

# 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

- Padrões de Nupcialidade no Brasil (1940-1970)  
Nelson do Valle Silva 349
- Indicadores de acessibilidade espacial: uma aplicação no Grande Rio de Janeiro  
David Michael Vetter  
Rosa Maria Ramalho Massena 365
- Evolução do Censo Demográfico e Registro Civil como fontes de dados para análise da fecundidade e mortalidade no Brasil (dados coletados e estudos realizados)  
Ana Maria Goldani Altmann  
Carlos Eugênio de C Ferreira 399
- Análise dos diferenciais de escolaridade entre migrantes e nativos nas áreas metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte  
Jaci Gelabert Barbosa 455
- Crítérios para a combinação de **cross-section** e séries temporais em regressão linear com uma aplicação ao estudo de concentração de renda no Brasil  
Cesar das Neves  
José Welisson Rossi 513

### Bibliografia

- Publicações editadas por órgãos do IBGE de interesse para a Estatística, no período de julho-setembro de 1979 525
- Atividade de simulação na área econômico-demográfica do IBGE 526

R. bras Estat.	Rio de Janeiro	v. 40	n.º 160	p. 349 a 528	out /dez. 1979
----------------	----------------	-------	---------	--------------	----------------

**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 | IBGE.

# PADRÕES DE NUPCIALIDADE NO BRASIL-1940-1970

Nelson do Valle Silva \*

Chefe do Departamento de Estudos de População — SUBGE/IBGE

## SUMÁRIO

### *Resumo*

- 1 *Introdução*
- 2 *O paradigma de Hajnal: padrões de nupcialidade "europeu e não-europeu"*
- 3 *O padrão brasileiro de casamento em 1970*
- 4 *Mães solteiras: ilegitimidade ou casamentos consensuais?*
- 5 *Diferenças nas estimativas*
- 6 *Uma análise de diferenças espaciais na nupcialidade (1970)*
- 7 *Conclusões*

## RESUMO

O presente trabalho tem como propósito o exame dos níveis e das tendências da nupcialidade no Brasil. Constata-se que a nupcialidade brasileira pode ser caracterizada como "européia" e que apresentou poucas mudanças durante todo o período 1940-1970. Por outro lado, foram constatadas substanciais diferenças nos padrões de casamento entre os estados brasileiros, diferenças essas que são explicáveis em termos de outras diferenças espaciais na "factibilidade dos casamentos" e na "disponibilidade de cônjuges".

---

\* O autor agradece a John Knodel pelas valiosas críticas ao presente trabalho. Obviamente os defeitos restantes são de exclusiva responsabilidade do autor.

## 1. INTRODUÇÃO

Desde a publicação do trabalho pioneiro de Hajnal (1965) sobre os padrões de nupcialidade na Europa e seus possíveis efeitos sobre a transição demográfica no ocidente, que os demógrafos têm crescentemente percebido a necessidade de um estudo sistemático sobre esse tópico. O “estado conjugal” tem sido consistentemente visto como sendo uma variável básica na explicação de quase todos os fenômenos demográficos, sejam eles mortalidade, fecundidade ou mesmo migração. Entretanto, o “estado conjugal” apresenta especiais dificuldades para análise e, possivelmente por causa disto, tem recebido pouca atenção sistemática. Uma análise completa e atenta das tendências e dos diferenciais de nupcialidade entre unidades sociais está ainda por ser feita.

O propósito do presente trabalho é tentar classificar os padrões de nupcialidade no Brasil no período de pós-guerra. Um objetivo secundário será chamar a atenção para o problema da incidência variável de uniões consensuais (ou de certo tipo de erro de mensuração na variável “estado conjugal”) e seu impacto sobre a análise dos padrões de nupcialidade. Um propósito final deste trabalho é tentar uma análise preliminar de alguns fatores possivelmente associados com os diferenciais geográficos da nupcialidade no Brasil, ou mais especificamente, tentar explicar as variações espaciais na quantidade e na cronologia da nupcialidade brasileira. Para isso será usada a metodologia proposta por Hajnal (1953) e Dixon (1971) para a análise das variações interculturais dos padrões de nupcialidade.

## 2. O PARADIGMA DE HAJNAL: PADRÕES DE NUPCIALIDADE “EUROPEU E NÃO-EUROPEU”

Hajnal observou que, aproximadamente, nos últimos duzentos anos, a nupcialidade na Europa tem-se caracterizado pelo casamento tardio e por altas proporções de pessoas permanecendo solteiras por toda a vida, um padrão marcadamente contrastante com o observado no resto do mundo, o chamado padrão “tradicional” de casamento precoce e universal.

Recentemente, porém, esse contraste tem tendido a desaparecer, sendo substituído na Europa por uma tendência sistemática em direção a um casamento mais cedo e mais universal. Por outro lado, algumas outras áreas mostram uma tendência também recente na direção de um padrão de casamento tardio. No entanto, pode-se dizer que a diferença entre padrões “europeu” e “não-europeu” é ainda bem marcada.

Dixon introduz uma qualificação importante na tipologia de Hajnal: observa que, enquanto a dicotomia “europeu/não-europeu” descreve bem os padrões femininos de casamento, há uma variação menor de

comportamento para as populações masculinas, tornando imprecisa a caracterização regional, conforme é mostrado na tabela 1 (baseada em dados para 57 países em torno de 1960).

**TABELA 1**

**PADRÕES DE NUPCIALIDADE POR REGIÃO**

REGIÃO	MÉDIA DE IDADE AO CASAR		PROPORÇÕES PERMANECENDO SOLTEIRO	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Ásia	23,2	18,5	3,6	1,4
Oriente Médio	24,6	19,3	4,0	1,9
Não-europeus de língua inglesa	23,5	20,8	7,8	6,6
Europa oriental	24,9	21,7	4,8	6,6
Europa ocidental	25,8	22,9	9,8	11,9

FONTE: Dixon, R (1971) — *op cit* pp 217-218

Como pode ser visto na tabela 1, as Américas Central e do Sul, e a região do Caribe foram excluídas, sendo a alta incidência de uniões consensuais nessas áreas a razão apresentada por Dixon. De fato, a frequência de uniões consensuais tem uma influência nítida na análise dos padrões de casamento. Tentarei esclarecer esse ponto mais tarde, quando lidar com os dados brasileiros.

Na tabela 1 a proporção de solteiros é medida pela percentagem de indivíduos jamais casados (PNM) até a idade de 40-44 anos; a média de idade ao casar é medida pela *singulate mean age at first marriage* (SMAM), uma medida proposta por Hajnal para aproximar a média de idade por ocasião do primeiro casamento usando dados de tipo censitário (especialmente útil para países deficientes no que diz respeito a dados de registro civil).

A dicotomia europeu/não-europeu de Hajnal é baseada na associação entre a idade ao casar e a incidência de solteiros em idades maduras, e como Dixon mostrou empiricamente, esse padrão ainda é claramente válido para populações femininas. A tabela 2 tomada do trabalho de Dixon ilustra esse ponto. É importante se observar que a idade quando do primeiro casamento na tabela 2 é medida não pela SMAM, mas pela percentagem de solteiros no grupo de idade 20 a 24 anos, em outro índice da média de idade ao casar pela primeira vez.

Na próxima seção o propósito deste autor consistirá essencialmente em tentar localizar o caso brasileiro no esquema analítico de Dixon, conforme representado pelas tabelas 1 e 2.

TABELA 2

TIPOLOGIA DE IDADE AO CASAR E PROPORÇÕES DE MULHERES  
PERMANENTEMENTE SOLTEIRAS EM 57 PAÍSES,  
POR VOLTA DE 1960

CELIBATO (% solteiras com 40-44 anos)	IDADE AO CASAR (% SOLTEIRAS COM IDADE 20-24 anos)		
	Baixa (2-29%)	Média (30-49%)	Alta (50-78%)
	<i>Ásia:</i>	<i>Oriente Médio:</i>	<i>Ásia:</i>
	Índia	Marrocos	Coreia do Sul
	Paquistão	Líbia	Cingapura
	Sabah	Turquia	Tailândia
Baixo (0-4%)	Malásia	Irã	Ceilão
	Taiwan	Jordânia	
		<i>Oriente Médio:</i>	
	<i>Europa Oriental:</i>	Tunísia	Israel
	Bulgária	Algéria	
	Albânia	Egito	
		Iraque	
	Estados Unidos	<i>Ásia:</i>	<i>Europa Oriental:</i>
		Filipinas	Polónia
		Hong Kong	Grécia
			<i>Europa</i>
		<i>Oriente Médio</i>	Suécia
Médio (5-9%)		Chipre	
		<i>Europa Ocidental</i>	
		Bélgica	
		Inglaterra	Canadá
		Dinamarca	Austrália
		França	Nova Zelândia
		<i>Europa Ocidental</i>	<i>Europa Ocidental:</i>
		Noruega	Irlanda
			Irlanda do Norte
			Finlândia
			Alemanha Ocidental
			Luxemburgo
			Malta e Gozo
Alto (10-23%)			Portugal
			Áustria

Fonte: Dixon, R. (1971), *op cit* p 220

### 3. O PADRÃO BRASILEIRO DE CASAMENTO EM 1970

O Brasil, em 1970, podia ser caracterizado, segundo qualquer padrão internacional, como uma área de casamento tardio e com uma incidência relativamente alta de celibato. Estimativas da SMAM, conforme proposta por Hajnal (baseada na distribuição etária das proporções de solteiros), indicam os seguintes números para a população brasileira em 1970:

ESPECIFICAÇÃO	SMAM	PNM(20-24)	PNM(40-44)
Homens	26,21	75,0	8,8
Mulheres	22,96	50,8	9,7

Se compararmos os dados acima com os apresentados na tabela 1, a conclusão é clara: o Brasil, em 1970, de fato apresentava um padrão de nupcialidade muito semelhante ao prevalente na Europa ocidental. Os valores para as SMAM's são aproximadamente equivalentes ao da média para a Europa ocidental, ou seja, comparável aos mais altos observados no mundo e substancialmente mais elevados que os números para a Ásia, Oriente Médio e mesmo os países não-europeus de língua inglesa.

Os resultados para a incidência do celibato são, entretanto, menos claros. Eles parecem se encontrar entre os valores para a Europa ocidental e os para os países não-europeus de língua inglesa: de qualquer forma, trata-se de valores relativamente altos tanto para homens como para mulheres.

A comparação com países específicos para populações femininas, mostrada na tabela 2, indica que o Brasil pode ser localizado no mesmo grupo em que estão Grécia e Suécia, ou seja, alta idade ao casar (indicado pela proporção solteira com idade 20-24 anos) e nível médio de celibato. Entretanto, deve-se notar que um valor de 9,7% para o celibato feminino é quase igual ao limite inferior da categoria "alto celibato" (10%). Em outras palavras, para todos os propósitos o padrão de nupcialidade brasileiro, em 1970, pode ser considerado como equivalente à situação na maioria dos países da Europa ocidental, quer dizer, mostra uma idade média ao casar e incidência de celibato mais elevados que todos os países de língua inglesa (inclusive a própria Inglaterra), da Europa oriental e mesmo que a França, Bélgica, Dinamarca e Noruega.

Certamente a comparação de dados brasileiros para 1970 com dados internacionais referentes a anos em torno de 1960 é problemática. Infelizmente, os resultados para o censo brasileiro de 1960 ainda não foram publicados para o país como um todo<sup>1</sup>, com os dados disponíveis se referindo apenas a alguns estados da União. Por esse motivo, não

<sup>1</sup> O presente trabalho foi elaborado antes da publicação dos volumes restantes do Censo de 1960. Uma avaliação desse material indicou uma idade média ao casar de aproximadamente 22,19 anos, valor inferior aos obtidos para 1940, 1950 e 1970.

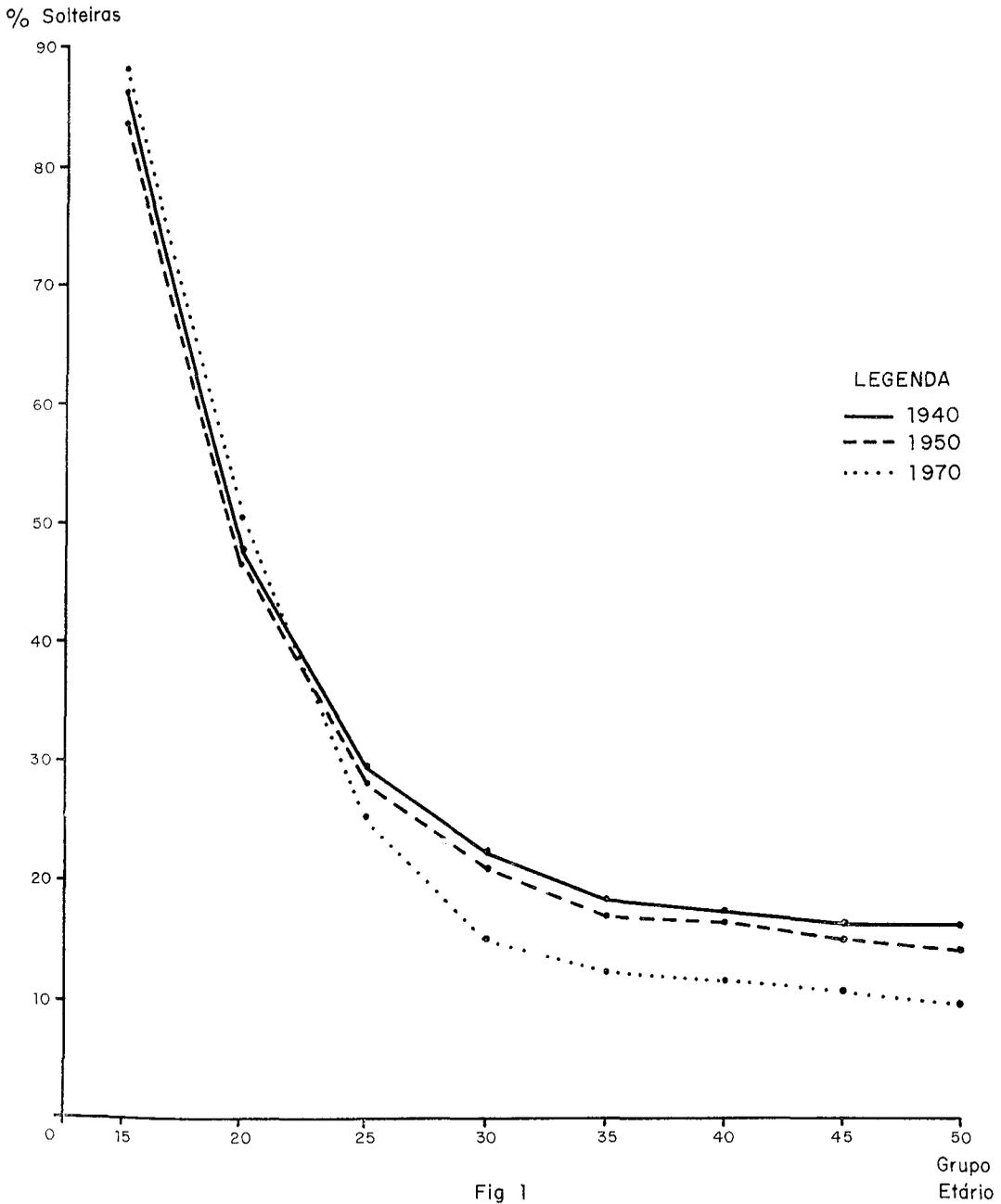
nos é possível a comparação direta entre Brasil em 1960 e os outros países analisados por Dixon. Entretanto, os resultados dos Censos de 1940 e 1950 são disponíveis, e esses, combinados com os resultados para 1970, devem permitir-nos o exame da consistência e do padrão temporal da nupcialidade no Brasil, tornando possível algumas inferências em relação à situação em torno de 1960 e, portanto, melhor comparação com os dados apresentados por Dixon. A figura 1 apresenta a distribuição etária das proporções de solteiros para a população feminina brasileira em 1940, 1950 e 1970. A informação numérica relevante para uma comparação internacional (população feminina) é a seguinte:

ANO	SMAM	PNM(20-24)	PNM(40-44)
1940	22,60	48,1	17,0
1950	22,64	47,4	15,2
1970	22,96	50,8	9,7

Observe-se, no entanto, que o conceito de “casado” (e, portanto, o de “solteiro”) tem variado ao longo do tempo. Em 1940 e 1950 “casamento” referia-se apenas ao matrimônio civil ou religioso, enquanto que nos censos de 1960 e 1970 incluiu também as uniões consensuais estáveis. Dessa forma, as proporções de solteiros em 1940 e 1950 incluem os casos de uniões consensuais, enquanto que os valores para 1970 os excluem, o que pode explicar a notável redução na proporção de mulheres permanentemente solteiras (PNM 40-44) entre 1950 e 1970. Ainda assim, pode-se discernir uma pequena tendência descendente no celibato feminino, conforme indicado pela proporção de solteiras com 40-44 anos de idade, uma conjectura razoável para 1960 parecendo ser um valor em torno de 10%.

Se aceitarmos o valor de 10% como representando a situação do celibato feminino no Brasil em torno de 1960 e compararmos com os valores apresentados na tabela 2, a situação parece ser basicamente a mesma. O Brasil ainda apresenta um padrão “europeu”, com elevada idade média ao casar e alta proporção de mulheres permanecendo solteiras. Além disso, esse padrão geral parece ter existido pelo menos desde os anos 30, com uma muito modesta tendência ascendente na média de idade ao casar e pequeno declínio na incidência do celibato feminino. Esses resultados, entretanto, devem ser considerados como provisórios porque, como veremos na seção seguinte, eles estão ainda influenciados por variações na incidência de uniões consensuais não declaradas. Estas podem afetar particularmente a análise do celibato, uma vez que as uniões consensuais tendem a ser mais frequentes (ou pelo menos mais visíveis) em idades mais maduras.

# PROPORÇÕES DE MULHERES SOLTEIRAS BRASIL (1940 - 1970)



#### 4. MÃES SOLTEIRAS: ILEGITIMIDADE OU CASAMENTOS CONSENSUAIS?

Uma das características mais marcantes dos dados brasileiros de nupcialidade é, sem dúvida, a elevada proporção de mulheres solteiras com filhos. Em 1970, das 8 827 334 mulheres solteiras na faixa de idade de 15 a 54 anos, 395.457 (ou seja, 4,48%) tinha pelo menos um filho. O ponto importante é, entretanto, que essa proporção de solteiras com filhos cresce rapidamente com a idade. De um valor de 0,76% para solteiras com filhos no grupo etário 15-19 anos, essa proporção sobe a 18,93% nas idades 45-49 anos, atingindo um máximo de 24,45% no grupo de 50-54 anos de idade. Sem dúvida, estes são valores impressionantes e constituem possivelmente uma indicação que pelo menos parte dessas mulheres estão (ou estiveram) de fato envolvidas no que se convencionou chamar de “uniões consensuais” e, portanto, são erroneamente classificadas como “solteiras”.

Examinemos agora os padrões de fecundidade dessas mães solteiras. A tabela 3 apresenta as proporções de solteiras com filhos e o número médio de filhos para essas mulheres. Para uma melhor comparação, os mesmos dados (ou seja, o número médio de filhos tidos) para mulheres casadas com filhos são apresentados para cada grupo etário de cinco anos.

TABELA 3

#### FECUNDIDADE DE SOLTEIRAS E CASADAS — BRASIL — 1970

IDADE (anos)	% DE SOLTEIRAS COM FILHOS	NÚMERO MÉDIO DE FILHOS	
		Solteiras	Casadas
15 — 19	0,76	1,40	1,51
20 — 24	3,92	1,86	2,35
25 — 29	8,83	2,47	3,49
30 — 34	13,68	3,08	4,68
35 — 39	16,63	3,59	5,68
40 — 44	18,22	3,89	6,31
45 — 49	18,93	4,02	6,57
50 — 54	24,45	4,09	6,64

FONTE: Censo Demográfico Brasileiro de 1970, IBGE

Acredito que vários pontos são importantes a respeito da tabela 3. Em primeiro lugar, a fecundidade bastante elevada do grupo de mães solteiras. Mesmo com a diferenciação crescente entre os dois grupos ao longo do eixo de idade, a fecundidade das mães solteiras ainda corresponde a 62% da fecundidade das mães casadas ao fim do período reprodutivo, com cerca de 4 filhos tidos em média. Isto pode ser consi-

çerado como uma indicação muito clara de que pelo menos a maioria dessas mães solteiras está ou esteve envolvida em algum tipo de coabitação regular ou semi-estável com pessoas do sexo oposto. Em outras palavras, misturados nesse grupo de “mães solteiras”, nós temos três casos distintos:

1 aquelas mulheres que estão de fato envolvidas em união regular e que, por alguma razão, declararam-se ou foram classificadas como solteiras. Creio que a alta fecundidade do grupo de mães solteiras claramente aponta nessa direção,

2. aquelas mulheres que estiveram pelo menos uma vez envolvidas numa união regular ou estável e que se declararam (ou foram declaradas) como solteiras porque não estão mais “casadas”. Esta volta ao *status* de solteira é um fenômeno bem conhecido entre mulheres viúvas ou separadas, em particular entre aquelas anteriormente envolvidas em uniões consensuais. A proporção crescente com a idade de mães solteiras aponta para essa possibilidade, se assumirmos que nenhum decréscimo significativo da ilegitimidade ocorreu ao longo do tempo. De particular significância, creio, é o fato de que essa proporção continua a crescer após as idades férteis. Por exemplo, a proporção de solteiras com filhos salta de um valor mais ou menos estável de 18,5% ao fim do período reprodutivo (40-45 e 45-49) para um máximo de 24% no grupo 50-54 anos, um crescimento total de quase 6%. Mesmo se admitirmos que não exista mortalidade diferencial entre mães e não-mães (contrariamente ao conhecimento demográfico corrente, que indica mortalidade mais alta entre mães e mortalidade mínima entre as casadas), este é um aumento significativo. Claramente, algumas “viúvas” ou “separadas” estão voltando ao *status* de “solteira”,

3 finalmente, aquelas mulheres que estão corretamente classificadas como solteiras e cujos filhos devem, por consequência, ser considerados como ilegítimos. A alta fecundidade do grupo de mães solteiras parece indicar, entretanto, que as mulheres nesse caso devem ser relativamente poucas.

Se atentarmos para o fato de que existe um grupo de mulheres sem filhos classificadas como solteiras, mas que estão na realidade envolvidas em uniões regulares e, portanto, tendendo a compensar por aquelas mães solteiras que são corretamente classificadas como solteiras, podemos concluir que a exclusão do grupo de mães solteiras dos cálculos das estatísticas de nupcialidade nos fornecerá estimativas que não devem ser muito diferentes dos valores “verdadeiros”. De qualquer forma, essa exclusão nos deve fornecer melhores estimativas, particularmente no caso da incidência do celibato na população. As estimativas da idade média ao casar (SMAM) não deverão mudar substancialmente, uma vez que as incidências mais elevadas de maternidade solteira ocorrem bem após as idades cruciais, o período 15 a 30 anos de idade.

Na próxima seção tentarei comparar nossas estimativas “melhoradas” das estatísticas de nupcialidade com as já obtidas na seção 2, considerando-se também o seu possível impacto na análise das tendências temporais e das diferenças espaciais da nupcialidade no Brasil.

## 5. DIFERENÇAS NAS ESTIMATIVAS

Como foi indicado na seção 2, se considerarmos apenas a informação sobre as proporções de solteiras para estimação dos padrões de nupcialidade, os dados brasileiros não indicam nenhuma mudança substancial na média de idade ao casar para todo o período 1940-1970, embora uma ligeira tendência ascendente possa ser notada. Por outro lado, os dados sugerem um declínio no celibato (conforme indicado pela proporção de solteiras com idade 45-49 anos), particularmente no período 1950-1970. Mas, como vimos, esse declínio no celibato pode ser explicado pelas diferenças na definição de “casamento” entre os censos brasileiros.

Na figura II são apresentados dados relativos às proporções de solteiras sem filhos na população feminina brasileira para os anos 1950 e 1970. Como é imediatamente óbvio, a diferença de 13,1% em 1950 a 3,9% em 1970 para as estimativas de celibato usando-se as proporções de solteiras, reduz-se drasticamente a uma diferença de 8,4% em 1950 a 6,7% em 1970, quando se utiliza as proporções de solteiras sem filhos. Em outras palavras, as nossas estimativas “melhoradas” confirmam a existência de apenas um ligeiro declínio na proporção de mulheres permanecendo definitivamente solteiras ao longo de um período de vinte anos, de 1950 a 1970.

Quanto às estimativas de idade média ao casar (SMAM), a situação anterior de mudança de 22,64 anos em 1950 e 22,96 em 1970 usando-se as proporções de solteiras, agora se transforma numa mudança de 22,14 anos em 1950 para 22,86 anos em 1970. Deve-se notar, portanto, que utilizando-se as proporções de solteiras sem filhos como base de estimativa, obtemos uma estimativa mais alta do aumento *relativo* na idade média ao casar. Ou seja, nossas estimativas melhoradas indicam um aumento pequeno, mas relativamente maior na média de idade ao casar, para o período 1950-1970, do que havia sido estimado anteriormente.

Em resumo, a reanálise dos padrões de nupcialidade no Brasil, usando as proporções de mulheres solteiras e sem filhos, sugere que houve apenas uma mudança muito ligeira, em ambas, na idade média ao casar e na incidência de celibato na população feminina. A idade média ao casar tendendo a subir e a proporção de solteiras tendendo a diminuir. Entretanto, dado que as mudanças estimadas foram tão pequenas e os problemas de estimativa tão substanciais, como a discussão do impacto das uniões consensuais sobre a análise dos padrões de casamento exemplificou, a caracterização da nupcialidade feminina no Brasil como relativamente estável ao longo de todo o período 1940-1970 é provavelmente muito satisfatória.

PROPORÇÕES DE MULHERES SOLTEIRAS SEM FILHOS  
BRASIL (1950 - 1970)

% Solteiras  
sem filhos

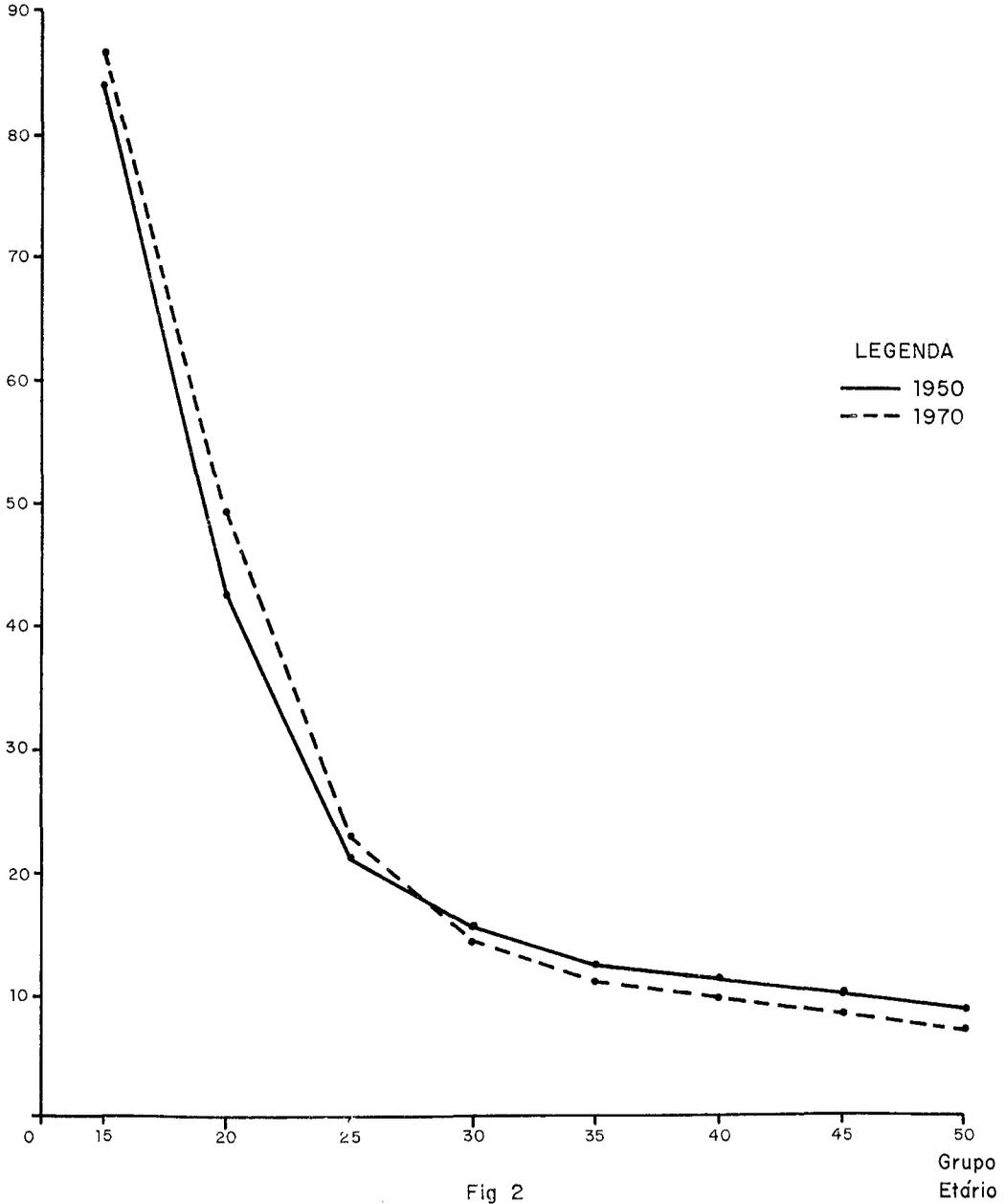


Fig 2

## 6. UMA ANÁLISE DE DIFERENÇAS ESPACIAIS NA NUPCIALIDADE (1970)

Se os padrões de nupcialidade no Brasil podem ser caracterizados por certa estabilidade temporal, os padrões espaciais mostram diferenças marcadas quanto à quantidade e desenvolvimento cronológico da nupcialidade entre os estados brasileiros.

Embora a amplitude de variação da SMAM baseada na população feminina solteira sem filhos não seja particularmente grande, variando de um mínimo de 21,13 anos para o Paraná até um máximo de 24,46 anos para a Paraíba, esses valores não são apenas altos, segundo qualquer padrão internacional, como também são assimétricos para a direita, estando o intervalo modal localizado no grupo etário de 23-24 anos (contendo quase metade dos casos).

Por outro lado, a incidência do celibato feminino, mensurado pela PNM com 50-54 anos de idade, é também relativamente alta (comparável a valores europeus), variando entre um mínimo de 2,5% para o Estado de Goiás a um máximo de 9,4% para a Paraíba. A tabela 4 mostra os valores das SMAM's e PNM's para a população feminina para cada estado brasileiro

TABELA 4

### IDADE MÉDIA AO CASAR E PROPORÇÕES PERMANECENDO SOLTEIRA POR UNIDADE DA FEDERAÇÃO POPULAÇÃO FEMININA — 1970

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	DADOS BASEADOS NAS PROPORÇÕES DE SOLTEIRAS E SEM FILHOS		DADOS BASEADOS NAS PROPORÇÕES DE SOLTEIRAS	
	SMAM	PNM	SMAM	PNM
Paraná	21,13	0,032	21,37	0,042
Maranhão	21,19	0,032	21,09	0,077
Mato Grosso	21,73	0,033	21,77	0,053
Alagoas	21,78	0,082	21,90	0,099
Goiás	21,85	0,025	21,92	0,039
Sergipe	22,14	0,090	22,38	0,122
Piauí	22,28	0,065	22,50	0,091
Amazonas	22,29	0,044	22,58	0,074
Santa Catarina	22,53	0,041	22,38	0,052
Pará	22,74	0,052	23,03	0,100
Espírito Santo	22,87	0,041	22,93	0,054
Bahia	23,00	0,097	22,96	0,127
Rio Grande do Sul	23,01	0,072	23,14	0,085
Distrito Federal	23,02	0,052	23,28	0,076
Rio de Janeiro	23,04	0,045	23,10	0,067
Pernambuco	23,08	0,084	23,45	0,103
São Paulo	23,24	0,059	23,30	0,073
Ceará	23,31	0,089	23,69	0,109
Minas Gerais	23,37	0,087	23,51	0,104
Rio Grande do Norte	23,38	0,085	23,64	0,097
Paraíba	24,46	0,094	24,60	0,131

FONTE: Censo Demográfico de 1970 — IBGE

Nitidamente, não faz diferença significativa para o cálculo da SMAM o uso das proporções de solteiras ao invés das proporções de solteiras e sem filhos. Os valores obtidos segundo os dois procedimentos são bastante semelhantes e, embora o valor da SMAM seja tipicamente menor quando calculado usando-se a distribuição de solteiras e sem filhos, existe uma relação linear elevadíssima entre as duas medidas. De fato, o coeficiente de correlação baseado nos 22 casos da tabela 4 entre as duas estimativas da SMAM é quase unitário ( $r = 0,990$ ). Portanto, não faz nenhuma diferença analítica o erro de uma medida em lugar da outra.

A situação quanto à PNM é algo similar. Há também uma forte relação linear entre as duas estimativas da PNM, embora a correlação entre elas seja substancialmente menor do que no caso da SMAM ( $r = 0,894$ ). Isto obviamente significa maior variabilidade entre as duas estimativas da PNM, o que pode, em alguns casos, fazer alguma diferença analítica.

Um outro ponto importante no que diz respeito à tabela 5 é que as medidas da SMAM e da PNM mostram forte relação positiva, conforme esperado. O coeficiente de correlação entre essas duas medidas baseadas na população feminina solteira e sem filhos é  $r = 0,670$ , indicando que níveis mais altos na idade média ao casar são significativamente associados a proporções mais altas de celibato feminino.

Para a análise das diferenças espaciais apresentadas na tabela 4 usaremos o arcabouço analítico proposto por Dixon para a explicação de variações interculturais na idade ao casar e no celibato. Ela propõe que “deveríamos considerar três variáveis intervenientes entre a estrutura social e os padrões de casamento. Essas variáveis se referem à disponibilidade de cônjuges, à factibilidade do casamento e à valorização do casamento” (Dixon, 1971, p. 221).

Tendo em mente uma comparabilidade tão próxima quanto possível com os resultados de Dixon, foram selecionados os indicadores mais similares disponíveis para inclusão na análise que se segue. Alguns deles, no entanto, correspondem a definições ligeiramente diferentes quando comparados com as variáveis de Dixon, mas são semelhantes o suficiente para permitir uma comparação direta.

Uma medida da disponibilidade de cônjuges é a razão de masculinidade para pessoas em idade matrimonial. Mais especificamente foram selecionadas duas dessas razões: a razão de homens com idade de 25 a 29 anos para mulheres com idade de 20-24 anos e a razão de homens com idade 20-49 anos para mulheres de idade 15-39 anos. A relação predita é, obviamente, que essas razões deveriam ser negativamente correlacionadas com ambas as idades médias ao casar e a proporção de mulheres permanecendo solteiras.

A factibilidade do casamento é determinada pelas “expectativas em relação à independência financeira e residencial dos recém-casados... e pela disponibilidade de recursos (terra, poupança, renda) para satis-

fazer essas obrigações” (Dixon, 1971, p. 222). Na presente análise, a factibilidade do casamento é indicada pela renda *per capita* do estado, pelo percentual da população com residência urbana, pelo percentual da força de trabalho masculina empregada na agricultura e pela taxa de desemprego. A relação predita é que nossas medidas da PNM e da SMAM deverão estar inversamente relacionadas com a renda *per capita* e com o emprego agrícola, enquanto positivamente relacionadas com a taxa de desemprego e com a percentagem de moradores urbanos.

Finalmente, a valoração do casamento é “determinada pela disponibilidade de alternativas sociais e institucionais ao casamento e à procriação e pela extensão em que essas alternativas são consideradas recompensadoras” (Dixon, 1971, p. 222). Os indicadores para representar a valoração do casamento são, seguindo de perto as definições de Dixon, a razão crianças/mulheres, a percentagem de mulheres adultas empregadas e a taxa de alfabetização na população feminina. As predições são que a razão de crianças por mulheres deveria estar negativamente correlacionada com as medidas da SMAM e PNM, enquanto que o emprego e a alfabetização femininas deverão estar positivamente associadas a essas duas medidas.

A tabela 5 apresenta as correlações entre a idade média ao casar (baseada nas proporções de solteiras sem filhos na população feminina)

TABELA 5

CORRELAÇÕES ENTRE A SMAM, PNM E VÁRIOS PREDITORES PARA OS ESTADOS BRASILEIROS EM 1970 (N = 22)

PREDITORES	SMAM	PNM	
		Solteira e sem filhos	Solteiras
I. Factibilidade do Casamento			
Renda Per Capita	0,448	0,000	0,011
Percentual Urbanos	(1) 0,629	0,204	0,159
Percentual Força de Trabalho Masculina	(2) -0,592	-0,098	0,060
Taxa de Desemprego	(2) 0,613	0,327	0,259
II. Disponibilidade de Cônjuges			
H(25-29)/M(20-24)	-0,378	(2) -0,693	(2) -0,593
H(20-49)/M(15-39)	-0,270	(2) -0,603	(2) -0,622
III. Valoração do Casamento			
Percentual de Mulheres Empregadas	0,233	0,174	0,246
Percentual de Mulheres Alfabetizadas	0,368	-0,196	-0,266
Crianças/Mulheres	-0,225	0,224	0,091

(1) significante a  $\alpha = 0,05$

(2) significante a  $\alpha = 0,01$

e nossos preditores. Como fica claro pelo exame dessa tabela, a idade média ao casar entre os estados brasileiros é apenas significativamente relacionada com os indicadores da factibilidade do casamento. Não existe nenhuma relação significativa a nenhum nível convencional, seja com a disponibilidade de cônjuges seja com a valoração do casamento.

Um outro ponto importante a notar é que todas as correlações têm sinal “correto” ou esperado, com exceção do relativo à renda *per capita*. Uma aplicação plausível para esse sinal é que essa correlação é provavelmente espúria (além de não significativa), uma vez que sabemos que a medida de renda *per capita* é fortemente correlacionada com a proporção de moradores urbanos ( $r = 0,915$ ). De qualquer forma, as quatro medidas da factibilidade do casamento são altamente intercorrelacionadas, devendo ser tratadas preferivelmente como um único “fator”.

Os resultados para as proporções permanecendo solteiras (PNM) usando ambas as proporções de solteiras e de solteiras sem filhos são também apresentados na tabela 5.

Nitidamente, o ponto importante quanto aos dados relativos às PNM's na tabela 5 é que a incidência do celibato feminino parece depender apenas das medidas da disponibilidade de cônjuges. A correlação das estimativas da PNM com os indicadores da disponibilidade de cônjuges é significativa e, além disso, tem o sinal esperado. Nenhuma outra variável mostra qualquer relação significativa a qualquer nível convencional, algumas sendo virtualmente nulas, como é o caso da renda *per capita*.

Em resumo, a análise precedente sugere as seguintes conclusões a respeito das variações na nupcialidade entre os estados brasileiros: o desenvolvimento cronológico do casamento parece estar associado mais estreitamente às condições econômicas facilitadoras do casamento; a quantidade de casamentos está estreitamente associada à disponibilidade de parceiros, e a valoração do casamento, conforme medida por nossos indicadores, parece não estar associada nem ao desenvolvimento cronológico nem à quantidade de casamentos. Assim, a inexequibilidade do casamento apenas o adia, este tendo lugar na data mais cedo possível, condicionada apenas à disponibilidade de cônjuges.

Isto está em contraste marcante com os resultados de Dixon. Suas conclusões básicas são que “ao todo, o casamento adiado e o celibato são mais altamente correlacionados com indicadores da valoração do casamento, menos com a factibilidade do mesmo, e minimamente com a disponibilidade” (Dixon, 1971, p. 225).

## 7. CONCLUSÕES

No início deste trabalho foi dito que seu propósito central era a análise da nupcialidade no Brasil no período de pós-guerra. A esse respeito as conclusões principais são de que poucas mudanças ocorreram

no Brasil durante aquele período, tanto no que se refere ao desenvolvimento cronológico quanto à quantidade de casamentos, embora uma ligeira tendência ascendente na idade média ao casar e descendente no celibato seja discernível.

Por outro lado, foram descobertas substanciais diferenças nos padrões de casamento entre os estados brasileiros por volta de 1970. Juntando-se as duas observações, podemos aventar a hipótese de que esses diferenciais têm permanecido bastante estáveis, desde pelo menos os últimos anos da década de 30. Se houve mudanças na nupcialidade brasileira, essas devem ter ocorrido antes da Segunda Guerra mundial.

A nupcialidade brasileira pode ser caracterizada como "européia" em termos de quantidade e cronologia, seus parâmetros sendo comparáveis aos da maioria dos países da Europa ocidental. Uma implicação prática desse padrão é que políticas governamentais destinadas a provocar um declínio da fecundidade pelo estímulo ao adiamento dos casamentos são muito pouco prováveis de ter sucesso no Brasil, onde as idades ao casar e o celibato já são bastante elevados.

Um propósito secundário deste trabalho foi chamar a atenção para o impacto das chamadas uniões consensuais sobre a análise dos padrões de casamento. Os dados brasileiros sugerem que enquanto a estatística da idade média ao casar (SMAM) parece relativamente robusta em relação aos graus variáveis de incidência dos erros de mensuração em estado marital devido à presença de uniões consensuais, as estimativas das proporções de mulheres permanentemente solteiras são afetadas substancialmente por esses erros. A omissão de um exame mais detalhado da presença de uniões consensuais pode eventualmente levar a um viés substancial na estimação da incidência do celibato.

Finalmente, a análise dos dados de nupcialidade a nível estadual indicaram que, contrariamente às expectativas baseadas nos resultados de Dixon, o desenvolvimento cronológico do casamento parece depender apenas da factibilidade dos casamentos, enquanto que a quantidade de casamentos é determinada apenas pela disponibilidade de cônjuges. Verificou-se que a valoração social do casamento não está correlacionada nem com a quantidade nem com o desenvolvimento cronológico da nupcialidade no Brasil.

## SUMMARY

The purpose of this study is to examine the levels and trends of nuptiality in Brazil. Brazilian nuptiality can be characterized as "European" and showed very little change during the whole 1940-70 period. On the other hand, important differentials in nuptiality patterns between Brazilian states were found, these differences being explained by other spatial differences in "feasibility of marriage" and "availability of mates".

# INDICADORES DE ACESSIBILIDADE ESPACIAL: UMA APLICAÇÃO NO GRANDE RIO DE JANEIRO\*

David Michael Vetter  
Rosa Maria Ramalho Massena

## SUMARIO

### *Introdução*

- 1 *Problemas conceituais na definição de indicadores de acessibilidade espacial*
- 2 *A definição operacional dos indicadores de acessibilidade espacial no Grande Rio de Janeiro com dados da pesquisa do Metrô*
- 3 *Uma análise de acessibilidade espacial no Grande Rio de Janeiro*
  - 3 1 *a acessibilidade espacial nos setores de tráfego*
  - 3 2 *acessibilidade espacial, o excedente fiscal e a distribuição espacial da população segundo grupos de rendimento familiar per capita*

### 4 *Conclusões*

### *Apêndices*

- A *Matriz de viagens por setores de tráfego*
- B *Matriz de tempo de viagem em coletivos entre setores de tráfego*

---

\* Os autores agradecem aos colegas do DEISO-IBGE, Elza Fleire Rodrigues (tabelas), Luiz Carlos V dos Santos (computação) e Tomo Ishikiiyama (revisão), assim como a David Luiz M dos Santos, do DIATA-IBGE, pela elaboração dos mapas e a Sidney S de F Miranda Filho, da Companhia do Metropolitano do Rio de Janeiro, pelos esclarecimentos sobre os dados fornecidos por aquela Companhia, e ainda a Luiz Otávio F Barreto Leite, por suas sugestões

## INTRODUÇÃO

O objetivo principal deste trabalho é o desenvolvimento e a análise de indicadores de acessibilidade espacial. Nele, vamos: a) discutir os problemas conceituais e operacionais encontrados na definição destes indicadores; b) desenvolver indicadores de acessibilidade espacial com base nos dados da pesquisa do Metrô em alguns municípios da Região Metropolitana do Rio de Janeiro; e c) utilizá-los na análise de acessibilidade e das relações entre esta e outras características socioeconômicas encontradas nas diferentes Regiões Administrativas do Município do Rio de Janeiro.

A análise da acessibilidade espacial é importante já que tal fator tem influência sobre a condição de vida da família. Com efeito, o custo monetário de transporte pesa no orçamento familiar e o tempo despendido nele, além de ocasionar um desgaste físico e mental, é subtraído do tempo disponível seja para o lazer e descanso seja para aumentar a renda familiar. Certamente as viagens muito longas para o trabalho podem ter conseqüências graves para a saúde e a vida familiar das pessoas que as realizam. O relatório, "Condições de Vida da População de Baixa Renda da Região Metropolitana do Rio de Janeiro", apresenta a seguinte observação: "os efeitos negativos produzidos pelo tempo gasto com a locomoção entre casa e trabalho não atingem apenas a resistência e saúde individual do trabalhador mas repercutem também sobre a sua vida doméstica. É comum a muitos chefes de família só verem os filhos acordados nos fins de semana... Afora essas conseqüências que impossibilitam a continuidade do mesmo modelo de relação familiar, há as que repercutem também sobre a saúde psíquica dos membros da unidade doméstica" (1).

Um bom indicador da magnitude da importância do acesso espacial é o custo de oportunidade do tempo gasto diariamente nas viagens casa-trabalho e trabalho-casa. Nossos cálculos, realizados com base nos dados da pesquisa de origem-destino do Metrô em 1976 mostram que somente durante as horas de pico da manhã (7-9 horas), na região do Grande Rio de Janeiro foram gastas diariamente em coletivos cerca de 867.000 horas, exclusive o tempo de espera. Supondo o mesmo número de viagens e o mesmo tempo de sua duração nas horas de pico à noite, se teria mais de 1,7 milhão de horas diárias despendidas somente em coletivos. Tomando-se o salário/hora mínimo do Estado do Rio (Cr\$ 9,75 em 1978) como uma medida conservadora do custo de oportunidade, o valor deste tempo seria cerca de dezessete milhões de cruzeiros por dia, ou mais de quatro bilhões de cruzeiros por ano. Porém, esta estimativa é muito conservadora, visto que utiliza o salário mínimo como base do cálculo do custo de oportunidade do tempo. Basta lembrar que Stern e Ayres avaliam ter sido o valor do tempo gasto nos Estados Unidos nesses deslocamentos, em 1975, igual a 20% do PNB (2). Além do mais esta estimativa é somente para coletivos e exclui o custo da passagem.

Investimentos no sistema de transporte urbano têm, por isso mesmo, impactos sobre a eficiência geral desse sistema, estimada em termos da redução do custo monetário e do custo de oportunidade do tempo gasto nas viagens. Mas *quem*, de fato, usufrui dos benefícios líquidos destes investimentos, ou seja, da diferença entre os benefícios e os custos provocados pelos investimentos? Isto depende em grande parte do impacto do investimento sobre as tarifas e/ou a renda da terra, os quais são proporcionais aos benefícios ou até maiores, neste último caso reduzindo o nível da renda real do usuário.

Os resultados da pesquisa de Stern e Ayres comprovam o argumento de que o benefício líquido dos usuários que se poderia seguir aos investimentos no sistema de transporte seria neutralizado pelos aumentos das tarifas e/ou da renda do solo urbano: “Assim, uma melhoria no sistema de transporte coletivo urbano que resulta em uma poupança de dinheiro, tempo, ou *stress*, quase nunca beneficia o usuário enquanto usuário. Se, por exemplo, houver uma redução do tempo de viagem, o custo monetário para o usuário do sistema de transporte (o preço de passagem) será aumentado” (3). E ainda que qualquer excedente do consumidor, se subsiste depois deste aumento, é apropriado pelos proprietários da terra sob a forma de rendas da terra mais elevadas. Ou seja, mesmo que a companhia de transporte urbano não se aproprie dos benefícios do investimento por ela feito, o proprietário da terra o faz.

Por exemplo, o Metrô no Rio de Janeiro, que tem representado um enorme investimento, possivelmente não irá trazer benefícios líquidos para os usuários *enquanto* usuários, uma vez que eles terão que pagar tanto uma tarifa maior como um aluguel mais alto no caso dos não-proprietários. O usuário não disposto a — ou incapaz de — pagar a tarifa maior, obviamente não terá acesso ao meio de transporte. E o não-proprietário que não pode ou não quer pagar o aluguel majorado das áreas beneficiadas terá que sair delas. Em resumo, os benefícios líquidos serão apropriados em sua maior parte pela companhia do Metrô e pelos proprietários da terra, mas quase nunca pelos usuários enquanto usuários.

Outros autores destacam o impacto de uma redução do custo de transporte sobre os níveis salariais e os de lucro e de acumulação. Harvey, por exemplo, observa a este respeito. “Se os empregos estão distantes das residências dos trabalhadores em um mercado de trabalho competitivo, os empregadores têm que aumentar os seus salários para compensar o tempo de viagem, o que significa, se os custos não são passados aos consumidores, lucros menores e uma taxa menor de acumulação” (4). Assim sendo, segundo este argumento, a redução do custo de transporte devida a investimentos no sistema provocaria uma redução dos níveis salariais e, a partir de então, aumentos nas taxas de lucro e de acumulação.

Mas poder-se-ia contrargumentar que este impacto sobre os salários depende dos níveis de demanda e de oferta no mercado de trabalho,

bem como da força dos sindicatos. Um outro problema apresentado por este último argumento é que ele não leva em conta o fato de que o proprietário da terra urbana pode apropriar o benefício líquido da redução do custo de transporte na forma de aluguéis mais altos, de modo a não permitir a redução de salários. Porém, o fato de que muitos trabalhadores são proprietários ou compradores de pequenos lotes na periferia permite-lhes livrarem-se desses aumentos e aluguéis provocados pelos investimentos públicos ou por outros fatores, permitindo, assim, a redução dos níveis salariais.

Trataremos destes relevantes assuntos em um outro trabalho. Nosso objetivo presente é somente o desenvolvimento e a análise de indicadores de acessibilidade espacial, os quais serão aqui utilizados e a que se poderá recorrer em trabalhos futuros sobre estas questões.

Wachs e Kumagai argumentam que indicadores de acessibilidade espacial podem ajudar a conduzir a política de transporte urbano para uma equiparação de oportunidades (5). Embora isso esteja longe de se concretizar, os indicadores podem pelo menos mostrar desigualdades na distribuição espacial e interpessoal desta acessibilidade. Também podem contrabalançar um pouco o planejamento de transporte feito com base em modelos que enfatizam muito mais a eficiência do que a equidade, uma vez que visam a equilibrar a demanda efetiva para viagens (a geração de viagens) com sua oferta (ou capacidade das vias), não levando em conta a distribuição interpessoal de acessibilidade entre diferentes grupos de renda. Uma vez que a geração de viagens é normalmente uma função da renda pessoal, já que famílias de maior renda fazem mais viagens e utilizam mais o carro particular, são as áreas de alta renda que mostram uma defasagem maior entre a geração de viagens e a capacidade da rede. Daí a justificativa dos maiores investimentos nestas áreas, que vem, no entanto, reforçar as desigualdades de acesso.

## **1. PROBLEMAS CONCEITUAIS E OPERACIONAIS NA DEFINIÇÃO DOS INDICADORES DE ACESSIBILIDADE ESPACIAL**

Existem dois tipos básicos de indicadores de acessibilidade espacial: um deles acha-se relacionado com o *comportamento real* das pessoas que viajam (é o caso do tempo ou custo médio de viagem) e o outro, com as *oportunidades potenciais* (tais como as de emprego, lojas de diferentes tipos, parques etc.) em relação ao tempo de viagem necessário para usufruí-las. Enquanto o indicador de comportamento mostra o que as pessoas fazem, o indicador de potencial apresenta o que elas poderiam fazer em relação ao tempo de viagem necessário para fazê-lo (6).

As percentagens do emprego total da região metropolitana dentro de diferentes faixas de tempo ou isócronas de uma determinada região

administrativa de origem seriam um exemplo de um indicador de potencial. Um dos problemas deste tipo de indicador é que o acesso espacial não significa necessariamente um verdadeiro acesso. Por exemplo, um grupo pode morar bem perto de fontes de emprego, mas falta a ele o nível profissional adequado para aproveitá-las. Por isso, pesquisadores como Wachs e Kumagai (7) elaboram indicadores de oportunidades de emprego que relacionam os grupos ocupacionais constituídos de pessoas residentes nas áreas de origem aos diferentes tipos de emprego atestados nas áreas de destino.

