem como do critério de considerar somente as uniões legais.

Sendo o número de casamentos realizados anualmente no Brasil um dos elementos da mobilidade populacional, decidiu-se avaliar a ade-

* Trabalho final do Curso Básico de Demografia — IBGE/PUC, sugerido e orientado pelo professor Robert Robichez Cassinelli.

quação do método desenvolvido por Cassinelli (1) para realizar estimativas de fecundidade, ao cálculo de estimativas de taxas de nupcialidade por idade.

O presente trabalho representa uma tentativa preliminar de estimar taxas de nupcialidade através de métodos indiretos, de grande valia em países onde as estatísticas vitais não são confiáveis. Todavia, esses valores não substituem aqueles encontrados a partir de informações completas do Registro Civil.

2. INFORMAÇÕES BÁSICAS

Com a informação sobre população feminina total e o número de mulheres solteiras, segundo os vários grupos de idade nos censos de 40, 50, 60 e 70, para o Estado de Santa Catarina, foram calculadas as proporções de solteiras por grupos quinquêniais de idade nos censos considerados.

Para que a distribuição etária em 1950 fosse coerente com a distribuição etária dos demais censos, os grupos decenais de idade (30 a 39), (40 a 49) da população solteira no censo de 50 foram separados em intervalos quinquêniais, pela proporção média calculada entre 1940 e 1960, dos grupos (30 a 34) e (35 a 39) em relação ao grupo decenal (30 a 39) e dos grupos (40 a 44) e (45 a 49) em relação ao grupo decenal (40 a 49).

As comparações realizadas entre as populações recenseadas em meses de referência diferentes e entre populações presente e residente não devem introduzir distorções acentuadas nos resultados, pois os valores considerados nos cálculos das estimativas foram proporções calculadas a partir das respectivas populações.

A distribuição das proporções de mulheres solteiras, segundo os vários grupos de idade, apresenta irregularidades que podem ser atribuídas aos erros nas declarações de idade.

Os erros de rejuvenescimento talvez possam produzir um aumento nas proporções de solteiras, particularmente nos grupos (20 a 24) e (25 a 29), reduzindo os valores das proporções correspondentes ao intervalo 40 a 55 anos.

A população feminina solteira possui menos referenciais que permitam uma declaração de idade mais exata em relação à população feminina casada. A maior proporção de mulheres solteiras encontradas nos grupos de mulheres com idades mais elevadas pode ser ocasionada pelo fato de algumas mulheres viúvas e que vivem em uniões estáveis se declararem solteiras.

3. METODOLOGIA

Com a informação fornecida por dois censos compara-se a nupcialidade de mesma coorte de mulheres solteiras através das proporções

de mulheres calculadas nos vários grupos quinquenais para os respectivos censos.

Considerando-se o intervalo censitário z e $z + n$, onde $n = 10$, tem-se a proporção de mulheres solteiras com idades entre x e $x + 5$, sobreviventes no censo realizado no ano z , representada por

$$S_{x, x+5}^z$$

No ano $z + n$ a proporção de mulheres solteiras com idades entre $x + n$ e $x + n + 5$ será:

$$S_{x+n, x+n+5}^{z+n}$$

a diferença entre $S_{x, x+5}^z - S_{x+n, x+n+5}^{z+n}$ (i)

representa a proporção média de casamentos ocorridos entre o período z e $z + n$ desde que verificadas as seguintes condições:

1) o movimento migratório não é diferencial por estado conjugal, a população feminina durante o período intercensitário permaneceu fechada;

2) as informações dos dois censos são comparáveis;

3) a mortalidade é constante, a mortalidade experimentada pelas mulheres que no ano $z + n$ pertenciam ao grupo de idades ($x + n$, $x + n + 5$) não difere da experiência de mortalidade experimentada pelas mulheres que no ano z pertenciam ao grupo de idade (x , $x + 5$),

4) a mortalidade não é diferencial por estado conjugal;

5) a nupcialidade em função da idade apresenta comportamento aproximado durante as diferentes gerações.

A nupcialidade acumulada durante n anos apresentada em (i), dividida pelo respectivo intervalo, representa a taxa média anual de nupcialidade da população feminina solteira.

A complementação do método consiste em determinar os grupos de idade, da população feminina solteira, correspondentes às taxas médias anuais de nupcialidade calculadas.

Dois critérios foram estudados para fins de especificação dos grupos de idades correspondentes às taxas obtidas.

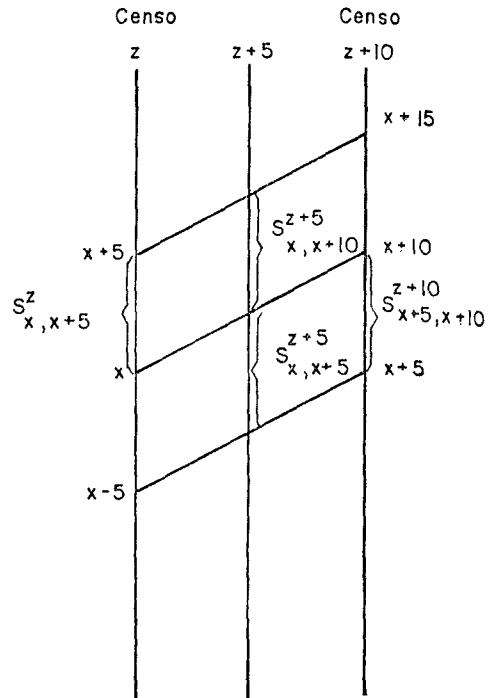
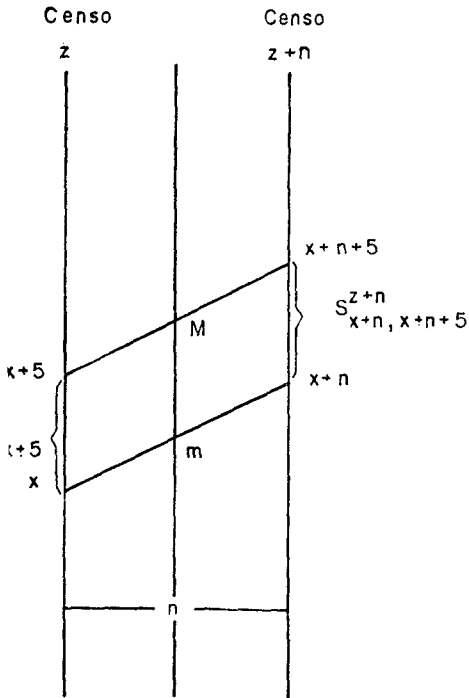
CRITÉRIO I

Tomando-se a idade de 15 anos como a idade mínima na qual a mulher poderá casar-se, a proporção de população feminina solteira observada nos grupos de mulheres com idade inferior a 15 anos é igual a 1

Observando as mulheres com idades acima de 15 anos nota-se, com relação às coortes de mulheres pertencentes aos grupos de idades x a $x + 5$, no momento z , representada no gráfico 1 que.

GRÁFICO 1
CRITÉRIO I

GRÁFICO 2
CRITÉRIO II



a) A proporção de solteiros no total de mulheres desse grupo será:

$$S_{x, x+5}^z$$

b) Essas mulheres no ano $(z + n)$ terão idades entre $(x + n, x + n + 5)$, representando-se a proporção de solteiras por:

$$S_{x+n, x+n+5}^{z+n}$$

c) A proporção média de matrimônios de solteiras, observada entre z e $z + n$ é obtida pela diferença entre:

$$S_{x, x+5}^z - S_{x+n, x+n+5}^{z+n}$$

a fim de evitar um valor negativo para a proporção da população feminina solteira, que será menor no grupo $(x + n, x + n + 5)$ no momento $z + n$ do que no grupo $(x, x + 5)$ no ano z .

$$S_{x, x+5}^z > S_{x+n, x+n+5}^{z+n}$$

d) A taxa média anual de nupcialidade das mulheres solteiras para o período obtém-se pela razão:

$$\frac{S_{x, x+5}^z - S_{x+n, x+n+5}^{z+n}}{n}$$

e) O grupo de mulheres pertencentes a intervalos de idades mais elevadas terá a idade média determinada por:

$$M = \frac{1}{2} [(x + 5) + (x + n + 5)]$$

i) A idade média das mulheres pertencentes a intervalos de idades mais jovens será dada por:

$$m = \frac{1}{2} [(x) + (x + n)]$$

M e m representam a média aritmética entre as idades mais altas e as mais jovens, respectivamente, da coorte considerada.

Determinam-se, desse modo, os limites (m , M) entre os quais atuam as taxas médias anuais de nupcialidade para o período (z , $z + n$), segundo as várias coortes de mulheres.

Para as mulheres que no momento z pertenciam aos grupos (5 — 10) e (10 — 15), correspondentes aos grupos (15 — 20) e (20 — 25) no ano $z + n$, isto é mulheres que completaram 15 anos no intervalo z a $z + n$, o procedimento é semelhante.

Com relação as proporções apresentadas em (a) e (b), atribui-se um valor igual a 15 toda a vez que o valor dos pontos (x), ($x + 5$) ou ($x + n$) for menor do que 15.

A proporção média de matrimônios de solteiras, no período z , $z + n$ dividida pelo valor de n calculado a partir da relação.

$$\frac{[(x + n + 5) - (x + 5)] - [(x + n) - (x)]}{2}$$

representa a taxa média de nupcialidade do grupo em estudo. Por ter sido fixado como limite a idade de 15 anos a partir da qual as mulheres poderiam contrair matrimônio, o valor mínimo dentro de cada um dos parênteses deverá ser igual a 15.

CRITÉRIO II

Supondo-se que a proporção média de matrimônios acumulados no intervalo z a $z + 10$ distribua-se, segundo dois subintervalos iguais (z , $z + 5$) e ($z + 5$, $z + 10$), considerando-se a idade x superior a 15 anos, tem-se para a coorte de idade x a $x + 5$ no momento $z + 5$, representada no gráfico 2, os seguintes valores:

a) a proporção de mulheres solteiras $S_{x, x+5}^{z+5}$, será igual a proporção $S_{x, x+5}^z$, admitindo-se a nupcialidade constante no decênio (z , $z + 10$).

b) No ano $z + 10$ essas mulheres terão idades entre $(x + 5)$ e $(x + 10)$ e a proporção de solteiras será igual a

$$S_{x+5, x+10}^{z+10}$$

c) a proporção média de mulheres solteiras no período $z + 5$, $z + 10$, pode-se obter por qualquer das duas relações.

$$1) S_{x+5, x+10}^{z+10} - S_{x, x+5}^{z+5} \quad \text{ou}$$

$$2) S_{x, x+10}^{z+5} - S_{x, x+5}^z$$

As diferenças representam as proporções de solteiras, observadas durante o período z , $z + 5$, entre as mulheres que no ano z tenham idade entre x e $x + 5$.

d) a taxa média anual de nupcialidade das mulheres solteiras, para o período, obtém-se pela razão

$$\frac{S_{x+5, x+10}^{z+10} - S_{x, x+5}^{z+5}}{5}$$

e) a idade média das mulheres com idades mais elevadas que tenham vivido durante 5 anos, numa coorte será dada por

$$M = \frac{1}{2} [(x + 5) + (x + 10)]$$

f) a idade média das mulheres com idades mais baixas dessa coorte será

$$m = \frac{1}{2} [(x) + (x + 5)]$$

onde M corresponde à média entre as idades mais elevadas da coorte e m à média entre as idades mais jovens da coorte de mulheres consideradas.

As taxas médias de nupcialidade das solteiras, durante o período z , $z + 10$, serão correspondentes ao grupo de idades (m, M) .

Para as mulheres que completaram 15 anos entre $(z + 5)$ e $(z + 10)$, tem-se:

Nos itens (c) e (d) quando qualquer dos valores de x ou $x + 5$ for inferior a 15, abandona-se esse valor, assumindo o valor igual a 15 para x ou $x + 5$.

Para obter-se a taxa média anual de nupcialidade do quinquênio divide-se a diferença,

$$S_{x+5, x+10}^{z+10} - S_{x, x+5}^{z+5} \quad \text{por} \\ \frac{[(x + 10) - (x + 5)] + [(x + 5) - (x)]}{2}$$

Da mesma forma utilizada no critério I, cada um dos valores entre parênteses assume no mínimo o valor 15.

CONCLUSÃO

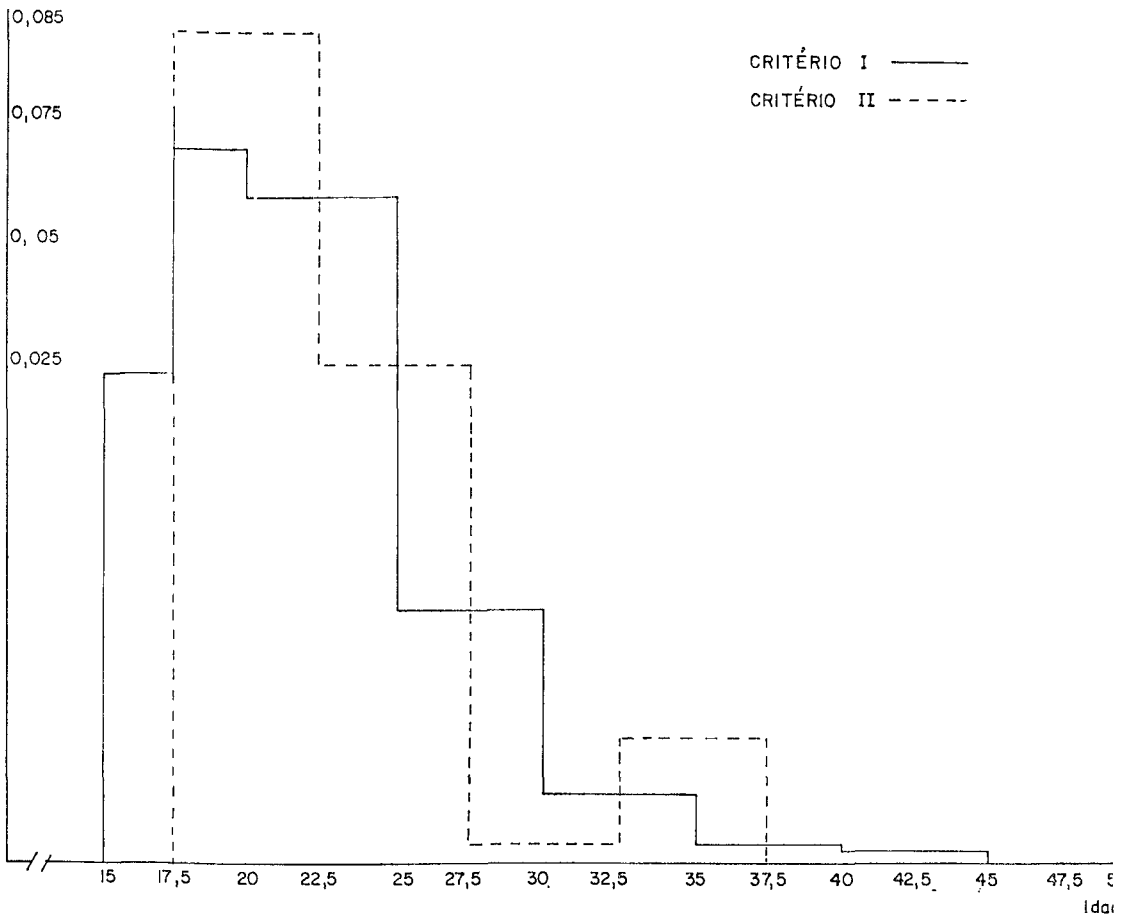
A aplicação dos dois critérios descritos à população feminina do Estado de Santa Catarina mostra um padrão aceitável segundo o critério I, embora os valores das taxas médias anuais de nupcialidade por idades da população feminina solteira possam estar subestimadas quando comparadas com taxas médias de nupcialidade calculadas para períodos anteriores.

Entretanto, os resultados encontrados a partir da aplicação do critério II não são consistentes, conforme se pode observar no gráfico 3. Note-se que os valores não revelam coerência quanto a estrutura das taxas.

TAXAS MÉDIAS ANUAIS DE NUPCIALIDADE 1960/1970

TX Média Anual
de Nupcialidade

GRÁFICO 3



Por mostrarem-se inaceitáveis os resultados calculados pela aplicação do critério II, resolveu-se considerar apenas os resultados obtidos pelo critério I para estimar as taxas médias anuais de nupcialidade, por grupos de idade, das mulheres solteiras para os decênios 1940/1950, 1950/1960 e 1960/1970.

A tabela apresentada no anexo 5 mostra as taxas médias anuais de nupcialidade das solteiras em certos grupos de idades, calculadas para o Brasil (1940); o conjunto de taxas médias anuais de nupcialidade das solteiras, por grupos de idades, calculadas para o Distrito Federal (médias anuais do triênio 1939-1941) e as taxas médias anuais de nupcialidade das solteiras, por grupos de idades, calculadas pelo critério I para os decênios 1940/1950, 1950/1960, 1960/1970 para o Estado de Santa Catarina.

Os valores apresentados para o Brasil (1940) foram calculados através de método indireto proposto por Mortara (2) e foi realizado com base na apuração censitária, que possibilitou o cálculo da proporção de mulheres solteiras nas idades de 12 a 69 anos, que foram corrigidas segundo um ajustamento gráfico-numérico.

O método consistiu da comparação das proporções de solteiras em determinada geração com idade $(x - 1)$ anos, com aquelas em que na mesma data estavam com idade x .

As taxas publicadas para o Distrito Federal foram obtidas com informações sobre casamentos registrados no período 1939 a 1941, não sendo considerado no cálculo da taxa o grupo de pessoas vivendo em uniões livres.

Destacam-se entre outras observações a tendência decrescente apresentada pelo conjunto das taxas médias anuais de nupcialidade das mulheres solteiras por grupos de idades durante os três decênios, exceto nos grupos de idades (17,5 - 20) e (20 - 25) anos nos quais o decréscimo ocorre após o decênio 1950/1960.

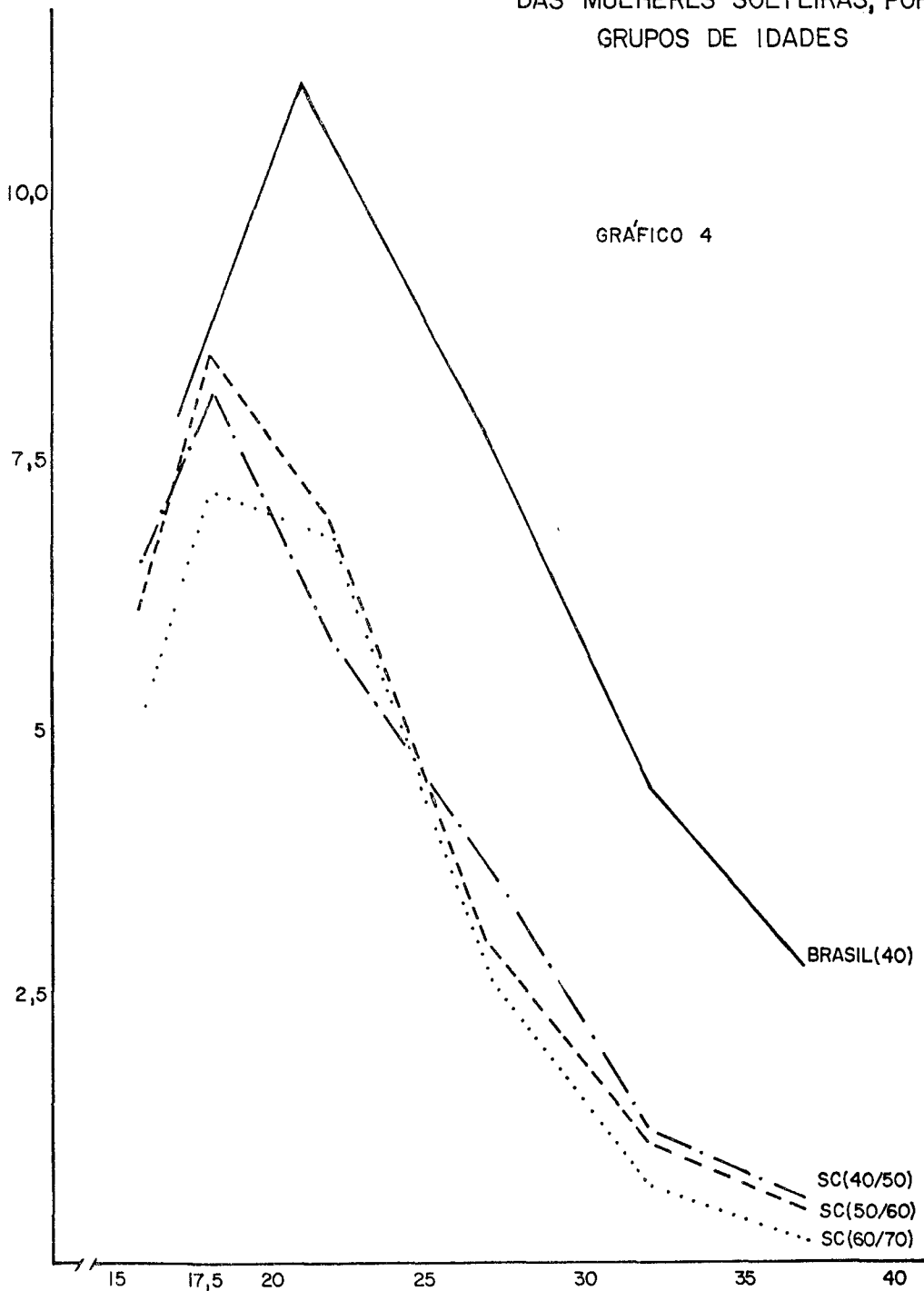
As taxas médias anuais de nupcialidade das solteiras dos grupos posteriores às idades compreendidas no intervalo 25 a 29 anos, mostram valores muito pequenos comparados aos valores estimados por Mortara para o Brasil (1940).

Sendo a informação básica utilizada, a proporção de mulheres solteiras nos vários grupos de idade, sem nenhum ajuste, e se levarmos também em consideração os vários erros que podem afetar a estrutura etária, explicando em parte o comportamento irregular das taxas, observado em alguns grupos de idades, conforme mostra o gráfico número 4, podemos pensar que talvez fosse interessante corrigir as informações básicas. Entretanto, é provavelmente a migração de Santa Catarina o fator de alteração que afeta de forma mais sensível os valores estimados das taxas de nupcialidade.

TX Média Anual
de Nupcialidade

TAXAS MÉDIAS ANUAIS DE NUPCIALIDADE DAS MULHERES SOLTEIRAS, POR GRUPOS DE IDADES

GRÁFICO 4



Sem verificar os possíveis efeitos do movimento migratório, a observação dos valores estimados põe em evidência a necessidade de uma investigação mais detalhada, principalmente sobre as taxas encontradas para as idades compreendidas no intervalo (25 - 40) no Estado de Santa Catarina, durante os decênios considerados. Mas o confronto dos resultados obtidos apenas para o referido estado não permite a avaliação do comportamento do método utilizado no critério I que, mediante a crítica ao desenvolvimento apresentado neste trabalho, poderá produzir valores aceitáveis, parecendo interessante verificar os resultados encontrados a partir do mesmo quando aplicado a outras Unidades da Federação.

BIBLIOGRAFIA

- (1) CASSINELLI, Roberto Robichez. *Análisis de la fecundidad en un Estado del Brasil*. Santiago, CELADE, 1967.
- (2) MORTARA, Giorgio. Determinação da nupcialidade feminina, segundo a idade, no Brasil, com base na apuração censitária do estado conjugal, e aplicações ao cálculo da taxa de nupcialidade *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, 9 (33) : 56-82, jan./mar. 1948.
- (3) MORTARA, Giorgio. A nupcialidade no Distrito Federal. *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, 9 (35) : 343-356, jul./set. 1948.

ANEXO 1

POPULAÇÃO FEMININA TOTAL — ESTADO DE SANTA CATARINA

| GRUPOS DE IDADE | DATA DO RECENSEAMENTO | | | |
|-----------------|-----------------------|----------|---------|---------|
| | IX-1940 | VII-1950 | IX-1960 | IX-1970 |
| TOTAL | 314 217 | 420 476 | 559 062 | 794 471 |
| 15 a 19 | 64 493 | 85 827 | 110 374 | 172 243 |
| 20 a 24 | 53 423 | 74 324 | 89 879 | 130 865 |
| 25 a 29 | 43 863 | 58 445 | 73 111 | 91 442 |
| 30 a 34 | 33 248 | 44 486 | 62 626 | 80 084 |
| 35 a 39 | 29 948 | 39 524 | 54 189 | 70 767 |
| 40 a 44 | 23 516 | 30 288 | 42 654 | 61 111 |
| 45 a 49 | 18 667 | 25 941 | 35 177 | 49 550 |
| 50 a 54 | 15 045 | } 34 303 | 27 146 | 40 040 |
| 55 a 59 | 10 418 | | 21 060 | 31 673 |
| 60 a 64 | 8 606 | } 17 940 | 17 117 | 24 600 |
| 65 a 69 | 6 332 | | 10 577 | 17 715 |
| 70 e mais | 7 658 | 9 398 | 14 672 | 24 381 |

FONTE: IBGE - Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960 e 1970

ANEXO 2

POPULAÇÃO FEMININA SOLTEIRA — ESTADO DE SANTA CATARINA

| GRUPOS DE IDADE | DATA DO RECENSEAMENTO | | | |
|-----------------|-----------------------|----------|---------|---------|
| | IX-1940 | VII-1950 | IX-1960 | IX-1970 |
| TOTAL | 101 718 | 125 047 | 151 123 | 250 049 |
| 15 a 19 | 55 410 | 71 958 | 93 495 | 150 622 |
| 20 a 24 | 22 747 | 27 960 | 31 936 | 59 033 |
| 25 a 29 | 8 942 | 9 865 | 10 106 | 15 587 |
| 30 a 34 | 4 368 | 4 572 | 4 788 | 7 351 |
| 35 a 39 | 3 112 | 3 113 | 3 115 | 4 445 |
| 40 a 44 | 2 100 | 2 125 | 2 116 | 3 682 |
| 45 a 49 | 1 479 | 1 521 | 1 538 | 2 517 |
| 50 a 54. | } 1 933 | } 2 019 | 1 244 | 2 092 |
| 55 a 59 | | | 845 | 1 488 |
| 60 a 64 | } 1 047 | } 1 145 | 739 | 1 191 |
| 65 a 69 | | | 463 | 914 |
| 70 e mais | 580 | 769 | 738 | 1 127 |

FONTE: IBGE - Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960 e 1970

ANEXO 3

PROPORÇÃO DE MULHERES SOLTEIRAS — ESTADO DE SANTA CATARINA

| GRUPOS DE IDADE | DATA DO RECENSEAMENTO | | | |
|-----------------|-----------------------|--------------|----------|----------|
| | IX—1940 | VII—1950 | IX—1960 | IX—1970 |
| 15 anos e mais | 0,323719 | 0,297394 | 0,270315 | 0,314736 |
| 15 a 19 | 0,859163 | 0,838407 | 0,847074 | 0,874474 |
| 20 a 24 | 0,425790 | 0,376191 | 0,355322 | 0,451098 |
| 25 a 29 | 0,203862 | 0,168791 | 0,137663 | 0,170458 |
| 30 a 34 | 0,131376 | 0,102774 | 0,076454 | 0,091791 |
| 35 a 39 | 0,103913 | 0,078762 | 0,057484 | 0,062812 |
| 40 a 44 | 0,089301 | 0,070160 | 0,049608 | 0,060251 |
| 45 a 49 | 0,079231 | 0,058633 | 0,043722 | 0,050797 |
| 50 a 54 | } 0,075914 } | } 0,058858 } | 0,045826 | 0,052248 |
| 55 a 59 | | | 0,040123 | 0,046980 |
| 60 a 64 | } 0,075118 } | } 0,063824 } | 0,043173 | 0,048415 |
| 65 a 69 | | | 0,053042 | 0,051595 |
| 70 e mais | 0,075738 | 0,081826 | 0,050300 | 0,046225 |

FONTE: Tabelas dos Anexos 1 e 2

ANEXO 4

TAXAS MÉDIAS ANUAIS DE NUPCIALIDADE SEGUNDO 2 CRITÉRIOS, POPULAÇÃO FEMININA — SANTA CATARINA

| GRUPOS DE IDADE | | AMPLITUDE DO INTERVALO | TAXAS MÉDIAS ANUAIS DE NUPCIALIDADE | |
|-----------------|-------------|------------------------|-------------------------------------|-------------|
| Critério I | Critério II | | Critério I | Critério II |
| | | | 1960/1970 | 1960/1970 |
| 15 — 17,5 | 15 — 17,5 | 2,5 | 0,050210 | 0,050210 |
| 17,5 — 20 | — | 2,5 | 0,073187 | — |
| — | 17,5 — 22,5 | 5 | — | 0,084675 |
| 20 — 25 | — | 5 | 0,067662 | — |
| — | 22,5 — 27,5 | 5 | — | 0,050648 |
| 25 — 30 | — | 5 | 0,026353 | — |
| — | 27,5 — 32,5 | 5 | — | 0,002050 |
| 30 — 35 | — | 5 | 0,007485 | — |
| — | 32,5 — 37,5 | 5 | — | 0,012912 |
| 35 — 40 | — | 5 | 0,091620 | — |
| — | 37,5 — 42,5 | 5 | — | 0,000000 |
| 40 — 45 | — | 5 | 0,000669 | — |
| — | 42,5 — 47,5 | 5 | — | 0,000000 |
| 45 — 47,5 | — | 2,5 | 0,000000 | — |
| 47,5 — 50 | 47,5 — 50 | 2,5 | 0,000000 | 0,000000 |

FONTE: Tabelas dos Anexos 1 e 2

ANEXO 5

TAXAS MÉDIAS ANUAIS DE NUPCIALIDADE, POR 100
MULHERES SOLTEIRAS, SEGUNDO
GRUPOS DE IDADE

| GRUPOS DE IDADE | AMPLITUDE DO INTERVALO | DISTRITO FEDERAL MÉDIAS ANUAIS DO TRIÊNIO (1939_A 1941) | BRASIL 1940 | SANTA CATARINA | | |
|-----------------|------------------------|---|-------------|----------------|-----------|-----------|
| | | | | 1940-1950 | 1950-1960 | 1960-1970 |
| 12 + 15 | 3 | 0,037 | — | — | — | — |
| 15 + 20 | 5 | 2,998 | 7,92 | — | — | — |
| 15 + 17,5 | 2,5 | — | — | 6,16 | 6,12 | 5,02 |
| 17,5 + 20 | 2,5 | — | — | 8,32 | 8,60 | 7,32 |
| 20 + 25 | 5 | 7,733 | 12,18 | 6,90 | 7,01 | 6,77 |
| 25 + 30 | 5 | 6,071 | 7,73 | 3,23 | 3,00 | 2,64 |
| 30 + 35 | 5 | 3,688 | 4,37 | 1,25 | 1,11 | 0,75 |
| 35 + 40 | 5 | 2,408 | 2,52 | 0,61 | 0,53 | 0,16 |
| 40 + 50 | 10 | 1,600 | — | — | — | — |
| 40 + 45 | 5 | — | 1,57 | 0,45 | 0,35 | 0,07 |
| 45 + 50 | 5 | — | 1,07 | — | — | — |

FONTE: Tabelas do Anexo 3

DISTRIBUIÇÃO DO NÚMERO DE MÁXIMOS EM UMA SUCESSÃO DE VARIÁVEIS ALEATÓRIAS INDEPENDENTES, DO TIPO CONTÍNUO E DE MESMA DISTRIBUIÇÃO

Thadeu Keller Filho

da Pontifícia Universidade Católica do RJ

SUMÁRIO

- 1 *Introdução*
- 2 *Formulação do problema*
- 3 *Distribuição dos indicadores*
- 4 *Independência dos indicadores*
- 5 *Distribuição do número de máximos*
- 6 *Algoritmo para o cálculo das probabilidades do número de máximos*
- 7 *Distribuição assintótica do número de máximos*

1 INTRODUÇÃO

O estudo das estatísticas de ordem e das estatísticas de extremo desenvolveu-se notavelmente nos últimos anos e ocupa hoje um lugar de destaque na Teoria Estatística. As investigações voltaram-se principalmente para a resolução de dois problemas: a determinação das distribuições exatas — para cada tamanho da amostra — e o estabelecimento de distribuições assintóticas — a serem utilizadas como aproximações para tamanhos da amostra adequadamente grandes ¹

O objetivo deste trabalho é contribuir para o estudo das estatísticas de extremo, determinando a distribuição exata e a distribuição assintó-

¹ Vide SARHAN & GREENBERG — *Contribution to Order Statistics* John Wiley & Sons, Inc — 1962

lica do número de vezes em que ocorrem mudanças nos valores dos máximos nos n primeiros termos de uma sucessão de variáveis aleatórias independentes, do tipo contínuo e de mesma distribuição.

2. FORMULAÇÃO DO PROBLEMA

2.1 — Seja $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ uma sucessão de variáveis aleatórias independentes, do tipo contínuo e de mesma distribuição. Faça-se:

$$M_j = \text{Max}(X_1, X_2, \dots, X_j) \quad j = 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

e considere-se a sucessão de eventos: $E_1, E_2, \dots, E_n, \dots$ onde:

$$E_j = \{X_j = M_j\} \quad j = 1, 2, 3, \dots, n, \dots \quad (2)$$

O objetivo deste trabalho é determinar a distribuição exata do número de ocorrências dos eventos E_j ($j = 1, 2, 3, \dots, n$), para cada n fixado ($n = 1, 2, 3, \dots$), e a correspondente distribuição assintótica.

2.2 — O problema anterior poderá ser formulado, de forma equivalente, nos seguintes termos:

Representem-se por Y_j os indicadores dos eventos E_j ($j = 1, 2, 3, \dots, n, \dots$). Isto significa que para cada j fixado, Y_j é uma variável aleatória tal que:

$$Y_j = \begin{cases} 1 & \text{se } E_j \text{ ocorre} \\ 0 & \text{se } E_j \text{ não ocorre} \end{cases} \quad (3)$$

Faça-se:

$$N_n = \sum_{j=1}^n Y_j \quad n = 1, 2, 3, \dots \quad (4)$$

O problema formulado consiste, então, em determinar a distribuição exata das variáveis aleatórias N_n ($n = 1, 2, 3, \dots$) e a respectiva distribuição assintótica.

3. DISTRIBUIÇÃO DOS INDICADORES

3.1 — De acordo com (2) verifica-se, facilmente, que E_1 é um evento certo. Dessa forma, Y_1 é uma variável aleatória tal que

$$P\{Y_1 = 1\} = 1 \quad (5)$$

3.2 — Por serem as variáveis aleatórias X_j independentes, do tipo contínuo e de mesma distribuição, a densidade de probabilidade de M_j ($j = 1, 2, 3, \dots, n, \dots$) tem por expressão²:

$$f_{M_j}(x) = j F^{j-1}(x) f(x) \quad (6)$$

onde $f(x)$ e $F(x)$ representam, respectivamente, a densidade de probabilidade e a função de distribuição, comuns às variáveis aleatórias X_j .

² SARHAN & GREENBERG — *op cit* p 12.

Verifica-se, ainda, tendo em vista (1) que, para $j = 2, 3, \dots, n, \dots$ as variáveis aleatórias X_j e M_{j-1} são independentes.

Assim, utilizando-se (5), a densidade de probabilidade conjunta de (X_j, M_{j-1}) tem por expressão:

$$f_{X_j, M_{j-1}}(x, y) = f_{X_j}(x) f_{M_{j-1}}(y) = (j-1) f(x) F^{j-2}(y) f(y) \quad (7)$$

Segue-se, então, para $j = 2, 3, 4, \dots, n, \dots$:

$$\begin{aligned} P\{Y_j = 1\} &= P\{X_j = M_j\} = P\{X_j \geq M_{j-1}\} = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^x f_{X_j, M_{j-1}}(x, y) dy dx = \\ &= (j-1) \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \int_{-\infty}^x F^{j-2}(y) f(y) dy dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) F^{j-1}(x) dx = \\ &= \frac{1}{j} \end{aligned} \quad (8)$$

Logo, a função de probabilidade de Y_j ($j = 2, 3, \dots, n, \dots$) é dada por:

$$P\{Y_j = y\} = \begin{cases} \frac{1}{j} & \text{para } y = 1 \\ 1 - \frac{1}{j} & \text{para } y = 0 \end{cases} \quad (9)$$

3.3 — Da expressão anterior e de (5) determinam-se as seguintes características de Y_j ($j = 1, 2, \dots, n, \dots$), necessárias para referência posterior:

a) *expectância*

$$E\{Y_j\} = \frac{1}{j} \quad (10)$$

b) *variância*

$$\sigma^2\{Y_j\} = E\{Y_j^2\} - E^2\{Y_j\} = \frac{1}{j} - \left(\frac{1}{j}\right)^2 = \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right) \quad (11)$$

c) *terceiro momento central absoluto*

$$\begin{aligned} \rho_j^3 &= E|Y_j - E\{Y_j\}|^3 = \left|1 - \frac{1}{j}\right|^3 \frac{1}{j} + \left|0 - \frac{1}{j}\right|^3 \left(1 - \frac{1}{j}\right) = \\ &= \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right) \left[\left(1 - \frac{1}{j}\right)^3 + \left(\frac{1}{j}\right)^3\right] \end{aligned} \quad (12)$$

d) *função geratriz de probabilidade*

$$G_{Y_j}(z) = z \left(\frac{1}{j}\right) + \left(1 - \frac{1}{j}\right) \quad (13)$$

4. INDEPENDÊNCIA DOS INDICADORES

4.1 — Provaremos, a seguir, que as variáveis aleatórias Y_j ($j = 1, 2, \dots, n$) são independentes, qualquer que seja n ($n = 1, 2, \dots$). Para isso será necessário o seguinte lema³:

Lema 1: Sejam A_1, A_2, \dots, A_n ($n = 2, 3, \dots$) eventos independentes e represente-se por B_j o evento A_j ou o seu contrário ($j = 1, 2, \dots, n$). Então, os eventos $B_{i_1}, B_{i_2}, \dots, B_{i_k}$, onde

$(i_1, i_2, \dots, i_k) \subset (1, 2, 3, \dots, n)$ são independentes.