A definição e a mensuração do tempo de viagem são sempre problemáticos. É especialmente importante definir como o tempo de viagem é contado. Pode ser contado, por exemplo, desde o momento em que a pessoa sai do local de origem (casa, trabalho etc.) até o de chegar ao seu destino, ou somente como o tempo despendido no veículo (8). Na primeira hipótese, uma viagem de coletivo seria composta das seguintes etapas:

- o tempo de caminhada até o ponto de embarcação no coletivo,
- o da espera neste ponto,
- o de viagem dentro do coletivo; e
- o de caminhada até o destino final.

Em caso de haver um ponto de baldeação, o tempo de transferência inclusive o de caminhada e de espera nela envolvidas seria adicionado a este tempo total de viagem. Obviamente, o número de conduções (ou pontos de baldeação) influi não somente no tempo de viagem mas também em seu custo monetário total e na variância do tempo de viagem (9).

Esta variância tem um grande impacto sobre o tempo alocado para transporte, porque a pessoa normalmente tem que deixar um tempo extra para se certificar de que vai chegar a seu destino na hora desejada. Por exemplo, a pessoa pode ter de sair de casa às seis horas da manhã para chegar às oito ao trabalho, quando tempo de viagem é normalmente uma hora, simplesmente porque há uma probabilidade relativamente alta de que a viagem demore duas horas em razão de engarrafamento ou de outros problemas. Embora esta margem de tempo extra de viagem, levada em conta por causa de atrasos eventuais, deva ser incluída no tempo total de viagem, é difícil apurá-la, a menos que se obtenham respostas a duas perguntas: 1) a que horas tem que chegar ao trabalho? 2) a que horas tem que sair de casa para chegar ao trabalho na hora certa? (10)

O tempo de viagem e a incerteza a ele relacionada variam muito segundo as diferentes modalidades de transporte (barcos, trens, ônibus etc.). No Rio, a incerteza em relação à pontualidade do trem pode levar as pessoas a usarem o ônibus, embora aquele seja mais veloz e mais barato do que este, simplesmente porque a variância do tempo de viagem de trem é grande (devido a acidentes, falhas mecânicas etc.), e a pos-

sibilidade de não se chegar na hora desejada é, por isso mesmo, alta. Pessoas que têm que tomar o trem porque não podem pagar o preço do ônibus estão sujeitas a estas incertezas, e, assim sendo, sofrem certas desvantagens no mercado de trabalho. Embora o automóvel ofereça muito mais flexibilidade, seu uso durante a hora do pico gera custos sociais extremamente altos, como demonstra a análise de Barat (11).

Depois de se definir o conceito de tempo de viagem, é necessário mensurá-lo. Além da pesquisa domiciliar direta sobre o tempo e o custo de viagem, existe a possibilidade de se fazerem estimativas através de uma simulação do sistema de transporte, como normalmente são feitas para o planejamento de transporte. Segundo esta metodologia, dados sobre o número total de viagens (segundo origem e destino), os modos de transporte, a capacidade das vias e a estrutura da rede são utilizados para simular a operação do sistema de transporte. Os dados sobre as origens e destinos das viagens são levantados através de pesquisas efetuadas no interior do próprio veículo no caso de coletivos, ou no caso do carro particular, próximo a um sinal de trânsito. E, assim sendo, tal levantamento torna-se menos caro que uma pesquisa domiciliar. Uma outra vantagem desta metodologia, provavelmente a principal, é que ela permite a simulação dos impactos das modificações na rede sobre a acessibilidade dentro da área urbana.

## **2. A DEFINIÇÃO OPERACIONAL DOS INDICADORES DE ACESSIBILIDADE ESPACIAL NO GRANDE RIO DE JANEIRO COM DADOS DA PESQUISA DO METRÔ**

Na definição operacional dos indicadores de acessibilidade espacial utilizamos os seguintes dados da pesquisa do Metrô: a origem e o destino das viagens entre os setores de tráfego (Regiões Administrativas, (RA) do município do Rio de Janeiro e 9 municípios da Região Metropolitana do Rio de Janeiro), tempo de viagem entre os centróides destes setores e o número de empregos neles encontrados em 1976. Com estes dados, foram estimados quatro indicadores para cada setor:

- a) tempo médio de viagem;
- b) distribuição percentual de viagens de cada setor de origem segundo faixa de tempo (ou isócrona);
- c) potencial de emprego; e
- d) distribuição percentual do emprego total da região metropolitana segundo isócronas.

Embora a pesquisa seja basicamente das RAs do Município do Rio de Janeiro (com a exceção da Ilha de Paquetá), nove dentre os 14 municípios da região metropolitana foram incluídos por causa do número significativo de pessoas que neles residem e trabalham no Muni-

cípio do Rio, ou vice-versa. Há, então, 32 setores a serem incluídos na análise: 23 RAs e 9 municípios.

Mais um indicador foi levado em conta, isto é, a distância física do centróide de cada um dos setores de tráfego ao centróide do setor de tráfego número 2 que corresponde à RA Centro.

O tempo mínimo de viagem entre estes centróides para coletivos (ônibus, trem ou barco), durante a hora de pico da manhã (de sete às nove horas) foi estimado na pesquisa do Metrô, através do sistema de computação para planejamento de transporte da Federal Highways Administration (12). Segundo esta maneira de estimar o tempo de viagem, supõe-se que todas as viagens tem origem e destino nos centróides dos setores de tráfego. A distorção causada por isto vai-se ampliando de acordo com o aumento do tamanho dos setores, uma vez que cresce a distância entre o centróide e o limite do setor com o seu tamanho. Numa pesquisa exploratória como esta, no entanto, cumpre observar, não valeria a pena partir de uma desagregação espacial muito maior, o que acarretaria um custo mais alto sem trazer benefícios equivalentes ou maiores.

Como os pesquisadores do Metrô não confiam muito nos dados de tempo de espera, as estimativas utilizadas aqui incluem apenas o tempo de viagem dentro do coletivo. Note-se, portanto, que este representa uma subestimativa do tempo total de viagem.

O indicador, tempo médio de viagem ( $TMV_i$ ), corresponde a uma média ponderada com o número de viagens:

$$TMV_i = \frac{\sum_{j=1}^{32} V_{ij} T_{ij}}{\sum_{j=1}^{32} V_{ij}} \quad i = 1, 2, 3 \dots 32 \quad (1)$$

onde,

$TMV_i$  = Tempo médio de viagem em coletivos durante a hora de pico da manhã para o setor de origem  $i$ , ponderado com o número total de viagens.

$V_{ij}$  = Número de viagens em coletivos realizadas entre o setor de origem  $i$  e o setor de destino  $j$  durante a hora de pico da manhã (13).

$T_{ij}$  = Tempo de viagem em coletivos estimado entre o centróide de cada setor de origem  $i$  e setor de destino  $j$  durante a hora de pico da manhã. Para viagens intra-setoriais (ou onde  $i = j$ ), o  $T_{ii}$  é estimado com base no raio de um círculo com a mesma área espacial do setor.

Infelizmente, embora existam dados sobre o motivo de viagem (casa-trabalho, casa-escola etc.) e os grupos ocupacionais das pessoas que viajam, não foi possível obter estas informações no caso da pesquisa do Metrô, por causa de seu alto custo de recuperação. Por isso mesmo

é que os cálculos foram feitos com base no total de viagens em coletivos realizadas durante a hora de pico. Verifica-se que a maior parte das viagens (64,4%) feitas nesta ocasião são para o trabalho (14).

A distribuição de viagens segundo a faixa de tempo de duração ou isócrona foi calculada, segundo esta equação:

$$DV_i^k = \frac{\sum_{j=1}^{32} V_{ij}^k}{\sum_j V_{ij}} \quad \begin{matrix} k = 1, 2, 3 \\ i = 1, 2, 3 \dots 32 \end{matrix} \quad (2)$$

onde,

$DV_i^k$  = a percentagem do número total de viagens de origem  $i$  contido dentro da isócrona  $k$ .

$V_{ij}^k$  = número de viagens realizadas entre o setor de origem  $i$  e o setor de destino  $j$ , dentro de uma das três isócronas ( $k$ ).

As três isócronas utilizadas aqui são: menos de 30 minutos, de 30 minutos a 60 minutos e de 60 minutos ou mais.

Em outras palavras, a percentagem do número total de viagens dos setores de origem, contida dentro de uma das três isócronas, é igual ao somatório de todas as viagens que apresentam a duração da isócrona, dividido pelo número total de viagens realizadas do setor de origem  $i$  até outros destinos. Convém notar que foram aí utilizadas as mesmas definições de tempo de viagem e de número de viagens presentes na equação (1)

O indicador de potencial de emprego foi definido como:

$$POT_i = \sum_{j=1}^{32} \frac{E_j}{T_{ij}} \quad i = 1, 2, 3 \dots 32 \quad (3)$$

Onde,

$POT_i$  = Potencial de emprego na zona de origem  $i$ .

$E_j$  = número total de empregos na zona de destino  $j$  em 1976.

$T_{ij}$  = Tempo de viagem em coletivos estimado entre o centróide de cada setor de origem  $i$  e setor de destino  $j$  durante a hora de pico da manhã. Para viagens intra-setoriais (ou onde  $i = j$ ), o  $T_{ii}$  é a estimativa acima discutida.

Em outras palavras, o potencial de emprego do setor  $i$  é igual ao somatório dos quocientes resultantes da divisão do número de empregos em cada um dos setores de destino  $j$  (incluindo o próprio setor de origem no caso de viagens intra-setoriais) pelo tempo de viagem entre o setor de origem e aqueles setores de destino. Cumpre observar que os dados sobre empregos fornecidos pela pesquisa do Metrô foram projetados até 1976 (15).

Um outro indicador de oportunidade foi calculado com base na utilização destes mesmos dados. Este indicador corresponde à percentagem do número total de empregos nos setores considerados que estão contidos dentro das três isócronas, ou.

$$DE_i^k = \frac{\sum_{j=1}^{32} E_j^k}{\sum_{j=1}^{32} E_j} \quad k = 1, 2, 3 \quad (4)$$

$$i = 1, 2, 3 \dots 32$$

Onde,

$DE_i^k$  = a percentagem do número total de empregos nos setores considerados, encontrados dentro da isócrona  $k$  da zona de origem  $i$ .

$E_j^k$  = número de empregos nos setores de destino  $j$  contidos dentro da isócrona  $k$ .

### 3. UMA ANÁLISE DE ACESSIBILIDADE ESPACIAL NO GRANDE RIO DE JANEIRO

#### 3.1 A acessibilidade espacial nos setores de tráfego

A acessibilidade espacial será aqui analisada através dos dois tipos de indicadores comentados no início desse trabalho. O primeiro diz respeito ao comportamento da população, o segundo, às oportunidades potenciais de emprego oferecidas a esta população.

Sabendo-se que os custos (monetários e não-monetários) dos deslocamentos no Município do Rio de Janeiro vêm se tornando um crescente problema para a maior parte de sua população, cabe aqui a interrogação que nos leva à análise do indicador de comportamento "Quanto tempo os cariocas nas diversas RAs vêm gastando em média para ir ao trabalho ou à escola?"

Analisando-se o tempo médio de viagem (tabela 1 e mapa 1) para cada RA do Município do Rio de Janeiro, encontramos um tempo médio mínimo de 26,21 minutos (RA da Tijuca) e um tempo médio máximo de 61,29 minutos (RA da Barra da Tijuca). Porém a moda se situa entre 35 e 45 minutos, como se pode ver no quadro abaixo, onde 11 das RAs apresentam um tempo médio de viagem localizado neste inter-

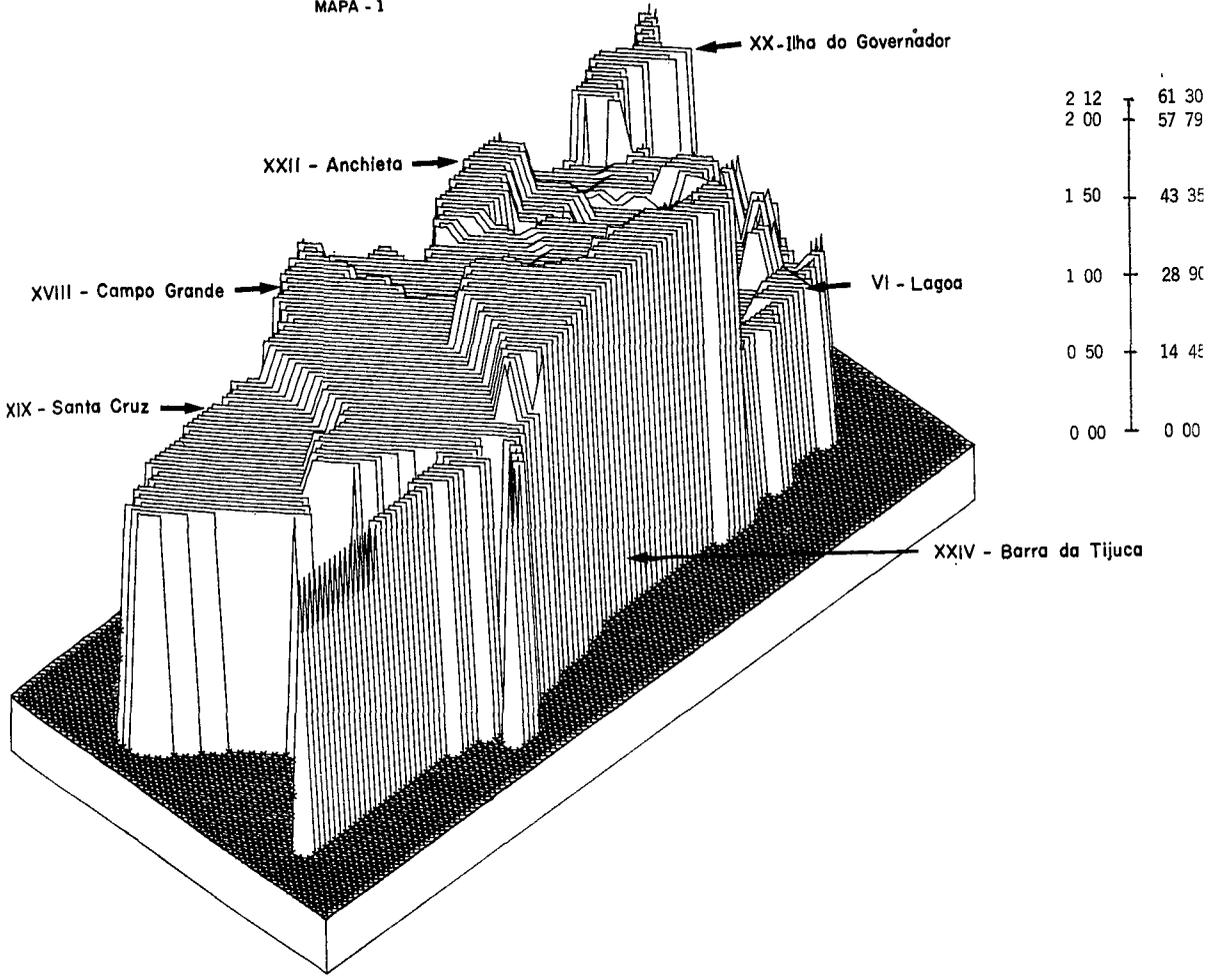
TEMPO MÉDIO DE VIAGEM (minutos)	REGIÕES ADMINISTRATIVAS	TOTAL DE RAs
≤ 35	III, IV, V, VIII, II, VI, XV	7
> 35 ≤ 45	I, X, XI, XII, XIII, VII, IX, XIV, XVII, XIX	11
> 45	XVI, XX, XXII, XVIII, XXIV	5

TABELA 1

**INDICADORES DE ACESSIBILIDADE ESPACIAL SEGUNDO SETORES DE TRÁFEGO**

REGIÕES ADMINISTRATIVAS DA CIDADE DO RIO DE JANEIRO E MUNICÍPIOS DO GRANDE RIO	TEMPO MÉDIO DE VIAGENS EM COLETIVOS	DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DE VIAGENS SEGUNDO FAIXAS DE TEMPO DE VIAGENS				NÚMERO TOTAL DE VIAGENS	POTENCIAL DE EMPREGO	DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DE EMPREGO SEGUNDO FAIXAS DE TEMPO DE VIAGENS				NÚMERO DE EMPREGOS 1976	PEA <sup>76</sup> = POP <sup>76</sup> × PEA <sup>70</sup>	EM. PRE-GO <sup>76</sup>
		Até 30 minutos	De 30 a 60 minutos	60 minutos e mais	Total			Até 30 minutos	De 30 a 60 minutos	60 minutos e mais	Total			
		(%)	(%)	(%)				(%)	(%)	(%)				
I Portuária	39,74	39,9	47,3	12,8	100,0	17 084	123 330	45,6	38,9	15,5	100,0	58 800	20 216	2,91
II Centro	30,68	59,3	30,3	10,4	100,0	53 847	210 948	48,7	33,0	18,3	100,0	863 600	34 236	25,22
III Rio Comprido	27,39	71,5	18,6	9,9	100,0	14 608	87 842	50,0	34,2	15,8	100,0	42 000	40 092	1,05
IV Botafogo	26,39	73,8	19,6	6,6	100,0	73 146	91 199	44,2	25,7	30,1	100,0	120 300	157 094	0,77
V Copacabana	29,05	81,2	8,3	10,5	100,0	51 613	73 912	45,5	11,6	42,9	100,0	119 100	136 350	0,87
VI Lagoa	30,29	59,0	32,2	8,8	100,0	40 796	53 066	8,2	40,0	51,8	100,0	96 600	133 262	0,72
VII São Cristóvão	43,11	42,7	32,1	25,2	100,0	19 191	87 646	44,1	29,5	26,4	100,0	113 100	40 209	2,81
VIII Tijuca	26,21	51,4	40,6	8,0	100,0	42 947	72 110	10,8	64,5	24,7	100,0	80 500	111 300	0,72
IX Vila Isabel	42,39	34,2	55,5	10,3	100,0	30 820	64 289	12,2	65,7	22,1	100,0	49 700	67 320	0,74
X Ramos	37,81	43,1	41,7	15,2	100,0	40 223	63 502	12,4	64,7	22,9	100,0	87 600	82 688	1,06
XI Penha	36,92	43,2	46,6	10,2	100,0	50 091	58 614	11,3	66,6	22,1	100,0	68 000	99 990	0,68
XII Méier	35,96	36,0	41,2	22,8	100,0	59 417	60 622	9,4	34,1	56,5	100,0	105 500	142 100	0,74
XIII Engenho Novo	39,63	40,5	26,0	33,5	100,0	36 885	56 468	11,9	22,1	66,0	100,0	44 500	80 784	0,55
XIV Irajá	40,31	40,7	35,5	23,8	100,0	37 822	46 818	4,2	30,0	65,8	100,0	42 100	85 405	0,49
XV Madureira	30,60	47,4	42,7	9,9	100,0	74 055	68 794	12,0	60,8	27,2	100,0	67 300	89 728	0,75
XVI Jacarepaguá	45,89	33,5	33,5	33,0	100,0	34 673	52 107	3,9	57,5	38,6	100,0	33 300	86 242	0,39
XVII Bangu	44,49	30,0	48,5	21,5	100,0	78 516	50 222	2,9	58,8	38,3	100,0	75 600	111 940	0,68
XVIII Campo Grande	50,96	43,8	21,7	34,5	100,0	56 879	32 828	1,1	5,9	93,0	100,0	29 700	70 084	0,42
XIX Santa Cruz	44,65	41,3	31,6	27,1	100,0	25 470	22 774	2,2	4,0	93,8	100,0	12 800	25 704	0,50
XX Ilha do Governador	47,20	51,2	3,5	45,3	100,0	25 237	35 624	1,6	6,2	92,2	100,0	42 900	64 120	0,67
XXI Ilha de Paqueta	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
XXII Anchieta	47,27	33,5	32,2	34,3	100,0	57 743	41 081	3,1	23,1	73,8	100,0	40 000	82 500	0,48
XXIII Santa Teresa	36,16	58,5	24,2	17,3	100,0	4 033	82 947	41,4	27,0	31,6	100,0	6 300	28 952	0,22
XXIV Barra da Tijuca	61,29	20,2	30,4	49,4	100,0	4 244	33 973	0,2	11,1	88,7	100,0	5 300	—	—
MUNICÍPIOS: NITERÓI	32,41	59,7	22,3	18,0	100,0	83 413	56 629	4,5	45,6	49,9	100,0	116 400	312 300	0,37
SÃO GONÇALO	56,11	54,8	0,0	45,2	100,0	96 067	23 502	1,9	0,0	98,1	100,0	50 200	150 390	0,33
DUQUE DE CAXIAS	33,98	44,1	37,3	18,6	100,0	52 965	50 052	3,2	37,4	59,4	100,0	83 500	162 980	0,51
SÃO JOÃO DE MERITI	39,99	34,6	32,6	32,8	100,0	37 015	53 201	3,6	25,8	70,6	100,0	40 700	104 692	0,39
NILÓPOLIS	46,36	31,5	37,8	30,7	100,0	17 937	54 824	11,0	51,6	37,4	100,0	15 500	42 282	0,37
NOVA IGUAÇU	55,95	14,4	45,5	40,1	100,0	69 339	48 352	5,4	53,6	41,0	100,0	98 300	162 240	0,61
ITABORAÍ	65,22	0,0	83,2	16,8	100,0	1 167	18 214	0,0	0,2	99,8	100,0	4 600	22 680	0,20
MAJÉ	202,04	0,0	0,0	100,0	100,0	509	14 528	0,0	0,0	100,0	100,0	17 500	42 868	0,41
PARACAMBI	141,64	0,0	0,3	99,7	100,0	3 815	19 092	0,0	0,3	99,7	100,0	7 000	9 504	0,74

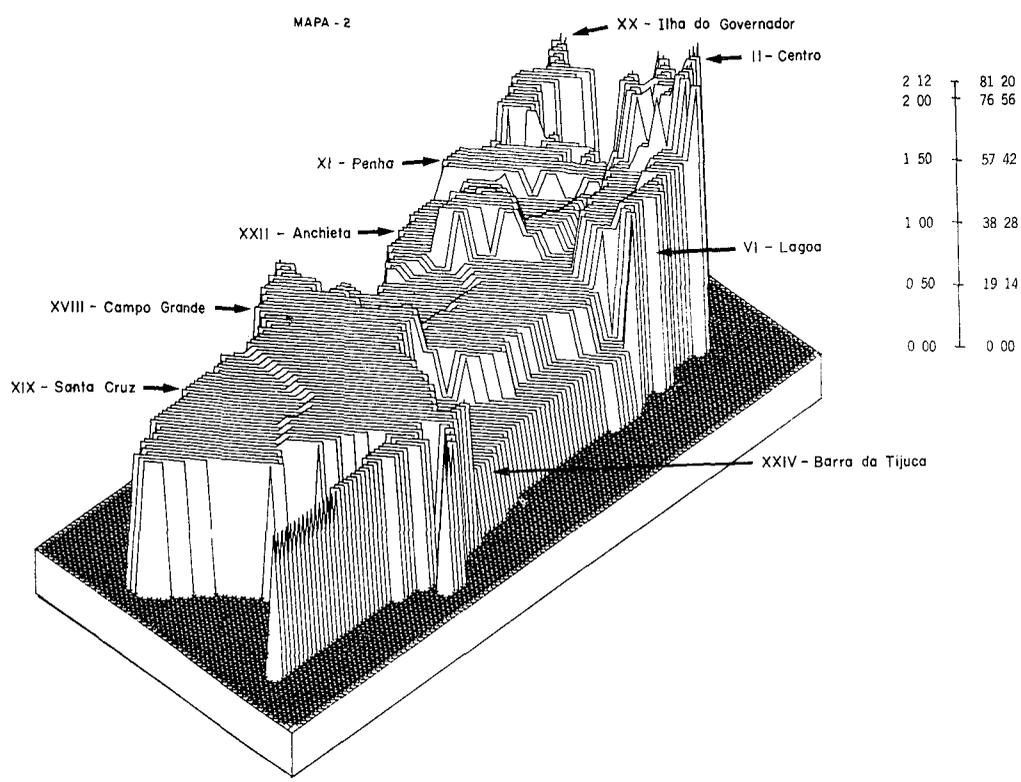
MAPA - 1



TEMPO MÉDIO DE VIAGEM EM COLETIVOS

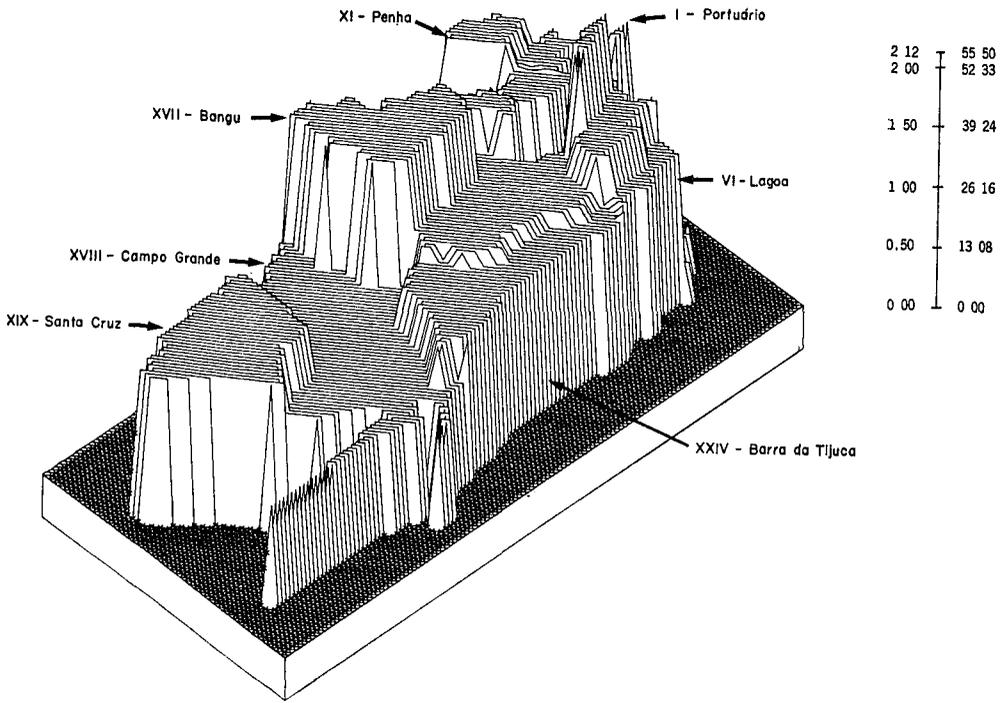
valo. Estendendo-se esta análise a nove municípios periféricos da região metropolitana, alguns casos de baixo tempo médio de viagem são encontrados, como, por exemplo, em Niterói (32,4 minutos), principalmente por causa do alto número de viagens ao Centro, em Duque de Caxias e em São João de Meriti (38,9 e 39,9 minutos, respectivamente). Estes últimos se explicam pelo alto número de viagens intramunicipais, decorrentes de uma concentração de empregos relativamente alta. Mas, de um modo geral, o tempo médio de viagem nestes municípios periféricos é relativamente alto, atingindo em Majé quase três horas e meia (202,0 minutos), principalmente porque o número de viagens intramunicipais é bem pequeno enquanto que as viagens intersetoriais são de longa duração.

Vale ressaltar que o tempo médio é, no entanto, uma medida incompleta, pois negligencia aspectos de real importância. Isto se evidencia, numa comparação entre as RAs da Tijuca e de Copacabana, quando se observa que, embora esta última revele um tempo médio de viagem um pouco mais longo (29,0 minutos), a maior parte de suas viagens, 81,2%, tem uma duração de até 30 minutos, ao passo que na Tijuca, nesta faixa, a proporção é de 51,4%. Em vista disto, para uma melhor apreensão do comportamento da população, a análise do tempo dos deslocamentos será feita com base na distribuição percentual das viagens segundo faixas de tempo (tabela 1 e mapas 2 e 3). O conhecimento de que essas viagens se situam em determinadas faixas de tempo (ou isócronas) permitirá uma percepção mais apurada das condições que a população de cada RA ou município desfruta. Estas condições refletem tanto características da localização de cada uma dessas áreas dentro da economia espacial da região metropolitana como da distribuição de empregos nos diferentes setores de tráfego. Um bom exemplo disso é fornecido por Anchieta e Ilha do Governador, apresentando ambas 47,2 minutos de tempo médio de viagem. A Ilha do Governador concentra as suas viagens nas faixas de tempo extremos — 51,2% na faixa de menos de 30 minutos e 45,3% na de 60,0 minutos ou mais — de tal modo que quase inexitem viagens na faixa intermediária. Esta concentração na primeira isócrona resulta da alta proporção de viagens com destino na própria Ilha, cujos trajetos não ultrapassam os 30 minutos. Já a concentração na isócrona de 60 minutos ou mais decorre tanto da alta proporção de viagens com destino a Copacabana (13,4%) e a Ramos (11,5%), distantes da Ilha a 96 e 63 minutos, respectivamente (tabela 2), quanto da obrigatoriedade do acesso pela Avenida Brasil, sempre *estrangulada* em hora de pico, em decorrência da enorme massa de veículos que por ela trafegam. A insignificante proporção das viagens decorridas num tempo situado entre 30 e 60 minutos (3,5%) resulta dos deslocamentos no sentido de Irajá, Madureira, Jacarepaguá, Barra da Tijuca e Nova Iguaçu que, por vezes, quilômetros mais distantes do que outras RAs têm, no entanto, um acesso mais fácil, seja pela ausência de fluxos nessa direção seja pelo percurso mais direto dos transportes coletivos que as ligam à Ilha.



% DAS VIAGENS COM DURAÇÃO DE MENOS DE 30 MINUTOS

MAPA - 3



% DAS VIAGENS COM DURAÇÃO DE 30 A 60 MINUTOS

TABELA 2

PERCENTAGEM DO TOTAL DAS VIAGENS EM COLETIVOS NA  
HORA DE PICO DA MANHÃ, POR SETORES DE TRÁFEGO DE  
ORIGEM SEGUNDO OS TRÊS PRINCIPAIS SETORES DE  
TRÁFEGO DE DESTINO — GRANDE RIO — 1976

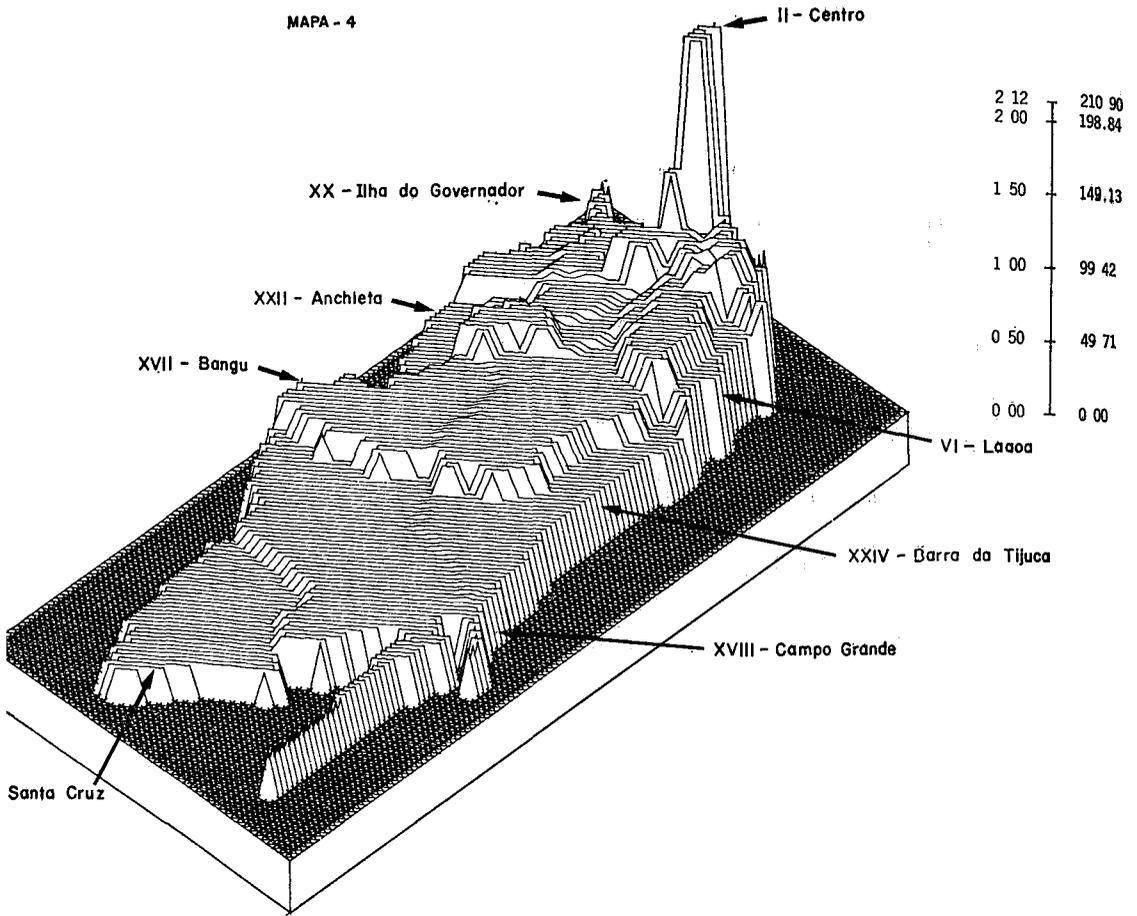
SETORES DE TRÁFEGO DE ORIGEM	I		II		III	
	Setores de tráfego de destino	%	Setores de tráfego de destino	%	Setores de tráfego de destino	%
I Portuária (1)	Copacabana	15,6	Botafogo	15,2	Centro	14,6
II Centro (2)	Botafogo	20,8	Centro	19,1	Tijuca	8,7
III Rio Comprido (3)	Centro	32,9	Rio Comprido	17,7	Tijuca	13,0
IV Botafogo (4)	Botafogo	31,6	Centro	26,8	Copacabana	12,7
V Copacabana (5)	Centro	26,2	Copacabana	25,4	Botafogo	17,2
VI Lagoa (6)	Lagoa	40,1	Copacabana	18,9	Botafogo	18,1
VII São Cristóvão (7)	Centro	16,8	São Cristóvão	11,1	Portuária	8,4
VIII Tijuca (8)	Tijuca	42,6	Centro	28,0	Vila Isabel	4,3
IX Vila Isabel (9)	Botafogo	26,4	Centro	17,6	Vila Isabel	12,9
X Ramos (10)	Ramos	25,1	Penha	12,1	Centro	9,3
XI Penha (11)	Penha	29,3	Centro	12,7	Ramos	8,6
XII Méier (12)	Méier	30,2	Centro	14,7	Madureira	12,0
XIII Engenho Novo (13)	Centro	21,9	Eng. Novo	21,5	Vila Isabel	12,9
XIV Irajá (14)	Irajá	23,3	Madureira	17,5	Centro	12,8
XV Madureira (15)	Madureira	29,8	Centro	14,8	Bangu	7,1
XVI Jacarepaguá (16)	Jacarepaguá	24,7	Tijuca	14,8	Centro	14,5
					Madureira e	8,3
XVII Bangu (17)	Bangu	30,0	Centro	15,4	Campo Grande	
XVIII Campo Grande (18)	Campo Grande	43,8	Centro	12,0	Sta Cruz	11,2
XIX Santa Cruz (19)	Sta Cruz	40,2	Campo Grande	27,4	Centro	8,3
XX Ilha do Governador (20)	Ilha do Gov	51,2	Copacabana	13,4	Ramos	1,5
XXI Ilha de Paqueta (21)	—	—	—	—	—	—
XXII Anchieta (22)	Anchieta	31,5	Madureira	14,1	Centro	11,4
XXIII Santa Teresa (23)	Centro	44,5	Sta Teresa	6,9	Lagoa	5,7
XXIV Barra da Tijuca (24)	Barra da Tijuca	20,2	Jacarepaguá	19,0	Centro	7,6
	Niterói	56,4	Centro	22,5	São Gonçalo	12,5
	São Gonçalo	54,8	Niterói	27,1	Centro	8,1
	Duque de Caxias	44,1	Centro	7,9	Portuária	6,4
	São João de Meriti	26,8	Centro	10,2	D de Caxias	9,8
	Nilópolis	20,7	Nilópolis	13,4	Botafogo	7,4
	Nova Iguaçu	16,6	Nova Iguaçu	12,3	Copacabana	7,2
	Itaboraí	83,3	Centro	7,6	Botafogo	2,5
	Majé	28,9	Nova Iguaçu	18,3	Portuária	14,9
	Paracambi	23,6	Centro	12,0	Copacabana	8,6

FONTE: Ver Apêndice A a 6

Causa estranha que o tempo de viagem entre o centróide da Ilha do Governador e o de Jacarepaguá seja de 31 minutos quando ele é de 68 minutos entre o centróide da Ilha do Governador e o da Penha, visto que a distância física entre os dois primeiros é muitas vezes maior do que aquela observada entre os dois últimos. As razões plausíveis para esta ocorrência podem relacionar-se à rota dos transportes coletivos ou mesmo a problemas de simulação do modelo aqui utilizado.

A análise da distribuição das viagens por isócronas leva a crer que a população que desfruta de maior acessibilidade é a que ocupa parte da Zona Sul — Botafogo, Copacabana e Lagoa — e parte das RAs mais próxima do centro — Rio Comprido e Tijuca — visto que mais de 50% das viagens aí realizadas são de curta duração (menos de 30 minutos), enquanto as de 60 minutos ou mais não chegam a atingir 11%.

Com base na tabela 2, que mostra os principais destinos das viagens dos setores de tráfego, é possível constatar que, ao lado de uma expressiva concentração de viagens dentro do próprio setor (fato co-



POTENCIAL DE EMPREGO

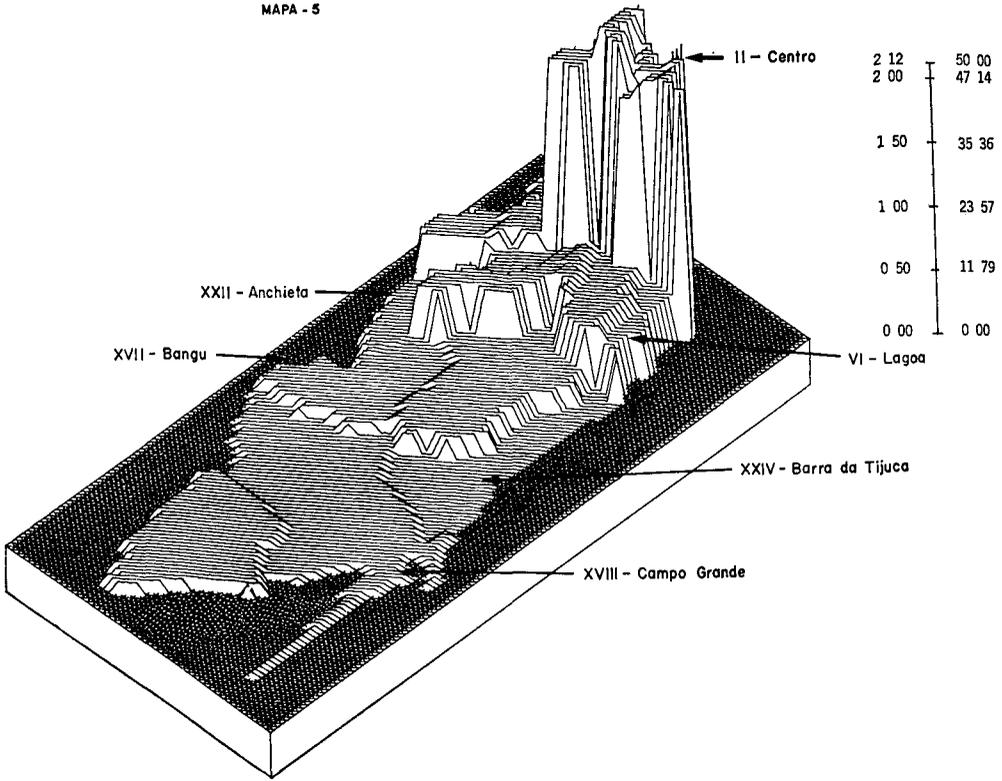
num a quase todos eles), ocorrem grandes fluxos para as áreas fisicamente próximas, quando não vizinhas. Isto ocorre sobretudo com a proximidade do Centro, mas também a existência de subcentros importantes em alguns dos setores próximos a ele como Botafogo, Copacabana e Tijuca possibilitam relevantes fluxos intra e intersetoriais. Observa-se, inclusive, que, mesmo em alguns setores de tráfego periféricos (fora do Município do Rio de Janeiro), o fenômeno se repete. Haja vista que o Município de Duque de Caxias tem 44,1% das viagens transcorridas com origem e destino nele mesmo e apenas 7,9% e 5,4% para RAs do Centro e Portuária, respectivamente. Deve-se tomar em consideração que existe uma quantidade significativa de empregos neste município, 83.500 em 1976, ou quase um emprego para cada dois membros da população economicamente ativa aí residente.

Uma outra perspectiva desse estudo sobre acessibilidade é a que dá ênfase às *oportunidades potenciais*, que aqui serão focalizadas através da distribuição percentual do emprego segundo isócronas para cada setor de tráfego (RA ou município) e da estimativa do potencial de emprego do Grande Rio (tabela 1 e mapas 4 a 6). Apesar das restrições que fazemos a esse indicador (ver 2 1), ele é útil como medida de avaliação do acesso a todos os empregos no Grande Rio. Assim, ao se declarar que 8,2% dos empregos do Grande Rio estão localizados dentro de uma isócrona de 30 minutos, quer-se dizer que tais empregos estão localizados nessa faixa compreendida entre 0 — 30 minutos do centróide de uma RA, por exemplo, de Botafogo e não necessariamente que os residentes desta RA realizem suas atividades neste local.

Embora este indicador não retrate o comportamento dos moradores do setor, mostra as oportunidades potenciais e por isso está altamente correlacionado com o valor da terra, a densidade demográfica, e com os próprios indicadores de tempo de viagem. Por exemplo, os coeficientes de correlação Pearson entre tempo médio de viagem e a percentagem de viagens de menos de 30 minutos com o potencial de emprego foram — 0,50 e + 0,40, respectivamente. Mas a análise dos potenciais mostra que os valores deles são mais altos que aqueles encontrados nos setores centrais. À luz dessas informações sobre oportunidades potenciais, podemos tecer algumas considerações. A primeira delas é que as sete RAs que apresentam altas proporções de emprego numa isócrona de 30 minutos estão localizadas muito próximas à RA Centro, como é de se esperar, dado a alta concentração de emprego nesta RA e naquelas em seu redor, tais como Portuária e Rio Comprido, e também em Copacabana e Botafogo, que se situam a menos de 30 minutos do Centro, além de apresentarem um número relativamente alto de empregos dentro de seus limites.

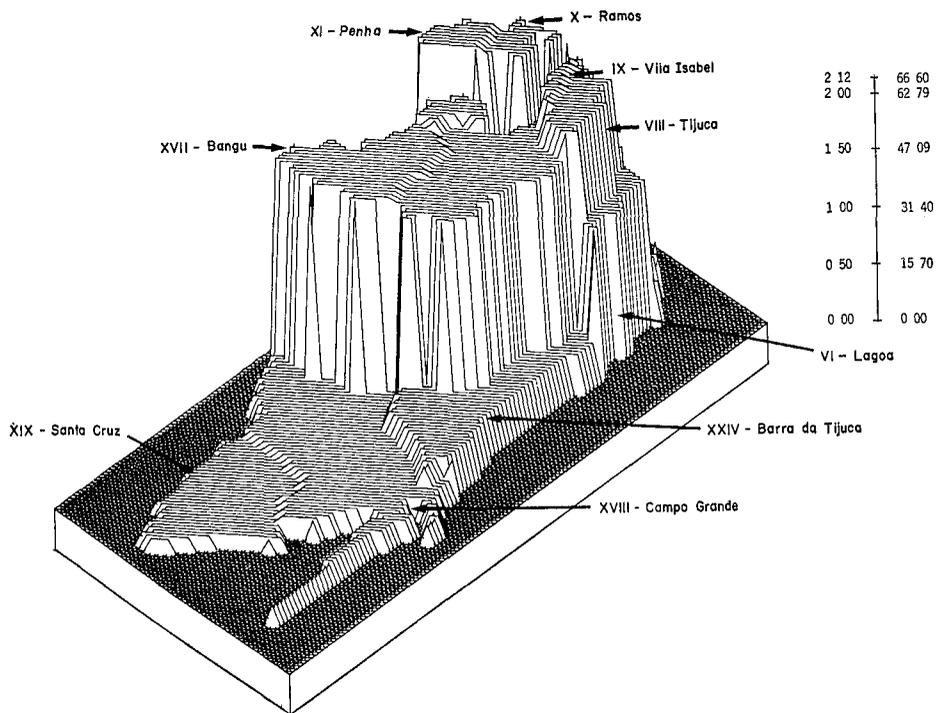
Quanto aos municípios periféricos, estes apresentam uma baixíssima proporção de empregos na isócrona de 30 minutos. Algumas vezes ela chega a ser nula sem que isto signifique que dentro desta isócrona não haja empregos, mas apenas que a isócrona que passa pelos limites do município já é a de 30-60 minutos (Itaboraí e Paracambi)

MAPA - 5



% DOS EMPREGOS DO GRANDE RIO NA ISOCRONA DE MENOS DE 30 MINUTOS

MAPA - 6



% DOS EMPREGOS DO GRANDE RIO NA ISOCRONA DE 30 A 60 MINUTOS

ou mesmo de 60 minutos ou mais (Majé). Obviamente, isto reflete um dos problemas da utilização deste tipo de índice com unidades espaciais tão grandes como estes municípios, como foi assinalado na discussão acerca dos problemas conceituais e operacionais destes indicadores. Esta baixa proporção não implica a afirmação de que as viagens nestes setores de tráfego sejam de longa duração, mas a de que o acesso deles a todos os empregos do Grande Rio é baixo. Na realidade, uma baixa proporção deste emprego total pode ainda corresponder, em termos absolutos, a um número relativamente grande em relação à população economicamente ativa localizada no setor de tráfego, como acontece em Duque de Caxias, Campo Grande, Santa Cruz e Ilha do Governador, onde existe praticamente um emprego para cada dois membros da população economicamente ativa (tabela 1). A descentralização do mercado de trabalho através de subcentros comerciais ou de bairros industriais (que só absorveram até agora uma parcela muito pequena da população economicamente ativa), sem dúvida, contribui para reduzir as diferenças, no potencial de emprego segundo isócronas, decorrentes da grande atração apresentada pelo Centro. As RAs de Madureira e do Méier, que têm um mercado de trabalho local bastante ativo, constituem bons exemplos deste fato. Cabe, a essa altura de nossa reflexão, um comentário sobre a importância do Centro.

Concentrando cerca de 40% dos empregos do Grande Rio em 1976 (836.600), o Centro está sempre entre os três primeiros locais de destino das viagens originadas em qualquer setor de tráfego (exceção feita às RAs da Lagoa e da Ilha do Governador). Essa predominância de viagens para o Centro chega a ser tão grande em algumas RAs (Rio Comprido, Copacabana, São Cristóvão, Engenho Novo e Santa Teresa) e em municípios (Nova Iguaçu e Nilópolis) que ultrapassa mesmo o número de viagens intra-setoriais. Um outro indicador aqui utilizado (empregos na RA em 1976/população economicamente ativa em 1976) mostra claramente essa concentração espacial do mercado de trabalho. Assim, supondo-se que a população economicamente ativa de cada setor de tráfego trabalhe no próprio setor, vamos encontrar um índice de 25,22 empregos para cada pessoa economicamente ativa que resida no setor de tráfego da RA Centro. Somente mais quatro setores de tráfego apresentam uma relação igual ou superior a um, ou seja, maior número de empregos em relação à população economicamente ativa local (Portuária, São Cristóvão, Ramos e Rio Comprido). Dois deles, no entanto — São Cristóvão e Rio Comprido — tiveram, como foi observado no parágrafo anterior, sua população economicamente ativa deslocada sobretudo para o Centro. Por outro lado, a população do Centro, apesar do índice mencionado, tem seu maior fluxo em coletivos com destino a Botafogo, principalmente por causa do elevado número de pessoas residentes nesta RA que fazem sua viagem intra-setorial a pé.

Geralmente quando num setor de tráfego esta relação emprego/população economicamente ativa é baixa, a população economicamente ativa se vê obrigada a deslocar-se para outros pontos, mesmo para os

de pouca acessibilidade. Por exemplo, a relação emprego/população economicamente ativa em São Gonçalo é muito baixa (0,33), além do que 98,1% dos empregos no Grande Rio estão concentrados na sua isócrona de 60 minutos ou mais. Em decorrência disto, se verifica um intenso e longo deslocamento (quase 50% das viagens) para fora do município, sobretudo para Niterói que é o destino de 26.070 viagens e que se encontra a 77 minutos de São Gonçalo. Nova Iguaçu, embora com tempo médio de viagem semelhante ao de São Gonçalo, desfruta de melhor potencial de emprego, seja em decorrência de uma relação emprego/população economicamente ativa superior (0,61) seja em decorrência do significativo deslocamento para o Centro (16,6% de suas viagens), cujo acesso é inferior a uma hora de viagem, sem falar na existência de subcentros importantes (por exemplo Madureira) dentro da sua isócrona de 30 a 60 minutos que atraem também parcelas dos fluxos residência-trabalho.

### **3.2 Acessibilidade espacial, o excedente fiscal e a distribuição espacial da população segundo grupos de rendimento familiar per capita**

Nesta parte do trabalho analisaremos as relações entre os indicadores de acessibilidade espacial, do excedente fiscal, das amenidades físicas, do valor da terra e da distribuição das famílias segundo grupos de renda familiar *per capita*, relativos aos setores de tráfego (que correspondem às regiões administrativas) do Município do Rio de Janeiro.

Como foi discutido em trabalho anterior (16), o excedente fiscal é “o valor atual da diferença entre o aumento da renda do solo devido aos investimentos públicos menos taxas ou impostos locais”. Nossos indicadores deste excedente são os investimentos em água e esgoto *per capita* durante o período março de 1975 — março de 1977, e o imposto territorial relativo, medido em termos da relação valor fiscal/valor venal. “O imposto territorial é calculado sobre o valor fiscal que, por sua vez, é calculado como uma percentagem do valor venal (que é teoricamente igual, ou pelo menos proporcional, ao valor da terra no mercado). Quanto menor a relação valor fiscal/valor venal tanto menor será a taxa de imposto territorial” (17). Como indicador do acesso ao sistema de esgoto foi utilizada a percentagem de domicílios ligados à rede geral de esgoto, enquanto a distância em relação ao mar foi empregada como um indicador de amenidades físicas.

Na pesquisa anterior (18) foi identificada uma correlação positiva entre o valor da terra e investimentos em água e esgoto, e uma negativa entre este valor da terra e o imposto territorial relativo, como seria de se esperar teoricamente.

A análise do coeficiente de correlação Pearson destas variáveis atestou a existência de um grau relativamente alto de intercorrelação entre as variáveis e por isso se procedeu a uma análise fatorial para

TABELA 3

ANÁLISE FATORIAL \* COM OS INDICADORES DE  
ACESSIBILIDADE ESPACIAL, DE AMENIDADES E DO  
EXCEDENTE FISCAL, DO VALOR DA TERRA E DA  
DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DAS FAMÍLIAS SEGUNDO  
FAIXAS DE RENDIMENTO FAMILIAR *PER CAPITA*:  
REGIÕES ADMINISTRATIVAS DO MUNICÍPIO DO  
RIO DE JANEIRO

INDICADORES DE ACESSIBILIDADE ESPACIAL (1976)	FATOR I ALTA RENDA	FATOR II ALTO POTENCIAL
Tempo médio de viagem	-0,61	-0,46
Distribuição percentual de viagens do setor segundo isócrona:		
menos de 30 minutos	0,70	0,25
de 30 a 60 minutos	-0,36	0,04
60 minutos ou mais	-0,38	0,03
Distribuição percentual dos empregos na área de estudos, segundo isócrona:		
menos de 30 minutos	0,25	0,57
de 30 a 60 minutos	-0,02	0,19
60 minutos ou mais	-0,06	-0,12
Potencial de emprego	0,10	0,69
Distância ao centro	-0,29	-0,88
INDICADORES DA AMENIDADE E DO EXCEDENTE FISCAL		
Distância ao mar	-0,68	-0,13
% de domicílios ligados à rede geral de esgo- to (1970) ...	0,65	0,69
Investimentos <i>per capita</i> em água e esgoto (1972-1975)	0,87	-0,21
Relação valor fiscal valor venal (1972)	-0,37	0,70
Valor da terra em 1972	0,76	0,25
Distribuição percentual de famílias, segundo fai- xas de renda familiar <i>per capita</i> (1970) (exclusi- ve favelas)		
Até 0,5 (salários mínimos)	-0,70	-0,70
Mais de 0,5 a 1	-0,94	-0,05
Mais de 1 a 2	-0,06	0,92
Mais de 2 a 5	0,92	0,32
Mais de 5 a 10	0,97	0,02
Mais de 10	0,87	-0,21
Eigenvalue	8,84	3,90
% da variância total aplicada	46,5%	20,5%
% acumulada de variância total explicada.	46,5%	67,0%

\* Principais componentes com rotação varimax

resumir esta matriz de indicadores. O método de principais componentes foi utilizado com a rotação ortogonal (varimax) da matriz inicial (19). Os *loadings* dos dois fatores aqui apresentados (tabela 3) podem ser interpretados como os coeficientes de correlação das variáveis com seu fator. Em seu conjunto, estes dois fatores explicam 67,0% da variância das variáveis originais (46,5% e 20,5%, respectivamente).