4.2 — *Teorema 1:* Para $n = 2, 3, \dots$, os eventos $\{Y_1 = 1\}, \{Y_2 = 1\}, \dots, \{Y_n = 1\}$ são independentes

Demonstração: Suponha-se n fixado ($n = 2, 3, \dots$) e seja (i_1, i_2, \dots, i_k) um subconjunto de $(1, 2, 3, \dots, n)$, com $i_1 < i_2 < \dots < i_k$ ($k = 1, 2, \dots, n$).

Então, de acordo com (3), os eventos:

$$\{Y_{i_1} = 1, Y_{i_2} = 1, \dots, Y_{i_k} = 1\} \quad (14)$$

e

$$\{X_{i_1} = M_{i_1}, X_{i_2} = M_{i_2}, \dots, X_{i_k} = M_{i_k}\} \quad (15)$$

são equivalentes.

Para calcular as probabilidades dos eventos (15), observemos que:

a) Por serem X_1, X_2, \dots, X_n variáveis aleatórias independentes e de mesma distribuição, existem $n!$ ordenações possíveis e equiprováveis dessas variáveis;

b) Os valores de $X_1, X_2, \dots, X_{i_1-1}$ podem ser dispostos em ordem crescente de $(i_1-1)!$ modos distintos;

c) Fixados os valores de X_1, X_2, \dots, X_{i_j} ($j = 1, 2, \dots, k$), dispostos em ordem crescente, de tal modo que seja

$$X_{i_v} \geq M_{i_v} \quad (v = 1, 2, \dots, j), \text{ os valores de } X_{i_j+1}, X_{i_j+2}, \dots, X_{i_j+1}$$

podem ser reunidos, em ordem crescente, com os valores daqueles i_j variáveis de $(i_j+1) (i_j+2) \dots (i_{j+1}-1)$ modos distintos;

d) Fixados os valores de X_1, X_2, \dots, X_{i_k} , dispostos em ordem crescente, de tal modo que seja $X_{i_v} \geq M_{i_v}$ ($v = 1, 2, \dots, k$), os valores de $X_{i_k+1}, X_{i_k+2}, \dots, X_{n-1}, X_n$ podem ser reunidos, em ordem crescente, com os valores daqueles i_k variáveis de $(i_k+1) (i_k+2) \dots (n-1) n$ modos distintos.

³ Vide: PARZEN, E — *Modern Probability Theory and its Applications* — John Wiley & Sons, Inc. — 1960 — p. 92.

Segue, então,

$$\begin{aligned}
 P\{Y_{i_1} = 1, Y_{i_2} = 1, \dots, Y_{i_k} = 1\} &= \\
 &= \frac{1 \cdot 2 \cdot 3 \dots (i_1 - 1)(i_1 + 1)(i_1 + 2) \dots (i_k - 1)(i_k + 1)(i_k + 2) \dots (n - 1)n}{n!} \\
 &= \frac{1}{i_1, i_2 \dots i_k} \quad (17)
 \end{aligned}$$

Por outro lado, de (9) tem-se:

$$P\{Y_{i_j} = 1\} = \frac{1}{i_j} \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (18)$$

Logo,

$$P\{Y_{i_1} = 1, Y_{i_2} = 1, \dots, Y_{i_k} = 1\} = P\{Y_{i_1} = 1\} P\{Y_{i_2} = 1\} \dots P\{Y_{i_k} = 1\} \quad (19)$$

Como a igualdade anterior é válida para qualquer subconjunto (i_1, i_2, \dots, i_k) de $(1, 2, 3, \dots, n)$, conclui-se que os eventos $\{Y_1 = 1\}$, $\{Y_2 = 1\}$, \dots , $\{Y_n = 1\}$ são independentes.

4 3 — Teorema 2. As variáveis aleatórias Y_1, Y_2, \dots, Y_n são independentes.

Demonstração: Faça-se:

$$A_j = \{Y_j = 1\} \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (20)$$

De acordo com (3), verifica-se que o evento contrário de A_j é

$$\bar{A}_j = \{Y_j = 0\} \quad j = 1, 2, \dots, n$$

Logo, aplicando-se o lema 1, conclui-se que as variáveis aleatórias Y_j ($j = 1, 2, \dots, n$) são independentes.

5. DISTRIBUIÇÃO DO NÚMERO DE MÁXIMOS

5.1 — A distribuição do número de ocorrências dos eventos E_j ($j = 1, 2, \dots, n, \dots$), definidos em (2) será determinada, a seguir, pelo método da função geratriz de probabilidade.

5.2 — Como as variáveis aleatórias Y_j ($j = 1, 2, \dots, n$) são independentes, segue-se de (4), que o número de ocorrências de E_j ($j = 1, 2, \dots, n, \dots$) expressa-se como uma soma de variáveis independentes e de mesma distribuição. Assim, representando-se por $G_{N_n}(z)$ e $G_{Y_j}(z)$ ($j = 1, 2, \dots, n$) respectivamente, as funções geratrizes das variáveis aleatórias N_n , definida em (4), e Y_j ($j = 1, 2, \dots, n$) e tendo em vista (13), tem-se:

$$\begin{aligned}
 G_{N_n}(z) &= \prod_{j=1}^n G_{Y_j}(z) = \prod_{j=1}^n \left(\frac{z}{j} + 1 - \frac{1}{j} \right) = \\
 &= \prod_{j=1}^n \left(\frac{z + j - 1}{j} \right) = \frac{1}{n!} \prod_{j=1}^n (z + j - 1) \\
 &= \frac{1}{n!} z(z + 1)(z + 2) \dots (z + n - 1) \quad (22)
 \end{aligned}$$

5.3 — Com o objetivo de obter-se a função de probabilidade de N_n , sua função geratriz de probabilidade será desenvolvida, a seguir, com o auxílio do cálculo das Diferenças Finitas, de modo a expressá-la na forma:

$$G_{N_n}(z) = \sum_{k=1}^n p_n(k) z^k \quad (23)$$

onde

$$p_n(k) = P\{N_n = k\} \quad k = 1, 2, \dots, n$$

5.4 — Retornando à expressão (22), podemos escrever:

$$\begin{aligned} G_{N_n}(z) &= \frac{1}{n!} (-1)^n [-z(-z-1)(-z-2)\dots(-z-n+1)] = \\ &= \frac{(-1)^n}{n!} (-z)_{(n)} \end{aligned} \quad (24)$$

onde $(-z)_{(n)}$ é a função fatorial ⁴ de ordem n , no argumento $(-z)$. Desenvolvendo a função fatorial em potências de z , através dos números de Stirling de 1.^a espécie ⁵, vem:

$$G_{N_n}(z) = \frac{(-1)^n}{n!} \sum_{k=1}^n S_n^k (-z)^k = \frac{1}{n!} \sum_{k=1}^n (-1)^{n+k} S_n^k z^k \quad (25)$$

onde S_n^k , $k = 1, 2, \dots, n$ são os números de Stirling de 1.^a espécie. Notando, agora ⁶, que $|S_n^k| = (-1)^{n+k} S_n^k$, resulta:

$$G_n(z) = \sum_{k=1}^n \frac{|S_n^k|}{n!} z^k \quad (26)$$

Confrontando (26) com (23) tem-se, finalmente, a função de probabilidade de N_n :

$$P_n(k) = P\{N_n = k\} = \frac{|S_n^k|}{n!} \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (27)$$

⁴ Vide: JORDAN, C — *Calculus of Finite Differences* — Chelsea Pub Co — 1960 — p 44

⁵ Vide: JORDAN, C — *op cit* p 142

⁶ Vide: JORDAN, C — *op cit* p 145

6. ALGORITMO PARA O CÁLCULO DAS PROBABILIDADES DO NÚMERO DE MÁXIMOS

Os valores das probabilidades $p_n(k)$ $k = 1, 2, \dots, n$; $n = 1, 2, \dots$ poderão ser calculados facilmente por meio de um algoritmo de recorrência, baseado nas propriedades dos números de Stirling de 1.^a espécie, como segue:

Para n fixado ($n = 2, 3, 4, \dots$) e para cada k ($k = 2, 3, \dots$) vale a seguinte relação de recorrência ⁷:

$$S_n^k = S_{n-1}^{k-1} - (n-1) S_{n-1}^{k-2}$$

seguinte-se:

$$(-1)^{n+k} S_n^k = (-1)^{n+k} S_{n-1}^{k-1} + (-1)^{n+k+1} (n-1) S_{n-1}^{k-2}$$

$$(-1)^{n+k} S_n^k = (-1)^{n+k-2} S_{n-1}^{k+1} + (-1)^{n+k+1} (n-1) S_{n-1}^k$$

ou seja

$$|S_n^k| = |S_{n-1}^{k-1}| + (n-1) |S_{n-1}^{k-2}| \quad (28)$$

A tabela 1 apresenta os valores de $|S_n^k|$, para $n = 1, 2, \dots, 10$ os quais podem ser calculados pela relação (28), com as condições adicionais ⁸:

$$|S_n^1| = (n-1)! \quad n = 1, 2, 3, \dots \quad (29)$$

e

$$|S_n^k| = 0 \quad \text{para } k > n \quad (30)$$

TABELA 1

Valores de $|S_n^k|$

| $k \backslash n$ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|------------------|---|---|---|----|----|-----|------|-------|--------|---------|
| 1 | 1 | 1 | 2 | 6 | 24 | 120 | 720 | 5040 | 40320 | 362880 |
| 2 | | 1 | 3 | 11 | 50 | 274 | 1764 | 13068 | 109584 | 1026576 |
| 3 | | | 1 | 6 | 35 | 225 | 1624 | 13132 | 118124 | 1172700 |
| 4 | | | | 1 | 10 | 85 | 735 | 6769 | 67284 | 723680 |
| 5 | | | | | 1 | 15 | 175 | 1960 | 22449 | 269325 |
| 6 | | | | | | 1 | 21 | 322 | 4536 | 63273 |
| 7 | | | | | | | 1 | 28 | 546 | 9450 |
| 8 | | | | | | | | 1 | 36 | 870 |
| 9 | | | | | | | | | 1 | 45 |
| 10 | | | | | | | | | | 1 |

⁷ Vide: JORDAN, C — *op cit* p 143

⁸ Vide: JORDAN, C — *op cit* p 143 e 147

Utilizando, agora, as fórmulas (27) e (28), obtém-se:

$$\begin{aligned}
 P_n(k) &= \frac{|S_n^k|}{n!} = \frac{|S_{n-1}^{k-1}|}{n!} + \frac{(n-1)}{n!} |S_{n-1}^k| \\
 &= \frac{P_{n-1}(k-1)}{n} + \frac{(n-1)}{n} p_{n-1}(k) \quad k = 2, 3, \dots, n; n = 2, 3, \dots
 \end{aligned}
 \tag{31}$$

As fórmulas de recorrência anteriores podem ser utilizadas com as seguintes condições adicionais, derivadas de (29) e de (30):

$$P_n(1) = \frac{1}{n} \quad n = 1, 2, 3, \dots \tag{32}$$

$$P_n(k) = 0 \quad k > n \tag{33}$$

A tabela 2 apresenta os valores de $p_n(k)$, para $n = 1, 2, 3, \dots, 10$ e $k = 1, 2, \dots, n$, os quais podem ser calculados diretamente mediante a fórmula (27), com auxílio dos valores da tabela 1:

TABELA 2

Valores de $p_n(k)$

| k \ n | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1 | 1,0000 | 0,5000 | 0,3333 | 0,2500 | 0,2000 | 0,1667 | 0,1429 | 0,1250 | 0,1111 | 0,1000 |
| 2 | | 0,5000 | 0,5000 | 0,4583 | 0,4167 | 0,3806 | 0,3500 | 0,3241 | 0,3020 | 0,2829 |
| 3 | | | 0,1667 | 0,2500 | 0,2917 | 0,3125 | 0,3222 | 0,3257 | 0,3255 | 0,3232 |
| 4 | | | | 0,0417 | 0,0833 | 0,1181 | 0,1458 | 0,1679 | 0,1854 | 0,1994 |
| 5 | | | | | 0,0083 | 0,0208 | 0,0347 | 0,0486 | 0,0619 | 0,0742 |
| 6 | | | | | | 0,0014 | 0,0042 | 0,0080 | 0,0125 | 0,0174 |
| 7 | | | | | | | 0,0002 | 0,0007 | 0,0015 | 0,0026 |
| 8 | | | | | | | | 0,0000 | 0,0001 | 0,0002 |
| 9 | | | | | | | | | 0,0000 | 0,0000 |
| 10 | | | | | | | | | | 0,0000 |

7. DISTRIBUIÇÃO ASSINTÓTICA DO NÚMERO DE MÁXIMOS

7.1 — Para valores pequenos de n , a determinação das probabilidades $p_n(k)$ poderá ser obtida, sem dificuldade, através da relação de recorrência estabelecida na seção anterior. Para valores grandes de n , entretanto, tal procedimento pode tornar-se impraticável. É conveniente, portanto, estudar o comportamento assintótico de N_n , a fim de serem obtidas aproximações para a sua distribuição de probabilidade, quando

os valores de n são grandes. Será demonstrado, a seguir, que a sucessão de variáveis aleatórias $N_n (n = 1, 2, \dots)$ é assintoticamente normal. Na demonstração será utilizado o seguinte teorema devido a Liapounoff⁹.

7.2 — *Teorema 3* (Liapounoff): Sejam Y_1, Y_2, Y_3, \dots variáveis aleatórias independentes e representem-se por m_j e σ_j , respectivamente, a média e o desvio-padrão de Y_j ($j = 1, 2, \dots$). Admita-se que o terceiro momento central absoluto de Y_j , isto é, $\rho_j^3 = E \{ |Y_j - m_j|^3 \}$, seja finito para todo j ($j = 1, 2, 3, \dots$) e ponha-se:

$$\rho^1(n) = \rho_1^3 + \rho_2^3 + \dots + \rho_n^3 \quad (34)$$

$$\sigma^2(n) = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2 \quad (35)$$

$$m(n) = m_1 + m_2 + \dots + m_n \quad (36)$$

para $n = 1, 2, 3, \dots$

Se ocorrer que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\rho(n)}{\sigma(n)} = 0 \quad (37)$$

então a soma $Y(n) = \sum_{j=1}^n Y_j$ é assintoticamente normal ($m(n), \sigma(n)$)

7.3 — *Teorema 4*: A sucessão de variáveis aleatórias N_n ($n = 1, 2, 3, \dots$) é assintoticamente normal $\left(\sum_{j=1}^n \frac{1}{j}, \sqrt{\sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j} \right)} \right)$.

Demonstração:

De acordo com (4) e com o teorema 2, para cada n fixado ($n = 1, 2, 3, \dots$), N_n expressa-se como uma soma de variáveis aleatórias independentes:

$$N_n = \sum_{j=1}^n Y_j$$

⁹ A contribuição original de Liapounoff pode ser vista em:

LIAPOUNOFF, A — Sur une proposition de la théorie des probabilités — *Bull.*

Acad Sc St Petersburg 13 (1900) p 359

Para uma referência mais acessível, veja-se:

CRAMER, H — *Métodos Matemáticos de Estadística* — Aguilar — 1953 — p 247.

Assim, tendo em vista as características de Y_j ($j = 1, 2, \dots, n$), estabelecidas de (10) a (12), podemos determinar, para as variáveis N_n ($n = 1, 2, \dots$), os seguintes parâmetros definidos de (34) a (36):

$$\rho^s(n) = \sum_{j=1}^n \rho_j^s = \sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right) \left[\left(1 - \frac{1}{j}\right)^2 + \left(\frac{1}{j}\right)^2 \right] \quad (38)$$

$$m(n) = \sum_{j=1}^n E\{Y_j\} = \sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \quad (39)$$

$$\sigma^s(n) = \sum_{j=1}^n \sigma^s\{Y_j\} = \sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right) \quad (40)$$

Observando que $p^s(n) \leq \sum_{j=1}^n \left(1 - \frac{1}{j}\right) \frac{1}{j}$ tem-se:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\rho(n)}{\sigma(n)} \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sqrt[3]{\sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right)}}{\sqrt[3]{\sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right)}} = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right) \right]^{-\frac{1}{6}} = 0$$

Notando que $\frac{p(n)}{\sigma(n)} \geq 0$, segue-se:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\rho(n)}{\sigma(n)} = 0$$

Aplicando, agora, o teorema 3 (teorema de Liapounoff), verifica-se que

N_n é assintoticamente normal $\left(\sum_{j=1}^n \frac{1}{j}, \sqrt{\sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right)} \right)$

7.4 — Para as aplicações a tabela 3 apresenta os valores de

$$m(n) = \sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \quad \text{e} \quad \sigma(n) = \sqrt{\sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right)} \quad \text{para} \quad n = 1, 2, \dots, 50$$

Quando $n > 50$, os valores de $m(n)$ e $\sigma(n)$ podem ser obtidos por aproximações assintóticas.

De fato, tem-se:

$$(i) \quad m(n) \sim \sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \sim \log_e n + C$$

onde

$C = 0,5772157$ é a constante de Euler ¹⁰.

$$(ii) \quad \sigma^2(n) = \sum_{j=1}^n \frac{1}{j} \left(1 - \frac{1}{j}\right) = \sum_{j=1}^n \frac{1}{j} - \sum_{j=1}^n \frac{1}{j^2}$$

Mas ¹¹,

$$\sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{j^2} = \frac{\pi^2}{6} = 1,6449341$$

de sorte que

$$\sigma^2(n) \sim \log_e n + C - \frac{\pi^2}{6} = \log_e n - 1,0677184$$

Assim, para valores grandes de n , a variável aleatória N_n é aproximadamente normal $(\log_e n + 0,5772157, \sqrt{\log_e n - 1,0677184})$

TABELA 3

Valores de $m(n)$, $\sigma^2(n)$ e $\sigma(n)$

| n | m(n) | $\sigma^2(n)$ | $\sigma(n)$ | n | m(n) | $\sigma^2(n)$ | $\sigma(n)$ |
|----|---------|---------------|-------------|----|---------|---------------|-------------|
| 1 | 1,00000 | 0,00000 | 0,00000 | 26 | 3,85441 | 2,24722 | 1,49907 |
| 2 | 1,50000 | 0,25000 | 0,50000 | 27 | 3,89145 | 2,28288 | 1,51092 |
| 3 | 1,83333 | 0,47222 | 0,68718 | 28 | 3,92716 | 2,31732 | 1,52228 |
| 4 | 2,08333 | 0,65972 | 0,81223 | 29 | 3,96164 | 2,35062 | 1,53317 |
| 5 | 2,28333 | 0,81972 | 0,90539 | 30 | 3,99498 | 2,38284 | 1,54364 |
| 6 | 2,45000 | 0,95861 | 0,97909 | 31 | 4,02724 | 2,41406 | 1,55372 |
| 7 | 2,59286 | 1,08106 | 1,03974 | 32 | 4,05849 | 2,44433 | 1,56344 |
| 8 | 2,71786 | 1,19043 | 1,09107 | 33 | 4,08879 | 2,47371 | 1,57280 |
| 9 | 2,82897 | 1,28920 | 1,13543 | 34 | 4,11820 | 2,50226 | 1,58185 |
| 10 | 2,92897 | 1,37920 | 1,17439 | 35 | 4,14677 | 2,53002 | 1,59060 |
| 11 | 3,01987 | 1,46185 | 1,20907 | 36 | 4,17455 | 2,55702 | 1,59907 |
| 12 | 3,10321 | 1,53823 | 1,24026 | 37 | 4,20157 | 2,58332 | 1,60727 |
| 13 | 3,18013 | 1,60924 | 1,26856 | 38 | 4,22789 | 2,60894 | 1,61522 |
| 14 | 3,25156 | 1,67557 | 1,29444 | 39 | 4,25353 | 2,63393 | 1,62294 |
| 15 | 3,31822 | 1,73779 | 1,31825 | 40 | 4,27853 | 2,65830 | 1,63043 |
| 16 | 3,38072 | 1,79638 | 1,34029 | 41 | 4,30292 | 2,68210 | 1,63771 |
| 17 | 3,43955 | 1,85175 | 1,36079 | 42 | 4,32673 | 2,70534 | 1,64479 |
| 18 | 3,49510 | 1,90422 | 1,37993 | 43 | 4,34999 | 2,72806 | 1,65168 |
| 19 | 3,54773 | 1,95408 | 1,39788 | 44 | 4,37271 | 2,75027 | 1,65839 |
| 20 | 3,59773 | 2,00158 | 1,41477 | 45 | 4,39493 | 2,77199 | 1,66493 |
| 21 | 3,64535 | 2,04693 | 1,43071 | 46 | 4,41667 | 2,79326 | 1,67131 |
| 22 | 3,69081 | 2,09032 | 1,44579 | 47 | 4,43795 | 2,81409 | 1,67752 |
| 23 | 3,73428 | 2,13191 | 1,46010 | 48 | 4,45878 | 2,83449 | 1,68359 |
| 24 | 3,77595 | 2,17184 | 1,47371 | 49 | 4,47919 | 2,85448 | 1,68952 |
| 25 | 3,81595 | 2,21024 | 1,48669 | 50 | 4,49919 | 2,87408 | 1,69531 |

¹⁰ Vide: JORDAN, C. — *op cit* p. 58

¹¹ Vide: JORDAN, C. — *op. cit* p 244.

BIBLIOGRAFIA

1. SARHAN & GREENBERG — *Contributions to Order Statistics* — John Wiley & Sons Inc. (1962).
2. PARZEN, E. — *Modern Probability Theory and its Applications* — John Wiley & Sons Inc. (1960).
3. JORDAN, C. — *Calculus of Finite Differences* — Chelsea Pub. Co. (1960).
4. LIAPOUNOFF, A. — Sur une proposition de la Théorie des probabilités — *Bull. Acad. SC. St-Petersbourg* 13 (1900).
5. CRAMER, H. — *Métodos Matemáticos de Estadística* — Aguilar (1953).

PROPRIEDADES E LIMITAÇÕES DAS ESTATÍSTICAS DE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA*

Leon Jordan Filho**

SUMÁRIO

1. *Introdução*
2. *Salários*
3. *As duas dimensões complementares:
nível e distribuição*
4. *Interpretação da hipótese dualística*

1. INTRODUÇÃO

Nos últimos anos a distribuição de renda tem recebido acentuada atenção de economistas, administradores, políticos e do público em geral. Tem-se feito estudos comparativos dos valores dos índices de distribuição e taxas de participação para quase todas as nações da comunidade internacional e o acompanhamento da variação temporal desses índices tem sido realizado em muitos países.

* O autor agradece a Ronaldo Klein, Hilda Maria Cabral, Lúcia Maria dos Santos Martins e Victor Prochnick, da Assessoria de Estudos Especiais da DATAPREV — Empresa de Processamento de Dados da Previdência Social, pela cooperação técnica, especialmente nas áreas de Cálculo Estatístico e de Computação.

** Assessor da Presidência da DATAPREV e Professor do Mestrado em Administração de Empresas da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

O que tem caracterizado tais estudos é o uso das estatísticas relacionadas à distribuição como os únicos indicadores na avaliação da situação da renda da população, não tendo, segundo parece ao autor, sido realizadas pesquisas que justificassem às estatísticas de distribuição tal exclusividade.

Por outro lado, somente ultimamente começou-se a estudar mais profundamente as propriedades estatístico-matemáticas das estatísticas de distribuição ou de sua relação com estatísticas relacionadas a outros aspectos da população.

Como exemplo do mencionado, temos os trabalhos de Kakwani (13) sobre aplicações da curva de Lorenz e o de Paglin (17) relacionando o índice de Gini à composição etária da população.

Entre os poucos trabalhos, sendo o de Adelman (1) o principal deles, onde se procura conhecer o mecanismo de funcionamento das estatísticas de distribuição relacionando-as com crescimento econômico, chega-se a conclusões que a este autor parecem duvidosas, pois são originadas não só do fato acima mencionado, de utilizar-se tais estatísticas como únicos indicadores relativos ao aspecto renda, mas ainda por utilizá-las como indicadores sociais. Esses problemas motivaram a presente pesquisa, realizada com os dados de salários referentes aos participantes do PIS de 1974. Em resumo, o autor pretende verificar no que se segue se é justificado utilizarmos as estatísticas de distribuição como os únicos indicadores da situação de renda duma população, isto é, se as estatísticas de renda possuem apenas uma dimensão, qual seja, distribuição. E caso se comprove a existência de mais de uma dimensão, serão estudadas as relações entre as estatísticas correspondentes e as de distribuição.

2. SALÁRIOS

Inicialmente apresentamos a tabela 1 com os números e percentagens de participantes do PIS do Brasil e cada região, em 1974.

TABELA 1

PARTICIPANTES DO PIS — 1974

| REGIÕES | NÚMEROS | PERCENTAGENS |
|--------------|-----------|--------------|
| Total | 9.640.600 | 100 |
| Sudeste | 8.685.802 | 69 |
| Sul | 1.528.263 | 16 |
| Nordeste | 1.051.301 | 11 |
| Centro-Oeste | 243.297 | 3 |
| Norte | 131.937 | 1 |

Na tabela 2 apresentamos os principais aspectos etários do país e regiões.

TABELA 2

**ASPECTOS ETÁRIOS DOS PARTICIPANTES DO PIS
BRASIL E REGIÕES**

| ASPECTOS ETÁRIOS | BRASIL | REGIÕES | | | | |
|-----------------------|--------|---------|-------|----------|--------------|-------|
| | | Sudeste | Sul | Nordeste | Centro-Oeste | Norte |
| Média das Idades | 30 | 30 | 30 | 31 | 29 | 31 |
| Mediana | 28 | 27 | 27 | 28 | 26 | 28 |
| Classe Modal | 20-25 | 20-25 | 20-25 | 20-25 | 20-25 | 20-25 |
| % Pop na Classe Modal | 29,5 | 29,3 | 28,8 | 30,6 | 34,8 | 32,8 |
| 1º Quartil | 21 | 21 | 21 | 22 | 21 | 22 |
| 3º Quartil | 35 | 36 | 35 | 36 | 34 | 35 |
| Assimetria | 0,73 | 0,73 | 0,73 | 0,76 | 0,73 | 0,76 |
| % Menores | 7,3 | 8,2 | 9,3 | 4,0 | 6,3 | 4,4 |

As tabelas 3-A, B e C, apresentam as estatísticas referentes ao Brasil e às suas regiões geográficas relativas a salários.

Para facilidade de comparação apresentamo-las em termos de salários-mínimos correspondentes aos respectivos valores estaduais.

TABELA 3A

ESTATÍSTICAS DE SALÁRIOS

| ESPECIFICAÇÃO | BRASIL | REGIÕES | | | | |
|------------------------------------|--------|---------|-------|----------|--------------|-------|
| | | Sudeste | Sul | Nordeste | Centro-Oeste | Norte |
| Salário Médio | 3,4 | 3,6 | 2,8 | 3,1 | 2,8 | 3,3 |
| Mediana de Salários | 1,8 | 1,9 | 1,7 | 1,6 | 1,7 | 1,7 |
| Classe Modal | 1-1,5 | 1-1,5 | 1-1,5 | 1-1,5 | 1-1,5 | 1-1,5 |
| % Pop. na Classe Modal | 27,4 | 25,7 | 30,4 | 33,0 | 29,7 | 30,4 |
| 3º Quartil | 3,1 | 3,3 | 2,6 | 2,7 | 2,6 | 3,0 |
| Faixa Etária c/Maior Sal.Médio | 68 | 68 | 68 | 68 | 38-43 | 50-55 |
| Pop.Faixa Etária c/Maior Sal.Médio | 0,2 | 0,2 | 0,2 | 0,2 | 7,8 | 3,5 |
| Méd.Faixa Etária c/Maior Sal.Médio | 5,0 | 5,3 | 4,0 | 4,3 | 3,7 | 4,2 |
| Média das Diferenças | — | 0,2 | -0,7 | -0,6 | -0,9 | -0,5 |

TABELA 3B

ESTATÍSTICAS DE SALÁRIOS

| PERCENTUAL DE POPUIÇÃO RE- CEBENDO | BRASIL | REGIÕES | | | | |
|--|--------|---------|------|----------|------------------|-------|
| | | Sudeste | Sul | Nordeste | Centro- Oeste | Norte |
| Menos de 1 salário mínimo | 13,6 | 13,4 | 14,1 | 14,0 | 14,3 | 11,6 |
| Menos de 2 salários mínimos | 57,0 | 54,6 | 62,3 | 62,3 | 63,2 | 58,3 |
| Menos de 3 salários mínimos | 74,4 | 72,3 | 80,0 | 78,9 | 79,9 | 74,7 |
| Menos de 5 salários mínimos | 87,7 | 86,3 | 91,6 | 89,6 | 91,7 | 88,3 |
| Mais de 10 salários mínimos | 4,4 | 5,0 | 2,8 | 3,6 | 2,6 | 4,0 |

TABELA 3C

ESTATÍSTICAS DE SALÁRIOS

| ESPECIFICAÇÃO | BRASIL | REGIÕES | | | | |
|--|--------|---------|------|----------|------------------|-------|
| | | Sudeste | Sul | Nordeste | Centro- Oeste | Norte |
| Sal.Médio dos 50% c/Sal. + Baixos . . . | 1,2 | 1,2 | 1,2 | 1,1 | 1,1 | 1,2 |
| Part no Sal.Total dos 50% c/Sal. + Baixos . . . | 19,0 | 18,5 | 22,4 | 20,0 | 22,7 | 20,4 |
| Sal.Médio dos 1% c/Sal. + Altos . . . | 39,2 | 40,9 | 29,4 | 39,0 | 28,2 | 33,5 |
| Part.no Sal Total dos 1% c/Sal. + Altos . . . | 12,7 | 12,6 | 11,4 | 13,9 | 10,8 | 11,4 |
| Pop c/Part Igual aos 1% c/Sal. + Altos . . . | 38 | 39 | 29 | 37 | 28 | 32 |
| Gini | 0,50 | 0,51 | 0,44 | 0,49 | 0,44 | 0,48 |
| Kuznets | 0,41 | 0,42 | 0,36 | 0,41 | 0,35 | 0,39 |

É de interesse termos uma idéia geral das principais diferenças existentes entre as regiões no que diz respeito a salários e para tal resolvemos utilizar o método da Análise Discriminante.

Além das estatísticas apresentadas nas tabelas 3-A, B e C resolvemos considerar, para essa análise, percentuais de participantes auferindo salários em faixas disjuntas, de menos de dois salários-mínimos até mais de 30 salários-mínimos, cujos valores apresentamos na tabela 3-D.

TABELA 3D

ESTATÍSTICAS DE SALÁRIOS

| REGIÕES | PERCENTUAL DE PARTICIPANTES RECEBENDO | | | | | |
|--------------|---------------------------------------|------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | Menos de 2 S.M. | de 2 a 5 S.M. | de 5 a 10 S.M. | de 10 a 20 S.M. | de 20 a 30 S.M. | Mais de 30 S.M. |
| Sudeste | 54,6 | 31,7 | 8,7 | 3,4 | 0,9 | 0,7 |
| Norte | 58,3 | 30,0 | 7,7 | 2,8 | 0,7 | 0,5 |
| Centro-Oeste | 61,9 | 29,8 | 5,7 | 1,9 | 0,4 | 0,3 |
| Sul | 62,3 | 29,3 | 5,6 | 2,0 | 0,5 | 0,3 |
| Nordeste | 63,2 | 26,4 | 6,8 | 2,4 | 0,7 | 0,5 |
| Brasil | 57,0 | 30,7 | 7,9 | 3,0 | 0,8 | 0,6 |

A Análise Discriminante indicou como estatísticas em que as regiões diferem mais dentre si, por ordem de importância discriminatória: a percentagem de participantes auferindo menos de cinco salários-mínimos; a percentagem de participantes auferindo de cinco a dez salários-mínimos e a percentagem de participantes auferindo de dez a vinte salários-mínimos; o índice de Kuznets; a participação dos 50% com salários mais baixos e o salário médio.

Os valores destacados dessas estatísticas para o Brasil e as regiões são apresentados na tabela 3-E, seguida do quadro 1, que apresenta as funções discriminantes obtidas.

TABELA 3E

ESTATÍSTICAS DISCRIMINANTES — SALÁRIOS

| REGIÕES | PERCENTUAL DE PARTICIPANTES RECEBENDO | | | | | |
|--------------|---------------------------------------|-------------------|--------------------|---------|----------|------------|
| | Menos de 5 S.M. | de 5 a 10 S.M. | de 10 a 20 S.M. | Kuznets | Part 50% | Sal. Médio |
| Sudeste | 86,3 | 8,7 | 3,4 | 0,42 | 18,5 | 3,6 |
| Norte | 88,3 | 7,7 | 2,8 | 0,39 | 20,4 | 3,3 |
| Nordeste | 89,6 | 6,8 | 2,4 | 0,41 | 20,0 | 3,1 |
| Sul | 91,6 | 5,6 | 2,0 | 0,36 | 22,4 | 2,8 |
| Centro-Oeste | 91,7 | 5,7 | 1,9 | 0,35 | 22,7 | 2,8 |
| Brasil | 87,7 | 7,9 | 3,0 | 0,41 | 19,0 | 3,4 |

Antes de analisarmos tais estatísticas, é importante notar que as mesmas, conforme será comprovado mais adiante, apresentam-se em dois grupos cujas características parecem ser diferentes. Um constituído pelas estatísticas de percentagens de participantes nas três faixas

QUADRO 1

**RESULTADOS DA ANÁLISE DISCRIMINANTE DOS
ASPECTOS SALARIAIS DAS REGIÕES**

| VARIÁVEIS | FUNÇÕES DISCRIMINANTES | | | |
|-----------------------------|------------------------|----------|----------|----------|
| | Função 1 | Função 2 | Função 3 | Função 4 |
| Gini | 0,28 | — 1,38 | 0 | 4,14 |
| Salário Médio | — 4,28 | 0,47 | — 3,99 | — 0,34 |
| Mediana | — 1,32 | — 0,30 | — 1,53 | 3,53 |
| % Pop. Classe Modal . | — 1,63 | 2,10 | 4,23 | — 1,77 |
| % Pop. Rec. < 1 S.M. | 0,85 | — 0,41 | — 1,60 | 0,62 |
| % Pop. Rec. < 5 S.M. | 54,04 | — 47,24 | 107,18 | 97,72 |
| Sal. Médio dos 50% | 0,21 | 3,04 | 8,40 | 1,16 |
| Part. dos 50% | 5,05 | — 3,61 | — 15,38 | 3,16 |
| % Pop Part = 1% + | — 0,21 | 0,33 | 1,62 | 0,74 |
| Salário Terceiro Quartil | — 0,47 | 0,23 | 0,06 | — 0,01 |
| Índice de Dissimilaridade | — 0,69 | 0,27 | 0,58 | — 0,66 |
| Média das Diferenças | 0,52 | 2,37 | 3,48 | — 0,79 |
| Coefficiente de Variacão | — 1,38 | 1,04 | 0,90 | — 5,94 |
| Assimetria | — 0,86 | — 0,62 | 0,12 | 0,58 |
| Kuznets | 6,14 | — 4,96 | — 18,42 | 3,72 |
| % Pop. Rec. entre 5 e 10 SM | — 31,87 | — 33,87 | 61,78 | 61,24 |
| % Pop. Rec entre 10 e 20 SM | — 13,51 | — 9,83 | 30,02 | 21,04 |
| % Pop Rec. entre 20 e 30 SM | — 3,25 | — 2,44 | 13,93 | 9,69 |
| % Pop. Rec. 30 SM | — 2,51 | — 5,86 | 2,59 | 6,68 |
| % Pop. Rec. entre 2 e 5 SM | 1,47 | — 0,74 | — 7,64 | — 6,69 |
| Autovalor | 54 103,05 | 25,99 | 8,90 | 1,96 |
| Porcentagem Relativa | 99,93 | 0,05 | 0,02 | 0 |

salariais consideradas e o salário médio, que podemos denominar estatísticas de “nível salarial”, outro grupo, constituído pelo índice de Kuznets e participação dos 50% com salários mais baixos, que medem “distribuição de salários”. Classificaremos como regiões com melhores níveis salariais aquelas que apresentarem menores percentagens de participantes com salários inferiores a cinco salários, maiores percentagens nas duas faixas salariais subseqüentes e maiores salários médios. Por outro lado, terão melhores distribuições de salários as regiões que apresentarem índice de Kuznets como menores valores e maiores participações dos 50% com salários mais baixos.