Os *loadings* do fator I demonstram com clareza que ele está eminentemente associado aos altos níveis de renda monetária e real, uma vez que estes são altos para:

Tempos de viagem curta  
Proximidade do mar  
Grande excedente fiscal  
Valor da terra alto

Baixas proporções de famílias com baixa renda familiar (menos do que 1 salário mínimo *per capita*).

Altas proporções de famílias de renda média e alta (2 salários mínimo *per capita* ou mais).

Assim sendo, a este fator chamaremos *alta renda*.

Os *scores* deste fator I (tabela 4 e mapa 7) mostram Lagoa, Copacabana, Botafogo e Tijuca como regiões de maior renda monetária

TABELA 4

SCORES FATORIAIS DOS DOIS FATORES \*

FATOR I ALTA RENDA		FATOR II ALTO POTENCIAL	
Regiões administrativas	Scores	Regiões administrativas	Scores
VI — Lagoa .	2,529	II — Centro	1,529
V — Copacabana	2,230	VII — São Cristóvão	1,074
IV — Botafogo	1,288	I — Portuária	0,998
VIII — Tijuca .	1,230	XXIII — Santa Teresa	0,937
IX — Vila Isabel	0,623	XIII — Engenho Novo	0,918
XX — Ilha do Governador	0,206	III — Rio Comprido	0,919
XXIII — Santa Teresa .	0,083	XII — Méier	0,659
II — Centro	0,069	IV — Botafogo	0,448
III — Rio Comprido .	0,023	X — Ramos	0,447
XIII — Engenho Novo	-0,170	XV — Madureira	0,239
XVI — Jacarepaguá	-0,318	IX — Vila Isabel	0,213
X — Ramos	-0,398	XIV — Itajá	0,143
VII — São Cristóvão	-0,520	VIII — Tijuca	0,098
XI — Penha	-0,551	XI — Penha	-0,088
XII — Méier	-0,566	V — Copacabana	-0,214
XV — Madureira	-0,686	XX — Ilha do Gov.	-0,219
XIV — Itajá	-0,729	XXII — Anchieta	-0,617
XVIII — Campo Grande	-0,751	XVII — Bangu	-1,023
XVII — Bangu .	-0,785	XVI — Jacarepaguá	-1,129
XIX — Santa Cruz	-0,838	VI — Lagoa	-1,195
XXII — Anchieta	-0,921	XVIII — Campo Grande	-1,760
I — Portuária .	-1,048	XIX — Santa Cruz	-2,377

\* Tabela 3

e real, e Bangu, Santa Cruz, Anchieta e Portuária como as regiões mais pobres (20).

O fator II acha-se mais relacionado com potencial de emprego e a proporção de famílias com renda situada entre 1 e 2 salários mínimos *per capita*. Naturalmente, os scores deste fator foram mais altos nas RAs mais centrais e naquelas mais próximas à área industrial da Zona Norte (tabela 4 e mapa 8). Este fator será designado de *alto potencial*.

Em suma, a análise revela que os dois tipos de indicadores de acessibilidade estão associados com diferentes condições de vida.

Os *loadings* também podem ser vistos como os coeficientes lineares de uma equação de regressão com a variável original definida como a variável dependente e os fatores como variáveis independentes. Desta maneira, poderíamos colocar a seguinte equação para a variável valor da terra em 1972 (VT72):

$$VT72 = 0,76FATOR I + 0,25FATOR II - d_1 U_1$$

Onde  $U_1$  é um fator único e  $d_1$  seu coeficiente linear.

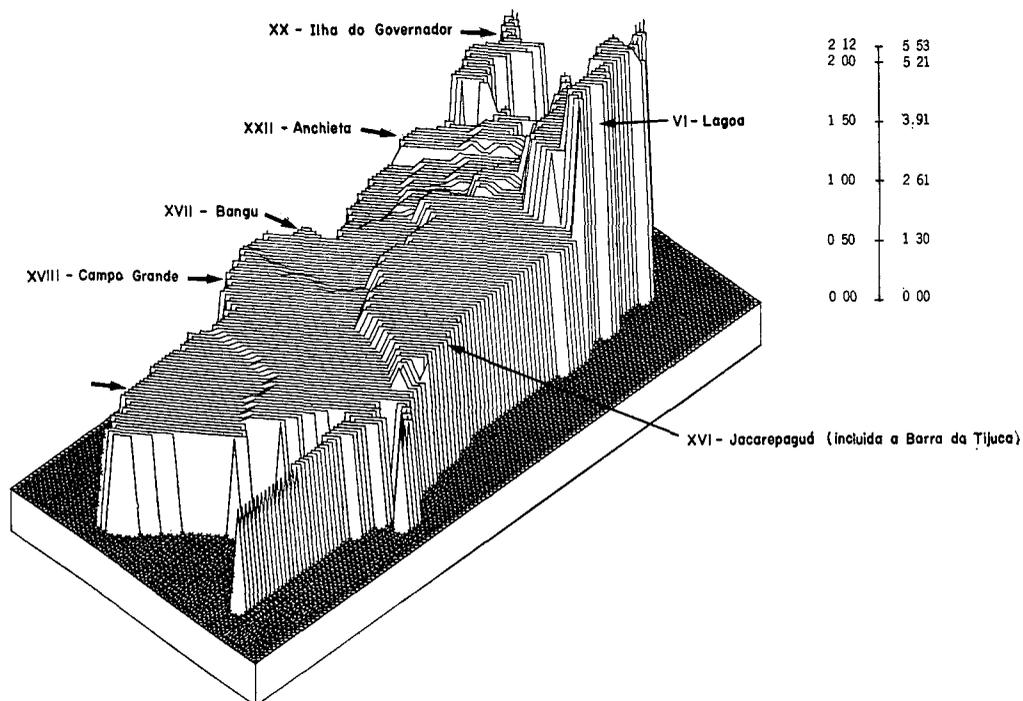
Esta análise tem vantagens sobre a análise de regressão múltipla feita em trabalho anterior, uma vez que ela não apresenta o problema de multicolinearidade com as outras variáveis "independentes". Na equação acima os dois fatores "explicam" ou "controlam" 57,0% da variância total do valor da terra, com o primeiro fator contribuindo com 50,8% e o segundo com 6,2%.

#### 4. CONCLUSÕES

Os indicadores aqui desenvolvidos, embora apresentem algumas restrições causadas principalmente pelas limitações impostas pelos dados do Metrô aqui utilizados, oferecem uma primeira aproximação da acessibilidade espacial nos diversos setores de tráfego do Grande Rio de Janeiro. Existem altas correlações entre estes indicadores e os desenvolvidos com os dados da pesquisa Gallup sobre o Município de Rio de Janeiro. Por exemplo, o coeficiente de correlação Pearson entre o tempo médio de viagem calculado com os dados do Metrô e o tempo mediano de viagem estimado com os dados da pesquisa domiciliar feita por Gallup (21) é 0,69.

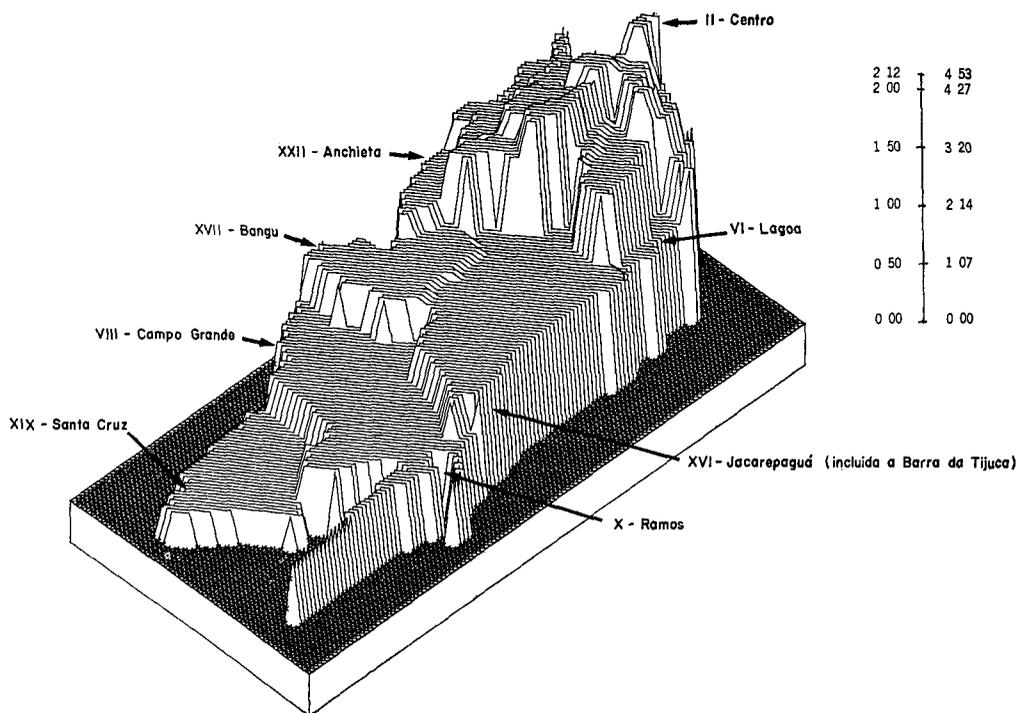
Uma importante vantagem que os dados do Metrô oferecem é que permitem o cálculo dos indicadores ao nível das 284 zonas de tráfego ou agregações delas com dados que são normalmente coletados no correr do planejamento de transporte. Aliás, estes dados representam uma rica fonte de informações sobre as inter-relações no sistema urbano que tem sido muito pouco utilizada até agora. Por exemplo, seria interessante utilizar estes dados na análise das relações entre casa e trabalho na

MAPA - 7



MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO — FATOR 1 — ALTA RENDA

MAPA - 8



MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO — FATOR 2 — ALTO POTENCIAL

periferia do Rio de Janeiro, visto que uma parcela relativamente grande da população da periferia mora e trabalha na própria periferia, onde se presume que em parte ela esteja sendo absorvida pelo setor informal, setor este que normalmente não é levantado pelos censos econômicos do IBGE.

Isso não quer dizer que a pesquisa feita em um meio de transporte como o metrô seria mais barata ou confiável do que uma realizada no domicílio. Esta teria que ser a conclusão de uma pesquisa muito mais detalhada das vantagens e desvantagens relativas aos dois tipos de levantamento. Parece que uma poderia complementar a outra. Por exemplo, o tempo de viagem poderia ser levantado numa pesquisa domiciliar como foi discutido para a PNAD com a pesquisa de origem-destino feita no meio de transporte, uma vez que este é o método normalmente utilizado nas pesquisas de transportes. Desta maneira, os resultados das simulações poderiam ser comparados com os da pesquisa domiciliar. Embora para fins de um relatório social ao nível nacional ou mesmo regional a pesquisa domiciliar ofereça vantagens muito grandes, a coordenação dos dois tipos de pesquisa faz muito sentido ao nível metropolitano.

Os indicadores aqui apresentados demonstram que existem grandes disparidades na acessibilidade espacial entre os setores de tráfego analisados. No mercado de solo urbano este diferencial de acessibilidade espacial está transformado num gradiente de renda do solo urbano que, por sua vez, tem impacto importante sobre a segregação residencial segundo grupos de rendimento na cidade. O resultado deste processo todo é a desigual distribuição interpessoal e espacial do acesso às oportunidades dentro da economia da cidade.

MATRIZ DE VIAGENS POR SETORES DE TRÁFEGO — 1976

SETORES DE TRÁFEGO (REGIÕES ADMINISTRATIVAS DA CIDADE DO RIO DE JANEIRO E MUNICÍPIOS DO GRANDE RIO)	DESTINO ORIGEM	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	—	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
I Portuária	1	834	2.500	119	2.604	2.663	2.321	1.601	869	36	376	460	180	83	57.000	53	137	231	290	229	—	179	156	0	52	36	659	33	31	1.055	0	31	0	
II Centro	2	2.803	10.271	1.101	11.201	4.102	2.734	1.713	4.672	1.106	1.836	1.442	1.116	1.476	528.782	423	626	428	3	1.385	—	531	180	3	845	284	967	297	58	881	10	43	0	
III Rio Comprido	3	29	4.804	2.587	477	264	680	424	1.902	374	194	189	258	877	188.001	34	36	14	0	440	—	223	312	23	81	53	15	6	6	18	1	0	0	
IV Botafogo	4	1.907	19.567	1.118	23.080	9.271	8.525	1.063	1.547	211	316	634	276	454	651.99	91	504	116	18	1.866	—	236	157	92	684	104	368	37	2	148	4	0	0	
V Copacabana	5	1.876	14.289	622	9.377	13.871	6.808	395	1.397	357	809	757	179	281	3.4	37	510	18	35	587	—	84	36	182	282	130	616	64	115	878	3	11	0	
VI Lagoa	6	273	5.325	432	7.382	7.708	16.359	78	549	110	113	187	174	212	133.95	424	70	65	46	132	—	0	0	154	272	49	103	199	0	150	2	0	0	
VII São Cristóvão	7	1.610	3.216	120	1.153	1.211	746	2.131	222	168	1.108	1.517	1.541	317	273.76	201	749	207	19	495	—	91	27	331	187	128	535	153	5	431	121	2	0	
VIII Tijuca	8	314	12.039	1.338	786	965	713	629	18.295	1.862	266	255	532	1.499	122.89	97	425	214	70	368	—	95	87	367	213	29	293	0	19	163	3	0	0	
IX Vila Isabel	9	510	5.412	848	8.132	1.799	806	498	3.747	3.982	701	4.877	668	1.289	0.551	82	65	91	48	170	—	0	277	0	131	181	0	0	48	67	96	0	0	
X Ramos	10	960	3.724	433	1.885	2.700	587	1.408	737	1.718	10.105	14.666	2.754	846	986.46	99	1.333	97	56	1.152	—	528	90	28	292	355	1.270	533	0	214	0	0	0	
XI Penha	11	857	6.363	876	1.017	445	809	1.866	790	396	4.315	14.66	2.936	1.244	3.861.75	445	1.417	586	0	1.248	—	1.217	68	0	346	41	1.676	231	119	148	1	132	0	
XII Méier	12	535	8.714	1.312	628	635	763	2.068	1.130	3.820	2.647	1.541	17.973	3.098	1.788.45	795	910	26	16	624	—	822	307	706	238	113	482	217	64	292	0	0	0	
XIII Engenho Novo	13	312	8.066	264	1.395	941	596	581	4.282	4.744	808	245	2.149	7.941	681.449	996	342	169	0	122	—	124	61	106	107	10	119	176	0	95	3	0	0	
XIV Irajá	14	729	4.842	286	580	98	218	1.069	1.866	60	2.206	3.682	2.347	429	8.813.016	317	395	116	262	527	—	1.996	40	45	37	2	84	83	188	89	0	0	0	
XV Madureira	15	1.523	10.984	1.289	1.062	764	469	2.113	1.650	1.252	1.190	2.227	4.420	4.049	2.622.370	4.523	5.256	388	35	638	—	3.425	15	186	173	0	502	473	115	557	45	0	0	
XVI Jacarepaguá	16	682	5.038	345	964	960	1.268	290	5.123	692	396	953	1.321	1.199	362.807	8.574	917	30	15	2	—	734	142	761	41	0	485	77	115	120	0	0	0	
XVII Bangu	17	1.946	12.106	995	2.160	1.538	1.171	2.545	1.571	1.037	1.623	2.695	1.997	1.137	991.80	1.748	23.593	6.499	1.499	461	—	3.547	135	120	143	46	179	0	226	326	2	0	0	
XVIII Campo Grande	18	862	6.821	292	1.335	2.231	586	756	519	917	386	716	736	407	236.116	420	3.548	24.897	6.387	378	—	264	558	433	259	4	163	3	42	296	0	0	12	
XIX Santa Cruz	19	391	2.123	190	530	279	276	382	153	187	67	210	531	281	131.133	254	1.053	6.985	10.249	50	—	123	47	59	18	0	0	14	0	154	0	0	0	
XX Ilha do Governador	20	362	2.063	110	125	3.373	105	428	155	24	2.896	757	191	93	600.379	0	94	36	0	12.910	—	70	19	0	187	3	22	313	0	0	1	21	0	
XXI Ilha de Paqueta	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
XXII Anchieta	21	1.368	6.564	626	774	683	496	1.744	701	368	1.411	1.087	1.951	1.349	3.456.431	465	3.399	820	266	270	—	18.215	5	46	98	39	336	1.134	492	548	0	1	0	
XXIII Santa Teresa	22	142	1.793	34	114	161	230	114	85	4	202	0	82	200	0.2	159	155	22	0	1	—	16	278	0	48	5	0	100	0	0	5	81	0	
XXIV Barra da Tijuca	23	148	322	75	396	29	256	102	309	90	0	0	94	62	111.108	843	36	62	51	161	—	51	0	857	4	1	0	0	0	0	19	57	0	0
MUNICÍPIOS: NITERÓI	24	854	14.901	471	1.474	991	503	748	401	123	249	250	149	141	154.84	30	68	15	11	254	—	16	128	19	49.821	11.092	111	68	26	46	187	28	0	
SÃO GONÇALO	25	493	8.550	358	1.055	1.235	483	996	758	106	183	99	197	1.219	14.228	15	321	29	8	61	—	10	107	19	26.070	52.606	432	100	46	232	37	0	0	
DUQUE DE CAXIAS	26	3.407	4.178	350	1.774	1.405	1.402	2.974	907	557	1.421	1.672	850	500	192.676	1.098	60	25	44	284	—	276	178	92	111	216	23.382	2.383	156	2.319	0	76	0	
SÃO JOÃO DE MERITI	27	1.212	3.759	371	778	1.011	408	2.166	948	450	1.051	550	2.304	929	1.052.189	78	300	13	29	121	—	1.729	71	92	47	20	3.619	9.916	1.201	2.301	0	0	0	
NILÓPOLIS	28	850	3.709	312	1.333	602	415	697	667	276	427	63	503	593	82.991	46	355	42	14	285	—	823	42	26	84	0	121	553	2.410	1.631	0	0	0	
NOVA IGUAÇU	29	3.659	11.515	1.339	3.941	5.000	2.474	2.396	2.818	1.616	1.549	1.974	3.270	2.709	586.120	1.020	1.098	196	153	258	—	1.339	322	289	180	2	3.385	3.314	1.277	8.502	1	0	37	
ITABORAÍ	30	3	89	4	29	26	10	3	4	3	1	0	4	9	0.3	1	0	0	0	3	—	0	0	0	2	1	0	0	0	0	0	972	0	0
MAGÉ	31	76	44	0	3	59	2	0	0	0	62	18	2	0	0.0	0	1	0	0	0	4	0	0	0	1	1	147	0	0	93	0	0	0	
PARACAMBI	32	139	458	88	253	327	166	33	136	64	44	9	79	211	41.298	37	126	27	0	0	—	28	7	74	0	0	66	136	58	899	0	0	11	

FONTE: Companhia do Metropolitano do Rio de Janeiro — METRÔ. Relatório Especial 14, 1976.

MATRIZ DE TEMPO DE VIAGEM EM COLETIVOS ENTRE SETORES DE TRÁFEGO — 1976

REGIÕES ADMINISTRATIVAS DA CIDADE DO RIO DE JANEIRO E MUNICÍPIOS DO GRANDE RIO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	—	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
I Portuária	0	12	26	27	40	56	16	32	44	31	45	47	48	64	46	51	55	104	115	73	—	65	25	80	39	105	56	69	82	79	150	186	159
II Centro	13	0	26	19	33	48	23	29	40	47	54	60	55	73	43	47	52	79	123	82	—	78	19	73	32	98	61	68	53	56	129	165	133
III Rio Comprido	28	28	0	42	46	60	21	14	30	25	29	31	32	52	41	45	57	49	107	67	—	73	24	68	56	121	39	44	58	65	155	191	103
IV Botafogo	28	18	40	0	27	43	41	40	52	65	55	67	58	69	58	62	67	94	140	98	—	92	26	67	49	114	77	84	68	71	145	181	148
V Copacabana	37	28	46	26	0	21	59	58	67	76	64	83	66	80	69	73	78	105	126	73	—	103	31	49	60	125	84	91	79	107	156	192	159
VI Lagoa	50	44	60	43	21	0	76	73	81	79	80	97	86	94	83	87	92	125	114	61	—	117	57	37	74	139	98	105	93	96	170	206	193
VII São Cristóvão	16	24	22	37	67	83	0	35	36	23	36	38	42	65	63	48	86	55	106	64	—	57	43	88	56	111	43	50	68	66	141	178	110
VIII Tijuca	35	30	14	39	58	79	29	0	26	50	44	41	34	80	65	67	60	56	73	90	—	81	34	61	61	126	54	80	54	51	163	199	111
IX Vila Isabel	49	42	24	57	71	85	40	26	0	51	41	28	18	61	45	53	46	43	59	76	—	85	45	80	75	144	51	85	34	32	173	210	97
X Ramos	29	47	36	65	81	81	20	45	52	0	27	31	39	53	56	63	48	52	98	56	—	49	60	105	66	122	35	42	61	58	151	188	142
XI Penha	45	51	29	53	79	93	34	41	38	23	0	46	55	40	42	50	64	80	91	62	—	42	61	95	82	137	22	35	21	51	167	203	135
XII Méier	50	61	49	74	91	106	42	51	37	31	50	0	17	48	33	42	33	30	46	84	—	67	68	91	84	140	51	59	30	27	173	210	84
XIII Engenho Novo	63	60	44	70	87	103	45	36	29	40	60	18	0	54	39	47	36	33	49	67	—	77	67	84	91	147	60	79	28	25	175	212	87
XIV Irajá	66	74	41	66	82	96	57	85	70	49	36	48	51	0	22	30	39	77	87	57	—	44	83	82	102	158	46	42	55	66	188	224	131
XV Madureira	69	41	32	55	72	86	67	70	56	53	40	34	37	24	0	19	29	75	86	43	—	42	87	68	106	162	50	53	50	27	192	228	130
XVI Jacarepaguá	52	48	43	62	78	92	76	73	65	64	49	43	46	32	20	0	60	62	87	32	—	64	56	57	76	170	58	56	32	36	200	237	117
XVII Bangu	56	51	55	65	81	95	88	63	55	47	70	34	36	67	30	57	0	34	51	56	—	64	60	79	80	154	64	68	43	31	183	220	89
XVIII Campo Grande	111	78	82	92	109	126	102	90	91	97	89	72	72	81	57	61	34	0	39	83	—	83	87	93	107	204	83	87	76	99	234	255	83
XIX Santa Cruz	121	129	111	121	138	126	113	142	116	107	99	125	0	92	96	97	52	38	0	92	—	94	139	93	158	214	94	97	87	110	244	255	93
XX Ilha do Governador	77	85	67	82	96	85	69	91	84	63	68	85	66	58	43	31	87	83	94	0	—	83	77	37	114	170	84	82	53	63	200	236	138
XXI Ilha de Paqueta	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
XXII Anchieta	68	81	78	95	110	124	59	87	90	54	46	75	82	45	49	56	63	79	90	76	—	0	86	101	105	161	41	16	39	42	191	227	134
XXII Santa Teresa	25	19	27	25	34	60	41	34	44	59	63	60	50	88	51	56	60	88	132	91	—	97	0	74	50	116	70	77	62	64	146	183	142
XXIV Barra da Tijuca	85	77	70	74	57	45	92	62	81	125	95	97	84	82	67	55	78	100	89	36	—	94	79	0	103	174	108	106	75	86	204	241	168
MUNICÍPIOS: NITERÓI	39	32	54	49	63	77	54	61	71	67	81	82	77	100	71	75	80	102	150	108	—	101	50	103	0	73	87	94	113	110	100	139	194
SÃO GONÇALO	109	102	123	118	133	147	113	130	144	126	140	142	147	159	168	174	183	161	209	168	—	160	120	173	77	0	147	154	173	170	65	102	253
DUQUE DE CAXIAS	56	60	39	77	89	105	44	51	47	31	30	54	53	44	47	54	61	77	88	81	—	39	70	105	89	145	0	33	53	48	175	211	132
SÃO JOÃO DE MERITI	64	68	44	85	97	112	51	81	53	46	38	62	83	43	59	62	64	47	90	89	—	16	78	114	97	153	30	0	29	30	183	219	134
NILÓPOLIS	87	52	56	66	83	97	74	64	61	68	21	41	41	60	26	30	42	41	86	52	—	35	61	76	119	175	50	28	0	26	205	242	96
NOVA IGUAÇU	81	55	59	69	85	99	68	67	71	62	55	78	52	57	37	41	31	28	44	63	—	42	64	86	114	169	49	31	25	0	199	236	82
ITABORAÍ	149	129	155	146	160	174	141	163	170	153	167	168	176	193	195	201	210	226	237	195	—	187	147	200	101	65	174	181	200	197	0	99	255
MAGÉ	186	166	191	182	197	211	177	200	206	189	203	205	213	229	232	238	246	255	255	231	—	224	184	237	140	102	210	217	236	233	99	0	255
PARACAMBI	164	133	136	147	163	177	155	144	146	150	142	126	126	135	111	115	89	81	92	137	—	136	141	170	201	255	137	140	152	152	255	255	0

FONTE: Companhia de Metrô do Rio de Janeiro, METRÔ, Relatório Especial 14, 1976.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- (1) Departamento de Estudos e Indicadores Sociais, *As Condições de Vida da População de Baixa Renda na Região Metropolitana do Rio de Janeiro*. SUEGE/IBGE, 1978. (Xerox)
  - (2) STERN M. O. & AYRES, R. U. Transportation Outlays: Who Pays and Who Benefits? em *Government Spending and Land Values*, ed. C. L. Marris (Madison: University of Wisconsin Press, 1973), p. 128.  
Para uma apreciação da leitura sobre este assunto, ver:  
YUCEL, N. C. *A Survey of the Theories and Empirical Investigations of the Value of Travel Time Savings*. World Bank Staff Working Paper N.º 199, February, 1975.
  - (3) STERN & AYRES, p. 146-147.
  - (4) HARVEY, DAVID. *The Political Economy of Urbanization in Advanced Capitalist Societies — The Case of the United States*. s. d. (Xerox)
- Ver também:
- FELDMAN, MARSHALL. A Contribution to the Critique of Urban Political Economy: The Journey to Work, ANTIPODE 9,2 (September 1977), p. 30-50.
- (5) WACHS, M. & KUMAGAI, G. Physical Aecessibility, em *Prototype Social Report for Los Angeles County*. Los Angeles, UCLA, School of Architecture and Urban Planning, 1973.
  - (6) *Ibid.*
  - (7) *Ibid.* Ver também:
- BALEEIRO FILHO, A. de Andrade. *Utilização de Perfis de Acessibilidade no Planejamento*. Tese de Mestrado. Coordenação dos Programas de Pós-Graduação de Engenharia (COPPE). Universidade Federal do Rio de Janeiro, 1976.
- (8) PANIZO, N. *et alii*. *Pesquisa do Comportamento dos Usuários de Ônibus Urbanos*. EBTU/COPPE. Universidade Federal do Rio de Janeiro, 1978.
  - (9) HICKS JR. J. F. & SEELENBERGER, S. *Metodologia para a Identificação de Sistemas, Problemas e Diretrizes de Transporte Metropolitano*. PLANPUR, Rio de Janeiro, 1979.
  - (10) Uma pesquisa feita pelo Instituto Gallup de Opinião Pública para o *Plano Urbanístico Básico do Rio de Janeiro* utilizou a seguinte pergunta para apurar o tempo total da viagem ao trabalho: "Quanto tempo leva de condução desde o momento em que sai de casa até o momento em que chega ao trabalho?"

Não fica claro nesta formulação se o tempo extra que o usuário aloca para certificar-se de que vai chegar a seu destino na hora desejada está incluído ou não.

Para uma análise destes dados, ver:

BEHRENS, A. *A Distribuição da Renda Real no Contexto Urbano: O Caso da Cidade do Rio de Janeiro*. Tese de Mestrado. EPGE/Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 1979.

- (11) BARATT, J. *Estrutura Metropolitana e Sistema de Transportes: Estudo do Caso do Rio de Janeiro* (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1975).
- (12) U. S. Department of Transportation, *Urban Transportation Planning System: Introduction*. Urban Mass Transportation Administration. Planning Methodology and Technical Support Division. Washington, D. C., 1976.
- (13) Metrô do Rio de Janeiro, *Matrizes de Viagens Atuais na Área de Estudo* (PIT-METRÔ). Relatório Especial 14. (Head 24, Total de Coletivos, Hora do Pico de Manhã), 1976.

Metrô do Rio de Janeiro.

- (14) *Plano Integrado de Transporte — Síntese do Estudo*, 1977.
- (15) Metrô do Rio de Janeiro, *Atlas do Metrô*, 1977.
- (16) VETTER, David M., MASSENA, Rosa M. R., RODRIGUES, Elza F. Espaço, Valor da Terra e Equidade dos Investimentos em Infra-estrutura Urbana: Uma Análise do Município do Rio de Janeiro, *Revista Brasileira de Geografia*. Ano 41, ns. 1 e 2, 1979.
- (17) *Ibid.*
- (18) *Ibid.*
- (19) MENEZES, Antonio C. Fernandes de. FAISSOL Speridião e FERREIRA, Marilourdes Lopes. Análise da Matriz Geográfica: Estruturas e Inter-relações, em FAISSOL, Speridião (ed.) *Tendências Atuais na Geografia Urbano/Regional: Teorização e Quantificação*, Rio de Janeiro: IBGE, 1978, p. 67-112.
- (20) É interessante comparar estes resultados com os de uma pesquisa de ecologia fatorial feito na RMRJ com outras variáveis:  

D. M. Alcides Pinto, M. Mandarinho Barcelos e J. Maria Cruz, *Ecologia da Área Metropolitana do Rio de Janeiro*, DEGEO/DIURB/IBGE.
- (21) BEHRENS, *op. cit.*

## **SUMMARY**

The chief objective of this study is to develop and analyze indicators of spatial access to jobs and other activities. In it we (1) discuss the conceptual and operational problems present in the definition of these indicators, (2) develop indicators of spatial access with data from a study done by the rapid transit authority for most of the municipalities in the Metropolitan Region of Rio de Janeiro, and (3) utilize these indicators in the analysis of the relationships between these indicators and other socio-economic characteristics of the traffic sectors within the municipality of Rio de Janeiro.

# EVOLUÇÃO DO CENSO DEMOGRÁFICO E REGISTRO CIVIL COMO FONTES DE DADOS PARA ANÁLISE DA FECUNDIDADE E MORTALIDADE NO BRASIL\*

(Dados coletados e estudos realizados)

Ana Maria Goldani Altmann\*\*  
Carlos Eugênio de C. Ferreira

## SUMÁRIO

### *Apresentação*

- 1 *Censos demográficos e registro civil de pessoas naturais: origem, evolução e informações coletadas*
  - 1 1 *Origem e evolução do Censo Demográfico e Registro Civil de Pessoas Naturais*
  - 1 2 *Informações coletadas no censo e registro civil: possibilidades de análise da fecundidade e mortalidade*
- 2 *Os estudos de fecundidade e mortalidade no Brasil a partir dos censos e registro civil*
  - 2 1 *Fecundidade*
  - 2 2 *Mortalidade*

### *Conclusões*

---

\* Trabalho apresentado na 3ª Reunião do Grupo de Trabalho sobre Informação Sociodemográfica, da CLACSO, realizada em Lima, Peru, de 21 a 25 de maio de 1979.

\*\* Os autores são técnicos do Grupo Especial de Análise Demográfica — GEADE, da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados, São Paulo, SP

## APRESENTAÇÃO

O trabalho que ora se apresenta sobre a evolução das fontes de dados no Brasil — Censo Demográfico e Registro Civil — traça, primeiramente, um quadro evolutivo destas fontes, onde se destaca a defasagem entre o desenvolvimento de uma e outra, em termos de dados para os estudos de população. Em seguida, tomando as informações coletadas, verifica-se as possibilidades de análise para a fecundidade e mortalidade, considerando para isto as medidas mais comuns destas variáveis.

Finalmente, trata-se de mostrar como os dados coletados vêm sendo aproveitados para a análise da fecundidade e mortalidade, revisando para isto os estudos realizados. Não se toma em conta, portanto, nenhum estudo de fecundidade ou mortalidade que utilize resultados de *surveys*. Este esclarecimento é importante na medida em que, para a década de 60, foram muitas as análises de fecundidade com base em *surveys*. Para a mortalidade contou-se também com pesquisas como a Interamericana de Mortalidade na Infância, que gerou uma série de estudos, aqui não mencionados.

### 1. CENSOS DEMOGRÁFICOS E REGISTRO CIVIL DE PESSOAS NATURAIS: ORIGEM, EVOLUÇÃO E INFORMAÇÕES COLETADAS

#### 1.1 Origem e evolução do censo demográfico e registro civil de pessoas naturais

Em setembro de 1870, Dom Pedro II, “Por Graça de Deus e Unânime Aclamação dos Povos, Imperador Constitucional e Defensor Perpétuo do Brasil”, sanciona a Lei n.º 1.829 que determina <sup>1</sup>

“Artigo 1.º: De dez em dez annos proceder-se-há ao recenseamento da população do Império.

Artigo 2.º: O governo organizará o registro dos nascimentos, casamentos e óbitos, ficando o regulamento, . . . , e criará na Capital do Império uma Directoria Geral de Estatística. . . .”

Portanto, no Império, o Brasil contou com sua primeira lei sobre o funcionamento das duas fontes clássicas de dados demográficos: o Censo e o Registro. Importante é o fato de que ambas as fontes ficaram desde a origem ligadas a uma Diretoria Geral de Estatística, cuja incumbência foi dirigir os trabalhos do censo, organizar os dados de nasci-

<sup>1</sup> Conselho Nacional de Estatística, Legislação Básica dos Recenseamentos de 1872 e 1890, *Documentos Censitários*, Série A, Número 1, Rio de Janeiro, 1951.

mentos, óbitos e casamentos, coordenar e apurar todos os dados estatísticos de órgãos públicos e traçar planos sobre cada ramo de estatísticas no Império.

Até o surgimento deste decreto, de número 1.829, as estatísticas restringiam-se a registros não sistemáticos e com finalidade meramente fiscal. Em termos de censo demográfico, no entanto, cabe destacar que, com a chegada da corte portuguesa ao Brasil, em 1808, o Ministério da Guerra fez levantar um censo populacional, o primeiro da história do país, e que registrou 4.000.000 de habitantes.

Com relação ao Registro Civil, um dos primeiros atos oficiais data de 1814, quando foi proibido o enterramento sem certidão passada por "médico ou outro facultativo"<sup>2</sup>. Mais tarde os decretos de 1861 e 1863 atribuiriam ao Estado a regulamentação dos Registros de Casamentos e Óbitos de todos aqueles que não professavam a religião do Estado: a católica.

Retomando o 1.º decreto que legisla sobre os censos e registro de eventos vitais (de 1870), uma análise mais detalhada dos seus dois únicos artigos salienta o papel que desempenhou o Estado na evolução destas fontes de dados.

No caso do censo, o tom foi incisivo, determinando o procedimento decenal dos recenseamentos de população, a organização e execução por parte da Diretoria Geral de Estatística. Já no que tange aos registros, o artigo 2.º determina tão só a organização das estatísticas de nascimentos, óbitos e casamentos, continuando as funções de assentamento e coleta nas mãos das autoridades eclesiásticas.

Portanto, as estatísticas populacionais censitárias, desde sua origem, foram de exclusiva responsabilidade do Estado, ao passo que as estatísticas vitais dependeram sempre da Igreja e do Estado. Esta situação parece ter contribuído decisivamente para o desenvolvimento mais rápido e eficiente dos censos demográficos, mesmo porque as relações Igreja e Estado nem sempre favoreceram a obtenção das estatísticas vitais.

As funções atribuídas ao censo e ao registro constituem, sem dúvida, o outro ponto importante desta situação. Ao censo coube sempre fornecer as estatísticas ao Estado, ao passo que os dados do registro sempre foram encarados como subproduto de uma função administrativa e legal.

As dificuldades relativas à origem eclesiástica dos registros de eventos vitais persistiram mesmo depois da total absorção destas funções pelo Estado, com a criação, em 1889, do Registro Civil de Pessoas Naturais. Isto ficou comprovado em uma pesquisa<sup>3</sup> sobre o funcionamento

<sup>2</sup> *Registro Civil, 1961*, Ministério da Justiça e Negócios Interiores, Rio de Janeiro, 1963.

<sup>3</sup> Esta pesquisa, realizada pela Diretoria Geral de Estatística, a única de que se tem notícia sobre o assunto, teve por base um inquérito similar realizado nos EUA e divulgado no VII Volume da *Mortality Statistics*, 1906, do Bureau of the Census, de 1908.

do registro civil no início do século, onde os oficiais de cartório manifestavam que:

“... para regularizar os registros precisa-se de auxílio das diversas autoridades a fim de evitar abusos vindos dos párocos; estes, com o fim de ridicularizar as leis republicanas, procuram sempre fazer convencer ao povo que pouca necessidade há de registros civis; o povo, que ainda não está educado nesta lei, cede a estes caprichos cometendo abusos. É bem verdade que a lei impõe uma multa, mas esta sem a menor garantia, tornando-se uma coisa voluntária.

Os povos incultos, no meio em que vivemos, só respeitam as coisas executivas.

Duas coisas tendo a observar: a primeira é que, enquanto o registro não for regulado, não poderá haver sorteio militar; (...) Aqui estacionam diversos franciscanos, e nos conventos deles é sempre desrespeitada nossa lei, não obstante viverem de nossos recursos. ...” (Carta de Eugênio P. Fontes, Oficial do Cartório do Distrito de São Cristóvão, datada de 12/01/1909).

O quadro da evolução dos censos demográficos e do registro civil, em termos de leis que regulamentaram critérios adotados e dados coletados, ilustra a colocação anterior de que os censos têm oferecido maiores possibilidades de estudos de população e, em especial, das variáveis fecundidade e mortalidade que serão objeto de análise neste trabalho.

O censo demográfico, principal fonte de informação de população no Brasil, inicia-se em 1872, quando, por ordens imperiais, “determina-se o recenseamento de todos os habitantes do Império, nacionais e estrangeiros, livres e escravos, presentes ou ausentes, em 1.º de agosto de 1872”.

Apesar das preocupações com a organização e detalhes do tipo de pessoas que deveriam ser agentes recenseadores, “... pessoas que, além de saber ler e escrever correntemente, sejam inteligentes, ativas, probas e muito conhecedoras da paróquia...”; como definições como, o que constituiria uma família, “... a pessoa livre que vive só e sobre si, em uma habitação ou parte da habitação, ou um certo número de pessoas que, em razão de relações de parentesco, de subordinação ou de simples dependência, vivem em uma habitação ou parte da habitação, sob o poder, a direção ou a proteção de um chefe, dono ou locatário da habitação e com economia comum”. Tanto aquele censo como os que se realizaram no princípio do século XX foram frequentemente prejudicados pela instabilidade política e problemas administrativos<sup>4</sup>, como no caso do Censo de 1880, que foi cancelado, e os de 1890 e 1900, que se apresentaram bastante deficitários, e por falta de subsídios e pro-

<sup>4</sup> Brasil, 1930 — Diretoria Geral de Estatística, Ministério da Agricultura, Indústria e Comércio, *Recenseamento Geral do Brasil, 1920*, Vol. IV, Rio de Janeiro

blemas administrativos, ofereceram resultados discutíveis, além de sérios problemas de enumeração. Em 1910 e 1930, por questões políticas, não se realizaram os censos; já em 1920, muito rico em detalhes, o censo demográfico efetuado estaria sobreestimando em 10% a população, conforme avaliações de Mortara<sup>5</sup>.

Paralelamente vale destacar que desde a segunda metade do século passado são levadas em conta, nos censos brasileiros, as decisões tomadas nas sessões promovidas periodicamente pelo Instituto Interamericano de Estatística e, a partir de 1940, as recomendações formuladas pelas Nações Unidas e por outros organismos internacionais.

A partir do Censo Demográfico de 1940 o Brasil inicia uma nova etapa na história de estatísticas populacionais, sobretudo no que diz respeito à introdução de questões sobre fecundidade e mortalidade. Atendendo a padrões internacionais, visando à uniformidade de conceitos e à comparabilidade dos resultados com outras nações, o Brasil participa do programa de censos simultâneos proposto pelo Comitê do Censo das Américas, criado em 1946.

Os Censos de 1940 e 1950 oferecem os elementos com os quais Mortara inicia a série de estudos demográficos para o país, dando uma contribuição importante não só para os Estudos de População no Brasil mas para o próprio desenvolvimento da demografia latino-americana, na medida em que propõe novas técnicas de avaliação e aproveitamento dos censos de população para a reconstrução das estatísticas de movimento.

Em 1960, tal como ocorre em muitos países da América Latina, a instabilidade política brasileira faz com que os resultados censitários não sejam divulgados e que se questione a validade dos próprios dados<sup>6</sup>. No entanto, o Censo de 1970 já está sendo considerado um marco divisorio na história dos censos demográficos brasileiros, tanto no que diz respeito à organização, à riqueza de detalhes, como à confiabilidade dos resultados.

A evolução dos dados coletados nos diferentes censos demográficos ilustram o anteriormente dito, em termos da melhoria gradativa desta fonte de dados (vide quadro I).

A evolução da fonte de estatísticas vitais, o Registro Civil, é marcada por acontecimentos políticos e alterações administrativas que o afetam diretamente.

Criado em 1888, o Registro Civil de Pessoas Naturais enfrenta desde logo mudanças radicais, uma vez que em 1889 é proclamada a República. Os dispositivos da lei de criação do registro contrariam os princípios

<sup>5</sup> MORTARA, G. Comparação entre os números dos brasileiros natos apurados pelos Censos de 1940 e de 1920 e os calculados conforme determinadas hipóteses acerca da população, da natalidade e da mortalidade, *Revista Brasileira de Estatística*, 10 (39), Rio de Janeiro, 1949

<sup>6</sup> Apenas no princípio de 1978 foram publicados, com algum detalhamento, os resultados (de uma amostra) para todos os estados e regiões brasileiras, do Censo de 1960

**QUADRO 1**

**BRASIL: EVOLUÇÃO DOS DADOS COLETADOS NOS CENSOS  
DEMOGRÁFICOS DE 1872, 1890, 1900, 1920, 1940, 1950, 1960, 1970**

(continua)

DADOS COLETADOS	DATAS CENSITÁRIAS							
	1/8/	31/	31/	1/9/	1/9/	1/7/	1/9/	1/9/
	1872	12/	12/	1920	1940	1950	1960	1970
<b>1 Identificação, Condição de Presença e Localização Geográfica.</b>								
1 1 Nome	X	X	X	X	X	X	X	X
1 2 População Presente	X	X	X	X	X	X	X	X
1 3 População Residente	—	—	—	—	X	X	X	X
1 4 Dados sobre a Localização Geográfica	X	X	X	X	X	X	X	X
<b>2 Informações Pessoais</b>								
2 1 Sexo	X	X	X	X	X	X	X	X
2 2 Idade	X	X	X	X	X	X	X	X
2 3 Estado Civil	X	X	X	X	X	X	X	X
2 4 Nacionalidade	X	X	X	X	X	X	X	X
2 5 Lugar de Nascimento	X	X	X	X	X	X	X	X
2 6 Data de Nascimento	—	—	—	—	X	X	—	X
2 7 Filiação (Legal ou Ilegal)	—	X	X	—	—	—	—	—
2 8 Cor	X	X	—	—	X	X	X	—
<b>3. Informações Econômicas</b>								
3 1 Ocupação, Profissão ou Cargo	—	X	X	X	X	X	X	X
3 2 Ramo de Atividade	—	—	—	X	X	X	X	X
3 3 Posição na Ocupação	—	—	—	—	X	X	X	X
3 4 Rendimento	—	—	—	—	—	—	X	X
3 5 Desemprego	—	—	—	—	—	—	X	X
3 6 Ocupação Suplementar	—	—	—	—	X	X	—	—
3 7. Tempo Trabalhado	—	—	—	—	—	—	—	X
<b>4 Informações sobre o Domicílio e a Família</b>								
4 1 Parentesco ou Relação com o Chefe	X	X	X	—	X	X	X	X
4 2. Tipos de Família	—	—	—	—	—	—	—	X
4 3 Características Físicas do Domicílio	—	—	—	X	X	X	X	X
4 4 Características Gerais do Domicílio	—	—	—	—	X	X	X	X
4 5 Condições de Ocupação do Domicílio	—	—	—	X	X	X	X	X
4 6 Valor do Aluguel	—	—	—	—	X	X	X	X
4 7. Tempo de Residência no Domicílio	—	—	—	—	—	—	—	X
<b>5 Informações sobre a Nupcialidade, Fecundidade e Mortalidade</b>								
5 1 Tipo de União	—	—	—	—	—	—	X	X
5 2 Ano de Casamento ou União	—	X	—	—	—	—	X	—
5 3 Total de Filhos Tidos	—	X	—	—	X	X	X	X
5 5 Filhos Tidos Nascidos Vivos	—	—	—	—	X	—	—	X
5 5 Filhos Tidos Nascidos Mortos	—	—	—	—	X	—	—	X
5 6 Filhos Sobreviventes	—	X	—	—	X	X	X	X
5 7 Filhos Tidos no Ano Anterior (nascidos vivos e nascidos mortos)	—	—	—	—	—	—	—	X

DADOS COLETADOS	DATAS CENSITÁRIAS							
	1/8/ 1872	31/ 12/ 1890	31/ 12/ 1900	1/9/ 1920	1/9/ 1940	1/7/ 1950	1/9/ 1960	1/9/ 1970
6 Informações sobre Educação								
6 1. Alfabetização	—	X	X	X	X	X	X	X
6 2. Assistência Escolar	X	—	—	—	X	—	X	X
6 3. Grau de Instrução	—	—	—	—	X	X	X	X
6 4. Espécie de Curso Concluído	—	—	—	—	X	X	X	X
7. Informações sobre Migrações								
7 1. Tempo de Residência na Localidade Atual	—	—	—	—	—	—	X	X
7 2. Local de Residência Anterior	—	—	—	—	—	—	X	X
8 Outras Informações								
8 1. Idioma	—	—	—	—	X	X	—	—
8 2. Religião	X	X	X	—	X	X	X	X
8 3. Incapacidade Física	X	X	X	X	X	—	—	—

FONTES: Conselho Nacional de Estatística — Serviço Nacional de Recenseamento, Legislação Básica dos Recenseamentos de 1872, 1890, 1900 e 1920 Documento Censitário, Série A, n.º 2, Rio de Janeiro, 1951

Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística — IBGE — Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960 e 1970

constitucionais da República. Assim é que, mesmo antes de ser posta em prática, a primeira lei que regulamenta o Registro de Nascimentos, Casamentos e Óbitos teve que sofrer reformas<sup>7</sup>.

As informações propostas para o assentamento da ocorrência, no entanto, não foram alteradas, acrescentando-se, isto sim, um novo quesito: a cor, para a qual se justificava dizendo que: “O Brasil foi sempre um país em que predominou a raça preta, principalmente até 1888, quando foi a mesma redimida do jugo horrível de um governo prepotente. . . .” Portanto, conforme recomendações da Diretoria Geral de Estatística, a cor deveria sempre figurar, obrigatoriamente, nos estudos estatísticos, quer da população no seu censo quer quanto ao seu movimento no Registro Civil. Caberia chamar a atenção, aqui, que no Censo de 1970 já não foi incluído o quesito cor e, por lei, não se pode assentar a cor nos registros de eventos vitais desde os anos 70. A justificativa é de uma não discriminação de cor no país.

Em uma primeira etapa coube aos cartórios enviarem diretamente à Diretoria Geral de Estatística do país os mapas contendo os dados

<sup>7</sup> Estas reformas só foram introduzidas a partir de 1928, através do Decreto 18 542, de 24/12/1928.

de nascimento, óbitos e casamentos registrados. Posteriormente esta função ficou a cargo dos Departamentos de Estatística dos Estados, que recebiam a informação do cartório e a remetiam para a Direção Geral de Estatística. Esta função de intermediários só foi extinta a partir de 1973, quando a Lei 6.015 determinou a centralização da coleta dos dados vitais pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Novas modificações jurídicas em termos do Registro Civil ocorreram no Estado Novo, em 1939, sem contudo alterar o quadro das informações exigidas para o registro dos fatos vitais.

Fruto das modificações político-administrativas do Estado Novo, no qual se apregoava a necessidade de sistematizar e regularizar os registros e pesquisas exigidas para a segurança nacional, nasce um órgão, o IBGE (1938), resultado da fusão do Instituto Nacional de Estatística e do Conselho Brasileiro de Geografia. A este órgão coube, desde então, coordenar as atividades estatísticas desenvolvidas no país. Elabora, posteriormente, um projeto para padronizar as leis regionais, regularizando o levantamento e a apuração dos fatos vitais a nível das unidades da federação. Isto foi posto em prática em alguns estados, mas para o conjunto do país não se obteve maiores resultados. Os dados comparáveis sobre os eventos só eram obtidos para as capitais. Tanto isto é verdade que, em fins da década de 60, o IBGE reinicia estudos visando a promover a centralização das estatísticas vitais. Com uma única legislação para o país, restava padronizar a coleta. Com a Lei 1.015 de 1973 isto foi efetivado, contando hoje o país com um Sistema Nacional de Estatísticas Vitais <sup>8</sup>.

A evolução das informações estabelecidas por lei, tanto para o registro de nascimentos como para o de óbitos, praticamente não foi alterada, como se pode observar nos quadros 2 e 3. O importante a destacar nestes quadros é o não aproveitamento integral da informação disponível. Isto é, a coleta a nível nacional, em especial para óbitos, é bastante incompleta e não registra nem a causa básica da morte, ainda mais tendo em conta o grande número de informações que oferece o atestado de óbito, também disponível nos cartórios <sup>9</sup>.

Cabe, finalmente, assinalar a existência no plano nacional de um sistema de informações sobre a mortalidade, de competência do Ministério da Saúde. Este sistema utiliza como fonte básica de dados os atestados de óbitos coletados nos cartórios do Registro Civil.

<sup>8</sup> A Informação é obrigatoriamente enviada pelos cartórios trimestralmente, sob forma de mapas fornecidos pelo IBGE, para cada um dos eventos. Isto não impede que alguns estados prossigam recebendo e processando estas informações do cartório (com mapas próprios). Por exemplo, o Estado de São Paulo recebe e processa mensalmente os dados contando com cerca de 100 tabelas com cruzamento de variáveis para os eventos: nascimento, casamento e óbito.

<sup>9</sup> A partir de 1976 foi implantado no país um novo modelo de atestado de óbito.

QUADRO 2

BRASIL: REGISTRO CIVIL, 1888-1978  
NASCIMENTOS

INFORMAÇÕES	EVOLUÇÃO DAS INFORMAÇÕES ESTABELECIDAS POR LEI NO ATO DO REGISTRO DE NASCIMENTO				DADOS COLE- TADOS A NÍ- VEL NACIO- NAL PELO IBGE A PARTIR DE 1974
	Decreto n.º 9 886 de 07/03/ 1888	Decreto n.º 18 542 de 24/12/ 1928	Decreto n.º 4 857 de 09/11/ 1939	Lei 6015 de 31/12/ 1973	Mapa de Nascidos Vivos (Modelo CBED-1)

*Dados do Registro*

1	Data	X	X	X	X	X
2	Local (distrito, subdistrito, etc)	X	X	X	X	X
3	Número do Registro	X	X	X	X	X

*Dados sobre o Nascido*

1	Nome e prenome	X	X	X	X	—
2	Data de nascimento	X	X	X	X	X
3	Lugar do nascimento (geográfico e funcional)	X	X	X	X	X
4	Sexo	X	X	X	X	X
5	Natureza do parto (gêmeos, sim ou não)	X	X	X	X	X
6	Filiação (legítima ou ilegítima)	X	X	X	—	X
7	Coi	—	X	X	X	—
8	Nasceu vivo, nasceu morto, morreu no ato ou logo depois do parto	X	X	X	X	(1)

*Dados sobre os Pais*

1	Nome	X	X	X	X	—
2	Naturalidade	X	X	X	X	X
3	Profissão	X	X	X	X	—
4	Residência	X	X	X	X	X
5	Local do casamento	X	X	X	X	—
6	Idade da mãe no momento do parto	—	—	—	—	X

*Outros Dados*

1	Ordem de filiação de outros irmãos de mesmo prenome	X	X	X	X	—
2	Nome dos avós materno e paterno	X	X	X	X	—
3	Nome, prenome, profissão e residência das testemunhas	X	X	X	X	—

(1) Esta informação é coletada no mapa de nascidos mortos, com as demais informações

QUADRO 3

BRASIL: REGISTRO CIVIL, 1888-1978  
ÓBITOS

INFORMAÇÕES	EVOLUÇÃO DAS INFORMAÇÕES ESTABELECIDAS POR LEI NO ATO DO REGISTRO DE ÓBITOS				DADOS COLE- TADOS A NÍ- VEL NACIO- NAL PELO IBGE A PARTIR DE 1974
	Decreto n.º 9 886 de 07/03/ 1888	Decreto n.º 18 542 de 24/12/ 1928	Decreto n.º 4 857 de 09/11/ 1939	Lei 6015 de 31/12/ 1973	Mapa de Óbitos (Modelo CBED-3)

*Dados do Registro*

1	Data . . . . .	X	X	X	X	X
2	Local	X	X	X	X	X
3	Número do registro	X	X	X	X	X

*Dados sobre o Óbito*

1.	Nome e prenome	X	X	X	X	—
2	Data do falecimento	X	X	X	X	X
3.	Lugar do falecimento (geo- gráfico e funcional)	X	X	X	X	X
4	Sexo .. .. .	X	X	X	X	X
5.	Idade .. .. .	X	X	X	X	X
6.	Cor	—	X	X	X	—
7	Estado Civil	X	X	X	X	X
8.	Profissão	X	X	X	X	—
9.	Naturalidade	X	X	X	X	X
10	Domicílio ou residência do morto	X	X	X	X	X
11.	Filiação	X	X	X	—	—

*Dados sobre os Pais*

1	Nome e prenome.	X	X	X	X	—
2	Profissão	X	X	X	X	—
3	Naturalidade. . . . .	X	X	X	X	—
4.	Residência . . . . .	X	X	X	X	—

*Dados sobre os Filhos*

1	Nome e prenome	X	X	X	X	—
2.	Idade.	X	X	X	X	—

*Outros Dados*

1	Tipo de morte	X	X	X	X	—
2	Causa da morte	X	X	X	X	—
3	Lugar do sepultamento	X	X	X	X	—
4.	Nome do cônjuge e cartório do casamento	X	X	X	X	—
5	Se deixou bens ou herdeiros menores e interdictos	—	X	X	X	—

FONTE: Publicações a respeito do Registro Civil — 1888 a 1973.

## 1.2 Informações coletadas no censo e registro civil: possibilidades de análise da fecundidade e mortalidade

Em análise demográfica o desejável é poder trabalhar sempre com coortes, ou seja, com grupos de indivíduos pertencentes a um conjunto maior de população, apresentando características em comum. Grupos homogêneos frente ao fenômeno que se pretende analisar, é o que se busca, embora se saiba que com coortes reais esta é uma tarefa difícil. Quanto maior o número de elementos em comum maiores as possibilidades de uma análise substancial e perfeita.

As informações necessárias para o estudo de coortes podem ser obtidas de forma contínua ou retrospectiva. No primeiro caso, os dados sobre o fluxo que compõe a coorte são recolhidos na medida em que vão surgindo na mesma, ao passo que na observação retrospectiva os dados do grupo homogêneo são obtidos quando os elementos da coorte saem de observação.

As dificuldades com observações contínuas são de ordem prática, pois a retenção dos fluxos apresenta erros e imperfeições que se agravam na medida em que a análise se distancia da origem da coorte. Por outro lado, as observações retrospectivas sobre os indivíduos apresentam dificuldades de ordem teórica e prática. Primeiramente, só se pode questionar o indivíduo a respeito de seu passado se ele estiver vivo e presente; e, quando se trata de acontecimentos distantes no tempo, estes são esquecidos ou fornecidos com erros.

A fonte clássica, responsável por estatísticas do tipo contínuo, tem sido o Registro Civil, que contém dados sobre os nascimentos, casamentos e óbitos. Esta fonte de dados, no entanto, nem sempre apresenta estas estatísticas com a qualidade necessária, quer qualitativa quer quantitativamente. Esta situação, somada às limitações inerentes às observações contínuas, faz com que nos estudos de população recorra-se a um outro tipo de observação — a instantânea — que oferece dados sobre a população em um determinado momento (*stocks*) e são obtidas através dos censos<sup>10</sup>.

Portanto, o conhecimento exato e detalhado dos componentes do crescimento de uma população depende das informações fornecidas pelo Registro Civil e pelo Censo Demográfico. A complementaridade destas fontes, em termos das informações sobre os fluxos e os *stocks*, pode estar afetada pela compatibilidade ou não das definições e sistemas classificatórios utilizados.

Tomando-se em conta as informações coletadas no último Censo de População para o Brasil (1970), e os dados do Registro Civil coletados a nível nacional, a partir de 1974, pelo IBGE, trata-se de mostrar as possibilidades de análise para a fecundidade e mortalidade no país<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Não se pode esquecer que os censos demográficos também oferecem informações sobre fluxos, através de perguntas retrospectivas

<sup>11</sup> Para o caso da mortalidade ter-se-á presente, também, o atestado de óbito implantado em 1976, cujas informações são coletadas a nível nacional pelo Ministério da Saúde

O que realmente se faz e as limitações de ambas as fontes serão discutidos no decorrer do capítulo seguinte, quando se elabora um retrospecto dos estudos de fecundidade e mortalidade realizados a partir dos dados censitários e do Registro Civil.

Tendo presente os quadros números 1, 2 e 3, já apresentados, observa-se que as informações sobre fecundidade e mortalidade disponíveis no censo e no registro, se combinadas e compatíveis, ofereceriam um bom conhecimento destas variáveis.

A revisão das principais medidas de fecundidade e mortalidade, bem como a aplicabilidade aos dados brasileiros, oferecem um quadro mais completo das possibilidades de análise destas variáveis, para o país como um todo.

O panorama geral da natalidade no país pode ser traçado pela *taxa de natalidade*, passível de cálculo desde 1940, quando o censo incorporou a pergunta sobre os filhos tidos por idade da mãe e, mesmo antes disto, através do método de "sobrevivência retrospectiva", tal como foram estimadas por Mortara estas taxas para o período 1840-1940<sup>12</sup>. As dificuldades no caso sempre estiveram no fato de o Brasil não contar com tábuas de vida, necessitando lançar mão de tábuas-modelo.

Com o Censo de 1970 esta tarefa foi facilitada na medida em que se perguntou sobre os nascidos vivos e mortos no ano anterior ao censo. Os problemas de omissões e erros na delimitação do período de referência fazem, no entanto, com que não se obtenha esta taxa de natalidade sem uma prévia correção.

Para o conjunto do país, a partir de 1970, o registro também oferece os nascimentos para o cálculo desta taxa, embora afetados pela subenumeração.

Entre as medidas de fecundidade, a taxa global de fecundidade pode ser obtida com os nascimentos estimados indiretamente pelo censo, até 1970, e nos anos 70, diretamente, com uma correção de sub-registro.

A população de base para o cálculo anual desta taxa seria a da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio, PNAD. Esta taxa pode ser calculada por uma série de características como, por exemplo, a condição de legitimidade. Utiliza-se usualmente nascimentos legítimos ou ilegítimos com população feminina casada e não casada, em idades férteis, respectivamente. Isto é possível para o Brasil, uma vez que os nascimentos são registrados e coletados segundo esta condição, e a população nos momentos de censo e na PNAD estão classificadas por estado civil. No Censo de 70, indiretamente, esta taxa pode ser obtida através do quesito: mulheres que tiveram filhos no ano anterior, cruzado por estado civil.

---

<sup>12</sup> Estes resultados são comentados no capítulo seguinte, quando se faz um retrospecto dos estudos de fecundidade

A *descendência final* ou o *tamanho médio da família* completa é outra medida que se obtém a partir da informação censitária brasileira. O cálculo é para o total de filhos de mulheres sobreviventes no momento do censo e que ultrapassaram o período fértil. Este dado pode ser obtido também por estado civil.

A *proporção entre crianças e mulheres*, como índice da fecundidade feminina, tem sido bastante utilizado naqueles países que não possuem estatísticas fidedignas do movimento da população. No Brasil este índice foi bastante utilizado por Mortara que destacou a necessidade de tomar o número de crianças de 0-9 anos ao invés de 0-4 anos, como seria comum, justificando para tal as omissões censitárias nos primeiros meses ou anos de vida <sup>13</sup>.

Este índice não depende apenas da fecundidade mas também da mortalidade infantil, daí as restrições feitas a sua utilização. Entretanto, pela facilidade de obtenção dos dados para o cálculo, ele tem sido, inclusive, ampliado para estimar a fecundidade em períodos intercensitários.

As *taxas de fecundidade geral por idade* — índices mais refinados para o estudo de fecundidade em uma população que não pratica o controle voluntário dos nascimentos — têm sido fornecidas pelos censos.

O Brasil conta com esta série desde 1940, quando Mortara criou o seu método, ou seja, o das taxas cumulativas e interpolação grafo-numérica, tendo por base o número de filhos tidos pelas mulheres em diferentes grupos de idade declarados nos censos.

Ainda com dados censitários, e com a técnica de William Brass, que combina as informações sobre filhos tidos nascidos vivos e os nascimentos ocorridos no ano anterior ao censo referentes a mulheres em idade reprodutiva, o país pode contar com outra série de taxas por idade <sup>14</sup>.

O cálculo destas taxas diretamente com os nascimentos registrados não tem sido possível para o país. De um lado, porque a idade da mãe não é exigida por lei, quando do assentamento do registro do nascido e, por outro lado, mesmo coletando a informação, a partir de 1974, o IBGE não tem oferecido cruzamentos a respeito, nem estudos sobre a qualidade destes dados.

Calculadas as taxas específicas por idade, obtém-se as descendências finais das gerações que conduzem à *taxa bruta de reprodução* (R). A disponibilidade de uma tábua de vida para o Brasil, com a qual atualmente se conta, permite obter também a taxa líquida de reprodução (R<sub>0</sub>).

Os indicadores relacionados acima são índices de momento e que, portanto, refletem o comportamento da fecundidade em um determinado momento, ou a curto prazo. Não que diz respeito a medidas que possibilitariam uma análise retrospectiva da fecundidade, o que se observa

<sup>13</sup> Vide a respeito: *Estudos de Estatística Teórica e Aplicada*, n° 16, Pesquisas sobre a natalidade no Brasil, IBGE, Rio de Janeiro, 1953.

<sup>14</sup> Sobre os métodos de Mortara e Brass, vide o *Manual IV* das Nações Unidas

# TAXAS ESPECÍFICAS DE FECUNDIDADE BRASIL - 1920-1970

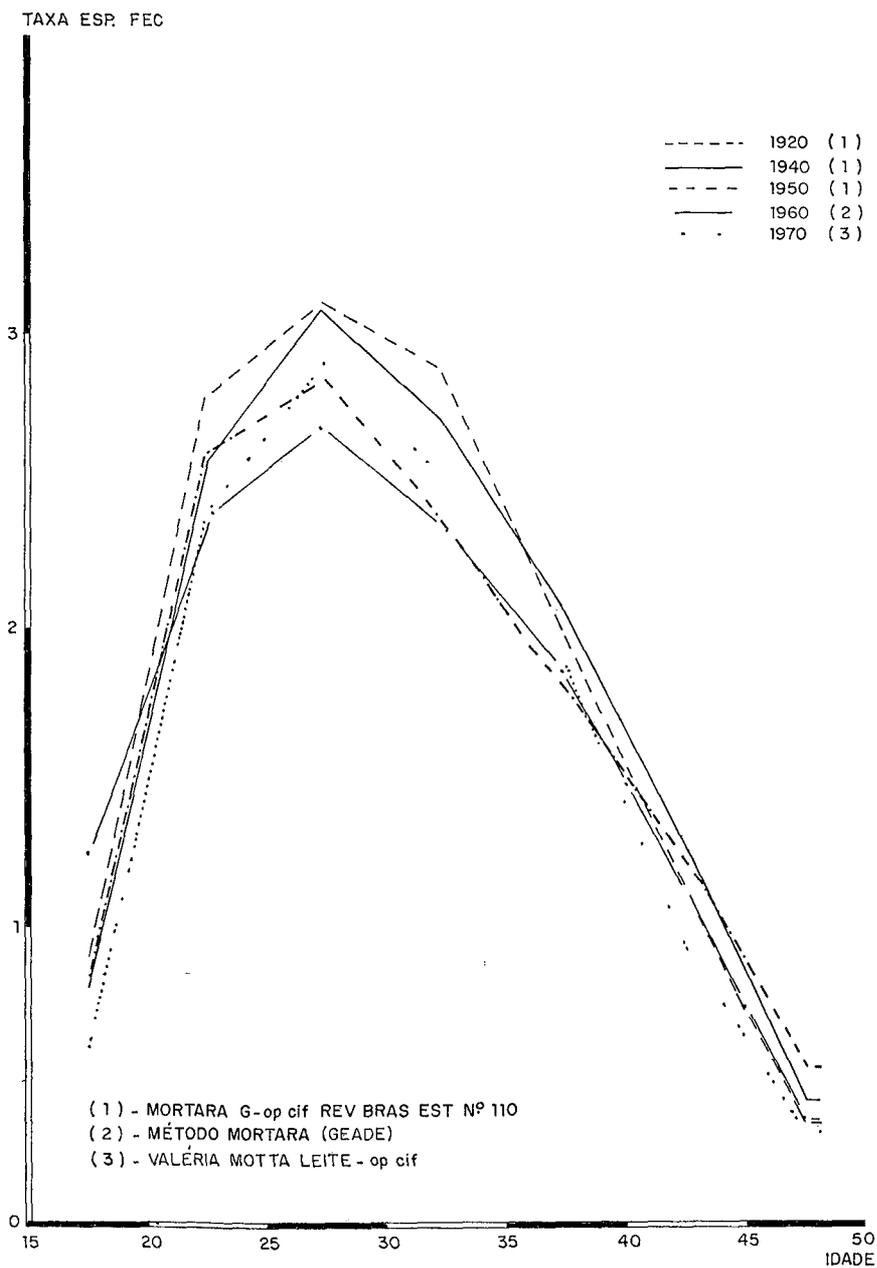


Fig 1

para o caso brasileiro é uma série de dificuldades, uma vez que as observações contínuas, as do registro, ou não estão disponíveis para todo o país ou não incluem dados importantes como, por exemplo, número de ordem do nascimento. Assim, também, no censo, as perguntas retrospectivas que permitiriam este tipo de análise são muito poucas.

As taxas de fecundidade por idade, em uma análise por coortes, podem ser calculadas através dos censos sucessivos, desde 1940, o que já não é possível diretamente com os dados de registro.

As *probabilidades condicionais de nascimento*, ou seja — para cada nascimento ocorrido ( $n$ ) supõe-se a ocorrência de um nascimento ( $n-1$ ) — constituem-se num dos modelos analíticos que descreve o processo de fecundidade para as famílias completas e que é aplicável aos dados censitários<sup>15</sup>. A informação: mulheres, por idade, que tiveram filhos, segundo o número de filhos tidos, constantes nos últimos 4 censos, é que permite a aplicação deste método (vide quadro 1)<sup>16</sup>.

No Censo de 70 esta informação foi divulgada por estado conjugal e situação de domicílio, o que enriquece sobremaneira as possibilidades de análise de tendência da fecundidade. Isto porque se pode tomar diversas gerações de mulheres casadas que acabaram seu período reprodutivo e inferir diferentes processos de formação da família, supondo-se que estas mulheres representem um núcleo familiar.

O cálculo das probabilidades de crescimento da família, através dos dados de registro, não é factível, pois, como já foi dito anteriormente, o número de ordem de nascimento não é questionado. É importante destacar que a respeito disso a legislação obriga à anotação da “ordem de filiação de outros irmãos do mesmo prenome”, dado que estatisticamente nada significa, mas que, para as funções legais e administrativas que desempenha o registro civil, é da máxima importância.

Finalmente, sobre as possibilidades de análise da fecundidade com os dados censitários e aqueles coletados no Registro Civil, caberia mencionar que, além das quantificações de níveis e tendências desta variável, estas informações possibilitam estabelecer relações entre a fecundidade e outras variáveis sócio-econômicas. Estas análises restringem-se praticamente à informação do censo na medida em que esta fonte proporciona classificações do número de filhos segundo diversas características dos pais. Ainda que nem todos os cruzamentos sejam divulgados, através de tabulações especiais pode-se estudar, entre outras relações, a fecundidade segundo estado conjugal, ocupação, renda, ramo de atividade, grau de instrução, naturalidade, situação de domicílio e religião.

<sup>15</sup> Maiores detalhes do método em: HENRY, L — *Demographie, Analyse et modèles*, Larousse, Paris, 1972, p 117-127

<sup>16</sup> Deve-se ter presente as diferenças entre número de filhos tidos, a questão do nascido vivo e morto, discriminados em 1940 e 1970, mas não em 1950 e 1960.

Os dados do registro possibilitam tão somente estudos diferenciais por idade, sexo, condição de legitimidade, naturalidade e lugar de residência dos pais. Em realidade, as publicações do Registro Civil para o Brasil não oferecem nenhum destes cruzamentos, ou melhor, detalham somente os nascimentos por local de ocorrência.

Para os estudos de mortalidade, os métodos de análise prosseguem, dando maior destaque à análise do tipo transversal. Isto porque permanece o consenso de que a mortalidade se relaciona muito mais com as condições sanitárias do momento do que com o passado do indivíduo<sup>17</sup>.

A *tábua de mortalidade* permanece como o instrumento mais completo para o estudo de mortalidade, na medida em que permite o conhecimento detalhado desta, por sexo e idade, e oferece como resumo satisfatório das características gerais do fenômeno a esperança de vida ao nascer ( $e_0$ ).

A construção de *tábuas de mortalidade através da observação direta* dos óbitos pressupõe a existência de pelo menos dois tipos básicos de informação: a frequência de óbitos por idade e sexo, relativos a determinada população durante um certo período de tempo (registro de óbitos) e os efetivos populacionais por idade e sexo, no mesmo período considerado (resultados censitários).

No caso do Brasil, tal como se observa nos quadros 1 e 3, estas informações vêm sendo captadas desde o final do século XIX. Infelizmente, o elevado número de omissões no registro de óbitos e a inexistência, até recentemente, de um sistema nacional de estatísticas vitais que padronizasse a coleta e centralizasse o processamento dos dados inviabilizaram, até os anos 70, a construção de tábuas de mortalidade para o conjunto do país.

Caberia destacar, no entanto, a possibilidade da construção de tábuas de mortalidade pelo método direto, para alguns estados e capitais brasileiras, onde o registro de óbitos se apresenta mais completo.

Outra forma de cálculo de tábuas de *mortalidade*, a nível de Brasil como um todo, é através de *métodos indiretos*, com base nas informações censitárias. A aplicação destes métodos, entretanto, não é satisfatória senão a partir do Censo de 1940, que contém informações acerca dos filhos tidos nascidos vivos e filhos sobreviventes no momento do censo, segundo a idade da mãe<sup>18</sup>. Estas informações possibilitam a utilização das *técnicas de Brass* para a construção de tábuas de mortalidade. As realizações censitárias anteriores encontram-se bastante prejudicadas pela má qualidade das informações, além dos grandes intervalos que separam os primeiros censos, dificultando a utilização dos métodos que se baseiam em dois censos consecutivos.

<sup>17</sup> HENRY, L — *Demographie*, opus cit

<sup>18</sup> Nos Censos de 1950 e 1960 as informações sobre filhos tidos nascidos vivos e filhos tidos mortos aparecem englobadas sob o título de total de filhos tidos. A mesma informação captada pelo Censo de 1890 foi prejudicada pela forma inadequada de classificação.

No que tange ao estudo diferencial da mortalidade, as informações captadas pelo formulário de coleta de óbitos do IBGE não oferecem muitas possibilidades de análise. As duas únicas informações relevantes disponíveis, além do sexo e idade, são o estado civil e a naturalidade. Além disso, outra grande deficiência é a não captação das causas de morte (ver quadro 3).

O Censo de 1970, por outro lado, oferece maiores possibilidades de estudo nesta área. O cruzamento das informações sobre os filhos tidos nascidos vivos e filhos sobreviventes, segundo a idade da mãe, com outras características tais como renda, profissão, grau de instrução, estado civil etc., possibilita, através do método de Brass, a análise dos diferenciais de mortalidade para cada um destes segmentos de população.

Estes cruzamentos, apesar de não terem sido divulgados, são viáveis através de tabulações especiais do Censo de 1970.

Uma outra importante fonte de dados é o atestado de óbito controlado pelo Ministério da Saúde. Este contém uma quantidade relevante de informações para a análise da mortalidade. Entre aquelas que não constam no formulário de coleta da Fundação IBGE, destacam-se:

ÓBITOS GERAIS	ÓBITOS DE MENORES DE UM ANO E ÓBITOS FETAIS
data de nascimento	ocupação habitual dos pais
ocupação habitual	grau de instrução dos pais
grau de instrução	idade da mãe
causas de morte:	duração da gestação
causas básicas e acessórias	tipo de gravidez
	número de filhos tidos nascidos vivos
	número de filhos tidos nascidos mortos
	tipo de parto
	morte do feto em relação ao parto
	peso ao nascer (somente para os óbitos fetais)

Os dados captados pelo atestado de óbitos possibilitam maiores opções em termos de estudos diferenciais da mortalidade. Informações do tipo ocupação habitual e grau de instrução são extremamente valiosas para os estudos sócio-demográficos. A caracterização das causas de morte possibilitam também a construção de tábuas de mortalidade com aplicação do conceito de riscos competitivos que proporcionam informações mais detalhadas sobre a mortalidade por causas. Este método possibilita o cálculo da esperança de vida na ausência de determinada

causa de morte e a comparação com a esperança de vida na presença de todas as causas<sup>19</sup>.

A introdução da informação sobre a data do nascimento tornou possível a dupla classificação dos óbitos segundo a idade e a geração, o que elimina a necessidade de avaliação indireta de *fatores de separação* para a construção de tábuas de mortalidade<sup>20</sup>.

Com relação aos óbitos de menores de um ano e óbitos fetais, uma série de dados relevantes tais como ocupação e grau de instrução dos pais, duração da gestação, peso ao nascer etc., permitirão uma melhor caracterização deste fenômeno. Cabe destacar, também, a possibilidade de construir *tábuas de mortalidade intra-uterinas*, com base nos dados sobre a duração da gestação.

## 2. OS ESTUDOS DE FECUNDIDADE E MORTALIDADE NO BRASIL A PARTIR DOS CENSOS E REGISTRO CIVIL

### 2.1 Fecundidade\*

Uma análise dos níveis e tendências da fecundidade no Brasil remete-nos invariavelmente ao problema das fontes de dados básicos.

O conhecimento da fecundidade e natalidade no Brasil está associado à história dos censos de população e ao nome de Giorgio Mortara. Ainda hoje os censos constituem, a nível do país em seu conjunto, a única fonte de dados, pois, como diz Berquó, “nenhum fato significativo surgiu no triste cenário das estatísticas vitais”<sup>21</sup>.

As primeiras tentativas de estimar os níveis de natalidade remontam ao Censo de 1920, quando Bulhões de Carvalho, dispoendo de tábuas de sobrevivência para as capitais e utilizando a equação de equilíbrio, estima os nascimentos para a década anterior ao censo<sup>22</sup>.

Retomando estes resultados e com a orientação de quantificar os problemas de população para o Brasil, Mortara<sup>23</sup> inicia a fase que ele chama de “conjecturas” sobre a população brasileira.

Em sua série de estudos sobre o aproveitamento do censo para estimativas de população, Mortara determina as primeiras taxas de

<sup>19</sup> MADEIRA, J L — *Tábuas de Mortalidade para a Região do “Grande Rio”. Movimentos internos e suas influências nos padrões de mortalidade* Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais Fundação IBGE, Rio de Janeiro, 1976

<sup>20</sup> A nível de Estado de São Paulo só se conta com esta informação desde 1977 Isto facilitará a construção de tábuas de mortalidade por ocasião do Censo de 80.

\* Para uma revisão mais completa dos estudos de fecundidade vide:  
ALTMANN, Ana Maria G — *Aspectos formais para o estudo da fecundidade e nupcialidade* Atas do I Encontro Nacional de Estudos Populacionais — Associação Brasileira de Estudos Populacionais. São Paulo, 1978

<sup>21</sup> BERQUÓ, E — A fecundidade rural-urbana dos estados brasileiros em 1970, *Revista Brasileira de Estatística*, 38(151): 251-303, jul/set 1977 (separata)

<sup>22</sup> Vide: V Recenseamento do Brasil, 1º/09/1920, Vol IV, 2ª parte, tomo I, p. 45.

<sup>23</sup> Giorgio Mortara chega ao Brasil em 1939 e logo se volta para os estudos de população, sendo um dos seus primeiros trabalhos uma análise sobre os erros na classificação segundo as idades dos vivos e mortos e sobre a influência destes na Tábua de Mortalidade.

natalidade para o período 1840-1920, de onde conclui que, ao longo deste período, a taxa de 46 por mil manteve-se constante.

A avaliação de uma possível sobrenumeração no Censo de 1920 (cerca de 10%) fez com que Mortara propusesse uma nova taxa para o período 1910-20, de 44 por mil, dado este que se aproxima das estimativas de Collver, que encontrou 43 por mil no período 1900-1905 e 44,2% entre 1905 e 1920. Collver conclui que a natalidade no Brasil tal como ocorrera com outros países latino-americanos, não se modificou durante a Primeira Guerra <sup>24</sup>.

Um decréscimo verificado nas taxas de natalidade para o período 1920-1940 é interpretado como efeito da depressão de 1930, a exemplo do verificado em outros países.

Ainda nesta fase de “conjecturas”, onde a informação é das mais incompletas, Mortara chega a traçar um bom quadro da fecundidade, da prolificidade <sup>25</sup> e da capacidade de reprodução da população brasileira.

Os níveis de fecundidade foram estimados em: taxa de fecundidade geral, 199 por mil, taxa bruta de reprodução, 3,2, e relação  $\frac{\text{crianças 0-9}}{\text{mulheres 15-49}}$  1.239 por mil.

#### BRASIL, 1840-1920: TAXAS DE NATALIDADE E FECUNDIDADE

PERÍODO	TAXAS DE NATALIDADE	IDADE	TAXAS DE FECUNDIDADE
1840 — 70	46,5	15—19	89
1870 — 90	46,6	20—24	277
1890 — 1920	46,5	25—29	310
1910 — 20	44,0	30—34	288
1901 — 05	(1) 43,0	35—39	119
1905 — 20	(1) 44,2	40—44	111
		45—49	33

FONTE: G Mortara — A natalidade e a fecundidade no Brasil, *Revista Brasileira de Estatística* n.º 110, abr—jun/1967

(1) Collver, *op cit.*

Dimensionar de forma mais concreta os problemas e o ritmo de crescimento da população brasileira é, sem dúvida, uma das preocupações de Mortara, ao incluir pela primeira vez no Censo Demográfico brasileiro de 1940 as primeiras questões sobre fecundidade. Isto porque,

<sup>24</sup> COLLVER, A O — Birth rates in Latin America now estimates of historical trends and fluctuations, Berkeley University of California, s.d. Research Series, 7, citado em BERQUÓ, E — Composantes de L'acroissement, Fécondité, in *La population du Brésil*, CICRED, 1975

<sup>25</sup> Mortara identifica prolificidade com fecundidade

como ele próprio pode avaliar, o Registro Civil, apesar de seu meio século de vida, mostrava-se insuficiente. O déficit de nascimentos, ao redor dos anos 40 foi estimado em 69 a 74% para nascidos vivos do ano, situação decorrente, por um lado, da omissão de registros e, por outro, da deficiência do sistema de coleta dos eventos vitais<sup>26</sup>.

A partir de 1940, com a introdução de questões referentes à fecundidade feminina, a avaliação dos níveis de natalidade e fecundidade passa da fase de “conjecturas”, expressão utilizada por Mortara, para a etapa de avaliação mais sólida e eficaz. Todo um campo para os estudiosos da população foi aberto a partir do Censo Demográfico de 1940, tendo sido exaustivo o aproveitamento deste tipo de informação, especialmente por Mortara (nos censos de 1940 e 50)<sup>27</sup>. A ênfase e preocupação com a introdução de questões sobre fecundidade já mencionadas no censo soma-se também o fato de funcionar como fonte alternativa ao Registro Civil.

Infelizmente esta situação não se modificou de modo substancial, e os Censos Demográficos de 1950, 60 e 70 seguiram sendo a única alternativa de avaliação dos níveis de natalidade e/ou fecundidade para o país como um todo.

O censo, como única opção para o estudo da fecundidade e natalidade a nível do país mereceria um estudo detalhado dos conceitos e categorias utilizadas, isto porque cada vez mais se discute sobre a visão teórica que orienta a coleta dos dados e as possibilidades de análise e entendimento dos processos demográficos. Existe mesmo um certo consenso de que as fontes oficiais de dados, pelo papel que desempenham na sociedade, conduzem não só a desvios arbitrários mas, sobretudo, ideológicos na sua versão numérica de alguns aspectos da organização social. Análises recentes sobre os documentos censitários brasileiros sugerem que os conceitos e as categorias utilizadas no Censo Demográfico a partir de 1940 resultam de uma dupla orientação, ou seja, estariam voltados para captar tanto situações “de direito” como “de fato”. Por exemplo, análises sobre as variações das categorias de estado conjugal adotadas pelo censo refletiram o conflito entre a ideologia subjacente às leis, às mudanças sociais e às situações de fato<sup>28</sup>.

Dentro desta linha de análise é importante observar a justificativa de Mortara para a inclusão das questões sobre fecundidade: “a razão extraordinária para a inclusão de tal pesquisa é possibilitar uma preciosa referência a países estrangeiros com dados similares sobre o nível da fecundidade no Brasil, que se poderia dizer “normal ou fisiológico”, em

<sup>26</sup> Vide: “Estimativas da taxa de natalidade para o Brasil, as unidades da federação e as principais capitais”, Estudos de Estatística Teórica e Aplicada, *Estatística Demográfica*, n.º 4, IBGE, 1948

<sup>27</sup> SAUNDERS, J V D também explora estes dados censitários para estudar as tendências de fecundidade e variáveis sócio-econômicas no Brasil. Vide *Differential fertility in Brazil*, University Florida Press, Gainesville, 1958

<sup>28</sup> LEVY, M S F e OLIVEIRA, M C — Tipos de união e padrões de casamento, in *A Fecundidade em São Paulo*, CEBRAP, São Paulo, 1977

contraposição aos níveis “anormais ou patológicos” a que chegou a fecundidade de muitas populações européias e norte-americanas”<sup>29</sup>.

As colocações de Mortara demonstram sua preocupação com a fase de transição demográfica por que passavam alguns países, onde o acentuado descenso de fecundidade fazia com que fossem retomadas as discussões sobre as vantagens e desvantagens do crescimento populacional. Tendo presentes, portanto, as etapas da transição demográfica, recolhidas por Notestein, em 1939, e incorporando os demais aspectos norte-americanos do censo brasileiro, Mortara formula os quesitos sobre fecundidade no Censo de 1940, que se repetem, basicamente, em 1950, 1960 e 1970.

Um exame detalhado da informação disponível nos censos<sup>30</sup> para estimativas básicas de natalidade e fecundidade, realizado por Berquó, conclui que se, por um lado, é certo que a introdução de quesitos sobre fecundidade veio contribuir para suprir a falta de informações sobre o tema, por outro lado, a não inclusão sistemática das mesmas questões, e mesmo a mudança nos conceitos, de um censo para o outro, prejudicaram em muito a comparabilidade dos resultados no tempo. Para um estudo comparativo através dos quatro censos, a nível nacional e por estados da federação, as informações restringem-se à tabela seguinte<sup>31</sup>:

BRASIL: TIPO DE TABELA EXISTENTE PARA OS CENSOS DE 1940, 1950, 1960 E 1970 (\*)

IDADE EM ANOS COMPLETOS	(1) TOTAL DE MULHERES DE 15 ANOS E MAIS	(2) MULHERES DE 15 ANOS E MAIS QUE TIVERAM FILHOS	(3) FILHOS TIDOS (NASCIDOS VIVOS MAIS MORTOS)	(4) FILHOS VIVOS NA DATA DO CENSO
15 a 19				
20 a 24				
25 a 29				
30 a 34				
35 a 39				
40 a 44				
45 a 49				
50 a 59				
60 a 69				
70 e +				

\* As informações que aparecem neste tipo de tabela são extraídas das tabelas 41, 31, 26 e 31 dos respectivos Censos Demográficos de 1940, 1950, 1960 e 1970

<sup>29</sup> MORTARA, G — Aspectos Internacionais do Recenseamento, *Revista Brasileira de Estatística*, n.º 3, julho — setembro 1940.

<sup>30</sup> Estas informações encontram-se detalhadas no capítulo anterior, quadro I

<sup>31</sup> BERQUÓ, E. — Algumas notas antes do Censo Demográfico de 1980, *Fecundidade*, Padrões Brasileiros, 2.º Volume dos Anais do Simpósio sobre o Progresso da Pesquisa Demográfica no Brasil, Rio de Janeiro, 1976

Como salienta este estudo, nem mesmo o número médio de filhos tidos nascidos vivos por mulher — dado básico nos estudos de fecundidade — pode ser obtido nestes quatro censos, sem uma prévia correção nos anos de 1950 e 1960, ou seja, a subtração dos nascidos mortos do total de filhos tidos.

Toda a informação da tabela anterior apresenta-se também detalhada por estado conjugal das mulheres, o que em princípio ofereceria um quadro da parturição média das mulheres casadas por grupos de idades, ou seja, permitiria um estudo da fecundidade legítima. Entretanto, diferenciais no conceito de casamento nos diversos censos acabam impedindo tal análise comparativa. Portanto, a falta de compatibilidade não se verifica somente a nível de censos e registro civil, mas entre os próprios censos de população.

A fase dos estudos de fecundidade e natalidade para o Brasil, através do censo, representa, entretanto, uma contribuição importante não só para o conhecimento dos níveis e evolução desta variável para o país mas também em termos de metodologia na exploração dos dados censitários. A elaboração de técnicas especiais para o tratamento da informação e análises de resultados confere um papel de destaque a Mortara no desenvolvimento da demografia latino-americana.

Assim é que, com as taxas médias cumulativas de fecundidade por idade e uma interpolação grafonumérica, Mortara determina a marcha cumulativa de fecundidade em função da idade e conclui sobre a “moderada mas nítida” diminuição da fecundidade para o Brasil, entre os Censos de 1940-1950 <sup>32</sup>, e que esta se dá sobretudo pela diminuição da quota de mulheres prolíferas, o que, por sua vez, faz com que as taxas médias cumulativas de fecundidade decresçam a partir do grupo 25-29 anos.

A relação entre crianças de 0-9 anos e mulheres de 15-49 anos foi outro indicador utilizado nesta fase para ilustrar o leve descenso da fecundidade no país. Esta relação, que deveria aumentar em 1950 como resultado da redução da mortalidade infantil, decresce de 121,3 por mil, em 1940, para 120,0 em 1950 <sup>33</sup>.

Através de indicadores, tais como número médio de filhos, quota de mulheres prolíferas, taxas médias de fecundidade acumulada, razão criança-mulher, sobrevivência dos filhos e taxa bruta de natalidade, Mortara consegue medir e descrever os níveis de fecundidade e natalidade para o país e unidades da Federação, nos momentos dos Censos de 1940 e 50.

<sup>32</sup> As limitações deste método de Mortara para estimar as taxas de fecundidade por idade são bastante conhecidas, no entanto sua aplicabilidade para 1940 e 50 é aceita como uma boa aproximação do que ocorria de fato.

<sup>33</sup> Sobre a interpretação deste indicador para o Brasil, veja-se: A proporção entre crianças e mulheres como índice da fecundidade feminina (Nota metodológica com aplicação para o Brasil), Estudos de Estatística Teórica e Aplicada, *Estatística Demográfica*, n.º 16, IBGE, 1953.

Procurando fugir das limitações de uma análise do tipo transversal, Mortara elabora os dados censitários de forma a captar o comportamento da fecundidade através do tempo.

As tendências de fecundidade no tempo foram avaliadas através da distribuição de mulheres que tiveram filhos segundo o número de filhos tidos até o momento do censo. Com esta análise longitudinal para mulheres que já haviam ultrapassado o período fértil, fica demonstrado o não controle dos nascimentos na população brasileira entre as gerações mais velhas (2/3 destas mulheres, em 1950, tiveram mais de 5 filhos, sendo que estes últimos constituíam cerca de 90% do total de filhos) <sup>34</sup>.

Esta forma de captar a fecundidade retrospectiva, proposta por Mortara, tem sido pouco explorada nos censos da América Latina. Em realidade, este modelo de análise mais conhecido como o das probabilidades condicionais de nascimento serve para medir e descrever o processo de fecundidade para famílias completas <sup>35</sup>.

Ao tomar a distribuição das mulheres, segundo a ordem de parturição até o momento do censo, obtém-se uma estrutura da fecundidade, e as probabilidades de crescimento oferecem uma descrição de como ocorre o processo de fecundidade para estas mulheres e o nível alcançado, para famílias completas.

A aplicação deste modelo para o Brasil, a partir dos dados censitários publicados, revela um descenso nos níveis de fecundidade para o país, o que se acentua na última década <sup>36</sup>.

A estrutura da fecundidade para mulheres que acabaram seu período reprodutivo nos momentos de censo, gerações 1890-95, 1900-05, 1910-1915 e 1920-25 <sup>37</sup>, revela uma clara mudança de comportamento. O processo que se observa no gráfico n.º 2 indica a passagem de uma situação onde não existe um padrão de família definido, com as mulheres das gerações 1890-95 e 1900-05 distribuindo-se de maneira similar entre os distintos números de filhos <sup>38</sup>, para uma outra, onde se verifica a tendência das gerações 1910-15 e 1920-25 a concentrar-se em torno dos 2 filhos (gráfico 2).

As probabilidades de crescimento para estas coortes de mulheres são ainda mais ilustrativas na descrição dos padrões observados (gráfico 3). Enquanto o primeiro grupo de gerações apresenta probabilidades que

<sup>34</sup> Vide: Análises retrospectivas da fecundidade feminina no Brasil, Estudos de Estatística Teórica e Aplicada, *Estatística Demográfica*, n.º 28, IBGE, 1965.

<sup>35</sup> Corresponde ao que Henry chamou as "probabilidades de crescimento da família" e Ryder do "quocientes de aumento da parturição" Vide HENRY, L. — *Fecundité des Mariages. Nouvelle méthode de mesure Cahier n.º 16*, INED, Paris, P.U.F., 1953

<sup>36</sup> ALTMANN, Ana M Goldani — Probabilidades de crescimento da família no Brasil em 1940, 1950, 1960 e 1970 El Colegio de México, México, 1974 (mimeo).

<sup>37</sup> As mulheres destas gerações tiveram seus períodos reprodutivos nos anos: 1905-1940, 1925-1960 e 1935-1970, respectivamente.

<sup>38</sup> A concentração em torno dos números 6, 8 e 10 filhos já fora apontada por Mortara como deficiente na declaração do número de filhos de 1940 e 1950

DISTRIBUIÇÃO DAS MULHERES DE 45-49 ANOS QUE TIVERAM FILHOS  
BRASIL -1940-1970

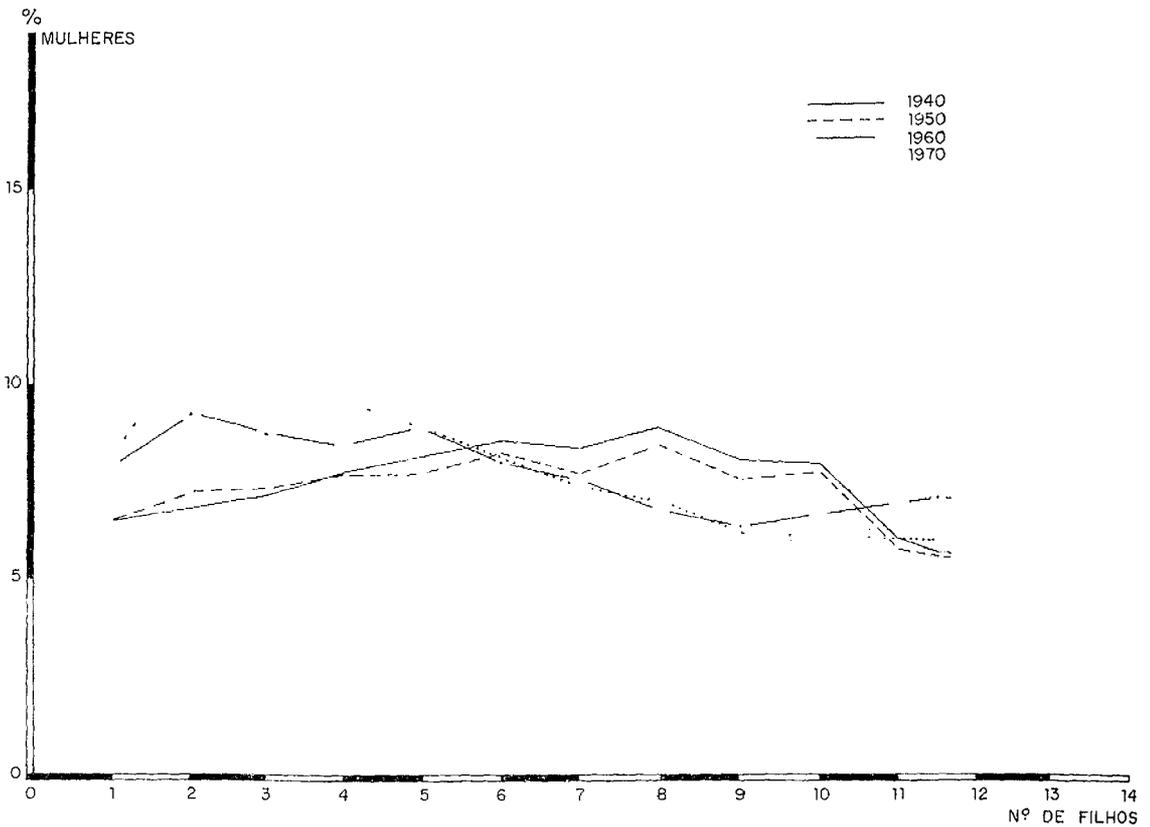


Fig 2

excedem o valor 0,9 até o quinto filho ( $a_5$ ), para o grupo de mulheres de gerações mais recentes este valor só é alcançado para o segundo filho ( $a_2$ ).

A recuperação da dimensão temporal, imprescindível para o entendimento do processo de formação da família, que não é passível de se obter através da informação contínua dos registros de nascimentos (quer pelo fato de não ser completa e mesmo por não conter o número de ordem de nascimentos), faz com que este método aplicado aos censos seja valorizado, e impõe como necessidade um maior nível de desagregação da informação sobre distribuição das mulheres (por idade) que tiveram filhos, segundo o número de filhos tidos até o momento do censo.

Por exemplo, no Censo de 1970 esta informação, para o Brasil, apresenta-se por estado conjugal e situação de domicílio, o que enriquece as análises em termos de diferenciais de fecundidade por estado civil, rural-urbano e mesmo regional.

A análise de coortes selecionadas, de mulheres casadas para zonas urbanas e rurais do país, apresenta resultados interessantes. Para todas

## PROBABILIDADE DE CRESCIMENTO DA FAMÍLIA PARA MULHERES DE 45-49 ANOS — BRASIL — 1940-1970

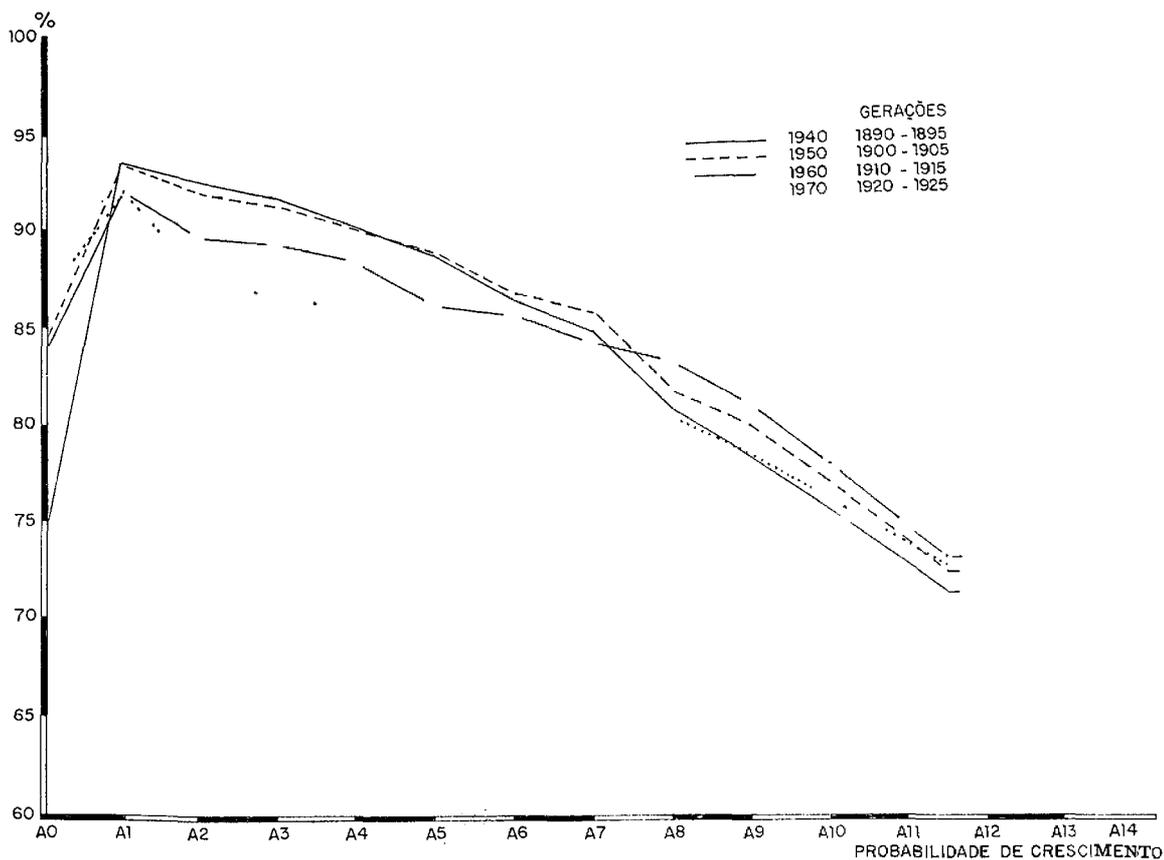


Fig 3

as coortes de mulheres nas zonas rurais as probabilidades de crescimento da família são mais elevadas que as da zona urbana (gráficos 4 e 5). O comportamento entre mulheres pertencentes às coortes mais velhas e mais recentes não se modifica substancialmente na área rural. O mesmo não ocorre para estas mesmas mulheres em áreas urbanas que, além de apresentarem um maior tamanho de família para todas as gerações, com relação à zona rural, apresentam diferenciais de comportamento entre as gerações mais velhas e mais recentes<sup>39</sup>.

Os resultados desta análise para 1970, retomados em uma comparação com São Paulo, ilustram as diferenças regionais no comportamento da fecundidade brasileira. Para mulheres pertencentes à geração (1920-25), as probabilidades de crescimento são bastante inferiores para todas as dimensões de família, em São Paulo, o que se reflete na descendência final da família para esta coorte, que alcança na zona urbana

<sup>39</sup> ALTMANN, Ana M Goldani — A fecundidade retrospectiva no Brasil e em São Paulo; aplicação do modelo de probabilidade de crescimento da família. Resultados preliminares de um projeto em desenvolvimento no GEADE, Fundação SEADE

4,4 filhos em São Paulo e 5,2 filhos no Brasil, enquanto para mulheres, nas zonas rurais é de 6,3 filhos em São Paulo e 7,1 filhos para o Brasil.

Os resultados anteriores ilustram as possibilidades de utilização do censo para os estudos de fecundidade e sugerem que, uma vez que a curto prazo não se pode contar com esta informação do Registro Civil, algumas medidas fossem tomadas para o Censo de 1980, como, por exemplo, o detalhamento da repartição no número de filhos, segundo idade e ano de nascimento da mãe, assim como o número de filhos, segundo o ano e duração da união<sup>40</sup>. Isto, sem dúvida, propiciaria uma análise aprofundada da fecundidade brasileira, tanto sob a ótica transversal como longitudinal.

Estas análises complementaríamos as medidas de momento da fecundidade que melhoraram significativamente a partir do Censo de 1970 com a inclusão de perguntas sobre a fecundidade atual (número

### PROBABILIDADE DE CRESCIMENTO DA FAMÍLIA PARA MULHERES CASADAS — ZONA RURAL — BRASIL — 1940-1970

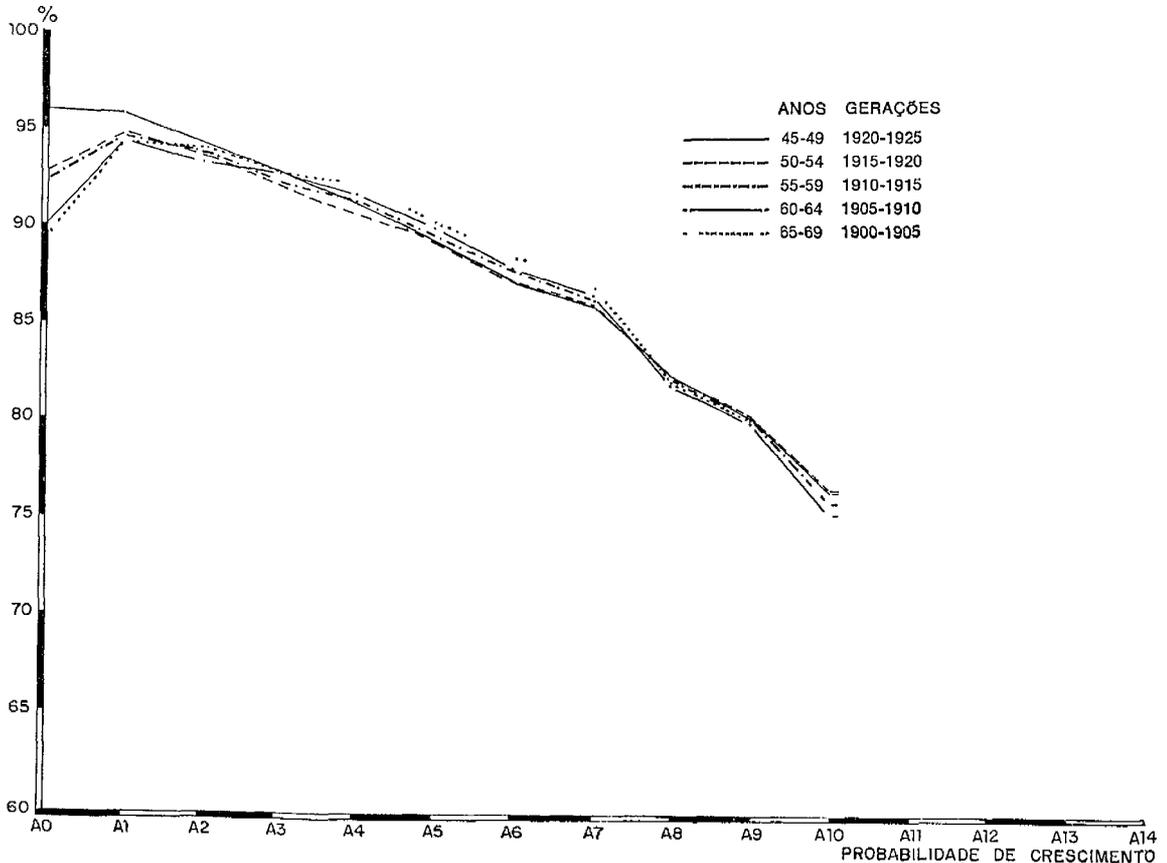


Fig 4

<sup>40</sup> Vale destacar que no Censo de 1960 foi incluída a pergunta: "duração do casamento", no entanto, a pergunta só incluía o ano de ocorrência da última união, o que prejudicou as análises de fecundidade

## PROBABILIDADE DE CRESCIMENTO DA FAMÍLIA PARA MULHERES CASADAS — ZONA URBANA — BRASIL — 1940-1970

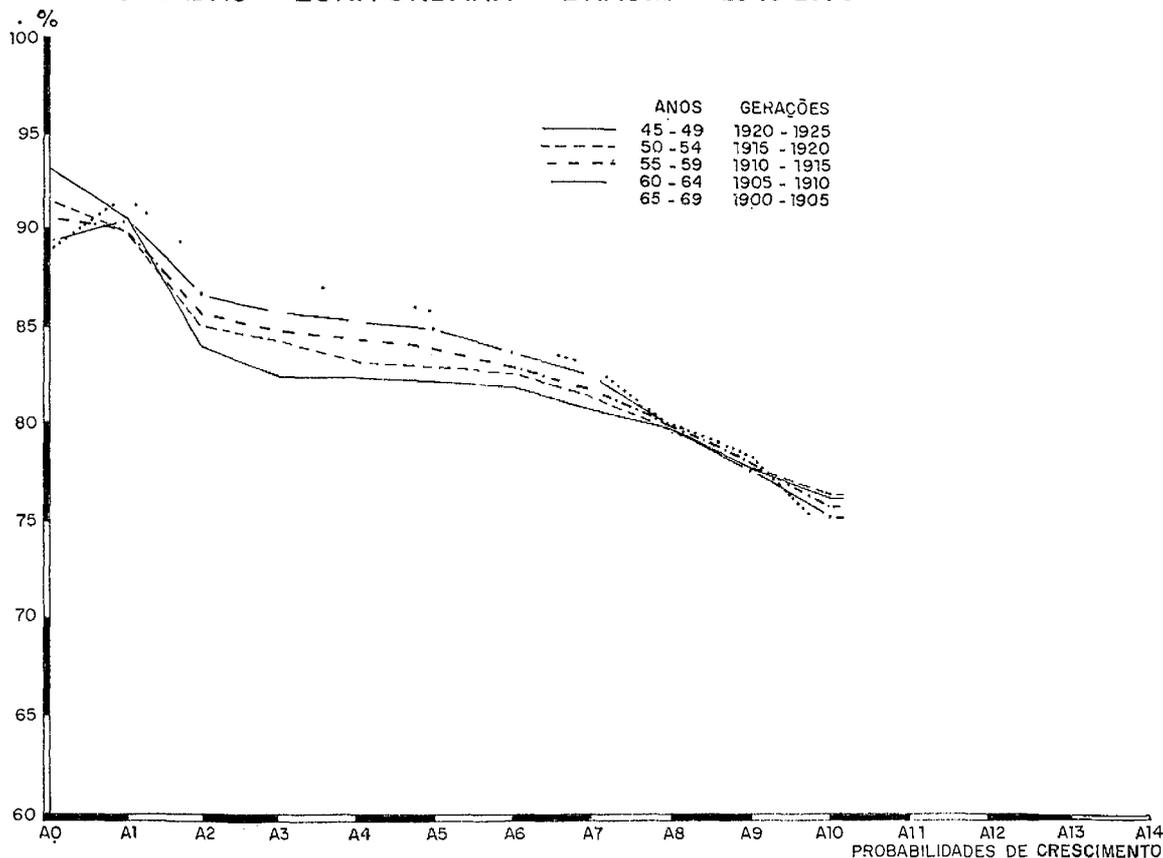


Fig 5

de filhos tidos no ano anterior à data do censo), o que permitiu a aplicação da técnica de Brass.