Observando-se a tabela 3-E, é interessante notar que existe uma ordenação simultânea das regiões, quando considerarmos cada uma das estatísticas de nível salarial. Por outro lado, também há uma ordenação simultânea, porém inversa, quando classificamos as regiões segundo as estatísticas de distribuição de salários. Este aspecto é também encontrado nas estatísticas de salários referentes a estados.

A partir das tabelas 3 e observações acima, podemos resumir as principais características salariais das regiões da maneira que segue. As estatísticas em que as regiões mais diferem entre si são: percentagens de participantes recebendo menos de cinco salários-mínimos; percentagem de participantes recebendo entre dois e cinco salários mínimos; percentagem de participantes recebendo entre 10 e 20 salários; salário médio; índice de Kuznets e participação no total dos salários dos 50% dos participantes com salários mais baixos. Baseando-se nos valores dessas estatísticas discriminantes, podemos classificar a região Sudeste como a de melhor *nível salarial*, seguida, ordenadamente, das regiões Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste. Por outro lado, a ordem é exatamente inversa quanto à *distribuição de salários*, isto é, a região Centro-Oeste é a que se apresenta com melhor distribuição de salários, seguida, ordenadamente, das regiões Sul, Norte e Sudeste. Essa inversão de ordenação mostra que as regiões com melhores níveis salariais são aquelas que apresentam piores distribuições de salários e as com melhor distribuição de salários são aquelas que possuem pior nível salarial.

Para termos uma visão mais completa das distribuições e níveis de salários pelos estados e regiões apresentamos, para estados com mais de 100 000 participantes, na tabela 4, as percentagens dos participantes do PIS em faixas salariais consideradas de interesse, bem como os valores correspondentes ao de Gini.

TABELA 4

INDICADORES DE NÍVEL E DISTRIBUIÇÃO SALARIAL

| ESTADOS | PERCENTUAL DE PARTICIPANTES RECEBENDO | | COEFICIENTE DE GINI |
|-------------------|---------------------------------------|---------------|---------------------|
| | Menos de 2 S M | De 5 a 30 S M | |
| Rio de Janeiro | 58,4 | 11,9 | 0,51 |
| Peinambuco | 59,5 | 11,0 | 0,50 |
| Bahia | 55,7 | 12,2 | 0,50 |
| São Paulo | 50,0 | 14,7 | 0,50 |
| Ceará | 73,5 | 7,3 | 0,48 |
| Rio Grande do Sul | 61,0 | 8,9 | 0,46 |
| Minas Gerais | 69,3 | 7,4 | 0,45 |
| Distrito Federal | 64,6 | 6,8 | 0,43 |
| Piauí | 61,2 | 8,2 | 0,43 |
| Santa Catarina | 65,8 | 6,4 | 0,42 |
| Espírito Santo | 69,3 | 7,1 | 0,42 |

Para verificarmos a tendência que denominamos dualista, i.e., que os estados com melhores níveis salariais estão associados a valores mais altos e, portanto, considerados piores nos índices de distribuição de salários, e o oposto, lançou-se mão da técnica estatística utilizada para avaliação do grau de associação linear entre duas variáveis, qual seja, análise de correlações. A tabela 5 apresenta as correlações entre os indicadores de nível salarial, acima definidos, e o coeficiente de Gini e Kuznets.

TABELA 5

COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO

| PERCENTUAL DE POPULAÇÃO RECEBENDO | GINI | KUZNETS |
|-----------------------------------|--------|---------|
| Menos de 2 Salários Mínimos | — 0,57 | — 0,43 |
| Menos de 5 Salários Mínimos | — 0,87 | — 0,78 |
| Entre 2 e 5 Salários Mínimos | 0,29 | 0,14 |
| Entre 5 e 10 Salários Mínimos | 0,82 | 0,72 |
| Entre 10 e 20 Salários Mínimos | 0,88 | 0,80 |
| Entre 20 e 30 Salários Mínimos | 0,92 | 0,87 |
| Entre 5 e 30 Salários Mínimos | 0,86 | 0,76 |
| 30 ou Mais Salários Mínimos | 0,94 | 0,89 |

Os resultados dessa tabela podem ser resumidos da seguinte maneira: existem altas correlações negativas entre os coeficientes de Gini e Kuznets e as percentagens de populações na faixa salarial de menos de cinco salários mínimos.

Por outro lado, as percentagens de participantes do PIS nas faixas salariais como as de 5 a 10, 10 a 20 e 5 a 30 apresentam altas correlações positivas com valores dos índices de distribuição.

Em outras palavras, fica confirmada a hipótese dualista dos estados e regiões com pior nível salarial apresentarem coeficientes de distribuição baixos, isto é, melhor distribuição de salários e o oposto.

**3. AS DUAS DIMENSÕES COMPLEMENTARES:
NÍVEL E DISTRIBUIÇÃO**

Verificamos nas seções anteriores que, quando usávamos o grupo de estatísticas que denominamos “nível salarial”, a classificação das regiões seguia certa ordem, enquanto quando usávamos o outro grupo de estatísticas, denominado “distribuição salarial”, a classificação era justamente a inversa. Tal fato sugeriu a idéia da averiguarmos se estes dois grupos de estatísticas na realidade refletem ou não aspectos *dis-*

tintos da situação global. Para testar tal hipótese utilizamos o método estatístico denominado Análise Fatorial, que procura determinar a explicação para a alta correlação existente entre certos grupos de variáveis através de fatores latentes.

Apresentamos no quadro 2 a matriz das correlações entre cada variável e cada fator, sendo usualmente denominadas “cargas”. A última coluna fora da matriz apresenta as “comunalidades” que dão uma idéia da relação entre os fatores obtidos e cada uma das variáveis, enquanto a última linha fora da matriz contém os “autovalores” que expressam a relação entre cada fator e o total das variáveis.

Através das variáveis que mais correlacionam com cada fator podemos ter uma idéia do que cada um significa e ter uma idéia do aspecto latente dos dados que cada um está refletindo.

Na matriz de fatores acima comentada as variáveis de cada grupo tem correlações altas com um dos fatores e baixas com o outro, confirmando a idéia inicial de que cada um desses grupos de estatísticas está relacionado com um aspecto distinto da informação contida nos dados.

É fácil notar que as variáveis localizadas nas primeiras vinte linhas da coluna têm alta correlação com o primeiro fator e baixa com o segundo, e as variáveis localizadas nas dez últimas linhas apresentam um comportamento inverso, tendo correlação baixa com o primeiro fator e alta com o segundo.

É ainda importante notar que entre as primeiras variáveis encontram-se as mesmas estatísticas que determinam a classificação das regiões em uma ordem, isto é, percentagem da população ganhando menos de 5 salários mínimos, percentagem da população ganhando de 5 a 10 salários mínimos, de 10 a 20 salários mínimos e média dos salários, ao passo que entre as últimas variáveis encontram-se aquelas que determinam uma classificação inversa para as regiões, ou seja, coeficiente de Kuznets e participação dos 50% com salários mais baixos.

Podemos verificar que entre variáveis mais correlacionadas com o primeiro fator estão a mediana dos salários, as percentagens de participantes ganhando menos de 2 a 5 salários mínimos e percentagens dos participantes com salários entre 5 e 30 salários mínimos que estão mais relacionadas com a idéia de nível. Por outro lado, entre as dez últimas variáveis, encontramos o coeficiente de Gini, além do índice de Kuznets e participação de 1% com salários mais altos, os quais estão mais relacionados à idéia de distribuição. Devido a isso, podemos interpretar que o primeiro fator reflete aspectos relacionados com *nível salarial*, enquanto o segundo fator, aspectos relacionados com *distribuição de salários*.

Assim, a Análise Fatorial confirmou a suspeita da existência de dois grupos de estatísticas que refletem aspectos diferentes da informação contida nos dados que justificadamente denominamos nível salarial e distribuição salarial.

QUADRO 2

ANÁLISE FATORIAL — MÉTODO DOS FATORES
PRINCIPAIS COM INTERAÇÕES

| VARIÁVEIS | C/ROTAÇÃO—VARIMAX | | |
|--|-------------------|---------|--------------|
| | Fator 1 | Fator 2 | Comunalidade |
| % População Recebendo Menos de 2 S.M | -0,93 | -0,11 | 0,96 |
| % População Recebendo Menos de 3 S.M . | -0,98 | 0,02 | 0,98 |
| Sal. Med. dos 50% de Sal. Mais Baixos | 0,96 | -0,05 | 0,92 |
| % População Recebendo entre 5 e 10 S.M. | 0,95 | 0,22 | 0,96 |
| % População na Classe Modal . | -0,93 | 0,05 | 0,87 |
| % População Recebendo entre 5 e 30 S.M. | 0,93 | 0,36 | 0,99 |
| % População Recebendo Menos de 5 S.M. | -0,91 | -0,39 | 0,90 |
| Salário Médio | 0,90 | 0,43 | 0,99 |
| % População Recebendo entre 2 e 5 S.M. . | 0,87 | -0,28 | 0,84 |
| Média das Diferenças. | 0,80 | 0,24 | 0,70 |
| Assimetria | 0,80 | -0,11 | 0,65 |
| Salário do 3.º Quartil . | 0,80 | 0,00 | 0,64 |
| % População Recebendo entre 10 e 20 S.M. | 0,80 | 0,55 | 0,96 |
| % População Recebendo 10 ou Mais S.M. | 0,75 | 0,62 | 0,95 |
| Mediana dos Salários. | 0,70 | 0,02 | 0,49 |
| % População Recebendo 30 ou Mais S.M. | 0,65 | 0,62 | 0,82 |
| Índice de Dissimilaridade | 0,49 | 0,03 | 0,25 |
| Salário do 1.º Quartil | 0,44 | -0,19 | 0,24 |
| % População Recebendo Menos de 1 S.M. | -0,42 | -0,01 | 0,17 |
| Pop.com Part Igual 1% Sal.Mais Altos. | 0,02 | 0,86 | 0,74 |
| Sal.Med 1% de Sal Mais Altos | 0,09 | 0,83 | 0,70 |
| Part. dos 50% Sal. Mais Baixos.. . . . | -0,18 | -0,80 | 0,67 |
| Kuznets | -0,13 | 0,80 | 0,65 |
| Gini | 0,28 | 0,78 | 0,69 |
| Coefficiente de Variação | -0,55 | 0,72 | 0,82 |
| % População Recebendo Entre 20 e 30 S.M. | 0,66 | 0,68 | 0,91 |
| Part dos 1% de Sal. Mais Altos | -0,38 | 0,65 | 0,57 |
| AValiação DOS FATORES | | | |
| Fator | 1 | 2 | |
| Autovalor | 14,45 | 5,69 | |
| % da Variância | 71,7 | 28,3 | |
| % Acumulada | 71,7 | 100,0 | |

S.M. = Salário Mínimo

As conclusões a que chegamos acima levam-nos a desaconselhar o uso de *apenas* estatísticas de distribuição como Gini, Kuznets etc., como indicadores referentes ao aspecto renda ou salários, a exemplo do que tem sido feito ultimamente, pois notamos que elas apresentam apenas uma face da moeda e podem, então, dar informações distorcidas do que realmente está acontecendo. Devemos, sim, acompanhá-las de estatísticas que reflitam outros aspectos ou dimensões da situação, de maneira que, juntas, possam dar uma idéia mais aproximada da situação global, i.é., as estatísticas de “distribuição” devem sempre ser complementadas com as de “nível”.

4. INTERPRETAÇÃO DA HIPÓTESE DUALÍSTICA

A verificação de uma tendência dos estados com melhores níveis salariais apresentarem os índices de Gini e Kuznets com maiores valores, isto é, pior distribuição, justifica uma análise mais profunda da natureza do fato observado.

Devemos, inicialmente, notar que os valores desses coeficientes aumentam, entre outras, nas seguintes situações: quando aumenta a percentagem de pessoas auferindo salários nas faixas salariais mais baixas, isto é, o leque salarial abre-se para a esquerda; quando aumenta a percentagem de pessoas auferindo salários nas faixas salariais mais altas, o leque salarial abre-se para a direita, quando as situações acima mencionadas ocorrem simultaneamente: o leque salarial abre-se em ambos os sentidos. Pode também ocorrer que esses coeficientes, em certas condições, aumentem quando a parte esquerda do leque fechar e a da direita abrir.

Para esclarecermos melhor a dinâmica da relação entre distribuição expressa através do valor do coeficiente de Gini, e nível dado pelos percentuais de participantes em faixas salariais, apresentamos ilustrações gráficas das estruturas salariais acima mencionadas

Os gráficos apresentam, entre os limites inferior e superior de cada faixa, a percentagem de participantes com salários na mesma faixa e, para simulação das mudanças ocorridas nos percentuais, usamos pares de gráficos, dos quais o que fica acima sempre retrata a estrutura salarial inicial e o mais abaixo, a nova estrutura, isto é, aquela resultante das mudanças.

As flechas entre os gráficos apresentam os percentuais de participantes que passaram da faixa salarial do início da flecha para a faixa indicada pela sua ponta. Ao lado de cada gráfico temos o valor do Gini correspondente a essa estrutura.

A figura I é exemplo da primeira situação mencionada no início desta seção: abertura do leque salarial para a esquerda.

O gráfico I-A representa a estrutura salarial inicial, com 58,4% dos participantes ganhando menos de 2 salários-mínimos, 28,9% ganhando

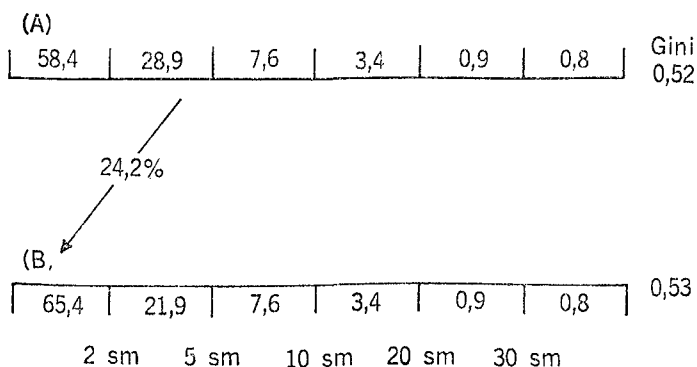


FIGURA I

entre 2 e 5 salários mínimos e 7,6%, 3,4%, 0,9% e 0,8%, com salários nas faixas, respectivamente, entre 2 e 5; 5 e 10; 10 e 20; acima de 30 salários mínimos. O valor do Gini correspondente a essa distribuição é 0,52.

A figura I-B representa a estrutura salarial que resultou depois que 24,2% dos participantes na faixa de 2 a 5 salários tiveram os seus salários reduzidos e passaram para a faixa de menos de 2 salários mínimos. Conforme se esperava, o valor do Gini aumentou, passando de 0,52 para 0,53.

A figura II é um exemplo de abertura do leque salarial para a direita. A figura II-A apresenta a estrutura salarial inicial, e a II-B a que resultou depois que 11,8% e 33,3% dos participantes da estrutura II-A tiveram seus salários aumentados e passaram das faixas de 10 a 20 e de 20 a 30 salários mínimos para as faixas imediatamente seguintes. Como resultado dessas mudanças, o Gini aumentou de 0,53 para 0,55, isto é, houve piora na distribuição.

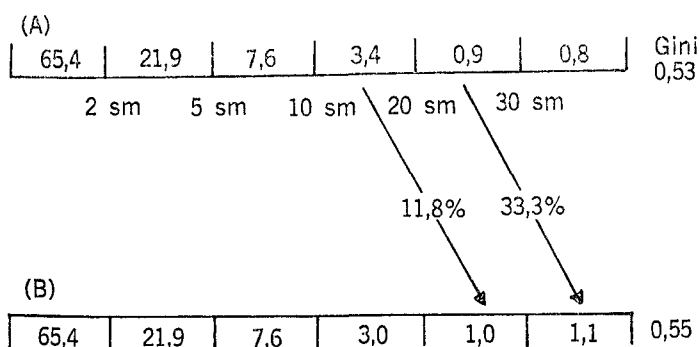


FIGURA II

A figura III é exemplo de abertura do leque salarial para a esquerda e para direita. Ela resultou da passagem de 20,5% dos que estavam na faixa de 3 a 5 salários mínimos para a de menos de 2 salários e, respectivamente, 33,3% e 80,0% dos que estavam nas faixas de 10 a 20 e 20 a 30 salários para as faixas que as seguem imediatamente. Também neste caso a distribuição piorou, e o valor do Gini passou de 0,55 para 0,59.

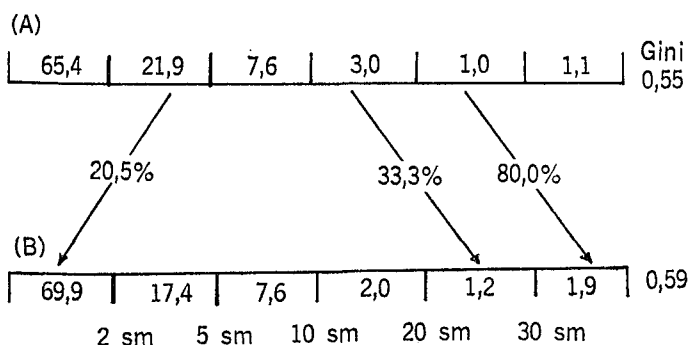


FIGURA III

A figura IV é exemplo da quarta situação: o leque salarial se fechou à esquerda e se abriu à direita. Esta situação é a mais importante por ser exemplo de como a distribuição pode piorar como resultado de melhoria do nível salarial. A figura IV-A é a situação inicial, e a IV-B, resultante de aumentos de salários para participantes em todas as faixas anteriores à última, com a conseqüente passagem de percentuais de participantes para as faixas subseqüentes, de maneira que diminuiu a percentagem de participantes com salários abaixo da linha de pobreza e aumentou em cada uma das faixas seguintes. Está, pois, claro que a estrutura salarial IV-B tem nível salarial mais alto que a IV-A, entretanto, a distribuição piorou e o valor do Gini passou de 0,59 para 0,61.