Apesar de não haver um consenso a respeito da aplicabilidade desta técnica aos dados brasileiros, em face de resultados obtidos <sup>41</sup> pela primeira vez depois dos estudos de Mortara com o Censo de 1950, o Brasil passou a contar novamente com resultados de fecundidade a nível de regiões, estados da federação e segundo a situação de domicílio, rural-urbano. Estimulados pela qualidade dos dados censitários de 1970, estudiosos de população, com diferentes metodologias, buscaram estabelecer as tendências da natalidade e fecundidade no Brasil; concluindo, de um modo geral, sobre o descenso destes níveis através do tempo <sup>42</sup>.

<sup>41</sup> Veja-se a respeito, BERQUÓ, E — Algumas notas antes do Censo Demográfico de 1980, *Fecundidade, opus cit*

<sup>42</sup> Para um levantamento completo sobre as estimativas da fecundidade para estas décadas e comentários críticos sobre os métodos utilizados, vide: IRWIN, R e SPIELMAN, E — Introdução à análise das estimativas de indicadores demográficos obtidos através de diversas metodologias, Brasil, 1940-70, Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais, FIBGE, 1976

**BRASIL, 1930-70: TAXAS BRUTAS DE NATALIDADE**

PERÍODO	MOR-TARA (1)	IBGE (2)	CAR-VALHO (1)	MER-RICK (2)	ARRETX (3)
1930 - 40	47,4	43,5	47,2	44,4	—
1940 - 50 ..	45,1	44,4	46,5	43,6	43,4
1950 - 60 .	—	43,3	43,7	43,4	42,0
1960 - 70 .	—	37,7	42,3	40,5	39,6

FONTES: (1) CARVALHO, J. A. M. — *Tendências Regionais de Fecundidade e Mortalidade, op. cit.*; (2) MERRICK, T. *et alii*, Dois séculos de crescimento populacional brasileiro — suas tendências e seus componentes demográficos, Encontro de Estudos Populacionais, = IBGE, Rio de Janeiro, 1976; (3) ARRETX, C. — "Un análisis de la fecundidad en el Brasil, segun regiones", *Notas de Población*, Año 1, vol 3, CELADE, Santiago de Chile, 1973.

A evolução da fecundidade nas regiões brasileiras foi estudada por Carvalho numa interessante aplicação do método de Brass para os Censos de 1940, 50 e 60, apesar de não dispor dos dados de fecundidade corrente<sup>43</sup>. As conclusões neste trabalho chamam a atenção para o fato de que as tendências de aumento ou constância nos níveis da fecundidade de algumas regiões (Amazônia, Norte, Nordeste, Bahia e Oeste), e de declínio da fecundidade em outras (Minas, Rio, São Paulo e Sul) neutralizaram qualquer efeito maior sobre o nível da fecundidade para o país em seu conjunto. Assim, o declínio verificado na taxa bruta de natalidade dever-se-ia às alterações ocorridas na distribuição por idade da população.

**O BRASIL E REGIÕES, 1930-40 A 1960-70: TAXAS DE FECUNDIDADE TOTAL (POR MULHER) E TAXAS BRUTAS DE NATALIDADE (POR MIL)**

REGIÃO	TAXAS DE FECUNDIDADE TOTAL				TAXAS BRUTAS DE NATALIDADE			
	1930/ 40	1940/ 50	1950/ 60	1960/ 70	1930/ 40	1940/ 50	1950/ 60	1950/ 70
Amazônia	6,9	7,3	—	8,2	50,2	50,6	(1)	52,0
Norte	7,0	7,0	—	7,3	51,1	49,4	(1)	49,3
Nordeste	7,9	7,7	—	7,9	55,5	55,1	(1)	52,9
Bahia	6,9	7,3	—	7,9	50,3	52,9	(1)	52,7
Minas	7,2	6,8	—	6,4	50,4	48,6	(1)	42,6
Rio de Janeiro	4,2	4,0	—	3,9	33,7	33,0	(1)	30,0
São Paulo	5,6	5,1	—	4,2	41,8	39,3	(1)	32,5
Paraná	5,9	5,9	—	6,3	42,1	42,9	(1)	43,0
Sul	6,2	6,2	—	5,0	43,0	43,6	(1)	35,5
Oeste	6,2	6,4	—	6,9	44,3	45,8	(1)	47,3
Brasil	6,5	6,3	6,1	6,0	47,2	46,5	43,7	42,3

FONTE: CARVALHO, J. A. M. — *Tendências regionais de fecundidade e mortalidade no Brasil*, Monografia n.º 8, CEDEPLAR, Belo Horizonte, 1974.

(1) Dados não disponíveis

<sup>43</sup> Maiores detalhes em: CARVALHO, J. A. M. — "Analysis of Regional Trends in Fertility, Mortality and Migration in Brazil, 1940-70", PH D Thesis (London: London School of Economics and Political Science, October 1973). Sobre a fecundidade nas regiões 1960-70, vide também: COSTA, M. A. — *Urbanização e migração urbana no Brasil*, IPEA, Série Monográfica n.º 21, Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1975

Assim, como os níveis e tendências de fecundidade no Brasil foram estudados, basicamente, através da informação censitária, também o foram os diferenciais de fecundidade.

Mortara, através de uma série de estudos, no que se refere à natalidade, fecundidade feminina em relação à idade, cor, nacionalidade, estado conjugal, local de residência e ainda a fecundidade masculina por idade, segundo ramo de atividade e a posição na ocupação, estabelece os primeiros diferenciais de fecundidade para o Brasil <sup>44</sup>.

A exploração exaustiva da informação censitária sobre fecundidade, realizada para os momentos 1940 e 1950 não se verifica para os Censos de 1960 e 1970.

Em um primeiro momento isto poderia ser creditado ao atraso nas publicações dos resultados para 1960. Entretanto, não se pode esquecer que a década de 60 é a dos *surveys* de fecundidade, pesquisas estas que buscam maior compreensão do processo de reprodução da população, visto naquele momento como fecundidade. Os enfoques teórico-metodológicos postos em prática nesta fase dão margem a discussões e críticas, e em fins daquela década e início da de 70 começam a surgir propostas alternativas para estudos de reprodução da população, onde a fecundidade passa a ser uma das variáveis do processo.

Este momento por que passavam os estudos de população e, em especial, os de fecundidade, faz com que sejam reavaliadas as informações censitárias e se passe a estudar seu potencial para análises dentro de outros enfoques. Um exemplo disto é o estudo de Lopes sobre a família brasileira, no Censo de 1960 <sup>45</sup>.

A partir do registro de 173 620 famílias do Censo de 1960 <sup>46</sup>, ele estabelece tipos de família (nucleares, "estendidas" e compostas) nas zonas urbanas e rurais, e encontra que o tamanho médio destas varia de 4,6 para famílias nucleares de zonas urbanas a 6,1 em famílias "estendidas" ou compostas de áreas rurais. Este estudo sugere ainda uma série de hipóteses sobre dinâmica demográfica destas famílias, entre elas a de uma fecundidade diferencial por tipo de família, sugerindo para sua verificação tabulações de mulheres segundo número de filhos tidos, tipo de família, características das mulheres e dos chefes e controle por zona urbana e rural.

O enfoque no qual a família é vista como a unidade primária de decisão, onde se determina o comportamento relativo à reprodução não

<sup>44</sup> Um resumo destes resultados encontra-se em: MORTARA, G — *A fecundidade da mulher no Brasil*, segundo os resultados do Recenseamento de 1950, Rio de Janeiro, IBGE, 1957. Outros resultados em: Estudos de Estatística Teórica e Aplicada, *Estatística Demográfica* e nas *Revistas Brasileiras de Estatística*, ambas publicações do IBGE.

<sup>45</sup> Vide: LOPES, V — *La familia en el Brasil segun el Censo de población de 1960*, *Notas de Población*, n.º 10, CELADE, abril, 1976.

<sup>46</sup> Com base nos Censos experimentais desenvolvidos a partir de 1968, o CELADE cria um Sistema de Registros de "Família de Residência". Vide: LOPES, V — *op cit.*

só biológica mas muito mais abrangente, ganha importância, e os dados dos censos são retomados por estas análises. A proposta, no momento, é de um estudo da dinâmica familiar (do grupo doméstico), através dos censos brasileiros <sup>47</sup>.

As possibilidades de utilização de computadores e programas especiais já desenvolvidas para este tipo de análise fazem crer no aproveitamento a curto prazo do potencial das informações censitárias no estudo de família <sup>48</sup>.

A fecundidade representa uma etapa importante da história familiar, ou seja, aquela de sua formação. Para medir este processo de formação da família necessitar-se-ia de informação contínua sobre o ciclo vital. Tais informações podem ser recuperadas no censo através da informação retrospectiva sobre os indivíduos. <sup>49</sup>.

As relações entre a fecundidade e outras variáveis sócio-econômicas também foram objeto de estudos a partir dos dados do Censo de 1970.

Este é o caso de um trabalho de Berquó que, a partir das tabulações preliminares, estuda detalhadamente as taxas globais e específicas de fecundidade, por unidades da federação. Aplicando um modelo de regressão múltipla de tipo linear, ela explicita a influência relativa das variáveis (proporção de mulheres casadas por idade, índice de masculinidade por idade, saldo migratório, proporção de homens que não sabem ler nem escrever e renda *per capita*) sobre a fecundidade. Suas conclusões são de que a variável mais diretamente responsável pelo ajuste da fecundidade foi a renda *per capita* para o grupo de mulheres de 20 anos e mais; ao passo que para as mulheres com idade inferior a 20 anos, foi a proporção de casadas a variável mais sensível <sup>50</sup>.

Partindo de uma análise crítica aos modelos que utilizam a relação fecundidade e renda como a única forma para entender o comportamento reprodutivo, Carvalho e Paiva também estimam a fecundidade por grupos de renda e regiões do Brasil, refletindo sobre as limitações de causalidade entre estas variáveis e as diferenças regionais <sup>51</sup>. Uma primeira observação a respeito é de que a fecundidade urbana no Brasil não só é inferior à rural, verificando-se uma tendência ao aumento

<sup>47</sup> O projeto é do Grupo de Reprodução Humana, da CLACSO e abrange outros países latino-americanos

<sup>48</sup> Ansley Coale e seu grupo de trabalho nos EUA têm desenvolvido bastante estas áreas

<sup>49</sup> As fontes de erro inerentes à utilização desta informação seiam muitas (erros de memória, seletividade por migração e mortalidade etc.) No entanto, conforme indicou Santini, é muito mais realista recorrer a esta informação, dado o alto custo e tempo necessário para elaborar registros em cadeia. Vide, SANTINI, A — The family cycle as a context for the measurement of nuptiality and fertility, *International Population Conference*, IUSSP, México, 1977

<sup>50</sup> Vide BERQUÓ, E — Un análisis de la fecundidad en el Brasil, según regiones, *Notas de Población*, Año 1, Vol 3, CELADE, Santiago de Chile, 1973

<sup>51</sup> CARVALHO, J A M e PAIVA; P T A — Estrutura de renda e padrões de fecundidade no Brasil, CEDEPLAR, Belo Horizonte, junho de 1978 (mimeo).

destes diferenciais, a partir do intervalo de renda de Cr\$ 251,00 a Cr\$ 300,00, conforme se observa no gráfico 6, que sugere as flutuações da fecundidade segundo a renda.

Os resultados desta análise para as regiões destacam que a relação renda-fecundidade não segue um padrão único entre as populações regionais do Brasil. Se é certo que há uma relação inversa entre os níveis de fecundidade e renda (a níveis mais baixos de fecundidade corresponderiam níveis mais altos de renda nas regiões), por outro lado, os dados apontam flutuações entre a população rural. Citam o exemplo de associações positivas entre renda e fecundidade nas fronteiras agrícolas. Assim, concluem também que esta relação não é de todo negativa nas áreas urbanas como se poderia concluir dos modelos de modernização mas, ao contrário, ela se apresenta positiva para os níveis mais baixos de renda (vide gráfico 6).

Em outro estudo sobre diferenciais com dados do Censo de 1970, analisando a fecundidade e a participação da mulher na força de trabalho, observou-se inicialmente que as mulheres migrantes estão em "condições desvantajosas" em comparação com as não migrantes, pois contam, por exemplo, com uma renda média inferior e participam principalmente na prestação de serviços individuais, especialmente os domésticos <sup>52</sup>.

Concluem sobre os diferenciais de fecundidade para mulheres migrantes e não migrantes, destacando que a fecundidade é superior entre as mulheres migrantes, especialmente nas regiões metropolitanas mais ao sul, enquanto o fator renda aparece em sentido inverso, ou seja, diminuindo no sentido sul-nordeste.

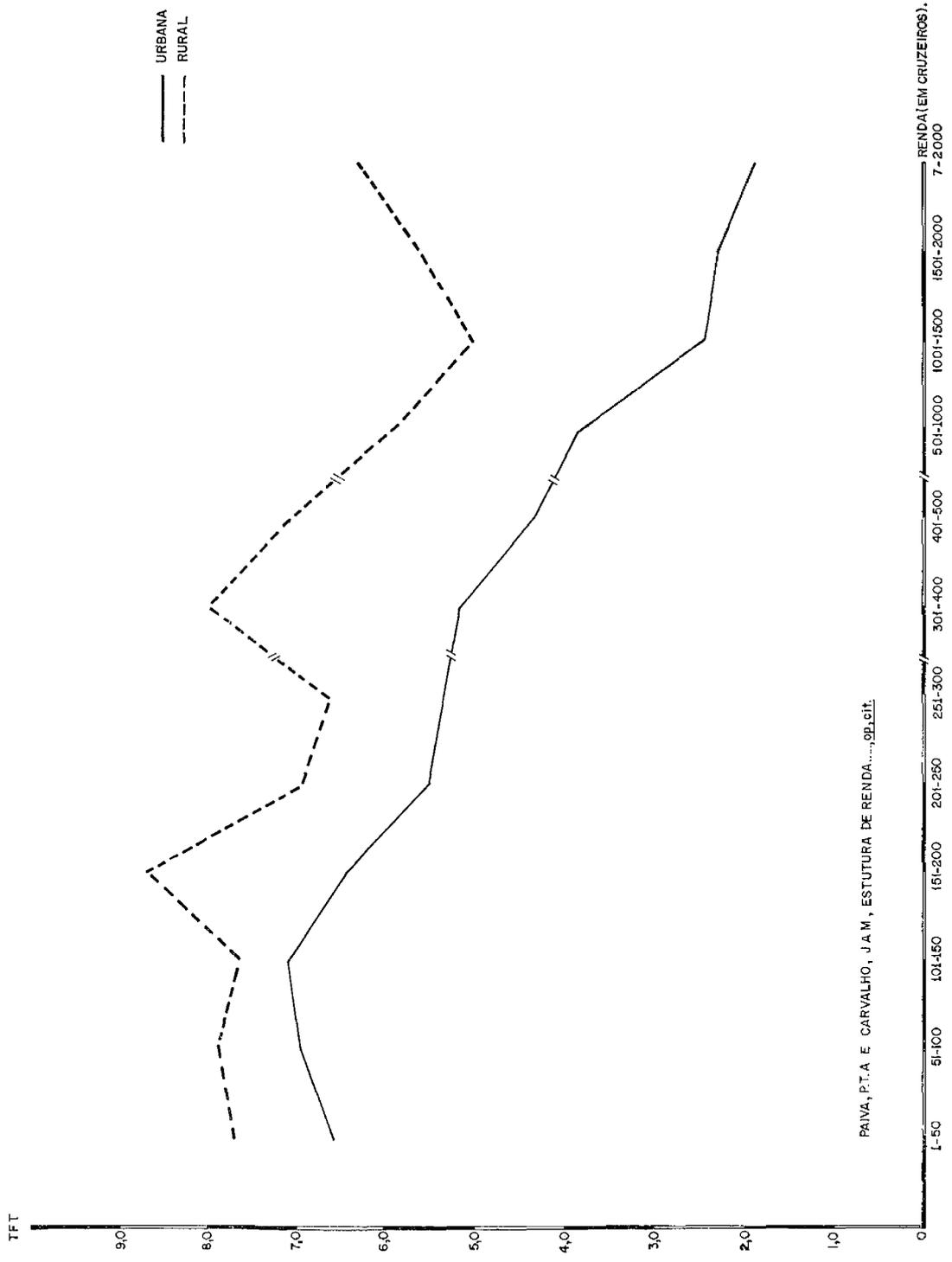
A fecundidade das mulheres economicamente ativas migrantes é bastante inferior à fecundidade das não economicamente ativas, sendo que em Salvador e São Paulo a relação entre filhos tidos por mulher economicamente ativa migrante é inferior à unidade, enquanto entre as não economicamente ativas a relação é de cerca de 3 filhos por mulher migrante.

A reprodução da população, entendida como a interação das variáveis: migrações, nupcialidade e fecundidade, no processo de alterações da estrutura agrária do Sudeste brasileiro, constitui uma relevante e inovadora abordagem proposta por Merrick, através dos dados censitários de 1970 <sup>53</sup>.

<sup>52</sup> Veja-se Fecundidade e participação da mulher na força de trabalho, em *Mudanças na composição do emprego e na distribuição da renda: efeitos sobre as migrações internas*, Ministério do Interior, Brasília, 1976

<sup>53</sup> MERRICK, T W — Demographic Aspects of Rural Settlement in Brazil: Evidence from the 1970 Census Population Studies Center, The University of Pensilvania, Philadelphia, Pensilvania, 1974 (Paper apresentado no *Annual Meeting of the Population Association of America*, Montreal, 1976).

TAXAS DE FECUNDIDADE TOTAIS (TFT), POR RENDA FAMILIAR E DOMICILIO — BRASIL — 1970



PRIVA, P.T.A. E CARVALHO, J.A.M., ESTUTURA DE RENDA... SP, 611.

Fig. 6

Analisando as relações entre migrações, casamento, taxas de fecundidade e disponibilidade de terra, Merrick encontra, através de uma análise de regressão múltipla, uma forte tendência ao declínio destas variáveis demográficas com o decréscimo da disponibilidade de terra.

Outros resultados acentuam que a resposta demográfica ao decréscimo da disponibilidade de terras no Brasil não está especificamente restringida ao declínio da fecundidade marital, mas que as migrações e os padrões de casamento atuaram conjuntamente. Isto teria ficado claro para algumas regiões (*back-wash regions*), onde o declínio da fecundidade feminina esteve muito mais em função das baixas taxas de casamento do que da baixa fecundidade marital.

Concluindo, Merrick enfatiza que “a disponibilidade da terra é uma condição suficiente, mas a posse da terra é uma condição necessária”, ou seja, a queda da fecundidade não ocorreria naquelas áreas onde a população não dispusesse de chances para aspirar à posse da terra. Estes resultados, como diz o autor, acrescentam novos elementos à hipótese das relações entre posse da terra e fecundidade.

O rápido retrospecto que se faz sobre os estudos de fecundidade no Brasil leva-nos a concluir que, de fato, a pergunta sobre o número de filhos tidos nos censos brasileiros tem cumprido suas funções mais importantes, quais sejam:

- i — prover estimativas do nível de fecundidade e natalidade na ausência de boas estatísticas vitais;
- ii — possibilitar estudos de fecundidade diferencial;
- iii — permitir um controle da qualidade das informações provenientes do Registro Civil.

Com relação aos estudos de natalidade e/ou fecundidade a partir dos dados de nascimento do Registro Civil, pode-se dizer que inexistem. As tentativas isoladas de análise referem-se tão só à avaliação da qualidade dos nascimentos provenientes do registro. Neste sentido, encontra-se para o conjunto do país uma comparação das taxas de natalidade estimadas com base no Censo Demográfico de 1940, as calculadas pelo Registro e as informações sobre os batizados<sup>54</sup>.

Um interessante quadro com taxas de natalidade conforme estas fontes, revela as deficiências do Registro Civil naquele período, bem como aponta para o fato de que nas regiões mais “ricas” e com maior população nas áreas urbanas os registros de nascimentos apresentam-se mais completos.

<sup>54</sup> IBGE, 1948, Estimativas da taxa de natalidade para o Brasil, as unidades da Federação e as principais capitais, *Estudos de Estatísticas Teórica e Aplicada*, Estatística Demográfica, n.º 4

**TAXAS DE NATALIDADE PARA AS REGIÕES FISIOGRAFICAS —  
BRASIL, 1940 (\*)**

REGIÕES	TAXA DE BATIZADOS POR 1 000 HABI- TANTES	TAXA DE NATALIDADE POR 1 000 HABITANTES		
		Conforme a estatística do Registro Civil	Conforme o Censo	
			Estimativa mínima	Estimativa máxima
Norte	42,86	3,48	39,71	47,98
Nordeste	44,52	3,65	41,68	50,33
Leste . . . .	34,94	11,24	38,18	46,14
Sul	35,28	21,73	39,57	47,81
Centro-Oeste	33,37	7,05	42,46	51,31
BRASIL.	37,60	12,29	39,53	47,76

(\*) Estas Regiões Fisiográficas encontram-se estruturadas segundo os critérios de classificação anterior a 1970.

As análises de comparabilidade das taxas de natalidade com diferentes fontes não mais foram realizadas no país, apesar dos censos demográficos posteriores a 1940 oferecerem esta possibilidade. A última publicação do Registro Civil para o país apontava um total de 5.744.307 registros de nascimento, dos quais somente cerca da metade (47%)<sup>55</sup> referiam-se a nascidos neste mesmo ano. Claro está que o usuário destas estatísticas não pode deduzir simplesmente que o complemento para esta última cifra representa a subenumeração de nascidos no ano, o que infelizmente é feito e serve de argumento para a não exploração dos registros.

De acordo com as recentes estatísticas publicadas para o país (nascimentos de Registro Civil e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, PNAD), fez-se uma estimativa das taxas de natalidade. Os resultados indicam uma subestimação ao redor de 22% da taxa de natalidade obtida através dos nascimentos do ano e registrados, com relação à obtida pelos nascimentos da PNAD<sup>56</sup>. Este resultado coloca em discussão as *reais* condições dos registros de nascimentos no Brasil hoje.

**TAXAS DE NATALIDADE — BRASIL, 1976**

FONTES	NASCIMENTOS (*)	TBN
PNAD	3 395 294	32,1
Registro	2 667 863	25,2
Subestimação (*) 2/1	21,42	

(\*) Considerando as dificuldades do período de referência dos nascimentos na PNAD, a comparabilidade deverá ser entre nascidos e registrados em 75 e 76. A comparação com a média dos nascimentos entre estes dois anos acusaria um sub-registro maior de nascimentos no Registro Civil, cerca de 30%.

<sup>55</sup> Esta porcentagem foi estimada a partir do que se verificou nos anos 1974 e 1975, pois o IBGE não publica os registros de nascidos no ano de 1976.

<sup>56</sup> Os nascimentos da PNAD foram obtidos através do cálculo das taxas de fecundidade (Método de Brass) pela população feminina desta mesma pesquisa.

Para alguns estados brasileiros, e ainda mais especificamente para as capitais destes estados, a informação de nascimentos no registro é mais completa. Esta situação já foi comprovada desde o trabalho de Mortara, aqui já mencionado. Por exemplo, na avaliação das taxas brutas de natalidade, o Estado de São Paulo apresentava, em 1940, o menor sub-registro, de 32 a 44%. Esta mesma cifra, estimada pelo GEADE, para o ano de 1975, estaria entre 10 e 18% <sup>57</sup>.

Já para as capitais, os dados de nascimento (única série longa que se encontra publicada no país), são considerados bastante aceitáveis, como já dizia Mortara em 40: "os dados registrados parecem estar próximos da verdade". Isto, no entanto, não tem sido objeto de análise e praticamente não se conta com estudos de fecundidade para capitais e estados através da informação do registro. Mais recentemente, poder-se-ia citar o Estado de São Paulo como uma exceção, uma vez que uma série de estudos vêm sendo realizados com os dados de estatísticas vitais, sendo utilizadas, inclusive, as taxas de fecundidade e mortalidade obtidas através do registro para estabelecer hipóteses e projetar a população do estado, capital e regiões administrativas <sup>58</sup>.

Concluindo, poder-se-ia dizer que, apesar da aparente melhoria do sistema de estatísticas vitais, em especial, depois da centralização da coleta pelo IBGE, muito pouco foi investido na análise dos dados para o país. Ao contrário, com a crescente demanda de dados sobre fecundidade partiu-se para a busca de informações em outras pesquisas. No caso das fontes oficiais, o tema deste trabalho, a alternativa usada foi a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD, 1972, 1973, 1976, 1977 e 1978) e o Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF, 1974 e 1975) <sup>59</sup>, conduzidas pelo Departamento de Estatísticas de População da Fundação IBGE.

Sistematicamente foram incluídas perguntas sobre o número de filhos tidos (nascidos vivos, nascidos mortos, sobreviventes e nascidos nos últimos 12 meses), o que tem possibilitado a aplicação da técnica de Brass. Alguns resultados para o país, a partir destas pesquisas, indicam um acentuado decenso da fecundidade para o Brasil, em especial para a zona urbana <sup>60</sup>, conforme ilustra o gráfico 7.

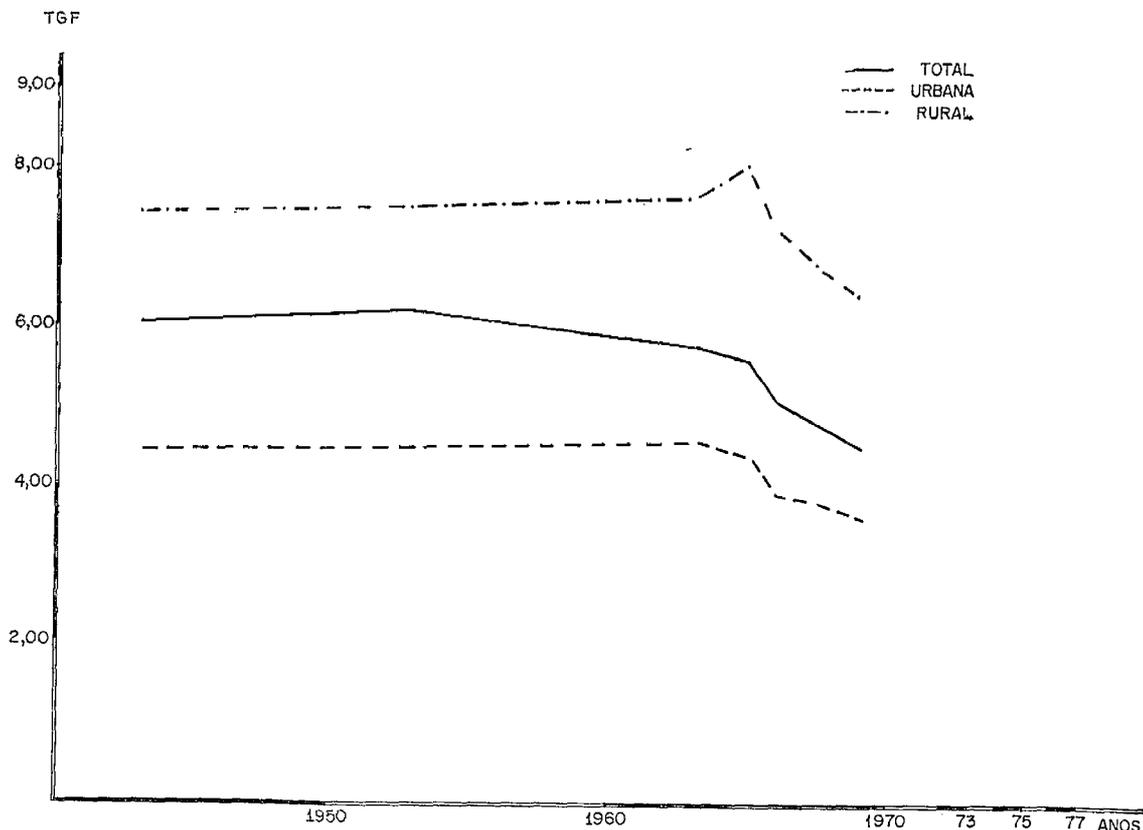
<sup>57</sup> Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados — SEADE, Grupo Especial de Análise Demográfica (GEADE) Avaliação das Estatísticas de Nascimentos para São Paulo, SP 1976

<sup>58</sup> Para maiores detalhes vide a série de trabalhos do Grupo Especial de Análise Demográfica (GEADE) sobre Avaliação de Estatísticas de Nascimentos e Óbitos e sobre Projeções de População

<sup>59</sup> Vale destacar que estes dados demográficos ainda não foram publicados, o que é de se lamentar, pois nesta pesquisa constou uma série de questões detalhadas que permitiriam uma avaliação mais concreta e análises de diferenciais de fecundidade

<sup>60</sup> Justamente no período de 14 a 18 de maio de 1979 realizou-se no Brasil um seminário sobre A Fecundidade no Brasil: Métodos de Estimção e Resultados, onde foram discutidas conclusões a respeito.

## TAXA GLOBAL DE FECUNDIDADE — BRASIL — 1940/76



FONTE: Valéria Motta Leite (FIBGE), 1979

OBS: Método de Brass, utilizando como fator de correção P2/F2

Para os anos de 1950 e 1960, aplicou-se o padrão de 1970

População censitária de 1950, 60 e 70 e PNAD 1972, 73 e 76

Fig. 7

### 2.2 Mortalidade

A problemática da utilização dos Censos de População e do Registro Civil como fonte de dados para o estudo da fecundidade, discutida no capítulo anterior, também se faz presente no âmbito dos estudos da mortalidade.

A precariedade do registro de óbitos não tem permitido, até o momento, a observação direta do nível e padrão da mortalidade no Brasil, em todo o seu conjunto. Estas informações, quando existem, são estimadas através de métodos indiretos, que utilizam como fonte principal de dados os censos de população.

Já em comunicação apresentada, em 1958, à 31.<sup>a</sup> Sessão do Instituto Internacional de Estatística, o professor Giorgio Mortara<sup>61</sup> constatava

<sup>61</sup> MORTARA, Giorgio — Sobre o cálculo de tábuas de mortalidade para os Estados do Brasil mediante comparação entre censos sucessivos, in *Contribuições para o Estudo da Demografia no Brasil*, Rio de Janeiro, IBGE, 1961

que “o cálculo de tábuas de mortalidade para o Brasil, segundo o método normal da comparação entre os números médios anuais de falecidos em dado período e os correspondentes números médios anuais de vivos no mesmo período, por intervalos anuais de idade, não se tornou possível, até agora, para o Brasil, em consequência das lacunas irreparáveis da estatística de óbitos. Este método pode ser aplicado apenas para populações de alguns municípios urbanos e para a do Estado de São Paulo, onde o registro de óbitos é quase completo”.

O fator que mais tem contribuído para esta situação é o elevado sub-registro de óbitos verificado com maior frequência nas áreas rurais e pequenas concentrações urbanas do país, sobretudo nas regiões economicamente menos desenvolvidas. Nas médias e grandes concentrações urbanas o registro de óbitos apresenta um grau de cobertura satisfatório <sup>62</sup>.

Analisando estas deficiências do registro de óbitos e suas consequências sobre a análise demográfica no Brasil, o Professor João Lyra Madeira chegou à conclusão de que a demografia brasileira ainda se encontra na fase de processos “heróicos”, em que uma tábua de mortalidade só pode ser obtida para o período intercensitário <sup>63</sup>.

As primeiras tentativas de mensuração indireta da mortalidade, a nível de Brasil como um todo, foram realizadas por Mortara <sup>64</sup>, mediante a comparação entre censos sucessivos. O método utilizado inicialmente consistia na estimativa dos óbitos por idade e sexo, através da comparação entre duas distribuições populacionais provenientes de dois censos consecutivos e na dedução de uma tábua de mortalidade com base nestes dados. Para o período 1940-1950, Mortara introduz modificações no método anterior, passando a calcular a tábua através de taxas de sobrevivência intercensitária. Nestes primeiros ensaios de avaliação indireta da mortalidade ficou bem caracterizada a influência negativa da má qualidade dos dados censitários. Os erros nas declarações das idades das mulheres (especialmente os erros de rejuvenescimento), impossibilitaram a aplicação deste método para o sexo feminino. Desta forma, a esperança de vida ao nascer da mulher foi avaliada, para 1940-1950, com base na esperança de vida masculina.

Assim, através dos Censos de 1872, 1890, 1920, 1940 e 1950, Mortara conseguiu chegar a uma estimativa das esperanças de vida ao nascer nos períodos intercensitários. Estas indicam um nítido decréscimo da mortalidade entre 1870-1950.

<sup>62</sup> IRWIN, R e OLIVEIRA, L A G — A coleta de estatísticas vitais no Brasil: um plano integrado Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais, contribuições apresentadas. IBGE, Rio de Janeiro, 1976

<sup>63</sup> MADEIRA, J L — Dados Estatísticos para a Análise Demográfica da População Brasileira, *Boletim CBED*, Rio de Janeiro, V 4, n° 1, jul/set, 1973

<sup>64</sup> MORTARA, G. — Estudo sobre a utilização do Censo Demográfico para a reconstrução das estatísticas do movimento da população do Brasil, *Revista Brasileira de Estatística*, n° 7, julho/setembro de 1941.

ESPERANÇAS DE VIDA AO NASCER ESTIMADA POR MORTARA,  
PARA O BRASIL, ATRAVÉS DA COMPARAÇÃO DE  
CENSOS CONSECUTIVOS

PERÍODOS	ESPERANÇAS DE VIDA AO NASCER (e <sub>0</sub> )		
	Masculino	Feminino	Ambos os sexos
1870 — 1890	—	—	33,86
1890 — 1920	—	—	39,25
1940 — 1950	39,3	45,5	42,3

FONTE: MORTARA, G — *Op cit.*, 1961

Mortara procurou avaliar, também, com maior precisão a mortalidade infantil no Brasil para o decênio 1940-1950, utilizando um procedimento híbrido, com base em informações censitárias e do Registro Civil <sup>65</sup>.

As taxas de mortalidade infantil encontradas foram da ordem de 170 por 1.000 nascidos vivos para o último decênio, anterior ao Censo de 1950, e de 160 por 1.000, como estimativa para o ano de 1952.

Comparando estes resultados com outros países, Mortara considerou-os, na época, extremamente elevados e “causadores de um enorme desperdício de vidas humanas” <sup>66</sup>.

Esta mesma metodologia foi empregada por Mortara para a avaliação do nível da mortalidade nos estados brasileiros, no período 1940-1950. Obteve-se, assim, pela primeira vez no Brasil, uma visão comparativa entre as diferenças de nível de mortalidade para os diversos estados do país. Os resultados indicam uma variação da esperança de vida ao nascer (ambos os sexos) entre 36,3 anos para Mato Grosso e 53,0 para o Rio Grande do Sul, sendo que menores níveis de mortalidade pertencem aos estados da Região Sul, enquanto que os mais elevados pertencem às Regiões Norte e Centro-Oeste. Os estados pertencentes às Regiões Leste e Nordeste apresentam, também, em sua maioria, níveis elevados de mortalidade. Observa-se, igualmente, para todos os estados a ocorrência de uma sobremortalidade masculina.

<sup>65</sup> MORTARA, G — Ligeiras considerações sobre a mortalidade infantil no Brasil Contribuições para o Estudo da Demografia do Brasil, IBGE, 1961.

<sup>66</sup> MORTARA, G — *Ibidem*

VIDA MÉDIA NOS DIVERSOS ESTADOS — BRASIL, 1940 A 1950

ESTADOS	VIDA MÉDIA (em anos)		
	Homens	Mulheres	Ambos os sexos
Mato Grosso	34,6	38,2	36,3
Amazonas.	37,5	38,3	37,9
Pará	37,0	39,0	38,0
Rio de Janeiro	36,9	39,4	38,2
Alagoas	37,0	40,7	40,7
Minas Gerais	38,0	41,0	39,5
Goiás	36,8	43,6	40,1
Sergipe	40,0	42,0	41,0
Bahia	39,0	43,0	41,0
Maranhão	39,5	43,0	41,2
Espírito Santo	40,3	43,3	41,7
Paraíba	40,0	45,0	42,4
Piauí	41,0	44,5	42,7
Pernambuco	40,3	45,3	42,7
Rio Grande do Norte	40,0	45,6	42,7
Paraná	41,6	44,7	43,1
Ceará	43,0	47,0	45,0
São Paulo.	47,2	51,5	49,3
Santa Catarina	48,3	50,6	49,4
Rio Grande do Sul	51,0	55,0	53,0

FONTE: MORTARA, G — Sobre o cálculo de tábuas de mortalidade para os estados do Brasil mediante comparação entre censos sucessivos in: *Contribuições para o Estudo da Demografia no Brasil* — Rio de Janeiro, IBGE, 1961

Portanto, observadas as limitações do Registro Civil como fonte de dados para a análise da mortalidade a nível do país em seu conjunto, os censos populacionais ofereceram inestimável contribuição para a compreensão do nível e padrão da mortalidade no Brasil. Infelizmente, a periodicidade decenal dos censos não foi plenamente realizada, deixando enorme lacuna a não realização dos censos previstos para 1910 e 1930<sup>67</sup>.

A partir do Censo de 1940, passaram a ser incluídas perguntas que vieram a possibilitar um estudo mais detalhado da mortalidade.

<sup>67</sup> Estes censos, apesar de previstos e organizados, deixaram de ser realizados por questões administrativas (1910) e políticas (1930). Mais detalhes sobre este assunto ver: GRAHAM, D. H. e MERRICK, T. W. — Dois Séculos de Crescimento Populacional Brasileiro — Sua tendência e seus componentes demográficos, in Encontro Nacional de Estudos Demográficos, IBGE, 1976

Estas perguntas introduzidas inicialmente com o objetivo de estudar a fecundidade referiam-se a:

- 1) total de filhos tidos nascidos vivos;
- 2) total de filhos tidos nascidos mortos<sup>68</sup>;
- 3) total de filhos vivos na data do censo.

Com a divulgação de uma nova técnica de mensuração da mortalidade, por William Brass<sup>69</sup>, baseada nas informações sobre filhos tidos nascidos vivos e filhos sobreviventes no momento do censo, o objetivo destas informações ampliou-se ao campo do estudo da mortalidade.

A técnica de Brass tornou-se um dos instrumentos mais importantes para a avaliação indireta dos níveis e padrões da mortalidade, passando a ser utilizada com frequência por diversos estudiosos do assunto: Carvalho (1973)<sup>70</sup> estimou níveis e padrões de mortalidade para o Brasil, no período 1940-1970, e Leite (1973)<sup>71</sup> empregou o mesmo método para o período 1950-1970, efetuando correções do erro censitário.

As diferenças observadas entre os resultados obtidos originam-se de diferentes critérios adotados pelos autores quanto à aplicação do método de Brass e quanto à preparação dos dados básicos. Carvalho, por exemplo, utiliza como *standard* as tábuas mexicanas, enquanto Leite prefere as tábuas *standard* de Brass.

Os resultados encontrados pelos dois autores encontram-se no quadro abaixo:

AUTORES	ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER (e°)		
	1940/50	1950/60	1960/70
<i>Ambos os sexos</i>			
Carvalho	43,60	49,63	55,70
Leite	—	53,81	59,18
<i>Homens</i>			
Carvalho	41,80	—	53,50
Leite	—	51,93	57,13
<i>Mulheres</i>			
Carvalho	45,40	—	58,00
Leite	—	55,78	61,33

FONTE: CARVALHO, J A M — *Analysis of Regional Trends in Fertility, Mortality and Migration in Brazil, 1940-1970*, Ph D Thesis, London, October, 1973

LEITE, V M — *Brazil: Estudo da Mortalidade por sexo e grupos de idade durante o período 1950-1970* R B E, Rio de Janeiro, 34(135): 435-464, jul/set 1973

<sup>68</sup> Os Censos de 1950 e 1960 apresentam esta informação englobada aos nascidos vivos

<sup>69</sup> BRASS, W *et alii* — *The Demography of Tropical Africa* Princeton University Press, Princeton, 1968

<sup>70</sup> CARVALHO, J A. M — *Opus cit.*

<sup>71</sup> LEITE, V M — *Opus cit.*

Mais recentemente, Santos (1978) <sup>72</sup>, utilizando-se do método da população estável, construiu uma série de tábuas de mortalidade para o início de cada década, no período 1900-1970. Como não se dispôs de informações sobre a estrutura etária da população em 1910 e 1930, as tábuas de mortalidade nestas datas foram determinadas interpolando-se aritmeticamente os logitos dos valores de *lx* das tábuas correspondentes aos anos mais próximos. Obteve-se, assim, uma série relativamente longa de indicadores estimados através de uma mesma metodologia. Estes evidenciam o decréscimo da mortalidade em todo o período, sobretudo a partir dos anos 40.

#### EVOLUÇÃO DA VIDA MÉDIA NO PERÍODO 1900-1970 — BRASIL

ANOS	ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER (EM ANOS)		
	Homens	Mulheres	Ambos os sexos
1900	33,28	34,05	33,65
1910	33,55	34,62	34,08
1920	33,84	35,21	34,51
1930	35,72	37,29	36,49
1940	37,63	39,39	38,50
1950	41,83	46,25	43,97
1960	51,26	52,15	51,70
1970	54,96	59,33	57,11

FONTE: SANTOS, J. L. F. — *Demografia: Estimativas e Projeções*, USP, São Paulo, 1978

Comparando-se todos estes resultados obtidos segundo os diversos métodos indiretos, percebe-se uma certa diferenciação entre os valores encontrados. Um ponto comum, entretanto, verificou-se em todas estas medidas: a nítida tendência ao decréscimo da mortalidade ao longo dos anos.

Os estudos diferenciais de mortalidade com base nos censos demográficos não são muito freqüentes no Brasil. Esta situação reflete a grande deficiência dos censos em termos de cruzamentos de variáveis nas tabelas divulgadas por esta fonte.

Um dos primeiros estudos nesta área foi realizado por Carvalho e Wood (1977) <sup>73</sup> a partir de tabulações especiais do Censo de 1970 onde os dados sobre filhos tidos nascidos vivos e filhos sobreviventes no momento do censo foram classificados segundo o rendimento familiar e o lugar de residência. Através da aplicação do método de Brass foram estimadas as esperanças de vida ao nascer relativas às dez regiões do Brasil, por renda familiar e por lugar de residência (urbano ou rural).

As estimativas revelaram que os níveis de esperança de vida ao nascer das famílias de alta renda superam de forma nítida os das famí-

<sup>72</sup> SANTOS, J. L. F. — *Opus cit*

<sup>73</sup> CARVALHO, J. A. M. e WOOD, C. H. — "Renda e concentração da Mortalidade no Brasil", *Estudos Econômicos*, Vol 7, n.º 1, 1977, IPE-USP, São Paulo.

lias mais pobres, chegando a diferenças da ordem de 24 anos entre os dois grupos<sup>74</sup>. Quanto ao lugar de residência, as esperanças de vida ao nascer para o setor urbano apresentam-se superiores às rurais somente para as maiores faixas de rendimento.

A título de ilustração apresentam-se alguns resultados deste trabalho:

ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER RELATIVA ÀS DEZ REGIÕES,  
POR RENDA FAMILIAR — BRASIL, 1970

REGIÕES	ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER					(4)-(1)
	Total	Faixas de renda (em cruzeiros)				
		1-150 (1)	150-300 (2)	301-500 (3)	500 + (4)	
Amazônia	54,2	53,4	53,9	54,8	58,2	4,8
Nordeste Setentrional	50,4	50,0	50,8	52,7	55,7	5,7
Nordeste Central	44,2	42,8	46,1	50,3	54,4	11,6
Nordeste Meridional	49,7	48,9	50,3	51,9	54,9	6,0
Minas	55,4	53,8	55,4	55,6	62,3	8,5
Rio de Janeiro	57,0	54,1	54,8	57,6	62,1	8,0
São Paulo	58,2	54,7	56,1	58,7	63,9	9,2
Paraná	56,6	54,8	56,5	59,3	63,7	8,9
Sul	61,9	60,5	61,2	63,4	66,9	6,4
Centro-Oeste	57,5	56,5	57,1	58,2	63,3	6,8
BRASIL	53,4	49,9	54,5	57,6	62,0	12,1

FONTE: CARVALHO, J A M e WOOD, C H — *Opus cit.*

Posteriormente, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, de 1976, acrescentou às tabelas sobre filhos tidos nascidos vivos e filhos sobreviventes na data da pesquisa, cruzamentos com o rendimento familiar. Estes dados foram explorados por Madeira (1979)<sup>75</sup> que chegou a estimativas do nível de mortalidade segundo a classe de rendimento familiar. Estes resultados revelaram diferenciais de mortalidade bastante significativos: o nível de mortalidade infantil para as famílias de menor renda era o dobro das famílias de maior renda e a diferença entre as esperanças de vida correspondentes a estas famílias chegava a atingir 14 anos.

<sup>74</sup> Esta diferença de 24 anos foi encontrada entre o grupo de maior renda na Região Sul e o grupo de menor renda no Nordeste Central

<sup>75</sup> MADEIRA, J L — *Opus cit*

**NÍVEIS DE MORTALIDADE SEGUNDO A FAIXA DE RENDA  
FAMILIAR — BRASIL, 1976**

NÍVEL DE RENDA	MORTALIDADE INFANTIL (%)	ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER (ANOS)
Até 1 salário mínimo	113,2	54,8
De 1 a 2 salários mínimos	95,5	59,5
De 2 a 5 salários mínimos	78,1	64,0
Mais de 5 salários mínimos	56,3	69,6
TODOS OS NÍVEIS	91,6	60,5

FONTE: MADEIRA, J L e outros -- *A dinâmica do movimento natural da população brasileira* — IBGE, Rio de Janeiro, 1979

Como já foi assinalado anteriormente, as estimativas obtidas por estas metodologias são extremamente valiosas, sobretudo na falta de estatísticas mais precisas, porém, como já disse Madeira "... elas constituem meros paliativos, excelentes, sem dúvida alguma, mas apenas paliativos. A solução de caráter definitivo ainda consiste na melhoria do sistema de informações básicas no campo demográfico, isto é, na implementação das estatísticas de óbitos, nascimentos e migrações internas, sem o que não será possível um conhecimento atualizado dos componentes do movimento demográfico..."<sup>76</sup>

Os estudos de mortalidade a partir do Registro Civil encontram-se tão somente para áreas urbanas e, em especial, para as capitais dos estados. Isto porque é nestas áreas que os registros se apresentam razoavelmente completos e oferecem níveis e padrões de mortalidade confiáveis. Nas regiões economicamente mais desenvolvidas pode-se contar, inclusive, com informações satisfatórias a nível de estado. É o caso de São Paulo, onde um estudo recente sobre o sub-registro de óbitos<sup>77</sup> revelou que a omissão de óbitos na faixa etária adulta situava-se tão somente em torno de 5%, conforme ilustra o seguinte quadro:

**SUB-REGISTRO DE ÓBITOS NA FAIXA DE 30 A 70 ANOS  
ESTADO DE SÃO PAULO, 1970**

SEXO	ÓBITOS REGIS- TRADOS	ÓBITOS CORRI- GIDOS	ÍNDICE DE SUB-REGISTRO
Homens	34 369	35 713	3,76%
Mulheres	20 770	21 998	5,58%
TOTAL	55 139	57 711	4,46%

<sup>76</sup> MADEIRA, J L — *Opus cit*

<sup>77</sup> GEADE — *Avaliação de qualidade das estatísticas de óbitos* Fundação SEADE, 1979.

A cobertura do registro de óbitos infantis também parece aceitável a nível de todo o Estado de São Paulo. No mesmo estudo “as tentativas de avaliação da mortalidade infantil, através de métodos indiretos (Brass, Sullivan e tábuas-modelo), resultaram em valores inferiores àqueles do Registro Civil, ou seja, na inviabilidade de um sob-registro de óbitos; considerou-se que os dados relativos à mortalidade infantil provenientes das estatísticas vitais estavam mais próximos do real”<sup>78</sup>.

A melhor situação dos registros nas grandes cidades tem permitido a construção de tábuas de mortalidade pelos métodos tradicionais, com base nos óbitos registrados e na estrutura populacional por idade e sexo. Verifica-se este quadro geral desde os anos 20, quando Bulhões de Carvalho (1928)<sup>79</sup> construiu as primeiras tábuas de mortalidade através deste procedimento. Esta realização teve por base o obituário do Registro Civil do Distrito Federal e diversas capitais brasileiras, além da estrutura populacional por idade e sexo fornecida pelo Censo de 1920.

Posteriormente, trabalhos semelhantes foram realizados por Mortara, em 1940, (1947)<sup>80</sup> para os Municípios de Recife, Salvador, Porto Alegre, Belo Horizonte e Belém. Em datas mais recentes, Frias e Medeiros (1974)<sup>81</sup>, construíram tábuas de mortalidade para algumas capitais, no período 1969 a 1971.

Comparando-se os resultados de Mortara com os de Frias e Medeiros, constata-se uma importante queda dos níveis da mortalidade entre 1940 e 1970 em algumas capitais brasileiras. Porto Alegre permanece, nos dois momentos, como o município de menor nível de mortalidade.

A análise da tendência de queda da mortalidade nestes dois momentos está prejudicada pelo fato de que Mortara, ao contrário de Frias, não corrige o problema de invasão de óbitos nas capitais<sup>82</sup>. Portanto, as esperanças de vida ao nascer no período 1939-41 estariam subestimadas.

A nível dos estados cabe ressaltar a seqüência de tábuas abreviadas de mortalidade para o Estado de São Paulo nas datas de 1940, 1950, 1960 e 1970, elaboradas pelo Grupo Especial de Análise Demográfica

<sup>78</sup> GEADE — *Opus cit*

<sup>79</sup> CARVALHO, Bulhões de — *Recenseamento do Brasil*, Vol IV, 2ª parte Tomo 1, Ministério da Agricultura, Indústria e Comércio, Rio de Janeiro, 1928

<sup>80</sup> MORTARA, G — Estudos sobre a mortalidade nos Municípios de Recife, Salvador, Porto Alegre, Belo Horizonte e Belém, *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, 8(29): 57-102, jan/mar, 1947.