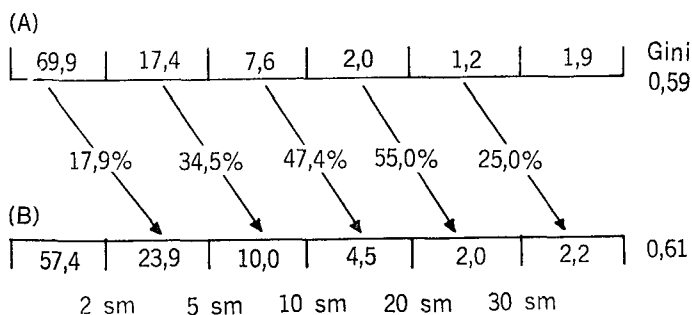


FIGURA IV

Finalmente, ilustraremos agora, através de exemplo concreto, como a melhoria do nível salarial pode ocasionar piora na distribuição de salários. Para isso consideraremos como ponto de partida a estrutura salarial da região Sul, apresentada na figura V-A com os percentuais de participantes e respectivos salários conforme estão na figura e um Gini de valor igual a 0,44.

Em seguida, suponhamos que foram dados aumentos salariais a participantes em cada uma das faixas segundo indicação das flechas, isto é, 12,4% dos que tinham salários inferiores a 2 salários mínimos tiveram aumentos tais que passaram para a faixa de 2 a 5 salários mínimos; e 18,1%, 39,3%, 40,0% e 80,0% passaram, respectivamente, das faixas de 5 a 10 e 10 a 20 salários mínimos para as faixas imediatamente seguintes.

Como resultado desses aumentos, obtivemos a estrutura V-B que, por ter resultado de aumentos dados a partes dos percentuais de parti-

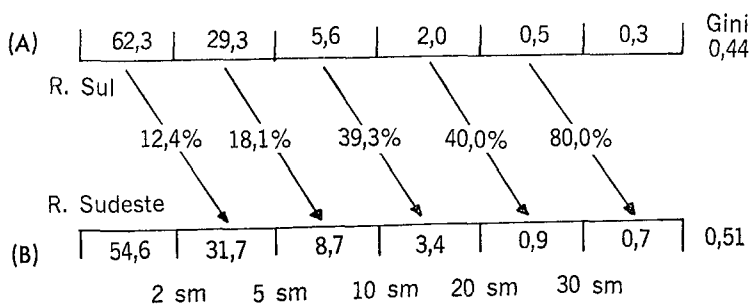


FIGURA V

cipantes em cada uma das faixas salariais, não resta dúvida, apresenta um nível salarial melhor que a inicial. O valor do Gini da nova estrutura é de 0,51 e, por ser maior que o da estrutura inicial, indica pior distribuição de salários. Observe que essa nova estrutura coincide com a da região Sudeste.

Temos assim outro exemplo de situação em que a melhora do nível salarial determina piora na distribuição de salários. Todavia, é possível mostrar, através de simulação, que, depois que um certo nível salarial é alcançado, a distribuição tende a melhorar.

A relação entre distribuição e nível parece ser a seguinte: economias subdesenvolvidas tendem a ter boa distribuição, porém baixo nível salarial. Aquelas em fase de desenvolvimento apresentarão melhoras crescentes nos níveis de salários, porém a distribuição tende a piorar. Finalmente, depois que um certo estágio de desenvolvimento é alcançado, as melhoras do nível de salário determinam que a distribuição dos salários comece a melhorar novamente, atingindo um estágio de bom nível salarial e boa distribuição. Estas tendências podem ser verificadas através de procedimentos de simulação que realizamos, mas cujos detalhes, devido ao caráter técnico, achamos próprio omitir nesta publicação (12).

Para verificar o acima mencionado de outra maneira, resolvemos calcular as correlações entre as percentagens nas diversas faixas salariais e percentagem de participantes na faixa salarial mais alta: acima de 30 salários mínimos. Estas correlações encontram-se na tabela 6 e seguem as mesmas tendências observadas nas correlações com o Gini e Kuznets.

TABELA 6

COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO

| NÍVEIS SALARIAIS | % POPULAÇÃO RECEBENDO MAIS DE 30 S.M. | |
|---------------------|---------------------------------------|---------------------------------|
| | Estados c/ menos de 100 000 part | Estados c/ mais de 100.000 part |
| % Pop. Rec. < 2 S.M | — 0,94 | — 0,95 |
| % Pop 2 a 5 S.M. | 0,26 | — 0,48 |
| % Pop. 5 a 10 S.M. | 0,77 | 0,87 |
| % Pop 10 a 20 S.M | 0,94 | 0,91 |
| % Pop. 20 a 30 S.M | 0,96 | 0,95 |

Em outras palavras, valores altos do Gini e Kuznets estão associados à situação de translação dos níveis salariais, significando diminuição das percentagens nas faixas salariais mais baixas, com aumento das percentagens nas intermediárias e altas. Qual a razão de tal situa-

ção? Por que as distribuições de salários são piores nos estados com menores percentagens nas faixas mais baixas e maiores nas mais altas, i.é., com melhores níveis salariais?

As respostas são as seguintes:

Os estados com melhores níveis salariais possuem pior distribuição porque a translação salarial em relação aos com baixos níveis salariais apresenta um aumento das percentagens de participantes nas faixas salariais mais altas, o qual não é compensado pela diminuição nas faixas mais baixas. Os índices de Gini e Kuznets são mais sensíveis a mudanças nas faixas salariais mais altas que nas baixas, e isso é exatamente o que determina o seu aumento e as conseqüentes diferenças verificadas entre os seus valores para os dois grupos de estados.

A dualidade nível-distribuição pode também ser constatada pelas estatísticas da tabela 7, onde dividimos os estados em dois grupos: aqueles com coeficiente de Gini com valor inferior a 0,50 e aqueles com coeficiente de Gini igual ou maior que 0,50. É fácil constatar que os estados com o coeficiente de Gini inferior a 0,50 apresentam maiores percentagens de participantes nas faixas salariais mais baixas e menores percentagens de participantes nas faixas salariais mais altas. Por outro lado, os estados com piores valores de coeficiente de Gini, isto é, valores iguais ou maiores que 0,50 apresentam, como já foi notado anteriormente, menores percentagens de participantes na faixa abaixo da linha de pobreza e maiores percentagens nas faixas intermediárias e nas mais altas. Quanto à faixa de 2 a 5 salários mínimos, parece uma faixa onde, devido à dinâmica mencionada, entraram elementos da faixa inferior e na mesma proporção saíram elementos para a faixa acima, embora para essa faixa as percentagens para os estados com piores índices de distribuição sejam maiores.

TABELA 7

COMPARAÇÃO ENTRE GRUPO DE ESTADOS COM COEFICIENTES DE GINI ALTOS E GRUPO COM COEFICIENTES BAIXOS

| MÉDIA DOS PERCENTUAIS DE POPULAÇÃO RECEBENDO | TODOS OS ESTADOS JUNTOS | | ESTADOS C/MAIS DE 100 000 PART. | | ESTADOS C/MENOS DE 100 000 PART | |
|--|-------------------------|------------|---------------------------------|------------|---------------------------------|------------|
| | Gini <0,50 | Gini ≥0,50 | Gini <0,50 | Gini ≥0,50 | Gini <0,50 | Gini ≥0,50 |
| Menos de 1 Sal Mín | 14 | 12 | 16 | 12 | 12 | 12 |
| Menos de 2 Sal Mín | 63 | 54 | 66 | 56 | 61 | 52 |
| Entre 2 e 5 Sal Mín | 28 | 31 | 26 | 31 | 29 | 31 |
| Entre 5 10 Sal Mín | 7 | 10 | 5 | 8 | 6 | 11 |
| Entre 10 e 20 Sal Mín | 2 | 4 | 2 | 3 | 2 | 4 |
| Entre 20 e 30 Sal Mín | 0,5 | 1 | 0,4 | 0,9 | 0,4 | 1,0 |
| 30 ou Mais Sal Mín | 0,3 | 0,9 | 0,3 | 0,6 | 0,3 | 1,4 |

Em resumo, podemos notar dois grupos de estados. Um grupo apresentando maiores percentagens de participantes nas faixas salariais mais baixas, menores percentagens nas faixas salariais intermediárias e nas mais altas e melhores distribuições de salários.

Outro grupo apresenta estados com menores percentagens de participantes nas faixas salariais mais baixas, maiores percentagens nas faixas intermediárias e nas mais altas, porém com piores distribuições de salários.

Conforme dissemos acima, a razão dessa dualidade deve-se ao fato de o aumento de participantes nas faixas salariais mais altas não ser suficiente para compensar a diminuição nas faixas mais baixas, verificada nos estados do segundo grupo, tendo, então, determinado um aumento nos índices de distribuição de salários. A causa possível de tal diferença pode ser a seguinte: o maior desenvolvimento dos estados do segundo grupo gerou uma demanda maior por elementos especializados, escassos no mercado de trabalho, e esta demanda ocasionou melhores salários, principalmente em cargos hierárquicos mais elevados (vide figura VI).

Embora tivesse havido uma melhoria geral, evidenciada através das estatísticas de nível, houve um decréscimo na distribuição devido ao fato mencionado.

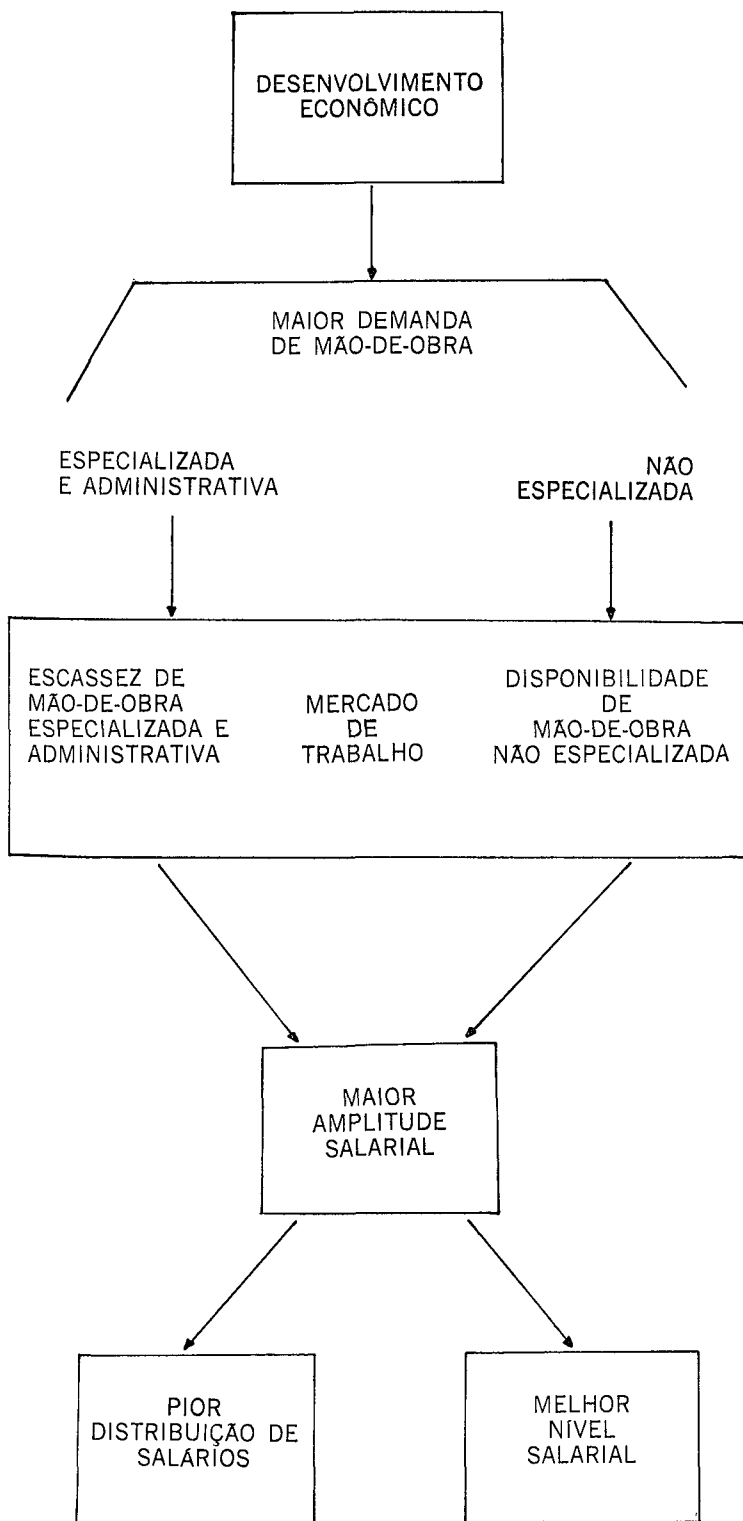


FIGURA VI

RESUMO

Os resultados obtidos neste trabalho mostram que o agravamento na distribuição de salários pode ser conseqüência de melhoria de nível salarial, e que não se deve, como tem sido feito até agora, focalizar apenas "estatísticas de distribuição", pois as mesmas, conforme é mostrado nesta pesquisa, refletem apenas um dos aspectos da situação salarial global. É importante que estatísticas de distribuição como coeficiente de Gini, taxas de participação, etc., sejam também acompanhadas de estatísticas que foram definidas como "estatísticas de nível salarial", como salário médio, percentagens da população com salários inferiores a 2 e 5 salários mínimos, percentagem da população com salários entre 5 e 30 salários mínimos, etc. Isto porque somente quando apresentarmos estes dois tipos de estatísticas juntas poderemos formar uma idéia da situação global, pois economias em desenvolvimento apresentam melhoras no nível salarial que durante um primeiro estágio determinam piora na distribuição, que só começará a melhorar em estágios subseqüentes.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- (1) ADELMAN, I. e MORRIS C. T. — *Economic Growth and Social Equity in Developing*, Stanford University Press, Stanford, California, 1973.
- (2) ANDERSON, T. W. — *An introduction to multivariate statistical analysis*, New York: Wiley, 1958.
- (3) BARROS, Ernani T. — Algumas implicações econômicas da estrutura etária da população — O caso brasileiro, comparações internacionais, Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais, 1976.
- (4) BOCK, R. D. — *Multivariate Statistical Methods in Behavioral Research*, New York: McGraw Hill, 1971.
- (5) COOLEY, W. W. e LOHNES, P. R. — *Multivariate Data Analysis*, New York. Wiley, 1971.
- (6) COSTA, Ramonaval Augusto — Size Income Distribution of Brazil in 1970. A cross-section analysis of Income, Distribution and Occupations, Ph.D. Dessertation of Vanderbilt University, 1975.
- (7) DRAPER, N. R. e SMITH, H. — *Applied Regression Analysis*, New York: Wiley, 1966.
- (8) FISHLOW, Albert — *Brazilian size distribution of income*, Cambridge, 1976.
- (9) HARMAN, H. H. — *Modern Factor Analysis* (Rev. ed.). Chicago: University of Chicago Press, 1967.
- (10) HAYS, W. L. — *Statistics*. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1963.

- (11) HOFFMAN, Rodolfo — Tendência da distribuição da renda no Brasil e suas relações com o desenvolvimento econômico, XXIV Reunião Anual da SBPC, 1977
- (12) JORDAN FILHO, Leon — Problemas relacionados com medidas de desigualdade. Submitted for publication.
- (13) KAKWANI, N. C. — Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis, *Econometria*, Vol. 45, n.º 3, abril, 1977.
- (14) LANGONI, Carlos Geraldo — *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*, Ed. Expressão e Cultura, 1973.
- (15) MORRISON, D. F. — *Multivariate Statistical Methods*. New York: McGraw Hill, 1967.
- (16) MORLEY, Samuel A — Changes in Employment and the Distribution on Income During the Brazilian Miracle, World Employment Programme Research, *Working Paper* n.º 43, ILO.
- (17) PAGLIN, M — The Measurement and Trend of Inequality. A Basic Revision, *The American Economic Review*, vol 65, n.º 4, September, 1965
- (18) RAO, C. R. — *Advanced Statistical Methods in Biometric Research*, New York: Wiley, 1952.
- (19) ———. — *Linear Statistical Inference and its Applications*. New York: Wiley, 1965.
- (20) SINGER, Paul — Desenvolvimento e repartição da renda do Brasil, *Debate e Crítica*, vol I, n.º 1, 1973.

FATORES DE ATRAÇÃO NO PROCESSO DE MIGRAÇÃO RURAL URBANA PROCEDENTE DO NORDESTE DO BRASIL

Iêda Siqueira

Analista Especializado (DESPO/DIESM)

SUMÁRIO

Introdução

- 1 *A Região Nordeste — Infra-estrutura e migração de trabalho*
2. *Método*
 - 2 1 *Definição de variáveis e hipóteses*
 - 2 2 *Os dados*
- 3 *Os resultados*
 - 3 1 *Análise dos resultados*
- 4 *Observações finais*

INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é analisar as diferenciações espaciais que formaram o conjunto de “fatores de atração” para migrantes de origem rural (Região Nordeste) e destinações urbanas (todos os estados do Brasil), durante o período 1960-1970. O instrumento analítico básico aplicado foi a regressão múltipla.

A *Parte 1* fornece uma idéia do possível conjunto de fatores responsáveis pela emigração rural. A *Parte 2* descreve o método usado e define variáveis e hipóteses. A *Parte 3* analisa os resultados e a *Parte 4* apresenta algumas observações finais.

1. A REGIÃO NORDESTE — INFRA-ESTRUTURA E MIGRAÇÃO DE TRABALHO

A economia da Região Nordeste do Brasil — tradicionalmente agrícola — fornece parte da matéria-prima e parte da mão-de-obra para as outras macrorregiões, especialmente para o Sudeste.

Na década de 30 a falta de infra-estrutura econômica revelou-se um obstáculo muito grande à produção agrícola; o alto custo de transporte e de distribuição, assim como as técnicas pouco desenvolvidas de produção e a estrutura de posse das terras não permitiram que as áreas rurais do Nordeste saíssem vencedoras na competição com as plantações de algodão e de cana-de-açúcar estabelecidas no Sudeste, onde também estavam localizados os mercados nacionais para tais produtos. Visto a cana-de-açúcar e o algodão constituírem a base da economia regional, a crise gerou um intenso fluxo de migração proveniente do Nordeste rural. O fluxo se dirigiu principalmente para a Região Sudeste onde o setor urbano estava oferecendo oportunidades de trabalho e os salários reais eram muito mais altos, havendo também, entretanto, emigrações para os centros urbanos do Nordeste e para as áreas agrícolas do Sul.

A década de 40 marcou o início do processo de industrialização no Nordeste. As indústrias localizadas nos grandes centros urbanos apresentaram, porém, uma taxa muito baixa de crescimento e quase não modificaram o cenário rural. Esse período apresentou fluxos de emigração rural muito grandes tanto para os centros regionais urbanos quanto para as metrópoles nacionais no Sudeste, onde a produção industrial estava tendo um rápido crescimento.

Na década de 50 ocorreu no Nordeste uma aceleração do processo de urbanização concomitantemente à uma expansão industrial e uma ampliação de rede rodoviária. Ao mesmo tempo, as diferenças intra e inter-regionais se acentuaram sob a forma de dois níveis da dicotomia rural-urbana: regional e nacional. Em outras palavras, a infra-estrutura econômica concentrou-se na Região Sudeste (principalmente no Rio de Janeiro e em São Paulo, as duas cidades mais importantes do Brasil), em menores proporções na Região Sul, e, em seguida, em alguns centros urbanos do País. Esses lugares exerciam forte atração sobre as atividades não agrícolas e sobre os migrantes que procuravam trabalhos não agrícolas. O mecanismo de desenvolvimento no Sudeste e no Sul era autógeno, isto é, tanto a produção quanto o trabalho estavam aumentando e as economias das regiões estavam se desenvolvendo harmoniosamente nas áreas urbana e rural. Entretanto, os centros urbanos do Nordeste

estavam crescendo, principalmente como consequência da “evasão” das áreas rurais e não pela crescente demanda de trabalho. Assim, surgiram pressões nos centros urbanos do Nordeste que levaram o governo a investir na infra-estrutura — precisamente nos lugares já relativamente bem equipados — aumentando, portanto, as diferenças intra e inter-regionais acima mencionadas. Essas diferenças causaram o aumento do fluxo rural-urbano procedente do Nordeste que se dirigia principalmente para o Sudeste, para o Sul, e para o local onde Brasília, a capital federal, estava sendo construída.

A década de 60 mostrou uma intensificação do processo de industrialização no Nordeste por meio do afluxo de capital induzido pelo governo na Região, causando um grande aumento na produção industrial. O aumento da demanda de trabalho, entretanto, não acompanhou o mesmo ritmo, uma vez que as modernas indústrias instaladas requeriam uma pequena e especializada mão-de-obra. A emigração inter-regional teve um decréscimo relativo, mas a migração rural-urbana intrarregional aumentou. A mão-de-obra não especializada que não podia ser absorvida pelas modernas atividades industriais passou a fazer parte ou do setor de serviços (quase sempre encobrendo o desemprego) ou da horda de desempregados urbanos. O fenômeno típico da super-urbanização estava ocorrendo no Nordeste

Apesar dos melhoramentos e posterior expansão do sistema rodoviário (que diminuiu os custos de transporte e de distribuição) e dos incentivos do governo, foi investido apenas um pequeno capital nas áreas rurais, dado as dificuldades de mudança do sistema tradicional de posse das terras e de introdução de novas técnicas de produção.

A falta de sincronia entre os processos de urbanização e industrialização, assim como a dicotomia rural-urbana, são os principais fatores responsáveis pelos graves problemas urbanos do Nordeste. Obviamente, não foi possível nem a difusão espacial do desenvolvimento econômico nem o processo inter-regional de equilíbrio que teoricamente deveria originar-se da migração.

Em resumo, a emigração rural da Região Nordeste pode ser descrita como um processo de redistribuição de recursos humanos: dado a grande oferta de mão-de-obra rural, a migração ocorre como um mecanismo aliviador das áreas de origem

2. MÉTODO

Como já foi mencionado na Introdução, o objetivo deste trabalho não é examinar as causas da migração em sua origem, i.é., os “fatores de evasão” que ocorrem na área rural do Nordeste brasileiro. Este trabalho visa a distinguir as diferenças espaciais que levaram os migrantes nordestinos de origem rural a escolher ambientes urbanos diferentes durante o período 1960-1970, ou seja, os fatores espaciais de “atração” que determinaram a direção do fluxo migratório.

Ultimamente tem havido muita pesquisa no campo da migração rural-urbana. Entretanto, surgiu uma grande controvérsia quando procurou-se aplicá-la — o que foi feito por Bock e Iutaka (1969) — a países menos desenvolvidos, especificamente à América Latina. Essa pesquisa ou considerou conceitos teóricos (Todaro, 1969; Macisco, 1972; Muñoz e Oliveira, 1972), ou teve um alcance empírico. De um modo geral, os trabalhos empíricos podem ser divididos em dois grupos: a) os que examinam as características dos migrantes (como idade, sexo, ocupação etc.) e estudam aspectos puramente demográficos da população migrante (Elizaga, 1966), e b) os que tratam do papel da migração dentro de uma ampla estrutura, fazendo uma análise geral das causas e efeitos do processo de migração (Browning, 1967; Hutchinson, 1963). Apesar da grande controvérsia, foi possível se chegar a algumas conclusões gerais a partir da leitura de obras sobre o assunto, e essas conclusões foram aqui utilizadas para formular as hipóteses de trabalho a serem testadas pela análise de regressão.

O objetivo da análise de regressão é fornecer a importância dos fatores de “atração” em nível de estado quando os fatores de “evasão” no Nordeste rural do Brasil se mantêm constantes. Em outras palavras, uma vez que a migração é seletiva em sua origem, como os migrantes respondem diferentemente aos conjuntos de fatores de “atração” das várias destinações em potencial, isto é, das áreas urbanas dos estados do Brasil (supõe-se que o processo de tomada de decisão oriente a destinação rural dos migrantes anteriormente à decisão de para que estado ir).

2.1 Definição de variáveis e hipóteses

2.1.1 *A variável dependente é composta de coeficientes de migração definidos como:*

$$Y^{(t, t+n)} = \frac{m_{ij}^{(t, t+n)}}{\sum_j m_{ij}^{(t, t+n)}}$$

onde $m_{ij}^{(t, t+n)}$ = migrantes procedentes de i (Nordeste rural) a j (todos os estados brasileiros, áreas urbanas) durante o período $t, t+n$ (1960-1970).

2.1.2 Todaro (1969) declara:

“Nossa opinião é a de que uma visão mais realista da migração de trabalho em países menos desenvolvidos deve considerar a migração como um fenômeno de dois estágios. O primeiro encontra o trabalhador rural inexperiente migrando para uma área urbana e passando inicialmente um certo período de tempo no chamado setor “urbano tradicional”. O segundo estágio é alcançado com a obtenção eventual de um trabalho mais permanente no setor moderno (p. 139).

Considerando realista o parágrafo anterior, pode-se supor que os migrantes rurais vêm como primeira opção uma destinação urbana que apresente um grande tamanho populacional. Isto é fácil de se entender. As pequenas cidades do Brasil ofereceriam ao migrante em potencial muito pouca (ou até nenhuma) oportunidade de conseguir emprego no setor “urbano tradicional”. Escolhendo uma cidade grande, onde o desemprego é freqüentemente disfarçado em subemprego, onde ambos os setores — tradicional e urbano moderno — coexistem, o migrante tem a oportunidade, enquanto ocorre o processo de adaptação, de ocupar-se em alguma atividade que pague os gastos particulares e parte dos gastos consumidos no processo de migração. Assim, o migrante pode adaptar-se ao novo ambiente, ganhar algum dinheiro que pague os gastos dispendidos, enquanto procura e/ou aprende um novo trabalho que eventualmente recompense o movimento migratório.

Portanto, a primeira hipótese é a de que a taxa de migração rural-urbana procedente da Região Nordeste depende muito do tamanho populacional urbano do estado de destinação. Quanto maiores os centros urbanos num dado estado tanto maior deverá ser a taxa de migração rural-urbana do Nordeste para esse estado. Assim, a primeira variável independente a ser considerada é:

$$X_1 = {}_wP_{(j)o}^{(t)}$$

onde ${}_wP_{(j)o}^{(t)}$ é a população urbana total no estado j (todos os estados brasileiros) no tempo t (1960) ¹.

2.1.3 O fato de os migrantes não serem uma amostra ao acaso da população de origem é bastante discutido nas obras existentes sobre o assunto (Browning e Feindt, 1967). Entretanto, tem sido dada muito pouca atenção à noção dos migrantes quanto à probabilidade de obtenção de trabalho urbano. Sjaastad (1962) aponta a preferência dos migrantes por um mercado menos competitivo:

“Se o salário relativo numa ocupação é desfavoravelmente afetado no local, a migração por si só é suficiente; se o efeito desfavorável é nacional, tal como ganhos na agricultura, a estrutura total de ganhos ocupacionais fica sob *stress* e a migração se torna viável apenas se os migrantes adquirem novas qualificações” (p. 88).

Se também for considerado que o migrante vindo da Região Nordeste tem conhecimento limitado do grau de competição existente nos vários mercados urbanos de trabalho, deveria ser dada, pela proporção da população engajada na força de trabalho, uma noção pouco aproximada dessa competição e, portanto, da probabilidade de obtenção de trabalho urbano.

¹ Uma vez que a variável dependente é formada pelas taxas de migração durante a década de 1960-1970, é razoável considerar a população urbana total no início do período, de acordo com o Censo Demográfico de 1960

A segunda hipótese segue a tese: as taxas de migração rural-urbana procedente do Nordeste do Brasil devem variar inversamente ao tamanho relativo da mão-de-obra urbana do estado de destinação. A segunda variável independente é assim definida:

$$X_2 = \frac{{}_{45}P_{(j)15}^{(t)}}{{}_wP_{(j)0}^{(t)}}$$

onde ${}_{45}P_{(j)15}^{(t)}$ é a população urbana entre 15 e 60 anos de idade no estado j (todos os estados brasileiros) no tempo t (1960), e ${}_wP_{(j)0}^{(t)}$ é a população urbana total no estado j (todos os estados brasileiros) no tempo t (1960).

2.1.4 O terceiro componente da equação de regressão proposta, a distância, tem sido considerado, indubitavelmente, de grande importância, desde que Ravenstein escreveu seu famoso artigo *As Leis de Migração*, em 1885. Trabalhos mais recentes, como os de Sjaastad (1962), Lee (1966) e Singer (1968) também enfocaram o papel desempenhado pela distância, de acordo com as linhas particulares de pensamento seguidas por cada um dos autores. O enfoque sugerido por Sjaastad é o que considera alguns dos ganhos previstos relacionados ao movimento como uma função da distância entre origem e destinação.

É pertinente dizer que os migrantes em geral tentam minimizar todos os tipos de custos e maximizar os lucros envolvidos no processo migratório, e também que isto é válido para os emigrantes rurais vindo da Região Nordeste. Então, a terceira hipótese está quase definida: a taxa da migração rural-urbana vinda da Região Nordeste deve estar inversamente relacionada à distância, i.é., à medida que a distância aumenta deve diminuir a taxa de migração. A terceira variável independente é definida como:

$$X_3 = d_{ij}$$

onde d_{ij} é a distância cartográfica entre o centro geográfico de i (Região Nordeste) e o centro geográfico de j (todos os estados brasileiros) ².

2.1.5 Tradicionalmente, pessoas que migram para áreas urbanas atingem um grau de educação bem mais elevado que o da população rural de seu local de origem. A educação é um fator decisivo para situar o migrante no mercado de trabalho. Obviamente, a educação exerce uma influência muito grande na composição ocupacional do migrante. A educação é também um fator importante porque:

“... O investimento na educação secundária e superior requer geralmente uma migração inicial para centros urbanos que ofereçam oportunidades educacionais. O custo do deslocamento e da própria educação são recompensados por ganhos futuros mais elevados” (Herrick, 1973).

² Supõe-se que a distância entre o centro geográfico da Região Nordeste e todos os centros urbanos desta região seja zero para fins de medição

A quarta hipótese origina-se diretamente das afirmações acima: a taxa da migração rural-urbana vinda do Nordeste do Brasil deve estar diretamente relacionada à obtenção educacional média da população urbana do estado de destinação. Portanto, a quarta variável independente é definida:

$$X_4 = \frac{\sum_{k=1}^3 E_{(j)k}^{(t)} + \sum_{k=1}^3 I_{(j)k}^{(t)}}{wP_{(j)5}^{(t)}}$$

onde $\sum_{k=1}^3 E_{(j)k}^{(t)}$ é o somatório de todos os residentes urbanos do Estado j (todos os estados brasileiros) que completaram o nível educacional k (elementar, secundário e superior) no tempo t (1960),

$\sum_{k=1}^3 I_{(j)k}^{(t)}$ é o somatório de todos os residentes urbanos do estado j (todos os estados brasileiros) que estavam freqüentando ou tinham começado e interromperam sua educação no nível educacional k (elementar, secundário e superior) no tempo t (1960), e $wP_{(j)5}^{(t)}$ é a população urbana total com mais de 5 anos de idade do estado j (todos os estados brasileiros) no tempo t (1960).

2.1.6 Na página 83 de seu clássico artigo *The Costs and Returns of Human Migration*, Sjaastad (1962) mostra que o processo migratório, além de ser uma resposta aos diferenciais de ganhos espaciais, é também “.. uma busca de oportunidades em ocupações de salário mais alto” (grifado no original). No caso da emigração do Nordeste rural para áreas urbanas essas hipóteses gerais são bastante razoáveis, e, embora devesses ser melhor especificadas para os objetivos deste trabalho, dão origem à quinta hipótese: a taxa de migração rural-urbana procedente da Região Nordeste depende diretamente da renda *per capita* do setor de serviço no estado de destinação. A sexta hipótese tem a mesma origem e é a seguinte: a taxa de migração rural-urbana procedente do Nordeste do Brasil depende diretamente da renda *per capita* do setor industrial do estado de destinação.

A quinta e sexta hipóteses levam à definição da quinta e sexta variáveis, respectivamente:

$$X_5 = \frac{Cr\$_{(j)s}^{(t)}}{wP_{(j)o}^{(t)}}$$

e

$$X_6 = \frac{Cr\$_{(j)m}^{(t)}}{wP_{(j)o}^{(t)}}$$

onde $Cr\$_{(j)s}^{(t)}$ é a renda total (em cruzeiros) de s (setor de serviço) do estado j (todos os estados brasileiros) no tempo t (1960),

$Cr\$_{(j)m}^{(t)}$ é a renda total (em cruzeiros) de m (setor industrial) do estado j (todos os estados brasileiros) no tempo t (1960)³

³ Por causa dos problemas de dados, supõe-se que todos os serviços e atividades industriais sejam localizados em centros urbanos

e $wP_{(j)}^{(t)}$ é a população urbana total no estado j (todos os estados brasileiros) no tempo t (1960).

2.1.7 Dadas as seis hipóteses previamente especificadas (seções 2.1.2 — 2.1.6), a equação de regressão esperada deve ter a seguinte forma:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 - \beta_2 X_2 - \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6$$

2.2 Os dados

Todas as variáveis usadas nesta análise são apresentadas na tabela 1. Os dados, exceto para X_3 , X_5 e X_6 , procedem do Censo Demográfico de 1960. X_5 e X_6 têm como origem um relatório das Contas Nacionais publicado pela *Conjuntura Econômica* em 1969.

TABELA 1

| j | X_1 | X_2 | X_3 | X_4 | X_5 | X_6 |
|----|------------|--------|-------|--------|--------|--------|
| AM | 721 215 | 0,4828 | 17 | 0,1519 | 0,0128 | 0,0051 |
| PA | 1 550 935 | 0,4892 | 10 | 0,1678 | 0,0125 | 0,0036 |
| MA | 2 492 139 | 0,4955 | 0 | 0,0708 | 0,0040 | 0,0010 |
| PI | 1 263 368 | 0,4638 | 0 | 0,0837 | 0,0035 | 0,0004 |
| CE | 3 337 856 | 0,4768 | 0 | 0,1064 | 0,0068 | 0,0010 |
| RN | 1 157 258 | 0,4702 | 0 | 0,1181 | 0,0075 | 0,0017 |
| PB | 2 018 023 | 0,4810 | 0 | 0,0988 | 0,0055 | 0,0014 |
| PE | 4 136 900 | 0,4993 | 0 | 0,1566 | 0,0104 | 0,0030 |
| AL | 1 271 062 | 0,4893 | 0 | 0,1089 | 0,0053 | 0,0020 |
| SE | 760 273 | 0,4745 | 0 | 0,1115 | 0,0068 | 0,0016 |
| BA | 5 990 605 | 0,4893 | 0 | 0,1130 | 0,0077 | 0,0020 |
| MG | 9 960 040 | 0,5116 | 15 | 0,2397 | 0,0112 | 0,0030 |
| ES | 1 418 348 | 0,4990 | 16 | 0,2149 | 0,0089 | 0,0009 |
| RJ | 3 402 728 | 0,5356 | 18 | 0,3326 | 0,0157 | 0,0196 |
| GB | 3 307 163 | 0,6096 | 19 | 0,6222 | 0,0677 | 0,0144 |
| SP | 12 974 699 | 0,5167 | 19 | 0,5107 | 0,0294 | 0,0296 |
| PR | 4 296 375 | 0,5014 | 22 | 0,2750 | 0,0121 | 0,0324 |
| SC | 2 146 909 | 0,4988 | 24 | 0,3471 | 0,0102 | 0,0032 |
| RS | 5 448 824 | 0,5438 | 28 | 0,3254 | 0,0176 | 0,0061 |
| MT | 910 262 | 0,4998 | 17 | 0,2457 | 0,0113 | 0,0018 |
| GO | 1 954 862 | 0,4989 | 11 | 0,1955 | 0,0061 | 0,0009 |

3. OS RESULTADOS

Os resultados da análise de regressão (regressão *step-wise*) são mostrados na tabela 2.

TABELA 2

| VARIÁVEL | R ² | ΔR ² | B _i | t |
|----------------|----------------|-----------------|----------------|---------|
| X ₁ | 0,33759 | 0,33759 | 0,51186 | 3,32746 |
| X ₃ | 0,59453 | 0,25694 | 0,99133 | 3,96156 |
| X ₄ | 0,77694 | 0,18241 | 0,81325 | 1,75470 |
| X ₂ | 0,79751 | 0,02056 | 0,32055 | 1,07656 |
| X ₆ | 0,80216 | 0,00465 | 0,08338 | 0,51185 |
| X ₅ | 0,80393 | 0,00178 | 0,13963 | 0,35637 |

Portanto, a equação de regressão computada é:

$$Y = 0,27438 + 0,51186 X_1 - 0,32055 X_2 - 0,99133 X_3 + 0,81325 X_4 + 0,13963 X_5 + 0,08338 X_6$$

3.1 Análise dos resultados

3.1.1 Níveis de significância:

O t-estatístico mostrou que apenas X₁ e X₃, população total e distância, são significantes no nível fiducial de 1%. X₁, obtenção educacional promédia, é significativa no nível de 10%. As variáveis restantes, X₂, X₆ e X₅ (população ativa, renda do setor industrial e renda do setor serviço) não são estatisticamente significantes

Há uma explicação plausível para a falta de significância de X₅ e X₆: a definição das variáveis X₅ e X₆ foram definidas, como foi previamente mencionado, com base em um relatório das Contas Nacionais, e a margem de erro desse relatório é obviamente diferente da do Censo Brasileiro de 1960. Mas o denominador de ambas as frações foi a população urbana total do estado de destinação, quando deveria ter sido o número total de empregados na indústria e nas atividades de serviço. Infelizmente, esses dados não estavam disponíveis em 1960 e a população urbana total teve que ser usada para fornecer indicadores grosseiros numa base *per capita*. Portanto, apesar dos resultados estatísticos, achamos que o forte *background* teórico sobre a relação entre migração e renda não nos permite excluir X₅ e X₆ da equação de regressão.