<sup>81</sup> FRIAS, L A e MEDEIROS, M — *Os padrões da Mortalidade Urbana — um enfoque através das tábuas de Mortalidade de alguns Municípios da Capital in Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais*, FIBGE, 1976

<sup>82</sup> O problema de invasão de óbitos originou-se do inadequado sistema de classificação de óbitos por local de ocorrência. Maiores detalhes sobre o tema vide: BERQUÓ, E e GONÇALVES, M — *Invasão de óbitos no Município de São Paulo*, Caderno 19, CEBRAP, 1974

**VIDA MÉDIA EM ALGUNS MUNICÍPIOS DAS CAPITAIS  
BRASIL**

MUNICÍPIOS	MORTARA 1939/41		FRIAS E ME- DEIROS 1969/71	
	Masculina	Feminina	Masculina	Feminina
Belém	35,24	40,71	—	—
Recife	28,14	32,47	—	—
Maceió	—	—	45,41	51,22
Salvador	32,49	37,38	53,38	60,51
Belo Horizonte	37,56	43,35	51,64	59,42
Vitória	—	—	38,47	46,14
Niterói	—	—	53,77	62,77
Curitiba	—	—	51,21	60,40
Porto Alegre	37,24	42,76	59,13	66,58

FONTE: MORTARA, G — *Op cit*  
FRIAS, L.A e MEDEIROS, M — *Opus cit*

(GEADE) <sup>83</sup>. Os resultados deste estudo <sup>84</sup> demonstraram que os incrementos da esperança de vida reduzem-se rapidamente, sobretudo para a população masculina que apresentou no último decênio um ganho de menos de 1 ano de esperança de vida.

**ESPERANÇAS DE VIDA AO NASCER NO PERÍODO 1940-1970  
ESTADO DE SÃO PAULO**

ANO	HOMENS	MULHERES	AMBOS OS SEXOS
1940	32,29	46,68	45,37
1950	52,75	55,89	54,20
1960	57,76	62,50	59,98
1970	58,74	64,95	61,67

FONTE: GEADE — "Tábuas abreviadas de mortalidade para o Estado de São Paulo — 1940, 1950, 1960 e 1970" — Fundação SEADE, São Paulo, 1977.

Por outro lado, o diferencial de mortalidade entre os sexos vem aumentando gradativamente a partir de 1940. Esta última característica está diretamente relacionada com o aumento dos índices de sobremortalidade masculina na faixa de idades economicamente ativas.

<sup>83</sup> GEADE — *Opus cit*

<sup>84</sup> No cálculo destas tábuas uma das dificuldades foi o fator de separação para os menores de 1 ano. Utilizou-se a metodologia proposta pelas Nações Unidas e os resultados obtidos indicaram um decréscimo dos fatores exógenos sobre a mortalidade infantil. O fator variou de 33%, em 1939, a 20% em 1971

PROBABILIDADES DE MORTE PARA AS IDADES DE 15 A 65 ANOS  
(50<sup>a</sup><sub>15</sub>), SEGUNDO O SEXO E ÍNDICES DE SOBREMORTALIDADE  
MASCULINA — ESTADO DE SÃO PAULO

ANO	50 <sup>a</sup> <sub>15</sub>		ÍNDICE DE SOBREMORTALIDADE MASCULINA (1)
	Homens	Mulheres	
1940	532,5	471,3	113
1950	443,3	367,9	120
1960 ...	390,4	281,7	139
1970 (2)	390,4	249,3	157

FONTE: GEADE - - *Op cit.*

(1)  $\frac{50^a_{15} \text{ (masculino)}}{50^a_{15} \text{ (feminino)}}$

(2) Os dados de óbitos para 1970 foram classificados por local de residência que não interfere na comparabilidade, uma vez que a invasão e evasão de óbitos, a nível do Estado de São Paulo é insignificante.

As tentativas de identificação de um padrão brasileiro de mortalidade, a partir das tábuas de mortalidade elaboradas com base no obituário do Registro Civil, resultaram na construção de uma família de tábuas modelo denominadas “Brasil”, por Frias e Leite, divulgadas por ocasião do Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais, em 1974<sup>85</sup>. O material básico deste estudo consistia em um conjunto de 50 tábuas de mortalidade para diversas regiões geográficas do país, abrangendo um intervalo de 50 anos (1920-1970), e o método utilizado foi o de Coale e Demeny<sup>86</sup>.

Ao comparar o modelo “Brasil” e o modelo Oeste (Coale e Demeny) com duas distribuições reais de  $q_x$  (Recife 1939/41 e Porto Alegre 1969/71), observa-se uma melhor aderência através do modelo “Brasil”, conforme ilustram os gráficos 8 e 9.

Finalmente, sobre os estudos de mortalidade com a informação do Registro Civil, caberia destacar as análises por causas de morte<sup>87</sup>. O sistema de classificação dos óbitos, segundo as causas de morte, tem permitido a utilização de diversos métodos demográficos de análise de influência relativa das diferentes causas de morte ou grupos de causas.

Um destes métodos, que consiste na aplicação do conceito de riscos competitivos na construção de tábuas de mortalidade, foi utilizado por

<sup>85</sup> FRIAS, L A e LEITE, V M — *Estudo comparativo entre os padrões de mortalidade observados no Brasil e os modelos propostos pelas Nações Unidas In Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais*, IBGE, Rio de Janeiro, 1976

<sup>86</sup> Vale destacar que o material utilizado foi basicamente os óbitos de áreas urbanas, o que faz com que as tábuas modelo “Brasil” sejam muito mais representativas do padrão urbano de mortalidade do país

<sup>87</sup> Considerou-se aqui tão somente os estudos demográficos sobre causas de morte

PROBABILIDADES DE MORTE  
SEXO MASCULINO

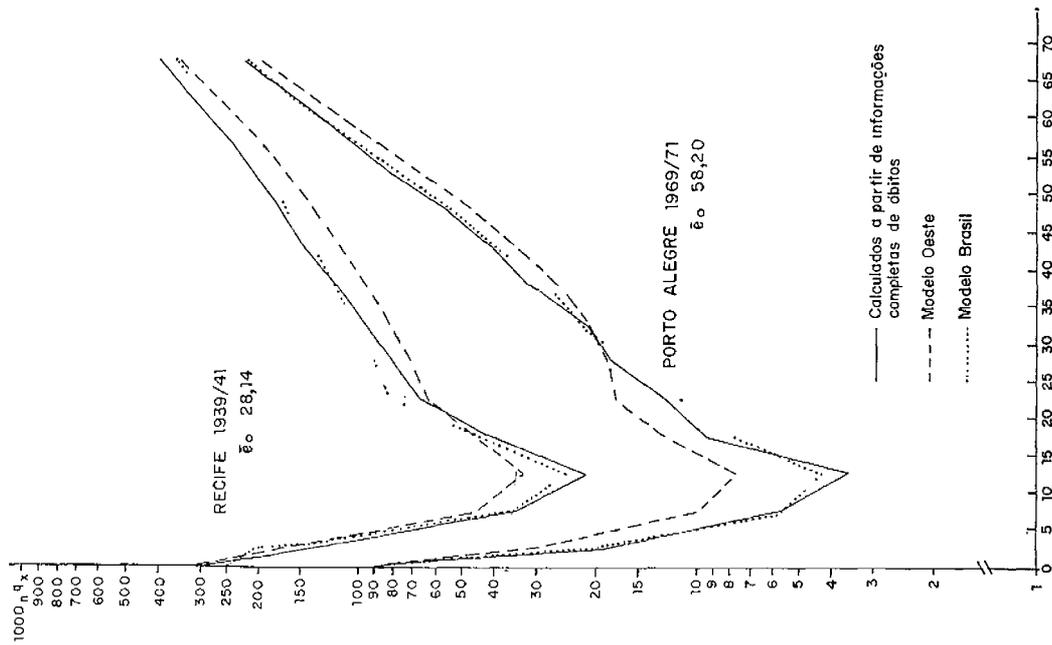


Fig. 8

PROBABILIDADES DE MORTE  
SEXO FEMININO

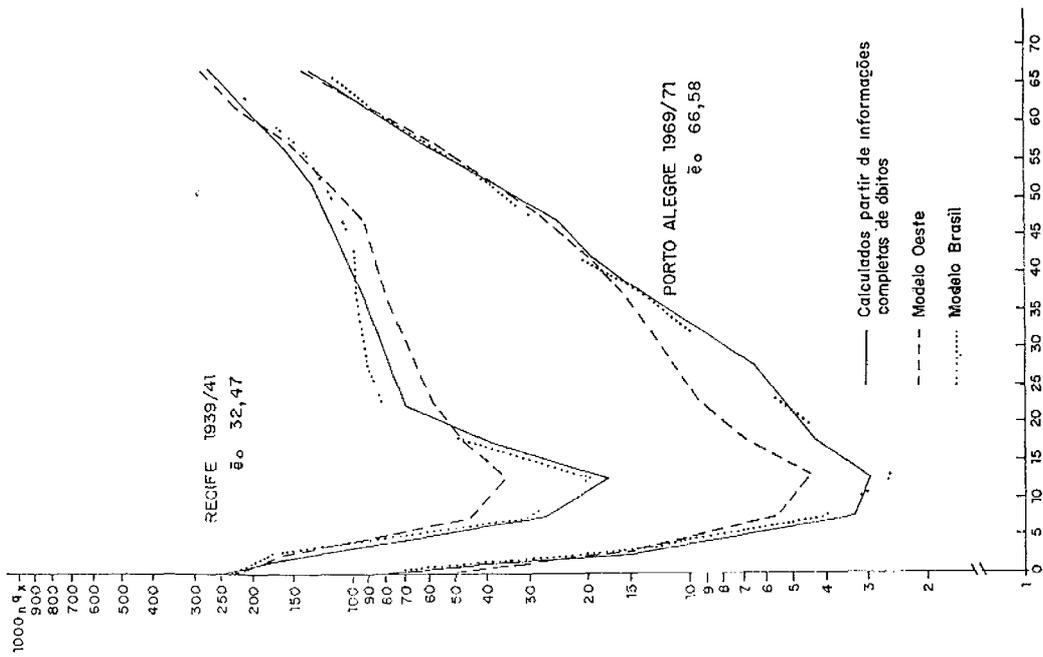


Fig. 9

Madeira (1974) <sup>88</sup> para a análise dos efeitos de alguns grupos escolhidos de causas de morte, ou seja, o autor se propõe determinar o acréscimo da esperança de vida ao nascer, atribuível à eliminação de determinado grupo de causas.

A partir dos grupos de causas A<sub>1</sub>, A<sub>2</sub>, B<sub>2</sub> e C, Madeira construiu tábuas para o Grande Rio e Salvador, verificando o peso de cada um sobre a esperança de vida, em um sistema de eliminações sucessivas <sup>89</sup>.

Os resultados obtidos indicaram que a erradicação dos dois grupos redutíveis por saneamento básico aumentaria a esperança de vida ao nascer em menos de dois anos na região do Grande Rio, enquanto que a erradicação desse mesmo conjunto de causas em Salvador resultaria num acréscimo de quase cinco anos. A eliminação das doenças cardiovasculares dariam, no Grande Rio, um acréscimo de cerca de quatro anos de esperança de vida ao nascer, ao passo que em Salvador o acréscimo seria em torno de três anos. Quanto às mortes violentas, elas são responsáveis, tanto no Grande Rio como em Salvador, por cerca de 2 anos de esperança de vida ao nascer. Estes resultados figuram no quadro abaixo:

**ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER E ACRÉSCIMOS  
PROPORCIONADOS PELA ELIMINAÇÃO DE ALGUNS  
GRUPOS DE CAUSAS DE MORTE — BRASIL, 1974**

CAUSAS ELIMINADAS	GRANDE RIO		SALVADOR	
	e <sub>0</sub>	e <sub>0</sub> -62,10	e <sub>0</sub>	e <sub>0</sub> -58,62
Nenhuma	62,10	—	58,62	—
A <sub>1</sub>	63,03	0,93	61,47	2,85
A <sub>2</sub>	63,02	0,92	80,24	1,62
A <sub>1</sub> + A <sub>2</sub>	63,96	1,86	63,17	4,55
B <sub>2</sub>	65,89	3,79	61,98	3,36
C	63,69	1,59	60,19	1,57

FONTE: MADEIRA, J.L. — *Op. cit.*, FIBGE, Rio de Janeiro, 1974.

Concluindo-se, cabe observar que o Registro Civil, apesar das deficiências encontradas para o Brasil como um todo, tem permitido estudos interessantes a nível de estados e municípios das capitais.

<sup>88</sup> MADEIRA, J. L. — *Tábuas de Mortalidade no Grande Rio e do Município de Salvador e Análise dos Efeitos de Alguns Grupos Escolhidos da Causa de Morte*. Encontro Brasileiro de Estudos Demográficos, IBGE, Rio de Janeiro, 1974

<sup>89</sup> Os grupos foram:

A<sub>1</sub>: Causas redutíveis por saneamento básico (água, esgoto, lixo e controle de alimentos);

A<sub>2</sub>: Causas redutíveis por imunização;

B<sub>2</sub>: Doenças hipertensivas; doenças cérebro-vasculares, doenças isquêmicas do coração, doenças reumáticas crônicas do coração;

C: Compreende as causas de morte violentas não auto-infrigidadas, acidentes, envenenamentos, violências etc

## CONCLUSÕES

Ao término deste trabalho, pode-se dizer que a colocação inicial sobre o papel desempenhado pelo Estado para um desenvolvimento mais rápido e eficiente do censo, em termos de informações para os estudos de população, acabou sendo bastante endossada no decorrer do mesmo.

A parte as origens eclesiais do registro e as dificuldades das relações Estado-Igreja, fica claro que para o Estado a função do censo é a de proporcionar dados estatísticos, ao passo que o Registro Civil teria mais uma conotação legal, e as estatísticas seriam tomadas como um subproduto administrativo sem maior valor estatístico. Prova disto são as mínimas alterações na legislação que, desde o 1.º decreto em 1888, até o último de 1973, determinam a captação de praticamente as mesmas informações. Já o censo demográfico, buscando atender às situações "de fato" vai captando desde o 1.º Censo de 1872 até o de 1970, cada vez mais informações detalhadas sobre o comportamento das variáveis do crescimento populacional.

As possibilidades de análise da fecundidade e mortalidade a partir das informações do censo e registro corroboram nossa primeira conclusão, posto que, quer seja pela deficiência dos dados ou porque não se encontram regularmente disponíveis, as estatísticas de nascimentos e óbitos dos registros oferecem bem menos condições de aproveitamento para o estudo destas variáveis. O censo apresenta-se como a fonte básica e praticamente única, exceto a PNAD, na década de 70, para os estudos de população a nível do país.

O repasse dos estudos propõe um detalhamento e uma divulgação ainda maiores das informações censitárias, bem como coloca a necessidade de se refletir mais profundamente sobre as atuais condições do Registro Civil, sobretudo tendo em vista o aperfeiçoamento do Sistema Nacional de Estatísticas Vitais, em vigor desde 1974.

Concretamente sobre este último ponto, as sugestões seriam no sentido de um tratamento demográfico acurado dos dados coletados pelo IBGE, desde 1974, lançando mão, para efeito de avaliação das informações disponíveis nas PNAD, especialmente a de 1973<sup>90</sup>. Isto porque está comprovada para alguns estados a significativa contribuição dos dados do registro para o entendimento da dinâmica demográfica, como é o caso de São Paulo, já mencionado no decorrer do trabalho.

Ainda como recomendações e sugestões para o melhor aproveitamento dos dados de censo e registro para os estudos de fecundidade e mortalidade, coloca-se:

1. *A necessidade de maior divulgação dos resultados com cruzamentos mais detalhados*, tanto nas tabelas dos censos como nas do Registro Civil. Maior aproveitamento das informações disponíveis

<sup>90</sup> Na PNAD do ano de 1973 há uma série de perguntas sobre filhos nascidos vivos no ano anterior, se o filho foi registrado ou não, por quê?, se foi batizado ou não, etc

como, por exemplo: profissão dos pais de nascidos vivos e falecidos, naturalidade e residência dos pais do falecido.

2. *A inclusão de novos quesitos na legislação do Registro Civil e questionários de coleta do Censo de 1980.* Por exemplo, para o registro deveria conter, no mínimo: o número de ordem de nascimento, idade da mãe no momento do parto, idade ao unir-se, estado conjugal e tipo de união. A respeito da informação de óbito, o Registro Civil deveria incorporar na coleta uma série de dados importantes que o atestado de óbito registra.

No caso do censo, deveriam ser incluídas perguntas sobre idade da primeira união, número de uniões, duração de uniões e distinção entre o tipo de filhos como, por exemplo, caracterizar o dado de filhos próprios. Esta série de novos quesitos sobre fecundidade permitiria a aplicação de métodos indiretos como o de Coale e de Lee<sup>91</sup>. Para a mortalidade seria importante a pergunta sobre orfandade materna e paterna para avaliar a mortalidade adulta.

3. *O aproveitamento do Censo de 1980 para avaliar a informação do Registro Civil.* No caso dos nascimentos poderia ser acrescentado no quesito sobre *filhos tidos, nascidos vivos no ano anterior*, a pergunta "se foram registrados ou não." Para os óbitos infantis, ainda dentro deste quesito *filhos tidos no ano anterior ao censo*, poderia ser perguntado "se, no caso de ter morrido, o óbito foi ou não registrado".

<sup>91</sup> CHO, L J (1973) The own children an approach to fertility estimation: an elaboration -- *IUSSP International Population Conference* -- Liège, pp 263-280

COALE, A. J e TRUSSELL, J P (1974) -- Model fertility schedules: Variation and age structure of childbearing in human population *Population Index*, 40(2).

## BIBLIOGRAFIA

- ALTMANN, Ana M. Goldani — *Aspectos formais para o estudo da fecundidade e nupcialidade*. Atas do I Encontro Nacional de Estudos Populacionais — Associação Brasileira de Estudos Populacionais. São Paulo, 1978.
- ALTMANN, Ana M. Goldani — *A fecundidade retrospectiva no Brasil e em São Paulo; Aplicação do modelo de probabilidade de crescimento da família*. Resultados preliminares de um projeto em desenvolvimento no GEADE, Fundação SEADE, 1979.
- . *Probabilidades de crecimiento de la familia en Brasil*, 1940, 50, 60 e 70. El Colegio de México, 1974 (*mimeo*).
- ARRETX, C. — Un análisis de la fecundidad en el Brasil, segun regiones, *Notas de Población*, Año 1, Vol. 3, CELADE, Santiago de Chile, 1973.
- BERQUÓ, E. — A fecundidade rural-urbana dos estados brasileiros em 1970, *Revista Brasileira de Estatística*, 38 (151): 251-303, jul./set. 1977.
- . Algumas notas antes do Censo Demográfico de 1980, *Fecundidade, Padrões Brasileiros*, 2.º Volume dos Anais do Simpósio sobre o Progresso da Pesquisa Demográfica no Brasil, Rio de Janeiro, 1976.
- . Un análisis de la fecundidad en el Brasil, según regiones, *Notas de Población*, Año 1, Vol. 3, CELADE, Santiago de Chile, 1973.
- BERQUÓ, E. e GONÇALVES, M. — *Invasão de óbitos no Município de São Paulo*, Caderno 19, CEBRAP, 1974.
- BRASIL, Conselho Nacional de Estatística, Legislação Básica dos Recenseamentos de 1872 e 1890, *Documentos Censitários Série A*, n.º 1, Rio de Janeiro, 1951.
- BRASIL 1930. Ministério da Agricultura, Indústria e Comércio, *Recenseamento Geral do Brasil*, 1920, Vol. IV, Rio de Janeiro.
- . *Recenseamento do Brasil*, 01/09/1920, Vol. IV. 2.ª parte, TOMO I, p. 45.
- BRASIL. *Registro Civil*, 1961, Ministério da Justiça e Negócios Interiores, Rio de Janeiro, 1963.
- . *Registro Civil*, 1962 — Serviço de Estatística Demográfica, Moral e Política — Ministério da Justiça e Negócios Interiores, Rio de Janeiro, 1963.
- BRASS, W. *et alii* — *The Demography of Tropical Africa*. Princeton, Princeton University Press, 1968.

- CARVALHO, B. — *Recenseamento do Brasil*. Vol. IV — 2.<sup>a</sup> Parte, Tomo 1 — Ministério da Agricultura, Indústria e Comércio, Rio de Janeiro, 1928.
- CARVALHO, J. A. M. — Analysis of Regional Trends in Fertility, Mortality and Migration in Brazil, 1940-70 PH.D. Thesis (London: London School of Economics and Political Science, October, 1973).
- . *Tendências Regionais de fecundidade e mortalidade no Brasil*, Monografia n.º 8, CEDEPLAR, Belo Horizonte, 1974.
- CARVALHO, J. A. M. e PAIVA, P. T. A. — Estrutura de renda e padrões de fecundidade no Brasil, CEDEPLAR, Belo Horizonte, Junho de 1978 (*mimeo*).
- CARVALHO, J. A. M. e WOOD, C. H. — Renda e concentração da mortalidade no Brasil. *Estudos Econômicos*, Vol. 7, n.º 1, 1977 — IPE USP, São Paulo.
- CHO, L. J. (1973) — The own children an approach to fertility estimation: an elaboration — *IUSSP International Population Conference* — Liège, pp. 263-280.
- COALE, A. J. e TRUSSELL, J. P. (1974) — Model fertility Schedules: variation and age structure of childbearing in human population. *Population Index*, 40(2).
- COLLVER, A. O. — Birth rates in Latin America now estimates of historical trends and fluctuations, Berkeley, University of California, s.d., *Research Series*, 7.
- COSTA, M. A. — *Urbanização e migração urbana no Brasil*, IPEA, Série Monográfica n.º 21, Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1975.
- EUA — VII Volume de *Mortality Statistics*, 1906 — Bureau of the Census de 1908.
- FRIAS, L. A. e LEITE, V. M. — Estudo comparativo entre os padrões de mortalidade observados no Brasil e os modelos propostos pelas Nações Unidas. *Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais*, IBGE, Rio de Janeiro, 1976.
- FRIAS, L. A. e MEDEIROS, M. — Os padrões da mortalidade urbana — um enfoque através de tábuas de mortalidade de alguns municípios da capital, *Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais*, IBGE, 1976.
- GRAHAM, D. H. e MERRICK, T. W. — Dois séculos de crescimento populacional brasileiro — sua tendência e seus componentes demográficos, in *Encontro Nacional de Estudos Demográficos*, IBGE, 1976.

GEADE — Fundação SEADE — *Avaliação da qualidade das estatísticas de nascimentos para o Estado de São Paulo. O sub-registro no ano de 1975, 1979.*

*Avaliação da qualidade das estatísticas de óbitos para o Estado de São Paulo, 1978.*

*Projeções de População para o Estado de São Paulo — um estudo demográfico — 1978.*

HENRY, L. — Fécondité des Mariages. Nouvelle méthode de mesure — *Cahier n.º 16, INED, Paris, P.U.F., 1953.*

———. *Demographie, analyse et modèles — Sciences Humaines et sociales. Larousse, Paris, 1972.*

MORTARA, Giorgio. A proporção entre crianças e mulheres como índice da fecundidade feminina (nota metodológica com aplicação para o Brasil), Estudos de Estatística Teórica e Aplicada, *Estatística Demográfica*, n.º 16, IBGE, 1953.

———. Análises retrospectivas da fecundidade feminina no Brasil, Estudos de Estatística Teórica e Aplicada, *Estatística Demográfica*, n.º 28, IBGE, 1965.

MORTARA, Giorgio e BARROS, Ernani Timóteo de — Estimativas da taxa de natalidade para o Brasil, as unidades da federação e as principais capitais, Estudos de Estatística Teórica e Aplicada, *Estatística Demográfica*, n.º 4, IBGE, 1948.

*V Recenseamento Geral do Brasil — Censo Demográfico de 1940 — Rio de Janeiro.*

*VI Recenseamento Geral do Brasil — Censo Demográfico de 1950 — Rio de Janeiro.*

*VII Recenseamento Geral do Brasil — Censo Demográfico de 1960 — Rio de Janeiro.*

*VIII Recenseamento Geral do Brasil — Censo Demográfico de 1970 — Rio de Janeiro.*

*Registro Civil do Brasil 1974 — Centro Brasileiro de Estudos Demográficos, Rio de Janeiro, 1975.*

*Registro Civil do Brasil 1975 — Centro Brasileiro de Estudos Demográficos, Rio de Janeiro, 1976.*

*Registro Civil do Brasil 1976 — Centro Brasileiro de Estudos Demográficos, Rio de Janeiro, 1977.*

IRWIN, R. e OLIVEIRA, L. A. G. — “A coleta de estatísticas Vitais no Brasil: um plano integrado”. *Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais*, FIBGE, Rio de Janeiro, 1976.

- IRWIN, R. e SPIELMAN, E. — Introdução à análise das estimativas de indicadores demográficos obtidos através de diversas metodologias, Brasil, 1940-70, *Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais*, FIBGE, 1976.
- LEITE, V. M. — Brasil: Estudo da mortalidade por sexo e grupos de idade durante o período 1950-1970. *Revista Brasileira de Estatística*, n.º 34 (135): 435-464 — jul./set., 1973.
- LEVY, M. S. F. e OLIVEIRA, M. C. — Tipos de união e padrões de casamento, in *A Fecundidade em São Paulo*, CEBRAP, São Paulo, 1977.
- LOPES, V — La familia en el Brasil segun el Censo de población de 1960 — *Notas de Población*, n.º 10, CELADE, abril, 1976.
- MADEIRA, J. L. — Dados estatísticos para a análise demográfica da população brasileira. *Boletim CBED*, Rio de Janeiro, Vol. 4, n.º 1, jul./set., 1973.
- Tábuas de mortalidade para a Região do Grande Rio*. Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais, IBGE, Rio de Janeiro, 1976.
- MERRICK, T. W. — Demographic aspects of rural Settlement in Brazil: Evidence from the 1970 Census. Population Studies Center, Philadelphia, Pensilvania, 1974 — Apresentado no *Annual Meeting of the Population Association of America*, Montreal, 1976.
- MERRICK, T. *et alii* — Dois séculos de crescimento populacional brasileiro — Suas tendências e seus componentes demográficos, *Encontro de Estudos Populacionais* — IBGE, Rio de Janeiro, 1976.
- MINISTÉRIO DO INTERIOR — *Fecundidade e participação da mulher na força de trabalho*, Brasília, 1976.
- MORTARA, Giorgio — *A fecundidade da mulher no Brasil, segundo os resultados do Recenseamento de 1950*, Rio de Janeiro, IBGE, 1957.
- . A natalidade e a fecundidade feminina no Brasil — *Revista Brasileira de Estatística*, n.º 110, abr./jun. 1967.
- . Aspectos Internacionais do Recenseamento, *Revista Brasileira de Estatística*, n.º 3, julho-setembro, 1940.
- . Comparação entre os números dos brasileiros natos apurados pelos Censos de 1940 e de 1920 e os calculados conforme determinadas hipóteses acerca da população, da natalidade e da mortalidade, *Revista Brasileira de Estatística*, n.º 10 (39), Rio de Janeiro, 1949.
- . Estudos sobre a mortalidade nos Municípios de Recife, Salvador, Porto Alegre, Belo Horizonte e Belém, *Revista Brasileira de Estatística*, 8 (29): 57-102, jan./mar., 1947, Rio de Janeiro.

- . Estudos sobre a utilização do Censo Demográfico para a reconstrução das estatísticas do movimento da população do Brasil. *Revista Brasileira de Estatística*, n.º 7, jul./set. 1941.
- . Sobre o cálculo de tábuas de mortalidade para os estados do Brasil mediante comparação entre censos sucessivos, in *Contribuições para o Estudo da Demografia no Brasil*, Rio de Janeiro, IBGE, 1961.
- SANTINI, A. — The family cycle and fertility. *International Population Conference*, IUSSP, México, 1977.
- SANTOS, J. L. F. — *Demografia: Estimativas e Projeções*. USP — São Paulo, 1978.
- SAUNDERS, J. V. D. — *Differential fertility in Brazil*, University Florida Press, Gainesville, 1958.

# ANÁLISE DOS DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE MIGRANTES E NATIVOS NAS ÁREAS METROPOLITANAS DE SÃO PAULO, RIO DE JANEIRO E BELO HORIZONTE\*

Jaci Gelabert Barbosa

## SUMÁRIO

- 1 *Considerações gerais sobre educação e escolaridade*
  - 1 1 *referência teórica*
  - 1 2 *referência sobre o processo escolar brasileiro*
- 2 *Esboço metodológico*
- 3 *Apresentação de resultados*
  - 3 1 *sobre o teste de hipótese*
  - 3 2 *a nível intermetropolitano*
    - 3 2 1 *sobre a população migrante e nativa*
    - 3 2 2 *sobre a população migrante, por tempo de residência e nativa, do sexo masculino*
    - 3 2 3 *sobre a população migrante, por tempo de residência e nativa, do sexo feminino*
    - 3 2 4 *diferenciais de escolaridade entre a população migrante, por tempo de residência, e nativa, por sexo, segundo agrupamentos etários*
    - 3 2 5 *sumário dos principais resultados a nível intermetropolitano*
  - 3 3 *a nível intrametropolitano*
    - 3.3 1 *município núcleo*

---

\* A autora agradece o apoio e incentivo dos técnicos Zuleica Lopes Cavalcanti de Oliveira, Mary Garcia Castro, Antonio de Ponte Jardim, Olga Maria Schild Becker, Aida Laura Ferreira de Freitas e Maria da Consolação R. Ferreira. Ressalta, ainda, que a metodologia desta pesquisa foi de autoria de Zuleica Lopes Cavalcanti de Oliveira e Olga Maria Schild Becker

- 3 3 1 1. sobre a população migrante e nativa
- 3.3.1 2 sobre a população migrante, por tempo de residência e nativa, do sexo masculino
- 3 3 1 3 sobre a população migrante, por tempo de residência e nativa, do sexo feminino
- 3 3 1 4 sobre a população migrante, por tempo de residência e nativa, por sexo, segundo agrupamentos etários
- 3 3 2 municípios periféricos
- 3 3 2 1 sobre a população migrante e nativa
- 3 3 2 2 sobre a população migrante, por tempo de residência e nativa, do sexo masculino
- 3 3 2 3 sobre a população migrante, por tempo de residência e nativa, do sexo feminino
- 3 3 2 4 sobre os diferenciais de escolaridade entre a população migrante por tempo de residência e nativa, por sexo, segundo agrupamentos etários
- 3 3 3 sumário dos principais resultados a nível intrametropolitano

## 1. CONSIDERAÇÕES GERAIS SOBRE EDUCAÇÃO E ESCOLARIDADE\*

### 1.1 Referência teórica

No intuito de analisar o diferencial escolaridade entre migrantes e nativos nas áreas metropolitanas do Sudeste, torna-se conveniente situar previamente algumas formulações gerais sobre o tema educação.

Foi sobretudo na década de 60 que a educação formal ou sistemática começou a ser estudada no Brasil com mais profundidade, particularmente no que se refere ao seu impacto no processo de desenvolvimento sócio-econômico. Assim, alguns economistas<sup>1</sup> analisaram a educação como elemento de aceleração do crescimento econômico, através do qual seria atingido o aumento de eficiência de produção, por meio do "investimento em capital humano".

Dentro deste pressuposto, a educação está relacionada ao fator mobilidade social vertical, tendo em vista o desenvolvimento técnico do

\* A elaboração dos dados e tabulações contou com auxílio de Suely Caetano, Miguel Frederico Perrelli e José Carneiro Felipe

<sup>1</sup> BECKER, Gary S — Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, *Journal of Political Economy*, Supplement, vol 70 (outubro, 1972) p 9-49

LANGONI, Carlos Geraldo — Educação e Crescimento Econômico, *Conjuntura Econômica*, vol 27 (julho, 1973) p 41-48

SCHULTZ, Theodore — *O valor econômico da educação*, Zahar Editora, Rio de Janeiro, 1973

treinamento de mão-de-obra na sociedade, bem como a mudança do *status* adquirido<sup>2</sup>.

Não se pode, entretanto, aceitar inteiramente que o simples crescimento de oportunidades educacionais seja considerado como fator exclusivo de mobilidade social, já que, geralmente, não é conhecido o grau de ajustamento do sistema educacional às necessidades de mão-de-obra da sociedade; mesmo assim certos autores acrescentam que “existem algumas razões para se acreditar que a ampliação das facilidades educacionais, justamente com o crescente valor social atribuído à educação, contribuem para a mobilidade social”<sup>3</sup>.

Por outro lado, não se pode deixar de reconhecer que a educação é importante não só pela mobilidade social que ela em si poderia ocasionar, como também pela influência que exerce para a modificação da própria estrutura, através de mudanças sociais. Sendo assim, é reconhecida como um dos agentes orientadores de mudança social, na medida em que o homem tem a “possibilidade de escolher fins alternativos ou exclusivos e pô-los em prática através de meios que assegurem, no mínimo, o controle social do desenvolvimento e das principais fases do processo”<sup>4</sup>.

A educação tem efeito e significados diferentes segundo as camadas sociais em que atua tanto funcionando no sentido de estimular como até de favorecer a diferenciação social. Assim é que para Durkheim<sup>5</sup> seriam duas as suas principais funções do ponto de vista social:

1. o grau de homogeneidade, sem o qual uma sociedade não poderia existir; e
2. a diferenciação horizontal de seus membros que, por sua vez, possibilita a divisão social do trabalho.

Acrescente-se que a educação é também relevante na criação de novos quadros de valores, porque permite aos indivíduos mudanças de comportamento e novas oportunidades. Estas modificações de procedimento individual e de relacionamento social vão fundamentando, cada vez mais, valores racionais que acompanham a escolarização das pessoas.

Em suma, as funções da educação de uma sociedade em desenvolvimento são:

1. a manutenção da mão-de-obra especializada solicitada pelo sistema produtivo e necessária para a continuidade e aceleração desse processo de desenvolvimento;

<sup>2</sup> HAVIGHURST, R — Educação, Mobilidade Social e Mudança Social em Quatro Sociedades in *Educação e Ciências Sociais*, vol 2 (novembro, 1975)

MOREIRA, Roberto — *Educação e Desenvolvimento no Brasil* — Centro Latino Americano de Pesquisas em Ciências Sociais, Rio de Janeiro, 1960

<sup>3</sup> LIPSET, S M e BENDIX, R — *Social Mobility in Industrial Society*, University of California Press, Berkeley, 1962-93

<sup>4</sup> FERNANDES, Florestan — A Ciência Aplicada e a Educação como Fatores de Mudança Social Provocada in *Ensaio de Sociologia Geral e Aplicada* — Biblioteca Pioneira de C. S — São Paulo 1960 p 171

<sup>5</sup> DURKHEIM, Emili — *Educação e Sociedade* — Ed Melhoramentos, São Paulo, 1967

2. a elevação dos rendimentos individuais e a conseqüente modificação nos hábitos de consumo e no padrão de vida em geral;
3. a ampliação das oportunidades sociais e de novas possibilidades de ascensão na estrutura social;
4. a criação de novos quadros de valores e estilos de vida, precedidos pelas atitudes mais racionais;
5. o seu grande papel na preservação dos valores culturais em geral;
6. proporcionar maior participação da população em geral nos processos de desenvolvimento nacional.

## 1.2 Referência sobre o Processo Escolar Brasileiro

A discussão de alguns dos aspectos acima referidos serve para aclarar funções básicas da educação sem, contudo, apontar determinadas insuficiências teóricas que necessariamente devem ser repensadas.

É oportuno destacar que nossa pretensão consiste em esboçar o pensamento crítico de alguns estudiosos, referido especificamente ao nosso sistema de ensino

Ao analisar o sistema educacional brasileiro, Havighurst e Moreira<sup>6</sup> perceberam que “até 1960 as rápidas modificações ocorriam mais em razão de seus valores simbólicos do que pelos valores funcionais”. Em outras palavras, talvez estivessem sendo repetidos os erros de conservar um sistema de educação cuja finalidade não é concretizar objetivos relacionados à estrutura ocupacional, mas sim simbolizar um tipo especial de prestígio e obter uma qualificação acessória, carente de um determinado *status*.

Sobre o acesso à educação Anísio Teixeira<sup>7</sup> diz que a característica mais marcante do nosso sistema de ensino é o caráter seletivo, reforçado pelo fato de que cada nível alcançado nada mais é do que a preparação para atingir a outro. Portanto, somente aqueles que concluem o estudo universitário atingem o objetivo do sistema escolar brasileiro.

Avaliando a instituição escolar nacional em relação ao que existe nos “países adiantados” da moderna civilização ocidental, Florestan Fernandes<sup>8</sup> concluiu que, na “verdade, faltam-nos condições morais para explorar a maioria das potencialidades construtivas das escolas, principalmente quando se tem em mira as influências dinâmicas ino-

<sup>6</sup> HAVIGHURST, Robert e MOREIRA, Robert J *Society and Education in Brazil*, University of Pittsburg Press, 1965, p 113

<sup>7</sup> TEIXEIRA, Anísio — A Educação Escolar no Brasil, in PEREIRA e FORACCHI — *A Educação e Sociedade*, Ed Nacional, São Paulo, 1964, pp. 388-413

<sup>8</sup> FERNANDES, Florestan — *Educação na Sociedade Brasileira*, Diminus Editora — Universidade de São Paulo, S P , 1966, p. 86.

vadoras da educação escolarizada. O nosso sistema escolar ainda se organiza sob o imperativo de servir a tendências predominantemente conservadoras, mobilizando apenas uma fração dos recursos educacionais do ambiente a que ela se relaciona com a necessidade de preservar a ordem estabelecida e, com ela, a posição que já conquistamos na fruição dos bens daquela civilização”.

A propósito do esforço para melhorar a rede de ensino, Berger<sup>9</sup> reconhece tentativas de expansão por parte dos governos brasileiros. No entanto, refere-se a insuficiências cruciais, resumidas nos seguintes pontos:

- “as oportunidades de educação aumentam rapidamente;
- o sistema educacional é ainda demasiadamente pouco diferenciado,
- a base da pirâmide educacional, ou seja, a instrução primária, é aberta e acessível, se bem que já aqui se apresentem alguns problemas;
- nos restantes setores da educação, a seleção resulta preponderantemente de condições extra-escolares. As diferenças proporcionais acentuam o fato de que as escolas secundárias e universidades representam sempre uma espécie de privilégio educacional;
- o sistema educacional projeta e prolonga o passado no presente, ao invés de desenvolver possibilidades que superem os objetivos, valores e conceitos educacionais ultrapassados;
- por isso a distância com relação ao passado, no setor educação intencional, é mais aparência do que realidade”.

Passemos a examinar alguns indicadores da situação educacional brasileira, que será particularizados a nível das áreas metropolitanas do Sudeste. Pretende-se, desta maneira, formar uma visão oportuna, ainda que restrita. Cabe, entretanto, advertir que a população computada foi aquela com idade de 5 anos e mais, representativa da população potencialmente escolarizável e não da população que de fato deveria frequentar a escola, já que a obrigatoriedade de ensino se faz a partir dos 7 anos de idade. É evidente que este aumento do contingente populacional irá atenuar as categorias analisadas, fornecendo, assim, percentuais mais moderados da realidade escolar.

Ao considerarmos o aspecto quantitativo dos indicadores contidos neste quadro, constata-se que a proporção de pessoas de 5 anos e mais alfabetizadas é de 60,34%, enquanto que a população computada como “não sabendo ler nem escrever” é de 38,73%.

<sup>9</sup> BERGER, Manfredo — *Educação e Dependência*, DIFEL, Porto Alegre, UFRGS, 1976, 4ª parte.

**QUADRO 1**

**PARTICIPAÇÃO DA POPULAÇÃO BRASILEIRA QUE SABE LER E ESCREVER E QUE NÃO SABE LER E ESCREVER EM RELAÇÃO À POPULAÇÃO DE 5 ANOS E MAIS — 1970**

ESPECIFICAÇÃO	POPULAÇÃO DE 5 ANOS E MAIS	
	Absoluta	Relativa (%)
Sabem ler e escrever	47 864 531	60,34
Não sabem ler e escrever	30 718 597	38,73
Sem declaração	744 103	0,93
<b>TOTAL</b>	<b>79 327 231</b>	<b>100,00</b>

FONTE: Censo Demográfico, 1970, Brasil — IBGE

Observando a população brasileira com potencialidade de alfabetização, segundo a localização domiciliar, vê-se que as pessoas que residem em áreas urbanas encontram-se mais favorecidas do que as das áreas rurais. Tal fato, numa primeira abordagem, poderia ser interpretado como relacionado à dicotomia rural-urbana. Contudo, é importante frisarmos que essa afirmativa seria simplista, já que, em realidade, a propósito da instrução, o problema não estaria circunscrito apenas ao plano rural/urbano.

**QUADRO 2**

**POPULAÇÃO BRASILEIRA QUE SABE LER E ESCREVER E QUE NÃO SABE LER E ESCREVER, SEGUNDO A SITUAÇÃO DO DOMICÍLIO EM RELAÇÃO À POPULAÇÃO TOTAL DE 5 ANOS E MAIS — 1970**

SITUAÇÃO DO DOMICÍLIO	POPULAÇÃO DE 5 ANOS E MAIS							
	Total		Sabe ler e escrever		Não sabe ler e escrever		Sem declaração	
	Absoluta	Relativa (%)	Absoluta	Relativa (%)	Absoluta	Relativa (%)	Absoluta	Relativa (%)
Rural	34 053 889	42,92	14 123 305	17,80	19 567 399	24,68	163 185	0,45
Urbana	45 273 342	57,08	33 741 226	42,54	11 151 198	14,05	380 918	0,48
<b>Total</b>	<b>79 327 231</b>	<b>100,00</b>	<b>47 864 531</b>	<b>60,34</b>	<b>30 718 597</b>	<b>38,73</b>	<b>744 103</b>	<b>0,93</b>

FONTE: Censo Demográfico do Brasil, 1970 — IBGE

As informações contidas no quadro 3 fornecem uma indicação da seletividade do nosso sistema de ensino, aliás uma de suas características mais marcantes que decorreria da própria estrutura sócio-educacional. Assim, a cada novo nível atingido, os percentuais sofrem sensíveis reduções que vão atuando de modo acentuado quanto ao número de alunos que conseguem galgar o grau subsequente de escolaridade.

### QUADRO 3

#### DISTRIBUIÇÃO DA POPULAÇÃO ESCOLAR BRASILEIRA DE 5 ANOS E MAIS SEGUNDO OS NÍVEIS DE ESCOLARIDADE — 1970

NÍVEIS DE ESCOLARIDADE	POPULAÇÃO ESCOLAR DE 5 ANOS E MAIS	
	Absoluta	Relativa (%)
Grau Elementar	14 841 003	74,16
Grau Médio - 1º Ciclo	3 358 440	16,78
Grau Médio - 2º Ciclo	1 204 987	6,02
Superior	607 688	3,03
Sem declaração de grau	3 601	0,01
<b>TOTAL</b>	<b>20 015 709</b>	<b>100,00</b>

FONTE: Censo Demográfico do Brasil — IBGE.

Portanto, os aspectos mais relevantes da educação brasileira resumem-se numa notória necessidade de renovação e adaptação do sistema educacional à nossa realidade, apesar de quantitativamente este sistema apresentar alguns indicadores de escolarização e alfabetização significativos no que diz respeito à população total de 5 anos e mais de idade. É oportuno salientar que são exatamente as camadas sociais menos favorecidas que detêm os menores níveis de escolaridade (ver Hutchison<sup>10</sup> e Pastore<sup>11</sup>).

Entretanto, não podemos deixar de anotar “disparidades” entre as populações escolares residentes em áreas rurais e urbanas. Demonstrando que o problema da educação deve ser visto em profundo relacionamento com os demais aspectos sócio-econômicos do país, pois, em virtude do imenso espaço territorial e das desigualdades regionais de desenvolvimento, as medidas globais devem ser interpretadas com bastante cautela. Isto é particularmente importante no que tange aos grandes centros metropolitanos da Região Sudeste que apresentam características bem peculiares de desenvolvimento que, de modo geral, devem possuir melhores escolas em quase todos os níveis, e realmente se tornando contrastante com as outras regiões menos favorecidas.

<sup>10</sup> HUTCHINSON, Beltran — *Mobilidade e Trabalho*, Centro Brasileiro de Pesquisas Educacionais — Rio de Janeiro, 1960.

<sup>11</sup> PASTORE, José — *Rendimento Escolar em São Paulo: uma interpretação sociológica*, FESP-SP, São Paulo, 1963.

Contudo, cabe ressaltar que não seria somente a adequação do ensino e o tamanho da rede escolar que deveria estar em consonância para o aceleramento do processo de desenvolvimento integrado, mas também a facilidade quanto ao acesso e funcionalidade da escola (vide quadro 4).

#### QUADRO 4

### POPULAÇÃO DE 5 ANOS E MAIS DAS ÁREAS METROPOLITANAS DO SUDESTE, EM IDADE ESCOLAR, QUE SABE LER E ESCREVER E QUE NÃO SABE LER E ESCREVER, SEGUNDO A SITUAÇÃO DO DOMICÍLIO, EM RELAÇÃO AO TOTAL DA POPULAÇÃO RESIDENTE DE CADA ÁREA METROPOLITANA — 1970

ÁREAS METROPOLITANAS SEGUNDO A SITUAÇÃO DO DOMICÍLIO	POPULAÇÃO DE 5 ANOS E MAIS					
	Total da população residente		População que sabe ler		População que não sabe ler	
	Absoluta	Relativa (%)	Absoluta	Relativa (%)	Absoluta	Relativa (%)
Belo Horizonte	1 384 348	100,00	1 067 979	77,15	316 369	22,85
— Urbana	1 299 379	93,87	1 019 799	73,67	279 580	20,20
— Rural	84 969	6,13	48 180	3,48	36 789	2,65
Rio de Janeiro	6 282 156	100,00	5 083 015	80,92	1 199 141	19,08
— Urbana	6 082 908	96,83	4 972 986	79,17	1 109 922	17,66
— Rural	199 248	3,17	110 029	1,75	89 219	1,42
São Paulo	1 165 021	100,00	5 876 044	82,02	1 288 977	17,98
— Urbana	6 960 289	97,15	5 759 928	80,40	1 200 361	16,75
— Rural	204 732	2,85	116 116	1,62	88 616	1,23

FONTE: Censo Demográfico do Brasil, 1970 — IBGE.

Para a população de 5 anos e mais de idade que reside nas áreas metropolitanas do Sudeste, os percentuais de alfabetização que se apresentam estão dispostos em perfeita equiparação aos níveis de importância econômica de cada uma destas áreas: AM de São Paulo (82,02%), AM do Rio de Janeiro (80,92%) e AM de Belo Horizonte (77,15%).

Consideremos agora a variável do quadro domiciliar rural e urbano. Em Belo Horizonte, 73,67% da população potencialmente escolarizável era alfabetizada e residia em área urbana, no ano de 1970, enquanto que para o Rio de Janeiro este indicador é 79,17% e para São Paulo 80,40%. Ainda sobre a população urbana, na categoria de analfabetos, em Belo Horizonte é de 20,20%, no Rio de Janeiro, 17,60% e em São Paulo, 16,75%. Conclui-se que as populações urbanas das três metrópoles em estudo estão em flagrante superioridade de alfabeti-

zação sobre a população brasileira, de 5 anos e mais de idade (quadro 4 e 2).

Sobre a população na categoria rural que reside naquelas áreas metropolitanas, quantitativamente é bem fraca, tendo em vista serem estes espaços compostos predominantemente pelo setor urbano. Porém, na população rural temos: 3,48% alfabetizada contra 2,65% de analfabetos em Belo Horizonte; 1,75% e 1,42% no Rio de Janeiro; 1,62% e 1,23% em São Paulo.

Acrescente-se, ainda, que os percentuais relativos a cada uma das AMs de Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo passam, nesta ordem de citação, por progressivos aumentos tanto entre as populações computadas como total como na urbana ou rural, no que diz respeito à alfabetização. Inversamente, os percentuais referentes às pessoas que não sabem ler sofrem constantes reduções, o que pode estar relacionado, mesmo, a indicadores de desenvolvimento destas áreas no contexto das áreas metropolitanas brasileiras.

#### QUADRO 5

POPULAÇÃO DE 5 ANOS E MAIS DAS ÁREAS METROPOLITANAS DO SUDESTE, EM IDADE ESCOLAR, QUE FREQUENTAM OS DIFERENTES NÍVEIS DE ESCOLARIDADE, EM RELAÇÃO À POPULAÇÃO TOTAL DE CADA ÁREA METROPOLITANA (POPULAÇÃO DE 5 ANOS E MAIS DE IDADE)

NÍVEIS DE ESCOLARIDADE	POPULAÇÃO DAS ÁREAS METROPOLITANAS					
	Belo Horizonte		Rio de Janeiro		São Paulo	
	Absoluta	Relativa (%)	Absoluta	Relativa (%)	Absoluta	Relativa (%)
Elementar	466 837	71,11	1 840 657	64,85	2 616 594	73,32
Médio (1.º Ciclo)	84 893	12,93	516 606	18,19	463 748	12,99
Médio (2.º Ciclo)	82 989	12,64	350 640	12,35	373 266	10,45
Superior	21 820	3,32	131 069	4,61	115 711	3,24
Total	656 539	100,00	2 838 972	100,00	2 569 319	100,00

FONTE: Censo Demográfico do Brasil, 1970 — IBGE.

Esse quadro possibilita ampla visão da distribuição da população, segundo os níveis de instrução, bem como da evasão ocorrida quando da passagem de um nível para o subsequente que estariam relacionadas à seletividade do sistema de ensino brasileiro.

Atente-se que o montante de matrículas em cada uma das áreas metropolitanas se coloca de modo proporcional ao volume de seus contingentes populacionais e que, neste caso também, corresponde ao nível de desenvolvimento econômico destes locais. Entretanto, quando se es-

tuda os percentuais distribuídos pelos diferentes níveis de escolaridade em cada uma das áreas metropolitanas, vê-se que aquela correspondência não é verdadeira. Uma vez que na AM do Rio de Janeiro ocorreram as mais discretas perdas na passagem de um grau de instrução para o outro, enquanto que na AM de São Paulo os percentuais calculados estão mais próximos dos da AM de Belo Horizonte. A nosso juízo tais variáveis não se mostram relacionadas com o nível de desenvolvimento econômico e educação, contrariando o que seria de se esperar. Contudo, as falhas no nosso sistema de ensino já foram expostas por vários autores, por exemplo, Florestan Fernandes, Robert Havighurst, Manfredo Berger, os quais referem-se especialmente ao acesso das populações para as escolas e também a inadequação do ensino. Evidencia-se que o sistema de ensino se encontra desarticulado da realidade social e econômica e que, portanto, a educação não está preenchendo de modo integral aos seus principais objetivos, já que parece não ativar ao crescimento econômico, nem possibilitar novas oportunidades através da mudança social.

## 2. ESBOÇO METODOLÓGICO

Conforme foi esclarecido, o que se pretende descrever é a situação escolar das categorias migrantes e nativa nas áreas metropolitanas da Região Sudeste, estabelecendo-se um diferencial entre elas em relação ao nível de escolaridade.

2.1 — Unidades de Análise Individual — O Migrante e o Nativo. Consideram-se as definições adotadas pelo Censo Demográfico de 1970. As populações selecionadas foram as de 5 anos e mais de idade.

— Migrantes — “os que não haviam nascido no município de residência”.

— Nativos — “aqueles que são registrados censitariamente no seu local de nascimento”<sup>12</sup>.

2.2 — Unidade de Análise Observacional — As Áreas Metropolitanas do Sudeste: São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte (maiores esclarecimentos ver Metodologia de Trabalho).

2.3 — Variáveis Básicas. Analisaremos as Tabulações Especiais do IBGE, Ministério do Interior, baseadas nos dados censitários de 1970.

2.3.1 — Condição Migratória

Migrante

Nativo

<sup>12</sup> “Métodos de Medición de la Migración Interna in *Manuales sobre Métodos de Cálculo de la Población* — Estudios de la Población n.º 47 — Manual VI — Naciones Unidas — Nueva York — 1972.

### 2.3.2 — Sexo

### 2.3.3 — Distribuição Etária

A partir dos 5 anos de idade foram consideradas as seguintes faixas etárias:

- 5 — 9 anos
- 10 — 14 anos
- 15 — 19 anos
- 20 — 24 anos
- 25 — 29 anos
- 30 — 39 anos
- 40 — 49 anos
- 50 — anos e mais

### 2.3.4 — Tempo de Residência

Os períodos de residência dos migrantes nas áreas metropolitanas do Sudeste são os seguintes:

- 0 — 2 anos
- 3 — 5 anos
- 6 — 10 anos
- 11 anos e mais

### 2.3.5 — Escolaridade

Avaliada segundo os níveis de escolaridade atingido

- Sem instrução
- Primário incompleto
- Primário completo
- Secundário
- Superior

Obs.: — Apenas para a população de 5 anos e mais de idade

## 2.4 — Técnicas de Análise

Calcularam-se as seguintes medidas:

- Coeficiente de Desigualdade
- Índice das Diferenças Migratórias — IDM

### 2.4.1 — Coeficiente de Desigualdade

Trata-se de uma medida resumo do valor das diferenças migratórias. Calcularam-se as diferenças que existem entre a distribuição dos migrantes e dos nativos, expressas em percentagem e somam-se as que possuem os mesmos sinais.