O problema com X₂ é também um problema de definição. Evidentemente, a população ativa do estado de destinação é, para a consciência do migrante, uma aproximação muito grosseira da probabilidade de obtenção de um trabalho urbano. Mais uma vez a teoria confirma a importância dessa consciência no processo de tomada de decisão. Entretanto, a definição empírica dessa variável deveria ser muito mais apurada por sua própria natureza, que definitivamente a exclui da equação.

3.1.2 Correlação múltipla quadrada e coeficientes de regressão padrão:

A equação de regressão final é:

$$Y = 0,27438 + 0,51186 X_1 - 0,99133 X_3 + 0,81325 X_4 + 0,13963 X_5 + 0,08338 X_6$$

onde os termos sublinhados não são estatisticamente significativos.

A primeira variável independente (X_1) é suficiente para explicar 33,76% da variância de Y ; o coeficiente de regressão padrão é 0,51186 e os resultados confirmam inteiramente a primeira hipótese. O tamanho da população urbana no estado de destinação é um fator “de atração” crucial para a migração rural-urbana proveniente do Nordeste do Brasil.

Quando X_3 é acrescentado à regressão, a variância explicada aumenta significativamente para 59,45%, sendo B_3 negativo e igual a $-0,99133$. Estes resultados confirmam a terceira hipótese, isto é, a distância é um obstáculo bastante importante para os migrantes vindos da Região Nordeste.

A quarta variável independente, obtenção educacional promédia, aumenta a variância explicada em 18,24%, i.é., a variância total explicada se torna 77,69%. B_4 , conforme o esperado, é positivo: 0,81325. Portanto, a quarta hipótese é também confirmada: para os migrantes rurais nordestinos, a educação pode ser incluída como um fator “de atração”.

Como as variáveis X_5 e X_6 não são estatisticamente significativas, elas acrescentam muito pouco à variância explicada (ver tabela 2), provavelmente por causa da flutuação de oportunidades (Wonnacott e Wonnactt, 1970, p. 311). O mesmo é verdade para X_2 , que não está incluído na equação final. As três variáveis estatisticamente não significativas juntas aumentam R^2 apenas para 0,80393; i.é., 80,39% da variância total está explicado. Entretanto, vale a pena observar que X_5 , X_6 , e mesmo X_3 mostram os sinais esperados nos coeficientes de regressão padrão (0,13963, 0,08338 e $-0,32055$), o que pode ser um indício de uma fraca relação com Y .

4. OBSERVAÇÕES FINAIS

Este trabalho utiliza uma abordagem analítica-padrão (análise de regressão múltipla) para estudar um assunto mais amplo (migração rural-urbana) com objetivos empíricos. O alcance da pesquisa empírica, neste caso, limita nossas conclusões. Porque, de maneira alguma, pode-se afirmar que a migração da região rural nordestina para áreas urbanas depende somente do tamanho da população urbana, da obtenção educacional promédia e da renda do estado de destinação, mesmo se apenas os fatores “de atração” forem considerados. Indubitavelmente será preciso uma pesquisa posterior, dentro dos propósitos limitados deste trabalho, como, por exemplo, de que maneira definir adequadamente as consciências dos migrantes quanto aos níveis de competição de mercado de trabalho.

Entretanto, as hipóteses específicas foram confirmadas e foi dada alguma contribuição para melhor compreensão do processo de migração rural-urbana procedente do Nordeste do Brasil

**TAXAS DA MIGRAÇÃO RURAL-URBANA PROCEDENTE DO
NORDESTE DO BRASIL — 1960-1970**

| UNIDADES DA FEDERAÇÃO | TAXAS DE MIGRAÇÃO RURAL-URBANA ⁽¹⁾ |
|-----------------------|--|
| Amazonas | 0,0018 |
| Pará | 0,0056 |
| Maranhão | 0,0519 |
| Piauí | 0,0424 |
| Ceará | 0,1068 |
| Rio Grande Norte | 0,0490 |
| Paraíba | 0,0658 |
| Pernambuco | 0,1209 |
| Alagoas | 0,0505 |
| Sergipe . | 0,0117 |
| Bahia | 0,1262 |
| Minas Gerais | 0,0134 |
| Espírito Santo | 0,0036 |
| Rio de Janeiro | 0,0241 |
| Guanabara . | 0,0893 |
| São Paulo | 0,2063 |
| Paraná. | 0,0122 |
| Santa Catarina | 0,0000 |
| Rio Grande do Sul | 0,0000 |
| Mato Grosso | 0,0034 |
| Goiás | 0,0150 |

⁽¹⁾ As taxas acima foram retiradas do Censo Demográfico de 1970.

*Bibliografia **

PUBLICAÇÕES EDITADAS POR ÓRGÃOS DO IBGE DE INTERESSE PARA A ESTATÍSTICA

Período de outubro-dezembro de 1978

DEPARTAMENTO DE EDITORAÇÃO — DEDIT

31(81) (05)

BOLETIM ESTATÍSTICO. Rio de Janeiro, v. 35, n. 137-138, jan./

mar. — abr./jun. 1977. Trimestral.

DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICAS INDUSTRIAIS, COMERCIAIS E DE SERVIÇOS — DEICOM

31:69(81)

Indústria da construção. Inquérito mensal sobre edificações — abril a junho de 1978. Rio de Janeiro, 1978. 123 p., tab. Mimeografado.

permanentes — Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá. Rio de Janeiro, 1978. v. 2. t. 1, tab. Mimeografado.

———. *Preços de material de construção no comércio atacadista /e/ salários na indústria da construção — abril e setembro de 1978.* Rio de Janeiro, 1978. 154 p., tab. Mimeografado.

31:63(812.1/813.3)

———. *Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba.* Rio de Janeiro, 1978. v. 2, t. 2, tab. Mimeografado.

31:63(811)

Produção agrícola municipal — 1975 — culturas temporárias e

31:63(813.4/814.2)

———. *Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Bahia.* Rio de Janeiro, 1978. v. 2, t. 3, tab. Mimeografado.

* Preparado na Divisão de Informações Correntes do Departamento de Informação da Biblioteca Central do IBGE pela bibliotecária Isis Soares da Silva

31:63(815.1/.2)

———. *Minas Gerais, Espírito Santo*. Rio de Janeiro, 1978. v. 2, t. 4, tab. Mimeografado.

31:63(815.3/816.1)

———. *Rio de Janeiro, São Paulo*. Rio de Janeiro, 1978. v. 2, t. 5, tab. Mimeografado.

31:63(816.2/.5)

———. *Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul*. Rio de Janeiro, 1978. v. 2, t. 6, tab. Mimeografado.

31:63(817)

———. *Mato Grosso, Goiás, Distrito Federal*. Rio de Janeiro, 1978. v. 2, t. 7, tab. Mimeografado.

31:63(81)

———. *Brasil*. Rio de Janeiro, 1978. v. 2, t. 8, tab. Mimeografado.

31:636/638(811)

Produção da pecuária municipal — 1975 — Região Norte. Rio de Janeiro, 1978. v. 3, t. 1, tab. Mimeografado.

31:636/638(812/814)

———. *Região Nordeste*. Rio de Janeiro, 1978. v. 3, t. 2, tab. Mimeografado.

31:636/638(815/816.1)

———. *Região Sudeste*. Rio de Janeiro, 1978. v. 3, t. 3, tab. Mimeografado.

31:636/638(816.2/.5+817)

———. *Região Sul e Centro-Oeste*. Rio de Janeiro, 1978. v. 3, t. 4, tab. Mimeografado.

31:636/638(81)

———. *Brasil*. Rio de Janeiro, 1978. v. 3, t. 5, tab. Mimeografado.

DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICAS DE POPULAÇÃO E SOCIAIS — DEPSO

311.213.2:312.9(817.4)

Pesquisa nacional por amostra de domicílios — 1976: Região VI — Distrito Federal. Rio de Janeiro, 1978. v. 1, t. 6, tab., questionário em anexo. Mimeografado.

Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá, Mato Grosso, Goiás. Rio de Janeiro, 1978. v. 1, t. 7, tab. questionário em anexo. Mimeografado.

311.213.2:312.9(81)

311.213.2:312.9(811+817)

———. *Região VII — Rondônia*,

———. *Brasil*. Rio de Janeiro, 1978. v. 1, t. 8, tab. questionário em anexo. Mimeografado.

COMISSÃO ESPECIAL DE PLANEJAMENTO, CONTROLE E AVALIAÇÃO DAS ESTATÍSTICAS AGROPECUÁRIAS — CEPAGRO

31:63(81)

Levantamento sistemático da produção agrícola. Pesquisa mensal

de previsão e acompanhamento das safras agrícolas — outubro 1978. Rio de Janeiro, 1978. 62 p., tab. Mimeografado.

———. *novembro 1978*. Rio de Janeiro, 1978. 68 p., tab. Mimeografado.

———. *dezembro 1978*. Rio de Janeiro, 1978. 82 p., tab. Mimeografado.

Período de janeiro-março de 1979

DEPARTAMENTO DE EDITORAÇÃO — DEDIT

31(81)(05)
BOLETIM ESTATÍSTICO. Rio de Janeiro, v. 35, n. 139, jul./set. 1977. Trimestral.

REVISTA BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA Rio de Janeiro, v. 39, n 154-155, abr./jun. 1978 — jul./set. 1978 Trimestral.

DEPARTAMENTO DE ESTUDOS DE POPULAÇÃO — DESPO

312(81)(05)
BOLETIM DEMOGRÁFICO Rio

de Janeiro, v 9, n 1/2, jul/dez 1978

**COMISSÃO ESPECIAL DE PLANEJAMENTO, CONTROLE E
AVALIAÇÃO DAS ESTATÍSTICAS AGROPECUÁRIAS
— CEPAGRO**

31.63(81)
Levantamento sistemático da produção agrícola. Pesquisa mensal de previsão e acompanhamento das safras agrícolas — janeiro 1979. Rio de Janeiro, 1979 71 p, tab. Mimeografado.

———. *fevereiro 1979* Rio de Janeiro, 1979 77 p., tab Mimeografado.

———. *março 1979*. Rio de Janeiro, 1979. 73 p., tab Mimeografado

**DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICAS AGROPECUÁRIAS
— DEAGRO**

31:63(811)
Produção agrícola municipal — 1976 — culturas temporárias e permanentes — Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá. Rio de Janeiro, 1978. v 3, t 1, tab. Mimeografado.

31:63(813.4/814.2)
———. *Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Bahia*. Rio de Janeiro, 1978. v 3, t 3, tab. Mimeografado

31:63(815.1/.2)
———. *Minas Gerais, Espírito Santo* Rio de Janeiro, 1978. v. 3, t 4, tab Mimeografado

31.63(812.1/813.3)
———. *Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba*. Rio de Janeiro, 1978. v. 3, t. 2, tab. Mimeografado

31.63(815.3/816.1)
———. *Rio de Janeiro, São Paulo*. Rio de Janeiro, 1978. v. 3, t. 5, tab. Mimeografado.

31:63(816.2/.5)

———. *Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul*. Rio de Janeiro, 1979. v. 3, t. 6, tab. Mimeografado.

31:63(817)

———. *Mato Grosso, Goiás, Distrito Federal*. Rio de Janeiro, 1979. v. 3, t. 7, tab. Mimeografado.

31:63(81)

———. *Brasil*. Rio de Janeiro, 1979. v. 3, t. 8, tab. Mimeografado.

31:636/638(811)

Produção da pecuária municipal — 1976 — Região Norte. Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. I, tab. Mimeografado

31:636/638(815/816.1)

———. *Região Sudeste*. Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. 3, tab. Mimeografado.

31:636/638(816.2/.5+817)

———. *Regiões Sul e Centro-Oeste*. Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. 4, tab. Mimeografado.

31:636/638(81)

———. *Brasil*. Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. 5, tab. Mimeografado.

311.213.1:63(817.1)

Censo agropecuário — Mato Grosso do Sul. Rio de Janeiro, 1979. 401 p., tab. questionário em anexo (Censos econômicos — 1975, série regional v. 1, t. 21).

SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS GEOGRÁFICOS E SÓCIO-ECONÔMICOS — SUEGE

31:64.03(815.1/.2)

Despesas das famílias. Região IV. Minas Gerais e Espírito Santo. Rio de Janeiro, 1978. 85 p., tab. (Estudo nacional da despesa familiar; dados preliminares, v. 1, t. 2, pte. 5).

31:641.1(812/814)

Consumo alimentar — antropometria. Região V: Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia. Rio de Janeiro, 1977. 72 p., tab. (Estudo nacional da despesa familiar; dados preliminares, v. 1, t. 1, pte. 2).

31:641.1(815.3+816.2/.5)

———. *Região I: Estado do Rio de Janeiro. Região III: Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul*. Rio de Janeiro, 1977. 110 p., tab. (Estudo nacional da despesa familiar; dados preliminares, v. 1, t. 1, pte. 1).

31.641.1(816.1+815.1/.2)

———. *Região II: São Paulo. Região IV: Minas Gerais e Espírito Santo*. Rio de Janeiro, 1977. 110 p., tab. (Estudo nacional da despesa familiar; dados preliminares, v. 1, t. 1, pte. 3).

DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICAS DE POPULAÇÃO E SOCIAIS — DEPSO

311.213.2:312.9(815.3/816.1)

Pesquisa nacional por amostra de domicílios — 1976, áreas metropolitanas — Rio de Janeiro, São

Paulo. Rio de Janeiro, 1979. v. 1, t. 9., tab., questionário em anexo. Mimeografado.

DEPARTAMENTO DE EDITORAÇÃO — DEDIT

31(81) (05) BRASILEIRO 1978 Rio de Janeiro, v.
ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO 39, 1978.

COMISSÃO ESPECIAL DE PLANEJAMENTO, CONTROLE
E AVALIAÇÃO DAS ESTATÍSTICAS AGROPECUÁRIAS
— CEPAGRO

31:63(81) tab Mimeografado.
Levantamento sistemático da produção agrícola. Pesquisa mensal de previsão e acompanhamento das safras agrícolas — abril 1979. Rio de Janeiro, 1979. 73 p.,
———. *maio 1979.* Rio de Janeiro, 1979. 73 p., tab. Mimeografado.
———. *junho 1979.* Rio de Janeiro, 1979. 72 p., tab. Mimeografado.

DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICAS AGROPECUÁRIAS
— DEAGRO

31:63(811) 31:63(816.2/.5)
Produção agrícola municipal — 1977 — culturas temporárias e permanentes — Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá. Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. 1, tab. Mimeografado
———. *Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul.* Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. 6, tab. Mimeografado
31:63(817)
———. *Mato Grosso, Goiás, Distrito Federal.* Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. 7, tab. Mimeografado.
31:63(81)
———. *Brasil.* Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. 8, tab. Mimeografado.
31:63(813.4/814.2)
———. *Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Bahia* Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. 3, tab. Mimeografado.
31:63(815.1/.2)
———. *Minas Gerais, Espírito Santo.* Rio de Janeiro, 1979 v. 4, t. 4, tab. Mimeografado.
31:63(815.3/816.1)
———. *Rio de Janeiro, São Paulo.* Rio de Janeiro, 1979 v. 4, t. 5, tab. Mimeografado.
31:636/638(81)
Produção da pecuária municipal — 1976. Região Nordeste. Rio de Janeiro, 1979. v. 4, t. 2, tab. Mimeografado.
311.213.1:63(814.1)
Censo agropecuário — Sergipe. Rio de Janeiro, 1979 377 p., tab. Questionário em anexo (Censos econômicos, série regional v. 1, t. 12).

**DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICAS INDUSTRIAIS,
COMERCIAIS E DE SERVIÇOS — DEICOM**

31:641:338.5(81-25)

Inquérito nacional de preços. Gêneros alimentícios. Comércio varejista das capitais — abril de 1977 a março de 1978. Rio de Janeiro, 1979. 33 p., tab. Mimeografado.

———. *julho de 1977 a junho de 1978.* Rio de Janeiro, 1979. 33 p., tab. Mimeografado.

———. *outubro de 1977 a setembro de 1978.* Rio de Janeiro, 1979. 33 p., tab. Mimeografado.

———. *janeiro a dezembro de*

1978. Rio de Janeiro, 1979. 34 p., tab. Mimeografado.

31:69(81)

Indústria da construção. Inquérito mensal sobre edificações — julho a setembro de 1978. Rio de Janeiro, 1979. 123 p., tab. Mimeografado.

———. *Preços de material de construção no comércio atacadista. Salários na indústria da construção — julho a dezembro de 1978.* Rio de Janeiro, 1979. 152 p., tab. Mimeografado.

DEPARTAMENTO DE ESTUDOS DO CONSUMO — DESCO

31:64.03(81-0)

Despesas das famílias. Região VI: Distrito Federal. Região VII: Rondônia, Acre, Amazonas, Ro-

raima, Pará, Amapá, Goiás e Mato Grosso. Rio de Janeiro, 1979. 111 p., tab. (Estudo Nacional da Despesa Familiar; dados preliminares, v. 1, t. 2, pte. 6).

**DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICAS DE POPULAÇÃO E
SOCIAIS — DEPSO**

312.9(811+817)

Pesquisa nacional por amostra de domicílios — 1977. Região VII: Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá, Mato Grosso, Goiás. Rio de Janeiro, 1979. v. 2, t. 7, tab. Mimeografado.

neiro, 1979. v. 2, t. 5, tab. Mimeografado.

312.9(816.2/.5)

———. *Região III: Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul.* Rio de Janeiro, 1979. v. 2, t. 3, tab. Mimeografado.

312.9(812/814)

———. *Região V: Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Bahia.* Rio de Ja-

312.9(817.4)

———. *Região VI: Distrito Federal* Rio de Janeiro, 1979. v. 2, t. 6, tab. Mimeografado.

Composto e impresso no
Centro de Serviços Gráficos
do IBGE, Rio de Janeiro, RJ

IBGE

Presidente: Jessé Montello

Diretor-Técnico: Angelo Jorge de Souza

Diretor de Geodésia e Cartografia: Luiz Carlos Carneiro

Diretor de Administração: Horácio de Almeida Amaral

Diretor de Formação e Aperfeiçoamento de Pessoal: Getúlio Pereira de Carvalho

Diretor de Informática: Mário Dias Ripper

Diretor de Divulgação: Paulo Roberto Salema Garção Ribeiro