#### 2.4.2 — Índice das Diferenças Migratórias <sup>13</sup>.

$$\text{IDM} = \left( \frac{M_i}{M} - \frac{N_i}{N} \right) \left( \frac{N_i}{N} \right) K$$

Onde:  $M_i$  = Migrante no lugar de destino na categoria  $i$

$N_i$  = Nativos no lugar de destino na categoria  $i$  da mesma característica

$M$  = Total de migrantes na categoria

$N$  = Total de nativos na categoria

Obs.: Por característica entende-se o nível de escolaridade e pela categoria  $i$ , o tempo de permanência.

### 3. APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

#### 3.1 Sobre o teste de hipótese

Sabe-se que a participação dos indivíduos na sociedade está, de algum modo, relacionada ao acesso à educação que determina graus de diferenciações entre seus membros, manifestando-se, desta maneira, na própria escolaridade, na atividade ocupacional, na renda, no *status* adquirido, nas aspirações pessoais e até mesmo no nível de consciência como cidadãos.

As áreas metropolitanas do Sudeste constituem-se em pólos de intensa atração migratória, o que, em parte, é motivado pela esperança de melhores condições de vida (acesso a melhores salários, educação, habitação, etc.). Entretanto, o desenvolvimento econômico é desigual entre estas três áreas metropolitanas. Assim é que mesmo as metrópoles nacionais (Áreas Metropolitanas do Rio de Janeiro e São Paulo), não só por razões históricas como econômicas, se constituem em pólos altamente desenvolvidos em relação ao restante do país. Através da análise da variância (A NOVA) *one way*, verificou-se que realmente há, em média, diferenças estatisticamente significantes quanto à escolaridade acima do primário, entre migrantes e nativos residentes nas AM de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte. Comprova-se, portanto, a hipótese proposta, a um nível de significância de 0,05, já que o F calculado é maior do que o F tabelado. Como o nível de instrução alcançado pela população, teoricamente, estaria associado ao estágio de desenvolvimento sócio-econômico de cada área.

Aquele teste de hipótese demonstrou que existem heterogeneidades quanto à instrução acima do primário, entre as áreas metropolitanas do Sudeste, heterogeneidades estas que, a nosso juízo, não se

<sup>13</sup> Metodos de Medición de la Migración Interna — *Op cit.* p. 52.

QUADRO RESUMO A

ANÁLISE DA VARIÂNCIA ONE WAY DOS DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE (ACIMA DO PRIMÁRIO ENTRE MIGRANTES E NATIVOS A NÍVEL INTERMETROPOLITANO)

FONTES DE VARIÂÇÃO	SOMA DOS QUADROS	GRAU DE LIBERDADE	QUADRADO MÉDIO	F CALCULADO	F TABELADO
Intergrupo ...	80,4769	2	40,2384	4,8632	3,15
Intragrupo ...	512,9871	62	8,2740		
Total	593,4639	64			

relacionariam apenas às especificidades de cada um destes locais, mas principalmente ao próprio sistema de ensino brasileiro, que permanece inadequado a nossa realidade. Não apenas por ser seletivo, na medida em que as populações de baixa renda ficam impossibilitadas de frequentar as várias etapas escolares, até o término, pois é premente a sua participação no orçamento familiar. Mas, inclusive, são insuficientes as oportunidades de ingresso na escola que, por sua vez, não possibilita um ensino objetivo no que se refere ao preparo da futura mão-de-obra. Cabe lembrar que o "primário" corresponde a uma etapa inicial do longo percurso do aluno até a sua completa formação, ou seja, a universidade.

A outra hipótese de trabalho é que o diferencial de escolaridade, acima do primário completo, estaria mais condicionado pela área de procedência do migrante do que propriamente pelo período de residência nas áreas metropolitanas do Sudeste. Associa-se, também, à idéia de que o estágio de desenvolvimento dos locais de origem estariam influenciando o nível de escolaridade da população migrante nestas AMs. Esta suposição foi testada por meio da análise de variância *two-way* e, mais, pela análise de classificação múltipla, considerando-se o local de procedência organizado em dois níveis distintos de agregação espacial: o primeiro relacionado às macrorregiões brasileiras e o segundo referindo-se aos estados que compõem a região Sudeste. Neste primeiro nível comprovou-se que o efeito do tempo de residência é significativo tanto na Área Metropolitana de São Paulo como na do Rio de Janeiro, enquanto que na AM de Belo Horizonte não é relevante. A região de procedência não tem, pois, nenhuma expressão, apesar de se observar que o "tempo de residência" e "região de procedência" interagem na explicação do diferencial de escolaridade nas três áreas metropolitanas do Sudeste. A análise de classificação múltipla valoriza a participação da variável tempo de residência nestas AMs. Presume-se, contudo, que estes resultados sejam em decorrência da agregação da unidade espacial de análise (conjunto das cinco macrorregiões), daí os valores mais elevados para o efeito do período de residência em detrimento da região de procedência.

Os resultados encontrados para o segundo nível de agregação espacial (estados que integram a região Sudeste), atribuem ao estado de procedência um efeito bastante significativo quanto ao diferencial de escolaridade entre migrante e nativos. Em consequência, o tempo de residência apenas assume alguma importância se em interação com a outra variável, uma vez que por si só não dispõe de nenhuma relevância. A análise de classificação múltipla confirma o destaque do estado de procedência na explicação da variância daquele diferencial. Acreditamos que os testes estatísticos, agora, tenham se tornado mais coerentes, já que é de se supor que o estado de procedência do migrante deva estar sendo mais associado à variação do diferencial escolaridade acima do primário completo, adquirido por este contingente populacional quando comparado aos nativos das áreas metropolitanas do Sudeste, do que o seu período de residência. Contudo, o nível de agregação espacial que ora se focaliza ainda permanece razoavelmente extenso, já que comporta distintas especificidades históricas, econômicas e sociais dos estados que compõem a Região Sudeste. Porém, mesmo com esta ressalva, reconhecemos que este maior fracionamento da unidade espacial nos forneceu noções mais explicativas e sensíveis do que as apontadas pelo estudo a nível de macrorregiões brasileiras, observadas de modo conjunto.

#### QUADRO RESUMO B

**ANÁLISE DA VARIÂNCIA TWO-WAY E ANÁLISE DE CLASSIFICAÇÃO MÚLTIPLA (ACM), CONSIDERANDO-SE COMO REGIÃO DE PROCEDÊNCIA O CONJUNTO DAS CINCO MACRORREGIÕES BRASILEIRAS SOBRE O DIFERENCIAL DE ESCOLARIDADE <sup>1</sup>**

ÁREA METROPOLITANA	F CALCULADO			SIGNIFICANTE (2)			ACM*	
	Efeito		Interação	Efeito		Interação	Eta**	
	Tempo de Residência	Região de Procedência		Tempo de Residência	Região de Procedência		Tempo de Residência	Região de Procedência
São Paulo	46,815	0,883	1,171	Sim	Não	Sim	16,81	0,36
Rio de Janeiro	28,760	0,180	1,258	Sim	Não	Sim	26,01	0,16
Belo Horizonte	1,972	0,711	0,860	Não	Não	Sim	2,25	0,81

(1) Acima do primário completo

(2) Os valores de F tabelados ( $F_t$ ) são os seguintes para um nível de sig = 0,05

Efeito tempo de residência e região de procedência  $F_t = 2,37$

Interação  $F_t = 1,67$

\* ACM os valores de classificação múltipla

\*\* Eta os valores estão elevados ao quadrado — contribuição do efeito para a explicação da variância.

Sobre o tempo de residência parece-nos claro o simplismo de admiti-lo como variável de poder explicativo na evolução da situação do migrante, inclusive Martine aborda o tema de modo bastante irônico: “estaríamos diante de um processo francamente saudável de mobilidade social, provocado pela mobilidade geográfica. Bastaria ao migrante um certo tempo para acumular experiências, contatos e *savoir-faire* urbano”<sup>14</sup>.

### 3.2 A nível intermetropolitano

#### 3.2.1 — *Sobre a População Migrante e Nativa* (tabela 1.1)

A princípio seria de esperar-se que os migrantes apresentassem níveis de escolaridade bem inferiores ao dos naturais. Entretanto, constatou-se, através dos coeficientes de desigualdade, que as diferenças entre estes subgrupos foram modestas (5,50 — AM de São Paulo; 2,85 — AM do Rio de Janeiro e 6,58 — AM de Belo Horizonte). É de se destacar a similaridade das Áreas Metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro quanto à situação educacional destes subconjuntos populacionais, já que os migrantes realmente possuem menos instrução do que os nativos em todos os níveis, exceto no superior, onde sua participação é mais expressiva. Por outro lado, na AM de Belo Horizonte os nativos se dispõem em desvantagem sobre os migrantes em quase todas as faixas, menos no primário incompleto.

Tanto o contingente de migrantes como o de nativos apresentam tendências à maior concentração na instrução primária (incompleto e completo). Pode-se presumir, a partir destes dados, que as oportunidades escolares sejam restritas para ambos, uma vez que a participação destes contingentes se torna cada vez mais diminuta em razão da elevação do nível de instrução (especialmente no secundário e superior).

Anota-se que as áreas metropolitanas nacionais apresentam-se similares quanto aos índices de instrução dos migrantes e nativos. Entretanto, a AM de Belo Horizonte tem comportamento contrário ao das outras áreas metropolitanas em estudo, talvez por reflexo da particularidade do nível de desenvolvimento sócio-econômico relativo à área metropolitana mineira.

#### 3.2.2 — *Sobre a População Migrante, por Tempo de Residência e Nativa, do Sexo Masculino* (tabelas 1.2-A, 1.2-B e 1.2-C)

É de se destacar a atuação dos períodos de residência no sentido de moderar os afastamentos nos diferenciais de escolaridade entre migrantes das AM de São Paulo e do Rio de Janeiro. Contudo, são os homens

<sup>14</sup> MARTINE, George — Adaptação de Migrantes ou Sobrevivência dos mais Fortes *Relatório Técnico n.º 30* — Projeto de Planejamento de Recursos Humanos, Brasília, 1976 — p. 8.

TABELA 1.1

**DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO  
MIGRANTE E NATIVA NAS ÁREAS METROPOLITANAS  
DE SÃO PAULO, RIO DE JANEIRO E  
BELO HORIZONTE**

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES (1)		DI-FE-REN-CI-AL (1-2)	I D M	NATIVOS (2)	
	Números abso-lutos	Nú-me-ros rela-tivos (%)			Números abso-lutos	Nú-me-ros rela-tivos (%)
<b>A — ÁREA METROPOLITANA DE SÃO PAULO —</b>						
Sem instrução	1 016 662	24,33	2,51	11,50	656 756	21,82
Primário incompleto	1 129 028	27,01	2,61	10,69	734 436	24,40
Primário completo	1 506 524	36,05	-2,53	-6,55	1 161 175	38,58
Secundário	448 648	10,73	-2,52	-19,01	398 730	13,25
Superior	74 331	1,78	0,38	27,14	42 255	1,40
Sem declaração	4 157	0,10	-0,45	-0,89	16 380	50,55
<b>TOTAL</b>	<b>4 179 350</b>	<b>100,00</b>			<b>3 009 732</b>	<b>100,00</b>
Coeficiente de desigualdade	—	—	5,50		—	—
Distribuição de migrantes (%)	4 179 350	100,00				
<b>B — ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO —</b>						
Sem instrução	690 740	23,14	1,65	8,05	646 767	20,49
Primário incompleto	1 042 625	33,41	0,60	2,18	1 035 554	32,81
Primário completo	905 642	29,02	-0,56	-1,89	933 589	29,58
Secundário	398 427	12,77	2,07	-13,94	468 252	14,84
Superior	74 417	2,39	0,60	33,51	56 615	1,79
Sem declaração	8 555	0,27	-0,22	-44,89	15 595	0,49
<b>TOTAL</b>	<b>3 120 406</b>	<b>100,00</b>	—		<b>3 156 372</b>	<b>100,00</b>
Coeficiente de desigualdade			2,85			
Distribuição de migrantes (%)	3 120 406	100,00	100,00			
<b>C — ÁREA METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE</b>						
Sem instrução	176 229	22,51	-6,52	-22,45	174 667	29,03
Primário incompleto	214 541	27,41	0,47	1,74	162 129	26,94
Primário completo	270 342	34,53	1,88	5,75	196 496	32,65
Secundário	105 619	13,49	3,14	30,33	62 263	10,35
Superior	16 011	2,05	1,09	113,54	5 809	0,96
Sem declaração	85	0,01	-0,06	-85,71	400	0,07
<b>TOTAL</b>	<b>782 827</b>	<b>100,00</b>	—		<b>601 764</b>	<b>100,00</b>
Coeficiente de desigualdade	—	—	6,58		—	—
Distribuição de migrante (%)	782 827	100,00	100,00			

FONTE: IBGE — Censo Demográfico de 1970. Tabulações Especiais

TABELA 1.2-A

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE  
MASCULINA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA, NAS ÁREAS METROPOLITANAS

A — SÃO PAULO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)		
Sem instrução	122 250	28,50	7,41	35,14	67 429	24,88	3,74	13,73	71 441	18,06	-3,03	-14,37
Primário incompleto	135 938	31,69	6,90	27,83	87 496	32,21	7,42	29,92	128 584	32,50	7,71	31,10
Primário completo	123 871	28,88	-8,98	-23,72	85 943	31,64	-6,22	-16,43	150 595	38,07	0,21	0,55
Secundário	38 239	8,91	-4,58	-33,95	25 501	9,39	-4,10	-30,39	37 048	9,36	-4,13	-30,62
Superior	8 144	1,90	-0,24	-11,21	5 116	1,88	-0,26	-12,15	7 766	1,96	-0,18	-8,41
Sem declaração	502	0,12	-0,51	-80,95	125	0,05	-0,58	-92,06	187	0,05	-0,58	-92,06
Coefficiente de desigualdade	—	—	14,31	—	—	—	11,16	—	—	—	7,92	—
Distribuição de migrantes (%)	428 944	20,70	20,70	—	271 610	13,11	13,11	—	395 621	19 10	19,10	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)
Sem instrução	162 071	16,61	-4,48	-21,24	423 232	20,42	-0,67	-3,18	313 771	21,09
Primário incompleto	225 213	23,08	-1,71	-6,90	577 295	27,86	3,07	12,38	368 958	24,79
Primário completo	414 074	42,44	4,58	12,10	774 536	37,38	-0,48	-1,27	563 434	37,86
Secundário	137 634	14,10	0,61	4,52	238 426	11,51	-1,98	-14,68	200 675	13,49
Superior	35 182	3,61	1,47	68,69	56 208	2,71	0,57	26,64	31 829	2,14
Sem declaração	1 565	0,16	-0,47	-74,60	2 530	0,12	-0,51	-80,95	9 349	0,63
Coefficiente de desigualdade	—	—	6,66	—	—	—	3,64	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	975 739	47,09	47,09	—	—	—	—	—	—	—

FONTE: IBGE — Censo Demográfico de 1970. Tabulações Especiais. Rio de Janeiro.

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE  
MASCULINA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA, NAS ÁREAS METROPOLITANAS

B — RIO DE JANEIRO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)		
			(1)	(2)			(3)	(4)			(5)	(6)
Sem instrução	71 410	27,53	7,46	37,17	43 046	24,42	4,35	21,67	42 815	17,93	-2,14	-10,66
Primário incompleto	93 044	35,87	3,07	9,36	66 611	37,79	4,99	15,21	95 590	40,02	7,22	22,01
Primário completo	60 724	23,41	-5,89	-20,10	43 785	24,84	-4,46	-15,22	68 600	28,72	-0,58	-1,98
Secundário	26 924	10,38	-4,25	-29,05	18 415	10,45	-4,18	-28,57	26 931	10,86	-3,77	-25,77
Superior	6 421	2,47	-0,19	-7,14	3 898	2,21	-0,45	-16,92	5 694	2,38	-0,28	-10,53
Sem declaração	882	0,34	-0,20	-37,04	501	0,29	-0,25	-46,30	225	0,09	-0,65	-83,33
Coefficiente de desigualdade	—	—	10,53	—	—	—	9,34	—	—	—	7,22	—
Distribuição de migrantes (%)	259 405	17,43	17,43	—	176 256	11,84	11,84	—	238 855	16,04	16,04	—
FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS			
	Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)		
			(4)	(5)			(6)	(7)			(8)	
Sem instrução	108 009	13,26	-6,81	-33,93	265 300	17,82	-2,25	-11,21	310 196	20,07	—	—
Primário incompleto	240 589	29,55	-3,25	-9,91	495 866	33,30	6,50	1,52	507 003	32,80	—	—
Primário completo	289 289	35,53	6,23	21,26	462 421	31,06	1,76	6,01	452 969	29,30	—	—
Secundário	133 269	16,37	1,74	11,89	205 546	13,74	-0,89	-6,08	226 222	14,63	—	—
Superior	40 113	4,93	2,27	85,34	56 130	3,77	1,11	41,73	41 091	2,66	—	—
Sem declaração	2 975	0,36	-0,18	-33,33	4 670	0,31	-0,23	-42,59	8 368	0,54	—	—
Coefficiente de desigualdade	—	—	10,24	—	—	—	3,37	—	—	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	814 242	54,69	54,69	—	—	—	—	—	—	—	—	—

FONTE: IBGE — Censo Demográfico de 1970. Tabulações Especiais. Rio de Janeiro.

TABELA 1.2-C

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE  
MASCULINA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA, NAS ÁREAS METROPOLITANAS  
C — BELO HORIZONTE

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIF. REN- CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIF. REN- CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIF. REN- CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução	21 419	27,21	-1,70	-5,88	15 875	25,85	-3,06	-10,58	13 189	17,84	-11,07	-38,9
Primário incompleto	22 884	29,07	1,60	5,82	19 197	31,26	3,79	13,80	23 581	31,90	4,43	16,13
Primário completo.	23 460	29,80	-2,69	-8,28	17 766	28,93	-3,56	-10,96	26 213	35,46	2,97	9,14
Secundário.	9 703	12,32	2,72	28,33	7 647	12,45	2,85	29,69	9 014	12,19	2,59	26,98
Superior	1 259	1,60	0,14	9,59	926	1,51	0,05	3,42	1 916	2,59	1,13	77,40
Sem declaração	0	0,00	-0,07	-100,00	0	0,00	-0,07	-100,00	12	0,02	-0,05	-71,43
Coefficiente de desigualdade	—	—	4,46	—	—	—	6,69	—	—	—	11,12	—
Distribuição de migrantes (%)	78 725	21,41	21,41	61 411	16,70	16,70	73 925	20,10	20,10	—	—	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIF. REN- CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIF. REN- CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução.	17 610	11,46	-17,45	-60,36	68 097	18,52	-10,39	-35,94	85 022	28,91
Primário incompleto	37 005	24,08	-3,39	-12,34	102 671	27,92	0,45	1,64	80 797	27,47
Primário completo.	65 807	42,82	-10,33	31,79	133 246	36,23	3,74	11,51	95 560	32,49
Secundário.	24 843	16,17	6,57	68,44	51 207	13,93	4,33	45,10	28 251	9,60
Superior	8 374	5,45	3,99	273,29	12 475	3,39	1,93	132,19	4 293	-1,46
Sem declaração.	30	0,02	-0,05	-71,43	42	0,01	-0,06	-85,71	199	-0,07
Coefficiente de desigualdade.	—	—	20,89	—	—	—	10,45	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	153 669	41,79	41,79	—	—	—	10,45	—	—	—

FONTE: IBGE — Censo Demográfico de 1970. Tabulações Especiais. Rio de Janeiro.

migrantes que ocupam posição menos favorecida de instrução do que os nativos das áreas metropolitanas nacionais. Acrescente-se mais sobre esta constatação, que não é verdadeira, ao se tratar de migrantes antigos, uma vez que eles passam a ser mais escolarizados do que os outros. Já na Área Metropolitana de Belo Horizonte ocorre particularidade em relação à distância entre homens migrantes e nativos, que aumenta em função do tempo de residência. Este processo, entretanto, não está refletindo a inferioridade dos migrantes, mas, ao contrário, indica o seu melhor posicionamento, em especial entre aqueles com maior período de residência, sendo que os migrantes recém-chegados possuem grau de escolaridade semelhante ao dos nativos.

Observa-se que no estudo da população masculina ocorrem similaridades entre as constatações das metrópoles nacionais, enquanto que a AM de Belo Horizonte se apresenta com características peculiares, que devem estar associadas ao próprio estágio de desenvolvimento econômico.

### 3.2.3 — *Sobre a População Migrante, por Tempo de Residência e Nativa, do Sexo Feminino* (tabelas 1.3-A, 1.3-B e 1.3-C)

Comparando-se os coeficientes de desigualdade encontrados para a população masculina, como um todo, em relação à feminina, vê-se que tanto na Área Metropolitana de São Paulo como na do Rio de Janeiro as mulheres migrantes possuem menores níveis de instrução do que as nativas, sendo que as distâncias são maiores do que a verificada entre a população masculina. Entretanto, na Área Metropolitana de Belo Horizonte ocorre o inverso, ou seja, a diferenciação entre as mulheres migrantes e nativas é mais reduzida do que a observada entre os homens, situando-se as nativas, por sua vez, em piores condições de escolaridade.

Considerando-se agora apenas a confrontação entre mulheres migrantes, segundo o tempo de residência, e nativas das áreas metropolitanas nacionais, percebe-se que, na maioria das vezes, as migrantes estão menos instruídas do que as nativas. Contudo, as distâncias entre elas, segundo a condição migratória, são amenizadas, de modo progressivo, tal como ocorreu entre os homens, uma vez que os valores dos coeficientes de desigualdade se apresentam mais diminutos em razão do aumento do tempo de residência.

A população feminina residente na AM de Belo Horizonte comporta-se, também, de maneira semelhante à masculina, já que se constitui em caso especial, se comparado às outras áreas metropolitanas do Sudeste. Por outro lado, há certas diferenciações relacionadas aos períodos de residência, conforme foi verificado para os homens, pois nota-se que as mulheres migrantes começam a melhorar a escolaridade com o passar do tempo de residência, chegando inclusive as migrantes antigas a suplantarem as nativas.

TABELA 1.3-A

**DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE  
FEMININA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NAS ÁREAS METROPOLITANAS**

**A — SÃO PAULO**

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)		
Sem instrução.	139 362	33,42	10,88	48,27	85 458	30,78	8,24	36,56	101 901	25,30	2,76	12,24
Primário incompleto.	123 826	29,70	5,68	23,65	85 495	30,79	6,77	28,18	123 772	30,73	6,71	27,94
Primário completo.	117 641	28,21	-11,07	-28,18	82 178	29,59	-9,69	-24,67	141 016	35,01	-4,27	-10,87
Secundário.	32 940	7,90	-5,12	-39,32	22 472	8,09	-4,93	-37,86	32 981	8,19	-4,83	-37,10
Superior.	2 992	0,72	0,04	5,88	1 962	0,71	0,03	4,41	2 904	0,72	0,04	5,88
Sem declaração.	195	0,05	-0,41	-89,13	121	0,04	-0,42	-91,30	182	0,05	-0,41	-89,13
Coefficiente de desigualdade	—	—	16,60	—	—	—	15,04	—	—	—	9,51	—
Distribuição de migrantes (%)	416 956	19,79	19,79	—	277 686	13,18	13,18	—	402 756	19,11	19,11	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)
Sem instrução.	266 683	26,41	3,87	17,17	593 430	28,16	5,62	24,93	342 985	22,54
Primário incompleto.	218 593	21,65	-2,37	-7,87	551 733	26,18	2,16	48,99	365 478	24,02
Primário completo.	391 122	38,74	-0,54	-1,37	731 988	34,74	-4,54	-11,56	597 741	39,28
Secundário.	121 829	12,07	-0,95	-7,30	210 222	9,98	-3,04	-23,35	198 055	13,02
Superior	10 265	1,02	0,34	50,00	18 123	0,86	0,18	26,47	10 426	0,68
Sem declaração.	1 075	0,11	-0,35	-76,09	1 627	0,08	-0,38	-82,61	7 031	0,46
Coefficiente de desigualdade.	—	—	4,21	—	—	—	7,96	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	1 009 567	47,92	47,92	—	—	—	—	—	—	—

Fonte: IBGE — Censo Demográfico de 1970. Tabulações Especiais. Rio de Janeiro.

TABELA 1.3-B

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE  
FEMININA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NAS ÁREAS METROPOLITANAS

B — RIO DE JANEIRO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução	88 471	31,41	10,51	50,29	57 155	20,60	8,70	41,63	64 307	24,38	3,48	16,65
Primário incompleto	103 024	36,58	3,76	11,46	74 322	38,48	5,66	17,25	105 502	39,99	7,17	21,85
Primário completo	62 397	22,16	-7,68	-25,74	43 740	22,65	-7,19	-24,10	67 500	25,59	-4,25	-14,24
Secundário	25 113	8,92	-6,11	-40,65	16 334	8,46	-6,57	-43,71	24 602	9,32	-5,71	-37,99
Superior	2 301	0,82	-0,14	-14,58	1 394	0,72	-0,24	-25,00	1 765	0,67	-0,29	-30,21
Sem declaração	318	0,11	-0,34	-75,56	178	0,09	-0,36	-80,00	126	0,05	-0,40	-88,89
Coefficiente de desigualdade	—	—	14,27	—	—	—	14,36	—	—	—	10,65	—
Distribuição de migrantes (%)	281 622	17,27	17,27	—	193 123	-11,84	—	—	263 802	16,17	16,17	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução	215 451	24,13	3,23	5,45	425 440	26,08	5,18	24,78	336 571	20,90
Primário incompleto	263 884	29,56	-3,26	9,93	546 759	33,51	0,69	2,10	528 552	32,82
Primário completo	269 554	30,20	0,36	1,21	443 221	27,17	-2,67	-8,95	480 620	29,84
Secundário	127 823	14,32	-0,71	-4,72	193 881	11,88	-3,15	-20,96	242 030	15,03
Superior	12 837	1,44	0,48	50,00	18 287	1,12	0,16	16,67	15 524	0,96
Sem declaração	3 120	0,35	-0,10	-22,22	3 885	0,24	-0,21	-46,67	7 227	0,45
Coefficiente de desigualdade	—	—	4,07	—	—	—	6,03	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	892 659	54,72	54,72	—	—	—	—	—	—	—

FONTE: IBGE — Censo Demográfico de 1970. Tabulações Especiais. Rio de Janeiro.

TABELA 1.3-C

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE  
FEMININA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NAS ÁREAS METROPOLITANAS  
C — BELO HORIZONTE

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução.	29 075	32,71	3,57	12,25	20 989	31,75	2,61	8,96	19 903	24,77	-4,37	-15,00
Primário incompleto.	25 103	28,24	1,80	6,81	19 923	30,14	3,70	13,99	24 570	30,58	4,14	15,66
Primário completo.	25 198	28,35	-4,46	-13,59	18 309	27,83	-4,98	-15,18	26 141	32,54	-0,27	-0,82
Secundário.	9 141	10,28	-0,78	-7,05	6 477	9,80	-1,26	-11,39	9 056	11,27	0,21	1,90
Superior.	368	0,41	-0,08	-16,33	313	0,47	-0,02	-4,08	671	0,84	0,35	71,43
Sem declaração.	8	0,01	-0,05	-83,33	4	0,01	-0,05	-83,33	4	0,00	-0,06	-100,00
Coefficiente de desigualdade	—	—	5,37	—	—	—	6,31	—	—	—	4,70	—
Distribuição de migrantes (%)	88 893	21,42	21,42	—	66 105	15,92	15,92	—	80 345	19,36	19,36	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução.	38 165	21,23	-7,91	-27,14	108 132	26,05	-3,09	-10,60	89 645	29,14
Primário incompleto.	42 267	23,52	-2,92	-11,04	111 870	26,95	0,51	1,93	81 332	26,44
Primário completo.	67 355	37,47	4,66	14,20	137 096	33,03	0,22	0,67	100 936	32,81
Secundário.	29 738	16,55	5,49	49,64	54 412	13,11	2,05	18,54	34 012	11,06
Superior.	2 184	1,22	0,73	148,98	3 536	0,85	0,36	73,47	1 516	0,49
Sem declaração.	27	0,01	-0,05	-83,33	43	0,01	-0,05	-83,33	201	0,06
Coefficiente de desigualdade...	—	—	10,88	—	—	—	3,14	—	307 642	100,00
Distribuição de migrantes (%)...	179 736	43,30	43,30	—	—	—	—	—	—	—

FONTE: IBGE — Censo Demográfico de 1970. Tabulações Especiais, Rio de Janeiro.

O confronto entre a população feminina, segundo condição migratória, reflete, de modo geral, o pior posicionamento das migrantes nas áreas metropolitanas do Sudeste. Presume-se que este fato seja resultado das diversas origens da população migrante, proveniente, muitas vezes, de locais onde as oportunidades educacionais são ainda mais modestas. Por outro lado, acrescenta-se também que, geralmente, as mulheres, ao migrarem, acompanham o chefe da família (pai, marido, ou responsável), o que poderia funcionar como impedimento a maior capacitação em termos de instrução formal<sup>15</sup>.

É de se supor que a precocidade nupcial se verifique com maior frequência entre as mulheres migrantes, o que tenderia a levá-las ao abandono dos estudos, haja vista os novos papéis a elas atribuídos que incluem muitas vezes destacados encargos financeiros na família.

Em trabalho realizado por Castro, com base em dados censitários, concluiu aquela outra que as mulheres migrantes residentes há até dois anos nas áreas metropolitanas brasileiras contraem casamento mais prematuramente do que as nativas.

#### 3.2.4 — *Diferenciais de Escolaridade entre a População Migrante, por Tempo de Residência e Nativa, por Sexo, Segundo Agrupamentos Etários*

Os diferenciais de escolaridade para migrantes e nativos serão estudados segundo a interveniência de agrupamentos etários específicos (de 5-9 anos, de 10-14, 15-19, 20-24, 25-29, 30-39, 40-49 e de 50 anos e mais), proceder-se-á, assim, ao posicionamento daqueles sub-grupos populacionais. Contudo, é nosso dever advertir que não nos propomos, em nenhum momento, a enfocar a composição etária dos referidos contingentes, apesar de reconhecermos a importância deste procedimento, uma vez que a estrutura etária poderá estar influenciando estes comportamentos.

A idade foi estudada, no que diz respeito ao seu efeito quanto à seletividade migratória, por Da Mata<sup>16</sup> que comprovou, a nível de Brasil, sua importância. Verificando que “as pessoas com até 14 anos representam cerca de 52% da população urbana não migrante, menos de 20% dos migrantes encontrados no meio urbano incluem-se nesta faixa. Por outro lado, a faixa de 20 a 29 anos concentra cerca de 40% dos migrantes e de 22% dos não migrantes” (observar que o conceito de não migrante engloba, além dos nativos, os não naturais da região de domicílio censitário com mais de 10 anos de residência no município de destino).

<sup>15</sup> CASTRO, Mary *et alii* — *O quadro das famílias em domicílios de chefe migrante e natural: um estudo censitário dos diferenciais nas regiões metropolitanas brasileiras* IBGE/MINTER, novembro 1977

<sup>16</sup> Da Mata, Milton *et alii* — *“Migrações internas no Brasil: aspectos econômicos e demográficos”* IPEA/INPES — Relatório 19 Rio de Janeiro, p 159

Já Mary Castro<sup>17</sup>, ao avaliar a distribuição etária dos migrantes nas regiões metropolitanas de destino, concluiu que não se identifica uma nítida seletividade etária, embora nas Regiões Metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro seja encontrada maior concentração de migrantes adultos. Entretanto, Peliano e Martine<sup>18</sup>, analisando a frequência escolar do migrante e nativos segundo grupos etários, perceberam que “os naturais têm maiores proporções freqüentando escolas que os migrantes, nos grupos de 10-14 e 15-19 anos, em ambos os sexos, embora a desvantagem da mulher migrante seja mais pronunciada.

Fica reconhecida a relevância da idade como fator atuante de seletividade migratória. É com base nessa constatação que se observa nas Areas Metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte evidente participação, tanto entre migrantes como entre nativos, da faixa etária de 10 a 14 anos, sendo que este percentual vai-se reduzindo paulatinamente com o aumento da idade (quadros resumo 6A e 6B).

#### QUADRO RESUMO 6-A

#### FREQÜÊNCIA ESCOLAR (%) DA POPULAÇÃO MASCULINA POR STATUS MIGRATÓRIO, SEGUNDO FAIXAS ETÁRIAS SELECIONADAS: ÁREAS METROPOLITANAS — 1970

AMs E IDADE	MIGRANTES POR TEMPO DE RESIDÊNCIA					TOTAL NÃO MI-GRANTE
	0 — 2	3 — 5	6 — 10	11 +	Total	
SÃO PAULO						
10 — 14	75	84	85	80	81	89
15 — 19	16	23	24	27	23	37
20 — 29	2	3	2	4	3	8
RIO DE JANEIRO						
10 — 14	76	87	89	87	85	91
15 — 19	26	37	41	43	37	53
20 — 29	3	5	4	6	5	10
BELO HORIZONTE						
10 — 14	75	85	84	77	81	87
15 — 19	32	36	34	33	33	42
20 — 29	8	12	7	6	8	9

FONTE: Tabulações Especiais do IBGE — 1970

<sup>17</sup> CASTRO, Mary Garcia *et alii* — *Mudança na Composição do Emprego e na Distribuição da Renda: Efeitos sobre as Migrações Internas op cit* — Relatório 2.2.

<sup>18</sup> MARTINE, George e PELIANO, José Carlos P — *Os Migrantes nos Mercados de Trabalho Metropolitano — Relatório Técnico n° 32 (versão preliminar)* — Projeto de Planejamento de Recursos Humanos — Brasília, 1977, pp 12-13 e 14.

QUADRO RESUMO 6-B

FREQUÊNCIA ESCOLAR (%) DA POPULAÇÃO FEMININA POR STATUS MIGRATÓRIO, SEGUNDO FAIXAS ETÁRIAS SELECIONADAS: ÁREAS METROPOLITANAS — 1970

AMs E IDADE	MIGRANTES POR TEMPO DE RESIDÊNCIA					TOTAL NÃO MI-GRANTE
	0—2	3—5	6—10	11 +	Total	
<b>SÃO PAULO</b>						
10 — 14	65	79	82	75	75	87
15 — 19	12	19	25	28	21	41
20 — 29	2	2	2	3	2	6
<b>RIO DE JANEIRO</b>						
10 — 14	53	82	85	80	77	89
15 — 19	16	27	35	38	29	48
20 — 29	3	3	4	5	4	8
<b>BELO HORIZONTE</b>						
10 — 14	65	78	79	74	74	84
15 — 19	19	26	30	35	27	43
20 — 29	4	5	4	6	5	8

FONTE: Tabulações Especiais do IBGE — 1970.

Supomos que este fato está relacionado ao prematuro ingresso de determinada camada social, detentora de baixos rendimentos, na força de trabalho, com a finalidade de complementação do orçamento domiciliar. Não consideramos, assim, a explicação de que o aumento de idade seja único responsável pela diminuição da frequência escolar.

Sobre os diferenciais de escolaridade, nota-se um certo incremento, em função do aumento das idades entre a população masculina, controlada por tempo de residência e nativa, dado ao estudo dos valores dos coeficientes de desigualdade para estes grupos populacionais, analisados segundo agrupamentos etários. Deste modo, verifica-se que as maiores distâncias ocorrem na classe de 40 a 49 anos de idade, o que é verdadeiro para a comparação entre nativos e migrantes de todos os tempos de residências nas áreas metropolitanas nacionais (a única exceção diz respeito aos migrantes residentes na AM do Rio de Janeiro no período de 0-2 anos). Na AM de Belo Horizonte os diferenciais de escolaridade de maior valor aparecem nas faixas etárias de 30 a 39 anos, justo quando comparadas aos migrantes recentes e os de 3-5 anos de residência, de 40 a 49 anos de idade para a categoria de 6 a 10 anos de residência e os de 10 a 14 anos para os migrantes de residência antiga.

A Área Metropolitana de Belo Horizonte, por sua vez, se caracteriza por apresentar situações especiais no que concerne aos diferenciais de escolaridade, em relação ao que se observou entre as áreas metropolitanas nacionais. Atenta-se que os diferenciais de escolaridade entre mulheres são ligeiramente atenuados pelo tempo de residência da migrante e pela idade desta, quando comparada às nativas.

Sobre a população feminina residente na AM de Belo Horizonte, os diferenciais mais elevados situam-se entre as mulheres migrantes com até 2 anos de residência na faixa de 15 a 19 anos de idade, entre as que possuem de 3 a 5 anos de residência, na faixa etária de 30 a 39 anos e por fim nos de 6 a 10 anos e as de 11 anos e mais de residência no grupo de 25 a 29 anos de idade.

Sustenta-se, portanto, a existência de similaridade entre o comportamento dos diferenciais de escolaridade. As AM de São Paulo e do Rio de Janeiro, em contrapartida à AM de Belo Horizonte, apresentam padrão especial. Ressaltam-se, porém, pontos em comum nas três áreas metropolitanas do Sudeste. Assim, as diferenças quanto à instrução obtida pelos migrantes, comparadas aos nativos, são menores em relação aos jovens de ambos os sexos, ainda que entre as mulheres as diferenças sejam maiores do que as percebidas entre os homens. Admitimos que tal fato deva estar relacionado à necessidade mais premente de ingresso na força de trabalho entre mulheres migrantes ou, talvez, ao casamento mais cedo entre elas do que entre as nativas (quadros-resumo 7A e 7B).

Por outro lado, com o aumento do tempo de residência há uma certa diminuição dos diferenciais de escolaridade nas três áreas metropolitanas. No entanto, esta inferência não leva em consideração a tese simplista de que só a variável tempo de residência seja explicativa de "determinado tipo de mobilidade social". Inclusive, particularmente, no que diz respeito a escolaridade, cabe destacar a interveniência de variáveis complexas, de difícil mensuração, àquela abordagem tão determinista. Oportuna é a citação do trabalho de Martine<sup>19</sup> que acrescenta advertências elucidativas a este pensamento, esclarecendo que é sustentável que os migrantes se adaptem progressivamente ao novo meio, até se equipararem ou superarem a população natural. No entanto, complementa que poderia estar havendo um processo de evasão dos elementos menos capacitados, levando, pois, a se questionar esta associação entre tempo de residência e melhoria de condições de vida do migrante. A chave para elucidar esta questão seria a medição do volume e características da reemigração ou de evasão seletiva.

Retomando os subgrupos populacionais controlados por coortes etárias, fica clara que migrantes, de ambos os sexos, situam-se de modo menos favorecido do que nativos das três áreas metropolitanas. Mas na Área Metropolitana de Belo Horizonte, e somente entre os migrantes

<sup>19</sup> MARTINE, George — Adaptação dos Migrantes ou Sobrevivência dos mais Fortes — *Relatório Técnico n.º 30* — Projeto de Planejamento de Recursos Humanos, Brasília, 1976

**QUADRO RESUMO 7-A**

**VALORES DOS COEFICIENTES DE DESIGUALDADE ENCONTRADOS  
PARA MIGRANTES POR TEMPO DE RESIDÊNCIA NAS ÁREAS  
METROPOLITANAS E NATIVOS DO SEXO MASCULINO,  
SEGUNDO AGRUPAMENTOS POR IDADE**

GRUPOS ETÁRIOS	COEFICIENTES DE DESIGUALDADE			
	Segundo o tempo de residência (anos)			
	0-2	3-5	6-10	11 e mais
<b>ÁREA METROPOLITANA DE SÃO PAULO</b>				
5 — 9 anos	8,25	4,76	(1) 19,75	—
10 — 14 anos	19,43	15,45	77,87	(1) 11,47
15 — 19 anos	27,03	17,27	10,05	4,39
20 — 24 anos	32,12	24,52	18,96	11,86
25 — 29 anos	34,07	26,12	22,54	14,15
30 — 39 anos	15,81	(1) 29,93	28,03	16,54
40 — 49 anos	31,00	31,40	30,14	17,96
50 anos e mais	32,58	27,92	24,89	11,53
<b>ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO</b>				
5 — 9 anos	11,93	8,08	(1) 13,02	—
10 — 14 anos	12,46	10,21	7,37	7,21
15 — 19 anos	22,94	19,33	(1) 20,15	4,60
20 — 24 anos	27,03	20,04	15,51	8,35
25 — 29 anos	23,85	21,71	16,22	9,42
30 — 39 anos	22,58	21,05	20,99	10,43
40 — 49 anos	25,25	23,43	22,28	12,41
50 anos e mais	35,84	23,40	21,85	6,77
<b>ÁREA METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE</b>				
5 — 8 anos	6,23	4,60	(1) 10,26	—
10 — 14 anos	11,28	10,15	5,73	(1) 11,70
15 — 19 anos	14,77	11,36	4,60	3,29
20 — 24 anos	11,25	(1) 12,16	3,92	3,35
25 — 29 anos	18,22	14,13	6,84	1,46
30 — 39 anos	21,06	(1) 23,29	16,03	5,03
40 — 49 anos	16,63	(1) 17,52	(1) 18,10	2,60
50 anos e mais	10,66	8,52	3,78	(1) 11,17

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970

(1) Referem-se aos valores que não correspondem à tendência geral de redução em função dos anos de residência.

QUADRO RESUMO 7-B

VALORES DOS COEFICIENTES DE DESIGUALDADE ENCONTRADOS  
PARA MIGRANTES POR TEMPO DE RESIDÊNCIA NAS ÁREAS  
METROPOLITANAS E NATIVOS DO SEXO FEMININO

GRUPOS ETÁRIOS	COEFICIENTES DE DESIGUALDADE			
	Segundo o tempo de residência (anos)			
	0-2	3-5	6-10	11 e mais
ÁREA METROPOLITANA DE SÃO PAULO				
5 — 9 anos	8,90	4,78	(1) 19,21	—
10 — 14 anos	21,62	16,89	8,29	(1) 17,67
15 — 19 anos	30,80	24,92	12,07	6,26
20 — 24 anos	31,86	30,65	24,78	12,53
25 — 29 anos	32,41	29,37	28,98	15,38
30 — 39 anos	34,08	31,00	30,42	20,79
40 — 49 anos	38,70	33,37	31,52	19,37
50 anos e mais	32,06	27,83	26,69	13,81
ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO				
5 — 9 anos	11,70	7,31	(1) 13,02	—
10 — 14 anos	14,18	12,08	8,66	6,21
15 — 19 anos	30,71	25,78	15,82	6,61
20 — 24 anos	26,80	(1) 27,10	22,30	10,57
25 — 29 anos	24,10	23,42	(1) 24,33	14,74
30 — 39 anos	24,75	(1) 25,80	24,98	18,25
40 — 49 anos	31,05	29,04	26,84	17,12
50 anos e mais	27,59	26,74	25,50	13,09
ÁREA METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE				
5 — 9 anos	6,68	4,60	(1) 10,89	—
10 — 14 anos	13,43	12,71	7,64	7,22
15 — 19 anos	22,83	19,94	9,40	4,95
20 — 24 anos	21,13	19,98	16,07	4,93
25 — 29 anos	20,64	20,39	18,15	10,92
30 — 39 anos	20,03	(1) 21,84	17,94	8,97
40 — 49 anos	18,78	18,50	14,71	3,19
50 anos e mais	16,00	(1) 16,27	16,60	4,03

FONTE: Tabulações especiais do Censo Demográfico de 1970.

(1) Refere-se aos valores que não correspondem à tendência geral de redução, em função dos anos de residência.

antigos, há certa melhoria na sua instrução, que chegam mesmo a suplantar os nativos. Tal constatação é mais evidente quando há comparação entre homens do que entre mulheres. O que nos sugere que especificidades quanto ao acesso e permanência na escola disponham-se diferentemente no caso dos migrantes antigos. Porém, é de supor-se que estas diferenciações atinjam mais determinados grupos sociais, em que o tema da mobilidade educacional seja mais questionável, uma vez que estes já se encontram limitados pela sua própria condição social.

Fica confirmado que, ao se organizar as populações migrantes e nativas segundo distribuição etária, persiste a mesma tendência de diminuição dos diferenciais de escolaridade, em função de maior período de residência. Entretanto, este fato não impede a condição de inferioridade do migrante, que ocorre na quase totalidade das vezes. Há de se destacar que entre os agrupamentos em idade escolar básica (5-9 anos e 10 a 14 anos) anotam-se menores distâncias entre migrantes e nativos, de ambos os sexos, o que, de certo modo, torna homogênea a escolaridade alcançada entre esses subgrupos populacionais. Por outro lado, é necessário relembrar que estamos trabalhando com índice (IDM) que pondera os diferenciais de escolaridade por classes etárias, de forma distinta dos demais agrupamentos (quadros-resumo 7-A e 7-B).

### 3.2.5 — *Sumário dos Principais Resultados a Nível Intermetropolitano*

1 — Os testes estatísticos das hipóteses de trabalho resultaram nos seguintes pontos\*:

— comprovaram-se diferenças estatísticas entre migrantes e nativos, em relação às AM de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte;

— os diferenciais de escolaridade seriam mais condicionados pelos locais de procedência dos que pelo maior período de residência do migrante na área metropolitana.

Acatamos, assim, a idéia de que os diferentes graus de metropolização e desenvolvimento de áreas se espelhem em diferentes realidades sócio-econômicas da população, de modo geral.

2 — Na maioria dos casos apresentados nota-se um padrão semelhante nos diferenciais de escolaridade, entre migrantes e nativos nas áreas metropolitanas nacionais, enquanto que na Área Metropolitana de Belo Horizonte há um padrão particular. O exame da situação escolar da população, agrupada como um todo, sem considerar-se qualquer outra variável, mostra que nas Áreas Metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro os migrantes ocupam posição inferior aos nativos. No entanto, em relação ao nível de escolarização superior, a participação dos migrantes de residência antiga é maior, denotando, neste caso, sua

\* Para efeito de critério estatístico adotado quando da aplicação de técnicas (ANOVA, e A. C. M.), assumimos que os diferenciais de escolaridade entre populações migrantes e nativas seriam aqueles com instrução acima do primário

melhor instrução. Com referência à AM de Belo Horizonte os nativos estão, na maior parte dos casos analisados, pior posicionados em relação ao subgrupo migrante.

3 — A variável tempo de residência dos migrantes sugeriu-se como importante para a compreensão dos diferenciais de escolaridade. Inclusive nos casos mencionados, superando o posicionamento do migrante ou do nativo.

Tal assertiva, porém, não leva em consideração a heterogeneidade de cada um dos contingentes populacionais, bem como a estrutura sócio-econômica em que se inserem as populações em questão.

4 — Todas essas variações das diferenças entre a instrução alcançada por migrantes e nativos parece estar relacionada à peculiaridade de formação histórico-econômica de cada uma das áreas metropolitanas de residência, bem como à procedência destes contingentes migratórios que variam entre si. Assim é que as Áreas Metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro apresentam semelhanças quanto à disposição dos diferenciais de instrução entre migrantes e nativos, enquanto que a Área Metropolitana de Belo Horizonte se distingue como caso à parte. Sobre a composição dos fluxos migratórios, bastante diverso, Thomas Merrick<sup>20</sup> estudou sua origem, concluindo que os migrantes que se destinam à área metropolitana mineira são predominantemente intra-estaduais: em torno de 90% do movimento migratório total. Entretanto, a população migrante que se destina às regiões metropolitanas nacionais se distribui mais equitativamente entre os movimentos intra-regionais.

5 — O controle dos subgrupos populacionais residentes nas áreas metropolitanas do Sudeste em coortes etárias fornecem informações não muito distintas das demais variáveis, já que os nativos permanecem com instrução mais apurada do que os migrantes. Contudo, apenas na AM de Belo Horizonte e exclusivamente entre os migrantes de residência antiga, em alguns níveis de escolaridade posicionam-se mais instruídos do que entre os nativos.

6 — Os migrantes e nativos comparados segundo o sexo apresentam significativa distinção. Assim é que as mulheres migrantes estão, na maioria das vezes, situadas em níveis inferiores aos homens migrantes. Entretanto, é importante ressaltar que o papel atribuído à mulher na nossa sociedade está associado, inclusive, à cultura. Portanto, deve ser visto dentro de um contexto mais amplo, não limitado ao estudo de diferenciais. Deve-se ressaltar, porém, que nas três últimas décadas foi registrado um elevado crescimento relativo na escolaridade da mulher brasileira<sup>21</sup>.

<sup>20</sup> MERRICK, W. Thomas e COELHO, Alzira Nunes — Migração e Crescimento Demográfico na Grande Belo Horizonte in *Estudos de Demografia Urbana* — IPEA/INPES, monografia n.º 13 Rio de Janeiro — 1975.

<sup>21</sup> IBGE — GPIS — *Relatório sobre indicadores sociais* Capítulo sobre a Educação — 1977

### 3.3 A nível intrametropolitano

Ao se analisar as áreas metropolitanas desagregadas em função de seus componentes básicos: núcleo e periferia, acata-se o pressuposto da existência de acentuadas disparidades internas.

Os municípios periféricos apresentam, em geral, uma notável dependência do município núcleo, que varia desde a econômica à funcional. Representam, assim, o local onde residem as “populações mais privilegiadas”, de recursos financeiros, e mesmo da própria infra-estrutura.

Admite-se, então, que em parte a heterogeneidade da área metropolitana vá refletir-se neste elemento e, inclusive, na escolaridade da população migrante e nativa que, segundo sua localização, deveria possuir, em termos globais, maiores níveis de instrução quando residisse nos municípios núcleos do que as do conjunto dos municípios periféricos, em decorrência da própria especialização dos espaços.

#### 3.3.1 — *Município Núcleo*

##### 3.3.1.1 — Sobre a População Migrante e Nativa (tabela 2.1)

Comparando-se os diferenciais de escolaridade entre as populações migrantes e nativa residentes nos núcleos metropolitanos do Sudeste aos calculados a nível das correspondentes regiões metropolitanas, tem-se uma situação bastante semelhante. Nos núcleos de São Paulo e do Rio de Janeiro os migrantes se posicionam em inferioridade aos nativos, na maioria dos níveis de instrução. E, mesmo no núcleo de Belo Horizonte se reproduz, também, em grande parte, o observado na respectiva área metropolitana: os nativos alcançam instrução inferior à dos migrantes.

##### 3.3.1.2 — Sobre a População Migrante, por Tempo de Residência e Nativa, do Sexo Masculino (tabelas 2.2-A, 2.2-B, 2.2-C)

Nos municípios núcleos das áreas metropolitanas do Sudeste se observam maiores diferenciais de escolaridade entre os subgrupos populacionais do sexo masculino do que aqueles encontrados nas respectivas áreas metropolitanas, ainda que esses três núcleos apresentem as mesmas tendências quanto ao comportamento dos coeficientes de desigualdade em relação às AMs, ou seja: os municípios núcleos de São Paulo e do Rio de Janeiro possuem similaridade de comportamento; o tempo de residência do migrante atenua a sua disposição de inferioridade, frente aos diferenciais. O que leva, inclusive, os migrantes residentes há mais tempo a superar os nativos. Por outro lado, para o nível de instrução “superior” ocorre identidade de situações entre os núcleos. Para qualquer que seja o período de residência dos migrantes eles estão mais instruídos do que os nativos do sexo masculino

TABELA 2.1

**DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO  
MIGRANTE E NATIVA NOS NÚCLEOS DAS ÁREAS  
METROPOLITANAS DE SÃO PAULO, RIO DE JANEIRO  
E BELO HORIZONTE**

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES (1)		DIFERENCIAL (1-2)	I D M	NATIVOS (2)	
	Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	%
<b>A — NÚCLEO DA ÁREA METROPOLITANA DE SÃO PAULO</b>						
Sem instrução	640 173	23,01	3,27	16,57	491 810	19,74
Primário incompleto	707 436	25,43	2,24	9,66	577 844	23,19
Primário completo	1 006 489	31,19	- 3,73	-9,34	994 842	39,92
Secundário	357 308	12,85	-2,03	-13,64	370 868	14,88
Superior	66 616	2,39	0,74	44,85	41 226	1,65
Sem declaração	3 556	0,13	-0,49	-79,03	15 426	0,62
TOTAL	2 781 578	100,00	—		2 492 026	100,00
Coeficiente de desigualdade	—		6,25		—	
Distribuição de migrantes (%)	2 781 578	100,00	100,00			
<b>B — NÚCLEO DA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO</b>						
Sem instrução	352 917	19,92	5,10	34,41	307 352	14,82
Primário incompleto	501 912	28,33	-0,86	-2,95	605 578	29,19
Primário completo	560 092	31,61	-2,07	-6,15	698 615	33,68
Secundário	287 679	16,24	-2,93	-15,24	397 342	19,16
Superior	62 641	3,53	1,04	41,77	51 621	2,49
Sem declaração	6 605	0,37	-0,29	-43,94	13 833	0,66
TOTAL	1 771 846	100,00	—		2 074 341	100,00
Coeficiente de desigualdade	—		6,41		—	
Distribuição de migrantes (%)	1 771 846	100,00	100,00			
<b>C — NÚCLEO DA ÁREA METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE</b>						
Sem instrução	122 639	20,11	-7,33	-26,71	127 094	27,44
Primário incompleto	154 220	25,29	0,14	0,56	116 513	25,15
Primário completo	219 687	2,23	36,02	6,60	156 565	33,79
Secundário	97 852	16,04	3,72	30,19	57 073	12,32
Superior	15 422	2,53	1,31	107,38	5 655	1,22
Sem declaração	73	0,01	-0,07	-87,50	354	0,08
TOTAL	609 893	100,00	—		463 234	100,00
Coeficiente de desigualdade	—		7,40		—	
Distribuição de migrantes (%)	609 893	100,00	100,00			

FONTE: IBGE Censo Demográfico de 1970 Tabulações Especiais Rio de Janeiro

TABELA 2.2-A

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE MASCULINA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA, NOS NÚCLOS DAS ÁREAS METROPOLITANAS

## A — NÚCLEO DE SÃO PAULO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução.	65 532	28,13	9,15	48,21	34 905	23,52	4,54	23,92	42 261	-1,60	-8,43	
Primário incompleto.	70 100	30,09	6,62	28,21	45 155	30,42	6,95	29,61	75 796	31,17	32,81	
Primário completo.	65 030	27,91	-11,18	-28,60	46 012	31,00	-8,09	-20,70	90 602	32,25	-4,71	
Secundário.	25 753	11,05	-4,16	-27,85	18 157	12,23	-2,98	-19,59	27 713	11,40	-25,04	
Superior.	6 281	2,70	0,17	6,72	4 100	2,76	0,23	9,09	6 687	2,75	8,70	
Sem declaração.	290	0,12	-0,60	-83,33	100	0,07	-0,07	-90,28	133	0,05	-93,06	
Coefficiente de desigualdade	—	—	15,94	—	—	—	11,72	—	—	—	7,92	
Distribuição de migrantes (%)	232 986	17,20	—	—	148 430	10,96	10,96	—	243 192	17,96	17,96	

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução.	113 935	15,61	-3,37	-17,76	256 652	18,95	-0,03	-0,16	232 602	18,98
Primário incompleto	161 928	22,19	-1,28	-5,45	352 982	26,06	2,59	11,04	287 575	23,47
Primário completo.	304 130	41,68	2,59	6,63	505 802	37,34	-1,75	-4,48	478 978	39,09
Secundário.	115 326	15,81	0,60	3,94	186 953	13,80	-1,41	-9,27	186 434	15,21
Superior.	32 875	4,51	1,98	87,26	49 943	3,69	1,16	45,85	31 030	2,33
Sem declaração.	1 461	0,20	-0,52	-72,22	2 136	0,16	0,56	-77,78	8 774	0,72
Coefficiente de desigualdade.	—	—	5,17	—	—	—	3,75	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	729 655	—	—	—	—	—	—	—	—	—

FONTES: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970

TABELA 2.2-B

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE MASCULINA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA, NOS NÚCLEOS DAS ÁREAS METROPOLITANAS

B — NÚCLEO DO RIO DE JANEIRO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução.	29 662	27,57	12,93	88,32	15 917	22,16	7,52	51,37	16 362	15,11	0,47	3,21
Primário incompleto	33 147	30,80	1,93	6,69	23 285	32,41	3,54	12,26	36 698	33,88	5,01	17,75
Primário completo.	24 841	23,09	-9,94	-30,09	18 659	25,97	-7,06	-21,37	34 107	31,49	-1,54	-4,66
Secundário.	14 766	13,72	-5,29	-27,83	10 972	15,27	-3,74	-19,67	16 624	15,35	-3,66	-19,25
Superior.	5 014	4,66	0,95	25,61	2 957	4,12	0,41	11,05	4 408	4,07	0,36	9,70
Sem declaração.	173	0,16	-0,58	-78,38	49	0,07	-0,67	-90,54	106	0,10	-0,64	-86,49
Coefficiente de desigualdade	—	—	15,81	—	—	—	11,47	—	—	—	—	5,84
Distribuição de migrantes (%)	107 603	13,13	13,13	—	71 839	8,77	8,77	—	108 305	13,22	13,22	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução.	63 759	11,99	-2,65	-18,10	125 720	15,34	0,70	4,78	147 566	14,64
Primário incompleto.	130 337	24,52	-4,35	-15,07	233 495	27,27	-1,60	-5,54	290 887	28,87
Primário completo.	197 721	37,19	4,16	12,59	275 348	33,60	0,57	1,73	332 880	33,03
Secundário .	102 275	19,24	0,23	1,21	144 641	17,65	-1,36	-7,15	191 604	19,01
Superior	34 698	6,53	2,82	76,01	47 081	5,75	2,04	54,99	37 414	3,71
Sem declaração.	2 806	0,53	-0,21	-28,38	3 214	0,39	-0,36	-47,30	7 420	0,74
Coefficiente de desigualdade.	—	—	7,21	—	—	—	—	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	531 596	64,88	64,88	—	—	—	—	—	—	—

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

TABELA 2.2-C

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE MASCULINA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA, NOS NÚCLOS DAS ÁREAS METROPOLITANAS

## C — NÚCLEO DE BELO HORIZONTE

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN- CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN- CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN- CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
			MIGRANTES 11 ANOS E MAIS				DIFE-REN- CIAL (4-6)	IDM			MIGRANTES TOTAL	
FAIXAS DE ESCOLARIDADE		Números absolutos (4)	Números relativos (%)	DIFE-REN- CIAL (4-6)	IDM	Número absoluto (5)			Números relativos (%)	DIFE-REN- CIAL (5-6)	IDM	Números absolutos (6)
Sem instrução.	12 007	24,58	-2,89			-10,52	9 868	22,85	4,62			-16,82
Primário incompleto	13 005	26,62	1,09	4,27	12 331	28,57	3,04	11,91	16 381	29,11	3,58	14,02
Primário completo.	14 768	30,23	-3,27	-9,76	12 988	30,09	3,41	-10,18	20 750	36,87	3,37	10,06
Secundário.	8 038	16,45	4,87	42,06	17 131	16,52	4,94	42,66	8 416	14,96	3,38	29,19
Superior	1 035	2,12	0,28	15,22	850	1,97	0,13	7,07	1 828	3,25	1,41	76,63
Sem declaração.	—	0,00	-0,08	-100,00	—	0,00	0,08	-100,00	8	0,01	-0,07	-87,50
Coefficiente de desigualdade	—	—	6,24	—	—	—	8,11	—	—	—	11,74	—
Distribuição de migrantes (%)	48 853	17,42	17,42	—	43 163	15,40	15,40	—	56 276	20,07	20,07	—
FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN- CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN- CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS			
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Número absoluto (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)		
	Sem instrução.	13 024	9,86	-17,61	-64,11	43 791	15,62	-11,85	-43,14	62 006	27,47	
	Primário incompleto	29 186	22,10	-3,43	-12,44	70 907	25,29	-0,24	-0,94	57 629	25,53	
	Primário completo	57 722	43,70	10,20	30,45	106 228	37,89	4,39	13,10	75 628	33,50	
	Secundário.	23 870	14,07	6,49	56,04	47 455	16,92	5,34	46,11	26 152	11,58	
	Superior	8 260	6,25	4,41	239,67	11 973	4,27	2,43	132,07	4 160	1,84	
Sem declaração.	30	0,02	-0,06	-75,00	38	0,01	-0,07	-0,07	172	0,08		
Coefficiente de desigualdade.	—	—	21,10	—	—	—	12,16	—	—	—		
Distribuição de migrantes (%)	132 092	47,11	47,11	—	—	—	—	—	—	—		

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

O município núcleo de Belo Horizonte, porém, permanece com padrão distinto dos outros dois municípios núcleos. Os diferenciais de escolaridade se tornam mais pronunciados em virtude do passar do tempo de residência dos migrantes, inclusive acentuando a posição dos nativos com instrução inferior aos migrantes. Tal constatação é, mais uma vez, compatível com a anotada na área metropolitana.

### 3.3.1.3 — Sobre a População Migrante, por Tempo de Residência e Nativa, do Sexo Feminino (tabelas 2.3-A, 2.3-B e 2.3-C)

Permanece a noção de que o município núcleo estaria espelhando a própria AM. Isto ocorre em relação à população feminina dos municípios núcleos de São Paulo e do Rio de Janeiro, onde constatam-se maiores diferenciais de escolaridade entre elas do que entre a população masculina. Considere-se, ainda, que a situação entre as mulheres migrantes é mais desfavorável do que entre as nativas. Observa-se, entretanto, que os períodos de residência das mulheres migrantes naquelas cidades diminuam estes diferenciais de escolaridade.

No município de Belo Horizonte as mulheres migrantes se beneficiam do maior período de residência, não se colocando de modo tão marcante como desfavorecidas, em comparação com a escolaridade alcançada pelas nativas.

É bem clara a particularidade do núcleo de Belo Horizonte em relação aos outros municípios núcleos das áreas metropolitanas do Sudeste, indicando que não só a área metropolitana mineira mas o seu próprio núcleo se dispõem, de modo típico, quanto ao comportamento do diferencial escolaridade entre os subgrupos populacionais, independentemente do sexo que se estude.

Em suma, nos três núcleos metropolitanos tanto a população masculina como feminina apresentam as mesmas tendências sobre o comportamento dos diferenciais de escolaridade entre os subgrupos populacionais. No que concerne às mulheres migrantes a situação é de maior despreparo em relação às nativas.

### 3.3.1.4 — Sobre a População Migrante, por Tempo de Residência e Nativa por Sexo, Segundo Agrupamentos Etários (quadros-resumo 8-A e 8-B)

Comparando-se os resultados encontrados para os municípios núcleos de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte com as respectivas áreas metropolitanas, observa-se a semelhança entre os diferenciais de escolaridade. Contudo, entre as mulheres, as distâncias são mais acentuadas do que as notadas entre os homens. Via de regra, os migrantes de ambos os sexos ocupam posição inferior aos nativos também nos três núcleos, se bem que de modo não tão acentuado do que o analisado a nível intermetropolitano. A variável tempo de residência atua no sentido de amenizar aqueles afastamentos quanto à instrução obtida, sem que, contudo, os migrantes cheguem a suplantar os nativos.

TABELA 2.3-A

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE FEMININA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NOS NÚCLEOS DAS ÁREAS METROPOLITANAS

## A — NÚCLEO DE SÃO PAULO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução.	75 714	31,97	11,51	56,26	46 374	28,87	8,41	41,10	63 102	24,55	4,09	19,99
Primário incompleto.	67 044	28,31	5,39	23,52	47 509	29,58	6,66	29,06	75 915	29,54	6,62	28,88
Primário completo.	64 173	28,79	-11,94	-29,52	48 097	29,95	-10,78	26,47	89 452	34,81	-5,92	-14,53
Secundário.	23 219	9,80	-4,76	-32,69	16 809	10,47	-4,09	-28,09	25 752	10,02	-4,54	-31,18
Superior	2 562	1,08	0,28	35,00	1 713	1,07	0,29	36,25	2 648	1,03	0,23	28,75
Sem declaração.	121	0,05	-0,48	-90,57	102	0,06	-0,47	-88,68	122	0,05	-0,48	-90,57
Coefficiente de desigualdade				17,18			15,34				10,94	
Distribuição de migrantes (%)	236 833	16,60	16,60		160 607	11,25	11,25		256 991	18,02	18,02	

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução	198 305	25,67	5,21	25,46	383 521	26,87	6,41	31,33	259 208	20,46
Primário incompleto.	163 965	21,22	-1,70	-7,42	354 454	24,84	1,92	8,38	290 269	22,92
Primário completo.	294 953	38,18	-2,55	-6,26	500 687	35,08	-3,65	-13,87	515 864	40,73
Secundário.	104 575	13,54	-1,02	-7,01	170 355	11,94	-2,62	-17,99	184 434	14,56
Superior.	9 747	1,26	0,46	57,50	16 673	1,17	0,37	46,25	10 196	0,80
Sem declaração.	1 021	0,13	-0,40	-75,47	1 420	0,10	-0,43	-81,13	6 662	0,53
Coefficiente de desigualdade.			5,67				8,70			
Distribuição de migrantes (%)	772 566	54,14	54,14							

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

TABELA 2.3-B

DIFFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE FEMININA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NOS NÚCLEOS DAS ÁREAS METROPOLITANAS

B — NÚCLEO DO RIO DE JANEIRO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução.	36 215	28,49	13,51	90,19	23 020	26,10	11,12	74,23	28 183	21,46	6,48	43,26
Primário incompleto.	42 748	33,63	14,12	13,96	30 977	35,12	5,61	19,01	46 436	35,38	5,87	10,89
Primário completo.	30 739	24,20	-10,09	-29,43	22 620	25,64	-8,65	-25,23	38 282	29,16	-5,13	-14,96
Secundário.	15 399	12,11	-7,18	-37,22	10 460	11,86	-7,43	-38,52	16 796	12,79	-6,50	-33,70
Superior	1 887	1,48	10,15	11,28	1 077	1,22	-0,11	-8,27	1 484	1,13	-0,20	-15,04
Sem declaração.	113	0,09	-0,51	-85,00	50	0,06	-0,54	-90,00	110	0,08	-0,52	-86,67
Coefficiente de desigualdade	—	—	17,78	—	—	—	16,73	—	—	—	12,35	—
Distribuição de migrantes.	127 121	13,35	13,35	—	88 204	9,27	9,27	—	131 311	13,79	13,79	—
(%).												

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução.	139 723	23,08	8,10	54,07	227 197	23,86	8,88	59,28	159 786	14,98
Primário incompleto.	158 207	26,13	-3,38	-11,45	278 417	29,23	-0,27	-0,95	314 691	29,31
Primário completo.	193 061	31,89	-2,40	-7,00	284 744	29,90	-4,38	-12,80	365 785	34,29
Secundário.	100 378	16,58	-2,71	-14,05	143 038	15,02	-4,27	-22,14	205 738	19,29
Superior	11 112	1,83	0,50	37,59	15 560	1,63	0,30	22,56	14 267	1,33
Sem declaração.	2 986	0,49	-0,11	-18,33	3 391	0,36	-0,26	-40,09	6 413	0,60
Coefficiente de desigualdade.	—	—	8,60	—	—	—	9,18	—	—	—
Distribuição de migrantes (%).	605 465	63,59	63,59	—	882 044	92,7	92,7	—	940 000	100,0

— Censo Demográfico de 1970.

TABELA 2.3-C

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE FEMININA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NOS NÚCLEOS DAS ÁREAS METROPOLITANAS

C — NÚCLEO DE BELO HORIZONTE

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução..	18 327	30,52	3,11	11,35	14 246	29,31	1,90	6,93	14 742	23,31	-4,10	-14,96
Primário incompleto	16 287	27,12	2,33	9,40	13 895	28,59	3,80	15,33	18 080	28,59	3,80	15,33
Primário completo..	17 718	29,50	-4,57	-13,41	14 213	29,25	-4,82	-14,15	21 373	33,79	0,28	-0,82
Secundário.	7 403	12,33	-0,69	-5,30	5 928	12,20	-0,82	-6,30	8 386	13,26	0,24	1,84
Superior.	313	0,52	-0,11	-17,46	310	0,64	0,01	1,59	660	1,04	0,41	65,08
Sem declaração.	4	0,01	-0,07	-87,50	4	0,01	-0,07	-87,50	4	0,01	-0,07	-87,50
Coefficiente de desigualdade	—	—	5,44	—	—	—	5,71	—	—	—	4,45	—
Distribuição de migrantes (%)	60 052	18,23	18,23	—	44 596	14,75	14,75	—	63 245	19,19	19,19	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS			
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)		
Sem instrução..	31 533	20,01	-7,40	-27,00	78 848	23,93	-3,48	-12,70	65 088	27,41	—	—
Primário incompleto.	35 047	22,24	-2,55	-10,29	83 313	25,29	0,49	2,02	58 884	24,79	—	—
Primário completo.	60 155	38,17	4,10	12,03	113 459	34,43	0,36	1,06	80 917	34,07	—	—
Secundário.	28 680	18,20	5,18	39,78	50 397	15,29	2,28	17,43	30 921	13,02	—	—
Superior	2 166	1,37	0,74	117,46	3 449	1,05	0,41	66,67	1 495	0,63	—	—
Sem declaração.	23	0,01	-0,07	-87,50	35	0,01	-0,07	-87,50	182	0,08	—	—
Coefficiente de desigualdade..	—	—	10,02	—	—	—	3,54	—	—	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	157 604	47,83	47,83	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Fonte: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

QUADRO-RESUMO 8-A

VALORES DOS COEFICIENTES DE DESIGUALDADE ENCONTRADOS  
PARA MIGRANTES, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVOS DOS  
NÚCLEOS DAS ÁREAS METROPOLITANAS, DO SEXO MASCULINO  
SEGUNDO AGRUPAMENTOS POR IDADE

GRUPOS ETÁRIOS	COEFICIENTES DE DESIGUALDADE			
	Segundo o tempo de residência (anos)			
	0-2	3-5	6-10	11 e mais
NÚCLEO DA ÁREA METROPOLITANA DE SÃO PAULO				
5 — 9 anos . . . . .	10,59	6,90	(1)17,89	—
10 — 14 anos . . . . .	21,87	17,16	10,10	8,94
15 — 19 anos . . . . .	28,58	19,24	10,42	4,19
20 — 24 anos . . . . .	34,51	26,41	20,47	12,57
25 — 29 anos . . . . .	36,29	27,48	24,14	14,65
30 — 39 anos . . . . .	37,41	31,24	30,05	17,78
40 — 49 anos . . . . .	37,34	31,96	31,42	18,06
50 anos e mais . . . . .	34,87	27,91	25,41	12,32
NÚCLEO DA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO				
5 — 9 anos . . . . .	15,61	10,92	(1) 14,62	—
10 — 14 anos . . . . .	14,55	11,36	7,51	(1) 7,94
15 — 19 anos . . . . .	26,46	23,24	11,80	5,07
20 — 24 anos . . . . .	36,31	25,35	18,78	10,36
25 — 29 anos . . . . .	32,36	27,13	21,26	13,75
30 — 39 anos . . . . .	31,09	25,56	24,70	15,78
40 — 49 anos . . . . .	32,60	27,69	23,37	17,19
50 anos e mais . . . . .	31,31	24,78	23,00	12,35
NÚCLEO DA ÁREA METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE				
5 — 9 anos . . . . .	6,19	4,84	(1) 9,76	—
10 — 14 anos . . . . .	12,54	9,25	5,78	(1) 12,60
15 — 19 anos . . . . .	16,94	11,11	6,32	4,66
20 — 24 anos . . . . .	10,96	(1) 13,08	5,51	(1) 5,77
25 — 29 anos . . . . .	20,06	16,28	9,15	5,04
30 — 39 anos . . . . .	26,93	(1) 28,57	20,14	8,28
40 — 49 anos . . . . .	23,93	20,99	(1) 23,38	6,60
50 anos e mais . . . . .	21,37	15,62	11,99	1,32

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

(1) Referem-se aos valores que não correspondem à tendência geral de redução, em função dos anos de residência.

QUADRO-RESUMO 8-B

VALORES DOS COEFICIENTES DE DESIGUALDADE ENCONTRADOS  
PARA MIGRANTES, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVOS DOS  
NÚCLEOS DAS ÁREAS METROPOLITANAS, DO SEXO FEMININO  
SEGUNDO AGRUPAMENTOS POR IDADE

GRUPOS ETÁRIOS	COEFICIENTES DE DESIGUALDADE			
	Segundo o tempo de residência (anos)			
	0-2	3-5	6-10	11 e mais
NÚCLEO DA ÁREA METROPOLITANA DE SÃO PAULO				
5 — 9 anos	11,29	5,69	(1) 18,69	—
10 — 14 anos	23,70	19,50	10,54	9,54
15 — 19 anos	32,72	29,01	13,06	6,88
20 — 24 anos	32,88	31,78	27,37	13,80
25 — 29 anos	33,19	30,27	(1) 30,34	17,42
30 — 39 anos	35,38	31,08	30,97	21,95
40 — 49 anos	39,02	32,13	31,56	19,50
50 anos e mais	34,75	28,32	27,63	14,77
NÚCLEO DA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO				
5 — 9 anos	15,42	8,28	(1) 13,40	—
10 — 14 anos	18,65	13,36	9,08	7,78
15 — 19 anos	40,15	35,03	20,93	10,26
20 — 24 anos	32,88	(1) 34,13	29,02	14,92
25 — 29 anos	28,71	27,63	(1) 29,12	20,59
30 — 39 anos	27,64	26,90	(1) 27,54	24,17
40 — 49 anos	32,50	31,18	27,39	22,79
50 anos e mais	30,20	29,66	27,86	19,08
NÚCLEO DA ÁREA METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE				
5 — 9 anos	7,02	3,76	(1) 11,76	—
10 — 14 anos	14,98	12,73	7,70	(1) 8,01
15 — 19 anos	25,45	22,86	11,53	6,16
20 — 24 anos	21,88	21,70	18,40	7,48
25 — 29 anos	24,36	21,77	21,17	14,74
30 — 39 anos	24,91	24,41	21,59	13,81
40 — 49 anos	24,63	23,65	20,32	9,78
50 anos e mais	23,85	23,46	18,83	6,02

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

(1) Referem-se aos valores que não correspondem à tendência geral de redução, em função dos anos de residência.

Considerando-se exclusivamente a situação de cada núcleo, fica clara a semelhança entre São Paulo e o Rio de Janeiro, enquanto que o município de Belo Horizonte se constitui em caso particular, já que tanto entre a população masculina como entre a feminina os valores dos coeficientes de desigualdade são menos elevados do que os calculados para aqueles outros dois núcleos. Tal fato nos permite inferir que são maiores as distâncias escolares entre migrantes e nativos dos municípios núcleos das áreas metropolitanas nacionais e que, nesses locais, a situação de inferioridade do migrante é mais pronunciada do que a existente no município de Belo Horizonte.

Podemos deduzir, também, que o destino dos migrantes para os municípios núcleos da área metropolitana mineira deva ser, talvez, diferenciado em relação aos núcleos das áreas metropolitanas nacionais, dado a qualificação das desigualdades de desenvolvimento sócio-econômico destes locais que resultaria em forças atrativas distintas.

Observa-se uma certa semelhança entre os diferenciais de escolaridade resultantes da análise dos municípios núcleos e das três áreas metropolitanas, quando estudados por idade e sexo dos nativos e migrantes. Entretanto, é necessário destacar alguns aspectos particularmente em relação ao enfoque espacial mais diminuto. Assim, por vezes, os nativos ocupam posição inferior aos migrantes na instrução, em especial naqueles níveis mais elevados. Supomos indicar que a condição migratória não impede o acesso aos níveis mais elevados de escolaridade. Por outro lado, no ensino "superior", acredita-se que determinada classe social, não possuindo em sua área de origem condições de estudo mais apurado, se desloque para os grandes centros metropolitanos a fim de realizá-lo.

Quanto à ligeira melhoria da escolaridade entre os migrantes residentes nos três núcleos, talvez esteja relacionada ao fato de que o núcleo, sendo a parte mais desenvolvida das áreas metropolitanas, deva exercer maior atração sobre as populações migrantes mais preparadas.

### 3.3.2 — *Municípios Periféricos*

#### 3.3.2.1 — Sobre a População Migrante e Nativa (tabela 3.1)

A periferia compreende um agregado de municípios da área metropolitana que, pela sua própria configuração, apresentam características bastante diferenciadas do núcleo metropolitano. Portanto, espera-se que, neste conjunto de municípios periféricos, sejam observadas modificações nos diferenciais de escolaridade entre migrante e nativos. Tal fato, numa primeira abordagem, é comprovado, uma vez que o posicionamento dos subgrupos populacionais é alterado, quando se tem em mente a situação encontrada nas Áreas Metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro e nos seus correspondentes municípios-núcleo: os nativos aparecem desfavorecidos em relação aos migrantes residentes

TABELA 3.1

**DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO  
MIGRANTE E NATIVA NAS PERIFERIAS DAS ÁREAS  
METROPOLITANAS DE SÃO PAULO E DO  
RIO DE JANEIRO**

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES (1)		DIFERENCIAL (1-2)	IDM	NATIVOS (2)	
	Números absolutos	Números relativos (%)			Números absolutos	Números relativos (%)
<b>A — PERIFERIA — ÁREA METROPOLITANA — SÃO PAULO</b>						
Sem instrução	376 489	26,92	-4,92	-15,44	164 946	31,86
Primário incompleto	421 592	30,16	-0,09	-0,30	156 502	30,25
Primário completo	500 035	35,77	3,64	11,33	166 333	32,13
Secundário	91 340	6,54	1,16	21,56	27 862	5,38
Superior	7 715	0,55	0,35	175,00	1 029	0,20
Sem declaração	601	0,04	-0,14	-77,78	944	0,18
<b>TOTAL</b>	<b>1 397 772</b>	<b>100,00</b>			<b>507 706</b>	<b>100,00</b>
Coefficiente de Desigualdade Distribuição de migrantes (%)	—	—	5,15			
	139 772	100,00	100,00			
<b>B — PERIFERIA — ÁREA METROPOLITANA — RIO DE JANEIRO</b>						
Sem instrução	337 823	25,05	-6,32	-20,15	339 415	31,37
Primário incompleto	540 713	40,10	0,36	0,91	429 976	39,74
Primário completo	345 550	25,62	3,90	17,96	234 974	21,72
Secundário	110 748	8,21	1,66	25,34	70 910	6,55
Superior	11 776	0,87	0,41	89,13	4 994	0,46
Sem declaração	1 950	0,15	-0,01	-6,25	1 762	0,10
<b>TOTAL</b>	<b>1 348 560</b>	<b>—</b>			<b>1 082 031</b>	<b>100,00</b>
Coefficiente de desigualdade Distribuição de migrantes (%)	—	—	6,33			
	1 348 460	100,00	100,00			

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

na periferia paulista e do Rio, onde há apenas uma ressalva para o “primeiro incompleto” onde os migrantes ficam em inferioridade diante dos nativos.

### 3.3.2.2 — Sobre a População Migrante, por Tempo de Residência e Nativa, do Sexo Masculino (tabelas 3.2-A; 3.2-B)

A distância observada entre os subgrupos populacionais masculinos residentes nos municípios periféricos das AMs de São Paulo e do Rio de Janeiro é maior do que as encontradas não só nas respectivas áreas metropolitanas como também nos municípios núcleo (quadro-resumo 9).

**QUADRO RESUMO 9**

**COEFICIENTE DE DESIGUALDADE PARA DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA, DO SEXO MASCULINO, SEGUNDO LOCALIZAÇÃO ESPACIAL NAS ÁREAS METROPOLITANAS, NÚCLEOS E PERIFERIAS DE SÃO PAULO E DO RIO DE JANEIRO**

LOCAL DE RESIDÊNCIA	COEFICIENTE DE DESIGUALDADE				
	Total	Segundo tempo de residência (anos)			
		0-2	3-5	6-10	11 e mais
AM de São Paulo . . . . .	14,31	11,16	7,92	6,66	3,64
Núcleo São Paulo . . . . .	15,94	11,72	7,92	5,17	3,75
Periferia São Paulo ..	4,21	4,71	11,95	16,80	7,86
AM do Rio de Janeiro	10,53	9,34	7,22	10,24	3,37
Núcleo Rio de Janeiro	15,81	11,47	5,84	7,21	3,31
Periferia Rio de Janeiro	3,43	4,24	10,05	15,84	9,37

Fonte: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

A introdução da variável tempo de residência também se reveste de significado particular, em se tratando dos municípios periféricos não só em relação à análise a nível intermetropolitano como nos respectivos municípios-núcleos. Ou seja, nas periferias de São Paulo e do Rio de Janeiro o aumento do período de residência incrementa o posicionamento dos nativos como desfavorável quanto à instrução obtida, em comparação com os migrantes.

Presume-se que os migrantes aí residentes deveriam ter sido escolarizados em etapas migratórias anteriores e não como produto da área a que ora se destinam (periferia). Inclusive sendo teoricamente a migração seletiva, tenderiam a residir mais próximo às grandes metrópoles aqueles que estivessem mais bem preparados<sup>22</sup>. A propósito disto, acatamos que os migrantes não estejam “pesando” nos conjuntos periféricos, nem tampouco concorrendo com os nativos quanto às oportunidades escolares. Outro aspecto a ser mencionado é que na periferia, em sua grande maioria, residem os indivíduos de determinada situação sócio-econômica.

E é em comparação a eles que os migrantes apresentam situação mais favorável.

A tentativa de explicação para os comportamentos particulares reinantes nas periferias, em relação às respectivas áreas metropolitanas e núcleos, se faz ao nível conjectural. Inicialmente é preciso que se leve em consideração as próprias características da formação das periferias das metrópoles nacionais. Ou seja, é conhecido o fato de que foi espe-

<sup>22</sup> MARTINE, George — *op cit*

TABELA 3.2-A

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE MASCULINA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NAS PERIFÉRIAS DAS ÁREAS METROPOLITANAS  
A — PERIFÉRIA DA ÁREA METROPOLITANA DE SÃO PAULO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução.	56 717	28,94	-1,97	-6,37	32 524	26,40	-4,51	-14,59	29 180	19,14	-11,77	-38,08
Primário incompleto.	65 838	33,60	2,61	8,42	42 341	34,37	3,38	10,91	52 788	34,63	3,64	11,75
Primário completo.	58 841	30,03	-2,13	-6,62	39 931	32,42	0,26	0,81	59 993	39,36	7,26	22,39
Secundário.	12 486	6,37	0,95	17,53	7 344	5,96	0,54	9,96	9 335	6,12	0,70	12,92
Superior	1 863	0,95	0,65	216,67	1 016	0,83	0,53	176,67	1 079	0,71	0,41	136,67
Sem declaração	212	0,11	-0,11	-50,00	24	0,02	-0,20	-90,91	54	0,04	-0,18	-81,82
Coefficiente de desigualdade	—	—	4,21	—	—	—	4,71	—	—	—	11,95	—
Distribuição de migrantes (%)	195 958	27,31	27,31	123 180	17,16	17,16	17,16	152 429	21,24	21,24	21,24	21,24

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução.	44 250	15,66	-14,56	-48,18	139 580	20,85	-9,37	-31,01	162 630	30,22
Primário incompleto.	110 252	39,01	-1,16	-2,89	272 371	40,69	0,52	1,29	216 115	40,17
Primário completo.	91 566	32,40	10,08	45,16	187 073	27,94	5,62	25,18	120 089	22,32
Secundário.	30 994	10,96	4,53	70,45	59 905	8,95	2,52	39,19	34 618	6,43
Superior	5 415	1,91	1,23	180,88	9 049	1,35	0,67	98,53	3 677	0,68
Sem declaração.	169	0,06	-0,12	-66,67	1 456	0,22	0,04	22,22	948	0,18
Coefficiente de desigualdade.	—	—	15,84	—	—	—	9,37	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	282 646	42,22	42,22	152 429	21,24	21,24	21,24	21,24	162 630	30,22

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

TABELA 3.2-B

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE MASCULINA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NAS PERIFÉRIAS DAS ÁREAS METROPOLITANAS

B — PERIFERIA DA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-RENCIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-RENCIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-RENCIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução.	41 748	27,50	-2,72	-9,00	27 129	25,98	-4,24	-14,03	26 453	20,26	-9,96	-32,96
Primário incompleto.	59 897	39,46	-0,71	-1,77	43 326	41,50	1,33	3,31	58 892	45,11	4,94	12,30
Primário completo.	35 883	23,64	1,32	5,91	25 126	24,06	1,74	7,80	34 493	26,42	4,10	18,37
Secundário.	12 158	8,01	1,58	24,57	7 443	7,13	0,70	10,89	9 307	7,13	0,70	10,89
Superior	1 407	0,92	0,24	35,29	941	0,90	0,22	32,35	1 286	0,99	0,31	45,59
Sem declaração.	709	0,37	0,29	161,11	452	0,43	0,25	138,89	119	0,09	-0,09	-50,00
Coefficiente de desigualdade	—	—	3,43	—	—	—	4,24	—	—	—	10,05	—
Distribuição de migrantes (%)	151 802	22,68	22,68	—	104 417	15,60	15,60	—	130 550	19,50	19,50	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-RENCIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-RENCIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução	48 135	19,56	-11,35	-36,72	166 580	23,21	-7,70	-24,91	81 169	30,91
Primário incompleto.	63 285	25,72	-5,27	-17,01	224 313	31,25	0,26	0,84	81 383	30,99
Primário completo.	109 944	44,68	12,52	38,93	268 734	37,44	5,28	16,42	84 456	32,16
Secundário..	22 308	0,06	3,64	67,16	51 473	7,17	1,75	32,29	14 241	5,42
Superior	2 307	0,94	0,64	213,33	6 265	0,87	6,57	90,00	1799	0,30
Sem declaração.	104	0,04	-0,18	-81,82	394	0,06	-0,16	-72,73	575	0,22
Coefficiente de desigualdade.	—	—	16,80	—	—	—	7,86	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	246 084	34,39	34,29	—	—	—	—	—	—	—

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

cialmente a partir de 1960 o início de um acentuado processo de metropolização, no qual os núcleos sofreram intensa valorização de seus espaços. Simultaneamente ocorreu o surgimento e expansão dos bairros periféricos, que passaram a funcionar como área de residência para determinadas camadas sociais, de menor poder aquisitivo. E entendendo-se a educação como sendo relacionada ao nível de rendimentos, daí se supõe que as populações que residam na periferia apresentem menor escolaridade. Rememore-se que, por mecanismos de sobrevivência, as camadas populares de menor poder aquisitivo ingressem prematuramente na força de trabalho, o que retarda ou excetua, muitas vezes, o acesso à escolarização. Daí nos parecer lógico que a maior incidência de pessoas com baixo índice de escolaridade ocorra especialmente em áreas periféricas onde, de modo geral, concentram-se populações de baixa renda. Este fato é, no entanto, pertinente à população nativa que, em comparação à migrante, mais se beneficia no posicionamento quanto aos diferenciais de escolaridade, inclusive porque o maior período de residência favorece ainda mais esta situação. O que ocorreria, a nosso ver, por efeito dos processos de metropolização que determinariam nestes espaços uma ação específica da necessidade de pessoal mais capacitado, ainda que recrutado em outros lugares

### 3.3.2.3 — Sobre a População Migrante, por Tempo de Residência, e Nativa do Sexo Feminino (tabelas 3.3-A e 3.3-B)

A exemplo do que se notou entre a população masculina residente nas periferias das metrópoles nacionais, também entre as mulheres ocorre o mesmo tipo de comportamento dos diferenciais de escolaridade, ou seja, quando comparadas, as nativas colocam-se como menos escolarizadas do que as mulheres migrantes, e com o passar do tempo de residência isto mais se acentua. É importante mencionar, porém, que os afastamentos entre mulheres migrantes e nativas não se faz de modo tão acentuado do que o ocorrido entre os homens, o que sugere uma maior homogeneidade entre os subgrupos populacionais femininos (quadros-resumo 9 e 10).

Exclusivamente sobre o posicionamento das mulheres migrantes e nativas residentes nas periferias, em relação ao sucedido nos seus respectivos núcleos, se observam comportamentos próprios a cada um destes níveis espaciais de análise. A situação das migrantes e nativas nos conjuntos periféricos de São Paulo e do Rio de Janeiro se dispõe equiparadamente em relação ao período de residência. Ou seja, as migrantes antigas suplantam a instrução alcançada pelas nativas, em todos os níveis de instrução. Já a disposição das migrantes com tempo de residência entre 0-2, 3-5 e 6 a 10 anos é alternada, ora situando-se as migrantes com menor escolaridade, ora as nativas.

No nosso entender a questão do posicionamento das mulheres residentes na periferia, em relação aos diferenciais de escolaridade, que aí aparece de modo indefinido entre elas e as nativas, não estaria associado à condição migratória, mas sim à própria realidade das populações fe-

TABELA 3.3-4

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE FEMININA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NAS PERIFERIAS DAS ÁREAS METROPOLITANAS

A — PERIFERIA DA ÁREA METROPOLITANA DE SÃO PAULO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução.	63 648	35,34	2,50	7,61	39 084	33,38	0,54	1,64	38 799	26,62	-6,32	-18,94
Primário incompleto	56 782	31,52	2,03	6,88	37 986	32,44	2,95	10,00	47 857	32,83	3,34	11,33
Primário completo.	49 468	27,46	-4,64	-14,45	34 081	29,11	-2,99	-9,31	51 564	35,37	3,27	10,19
Secundário.	9 721	5,40	0,06	1,12	5 663	4,84	-0,50	-9,36	7 229	4,91	-0,38	-7,12
Superior	430	0,24	0,15	166,67	246	0,21	0,12	133,33	256	0,18	0,09	100,00
Sem declaração.	74	0,04	-0,10	-71,43	19	0,02	-0,12	-85,71	60	0,04	-0,10	-71,43
Coefficiente de desigualdade	—	—	4,74	—	—	—	3,61	—	—	—	6,70	—
Distribuição de migrantes (%)	180 123	26,49	26,49	—	117 079	17,22	17,22	—	145 765	21,44	21,44	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução.	68 378	28,85	-3,99	-12,15	209 909	30,87	-1,97	-6,00	83 777	32,84
Primário incompleto.	54 628	23,05	-6,44	-28,84	197 279	29,01	-0,48	-1,63	75 209	29,49
Primário completo.	96 169	40,58	8,48	26,42	231 301	34,02	1,92	5,98	81 877	32,10
Secundário.	17 254	7,28	1,94	36,33	39 867	5,86	0,52	9,74	13 621	5,34
Superior	518	0,22	0,13	144,44	1 450	0,21	0,12	133,33	230	0,09
Sem declaração.	54	0,02	-0,12	—	—	—	-0,11	-78,57	369	0,14
Coefficiente de desigualdade.	—	—	10,55	—	—	—	2,56	—	—	—
Distribuição de migrantes (%)	237 001	34,85	34,85	—	—	—	—	—	—	—

FONTE: — Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970

TABELA 3.3-B

DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE FEMININA, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA NAS PERIFERIAS DAS ÁREAS METROPOLITANAS

B — PERIFERIA DA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 0-2 ANOS		DIFE-REN-CIAL (1-6)	IDM	MIGRANTES 3-5 ANOS		DIFE-REN-CIAL (2-6)	IDM	MIGRANTES 6-10 ANOS		DIFE-REN-CIAL (3-6)	IDM
	Números absolutos (1)	Números relativos (%)			Números absolutos (2)	Números relativos (%)			Números absolutos (3)	Números relativos (%)		
Sem instrução.	52 256	33,82	1,32	4,06	34 135	32,54	0,04	0,12	36 124	27,27	-5,23	-16,09
Primário incompleto	60 274	39,01	-0,31	-0,79	43 345	41,31	1,90	5,06	59 046	44,57	5,25	13,35
Primário completo.	31 638	20,48	-0,64	-3,03	21 120	20,13	-0,99	-4,69	29 218	22,05	0,93	4,40
Secundário.	9 714	6,29	-0,38	-5,70	5 874	5,60	-1,07	-16,04	7 806	5,89	-0,78	-11,69
Superior	414	0,27	0,03	12,50	317	0,30	0,06	25,00	281	0,21	-0,03	-12,50
Sem declaração.	205	0,13	-0,02	-13,33	128	0,12	-0,03	-20,00	15	0,01	-0,14	-93,33
Coefficiente de desigualdade	—	—	1,35	—	—	—	2,09	—	—	—	6,18	—
Distribuição de migrantes (%) . . .	154 501	22,75	22,75	—	104 919	15,45	15,45	—	132 491	19,51	19,51	—

FAIXAS DE ESCOLARIDADE	MIGRANTES 11 ANOS E MAIS		DIFE-REN-CIAL (4-6)	IDM	MIGRANTES TOTAL		DIFE-REN-CIAL (5-6)	IDM	NATIVOS	
	Números absolutos (4)	Números relativos (%)			Números absolutos (5)	Números relativos (%)			Números absolutos (6)	Números relativos (%)
Sem instrução.	75 728	26,37	6,13	-18,86	198 243	29,19	-3,31	-10,18	176 785	32,50
Primário incompleto.	105 677	36,80	2,52	-6,41	268 342	39,51	0,19	0,48	213 861	39,32
Primário completo.	76 493	26,63	5,51	26,09	158 477	23,34	2,23	10,51	114 885	21,12
Secundário.	27 445	9,56	2,89	43,35	50 843	7,49	0,82	12,29	36 292	6,67
Superior	1 715	0,60	0,36	150,00	2 727	0,40	0,16	66,67	1 317	0,24
Sem declaração	134	0,04	0,11	-73,33	494	0,07	-0,08	-53,33	814	0,15
Coefficiente de desigualdade.	—	—	8,76	—	—	—	3,39	—	—	—
Distribuição de migrantes (%) . . .	287 192	42,29	42,29	—	—	—	—	—	—	—

FONTE: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

mininas dos conjuntos periféricos, onde elas devem desempenhar papéis distintos em relação às que residem nos núcleos. Porém esta observação não se refere somente aos diferenciais de escolaridade, ela deve dizer respeito a outras variáveis como ocupação e rendimento. Compreende-se que os habitantes das periferias, via de regra, são carentes não só de rendimentos como de instrução e de profissão, no sentido de especialização educacional: é de se supor que a grande maioria das mulheres sejam domésticas ou execute ocupações “desqualificadas”, independentemente de serem migrantes ou nativas. Para nós a determinante desta situação é o próprio contexto sócio-cultural em que as mulheres desta área se inserem.

#### QUADRO RESUMO 10

#### COEFICIENTES DE DESIGUALDADE PARA DIFERENCIAIS DE ESCOLARIDADE ENTRE A POPULAÇÃO MIGRANTE, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA E NATIVA, DO SEXO FEMININO, SEGUNDO LOCALIZAÇÃO NOS NÚCLEOS E PERIFERIAS DE SÃO PAULO E RIO DE JANEIRO

LOCAL DE RESIDÊNCIA	COEFICIENTE DE DESIGUALDADE				
	Total	Segundo o tempo de residência (anos)			
		0—2	3—5	6—10	11 e mais
AM de São Paulo	16,60	15,04	9,51	4,21	7,96
Núcleo de S. Paulo	17,18	15,34	10,94	5,67	8,70
Periferia de S. Paulo	4,74	3,61	6,70	10,55	2,56
AM do Rio de Janeiro	14,27	14,36	10,65	4,07	6,03
Núcleo do Rio de Janeiro	17,78	16,73	12,35	8,60	9,18
Periferia do Rio de Janeiro	1,35	2,09	6,18	8,76	3,39

Fonte: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970

#### 3.3.2.4 — Sobre os Diferenciais de Escolaridade entre a População Migrante por Tempo de Residência e Nativa, por Sexo, Segundo Agrupamentos Etários (quadros-resumo 11-A e 11-B)

Observa-se inicialmente que o comportamento dos diferenciais de escolaridade nas periferias das Áreas Metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro apresentam singularidade em relação ao que se notou nos correspondentes municípios núcleos. Nas periferias não se faz evidente a atuação dos tempos de residência, contrariando o que ocorreu nos núcleos, quando havia certa hierarquia no posicionamento dos diferenciais de escolaridade em função da comparação do migrante por períodos de residência aos nativos. Atente-se, no entanto, para o fato de que, na maioria das vezes, são os migrantes de ambos os sexos que se situam como menos instruídos, ao serem comparados aos nativos dos

conjuntos periféricos das áreas metropolitanas nacionais. Devemos, porém, anotar algumas disposições diferentes dessa, especialmente entre migrantes de residência antiga que, em relação aos nativos, possuem melhores níveis de instrução. Tal assertiva é válida para todas as coortes etárias.

Sobre o agrupamento etário de 15-19 e de 20-24 anos de idade, em ambas as periferias e os sexos se calcularam os maiores diferenciais, que estão relacionados às idades mais expressivas da população escolar.

Entre as periferias de São Paulo e do Rio de Janeiro percebe-se a existência de acentuadas distinções. Assim é que na periferia paulista são constatados níveis mais elevados no coeficiente de desigualdade, entre migrantes e nativos, independentemente de seu sexo. Tal situação faz supor que esteja associada à própria diversidade de atividades econômicas que se localizam na periferia paulista. É importante salientar o elevado número de estabelecimentos industriais aí presentes, recrutando diferentes níveis de especializações e atraindo populações de vários estágios de instrução, impondo à periferia paulista os mais acentuados diferenciais de escolaridade entre migrantes e nativos, em relação a periferia do Rio de Janeiro (quadros-resumo 11A, 11B).

#### QUADRO RESUMO 11-A

#### VALORES DOS COEFICIENTES DE DESIGUALDADE ENCONTRADOS PARA MIGRANTES, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA NAS PERIFERIAS DAS ÁREAS METROPOLITANAS E NATIVOS DO SEXO MASCULINO, SEGUNDO OS GRUPOS ETÁRIOS

GRUPOS ETÁRIOS	TEMPO DE RESIDÊNCIA (Anos)				
	0-2	3-5	6-10	11 e mais	Total
A — PERIFERIA DA AM DE SÃO PAULO					
5 — 9 anos	4,81	1,39	(1) 23,11	—	2,55
10 — 14 anos	11,79	8,51	0,91	(1) 19,39	2,22
15 — 19 anos	20,24	9,95	2,99	(1) 3,04	6,50
20 — 24 anos	20,01	13,41	7,40	5,41	8,84
25 — 29 anos	19,04	12,27	9,30	5,32	9,54
30 — 39 anos	12,14	10,06	8,39	4,76	6,53
40 — 49 anos	10,70	7,66	7,47	5,84	6,31
50 anos e mais	6,15	(1) 7,22	(1) 8,11	(1) 11,43	9,35
B — PERIFERIA DA AM DO RIO DE JANEIRO					
5 — 9 anos	4,66	1,30	(1) 17,16	—	2,05
10 — 14 anos	6,35	2,45	1,82	(1) 13,57	1,23
15 — 19 anos	11,30	6,12	2,77	(1) 5,02	2,01
20 — 24 anos	8,09	6,93	3,78	3,70	2,48
25 — 29 anos	4,46	(1) 5,57	4,75	4,26	2,27
30 — 39 anos	2,17	1,74	(1) 3,68	2,03	1,52
40 — 49 anos	4,15	2,33	1,47	(1) 1,71	1,32
50 anos e mais	6,66	3,75	3,00	(1) 6,18	4,37

Fonte: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

(1) Referem-se aos valores que não correspondem à tendência geral de redução em função dos anos de residência.

**QUADRO RESUMO 11-B**

**VALORES DOS COEFICIENTES DE DESIGUALDADE ENCONTRADOS PARA MIGRANTES, POR TEMPO DE RESIDÊNCIA NAS PERIFÉRIAS DAS ÁREAS METROPOLITANAS E NATIVOS DO SEXO FEMININO, SEGUNDO OS GRUPOS ETÁRIOS**

GRUPOS ETÁRIOS	TEMPO DE RESIDÊNCIA (Anos)				
	0-2	3-5	6-10	11 e mais	Total
A — PERIFERIA DA AM DE SÃO PAULO					
5 — 9 anos	5,69	2,77	(1) 20,90	—	1,29
10 — 14 anos	14,71	9,49	2,01	(1) 17,58	3,87
15 — 19 anos	23,32	13,87	6,31	2,24	9,37
20 — 24 anos	22,25	21,18	11,82	6,76	11,74
25 — 29 anos	17,16	14,35	14,26	6,77	10,88
30 — 39 anos	14,88	13,09	12,68	6,66	9,87
40 — 49 anos	13,74	11,53	8,82	6,32	6,28
50 anos e mais	2,30	(1) 3,89	(1) 3,18	(1) 9,04	6,13
B — PERIFERIA DA AM DO RIO DE JANEIRO					
5 — 9 anos	4,25	1,56	(1) 17,80	—	2,28
10 — 14 anos	8,21	4,63	2,49	(1) 12,97	1,35
15 — 19 anos	12,73	8,21	2,13	(1) 5,14	3,09
20 — 24 anos	11,03	10,80	6,67	2,17	5,34
25 — 29 anos	7,03	8,13	(1) 10,51	2,86	5,70
30 — 39 anos	4,84	(1) 7,27	(1) 8,37	3,82	5,40
40 — 49 anos	8,70	5,89	(1) 6,87	2,29	3,55
50 anos e mais	7,57	5,57	4,49	3,15	1,85

Fonte: Tabulações Especiais do Censo Demográfico de 1970.

(1) Referem-se aos valores que não correspondem à tendência geral de redução, em função dos anos de residência

**3.3.3 — Sumário dos Principais Resultados a Nível Intrametropolitano**

1 — Fica evidenciada a funcionalidade do desmembramento das áreas metropolitanas em agregados espaciais mais diminutos: núcleo e conjunto dos municípios periféricos. Observa-se comportamentos peculiares aos diferenciais de escolaridade, que estariam reproduzindo realidades sócio-econômicas existentes nestes elementos metropolitanos. Os municípios-núcleos retratam-se com as correspondentes AMs, uma vez que ocorrem procedimentos similares entre eles. Em contrapartida, o padrão dos diferenciais se altera nos espaços periféricos, assumindo, assim, sentido próprio ao contexto metropolitano em que está inserido.

2 — Reafirma-se que a condição migratória não deve ser adotada como explicativa em relação aos diferenciais de escolaridade. Na verdade, esses diferenciais podem ser entendidos na própria realidade educacional

brasileira (ver 1.2 — *Referência sobre o processo escolar brasileiro*) em que a população se dispõe hierarquizada em camadas sociais, mesmo no que concerne à instrução:

I — “culturas esclarecidas

II — intermediárias, que como meio de ascensão procuram obter conhecimento científico e técnico

III — as camadas populacionais que ficam à margem de ambos os processos, já que, dentro delas e para elas, a instrução não podia ser manipulada como símbolo social e o ensino ministrado pelas escolas não estimula, por si mesmo, nenhum interesse pela escolarização”<sup>23</sup>.

Desta forma encaramos as constatações relativas ao posicionamento de migrantes e nativos como reflexo do seu engajamento nos diversos grupos sociais e não como sendo captados numa perspectiva parcial.

Nos municípios núcleos das AM nacionais o migrante situa-se como menos instruído do que o nativo. No núcleo de Belo Horizonte a situação do nativo é “desprivilegiada”. Tal observação deve ser atribuída, inclusive, à especialização desse espaço no âmbito da respectiva AM.

Já o comportamento particular das populações residentes nos conjuntos dos municípios periféricos das AMs de São Paulo e do Rio de Janeiro favorece aos migrantes, na escolaridade, em relação aos nativos. Mas neste nível de análise não se observam diferenciais muito significativos.

3 — Em relação à adoção do tempo de residência do migrante como se fosse o “*continuum* de um suposto processo de adaptação do migrante na área de destino”, muito já se criticou<sup>24</sup>. Inclusive nesta defesa se embutem idéias relacionadas mesmo à dicotomia rural-urbana, já que tal dicotomia atribui ao migrante procedência de áreas rurais que, de certa forma, determinaria nessas pessoas um despreparo para a vida urbana, mas que a sua permanência seria responsável por uma suave e paulatina adaptação. De certo modo, isto resultaria numa retomada do problema do simplismo, ao adotar-se as categorias migrante e nativa como explicativas dos diferenciais.

Empiricamente, entretanto, não se comprovou a idéia de que o natural possuísse certa dose de valoração, nem tampouco que o período de residência seja razão da melhoria da escolaridade do migrante. Observamos, sim, que quando residem nos municípios núcleos das AMs de São Paulo e do Rio de Janeiro os migrantes estão mais despreparados que os nativos e o maior período de residência parece minimizar os diferenciais de escolaridade (exceto somente no caso do município núcleo de Belo Horizonte) Em contrapartida, no conjunto dos municípios periféricos os nativos posicionam-se como tendo menos instrução. E até o tempo de residência sugere uma deteriorização quanto a sua escolari-

<sup>23</sup> FERNANDES, Florestan — *Educação na Sociedade Brasileira op cit* p 92

<sup>24</sup> MARTINE, George — *op cit*

dade. Acatamos que estas anotações se associem à situação sócio-econômica dos moradores em relação ao espaço metropolitano. E vinculam-se ao estudo do processo de urbanização e crescimento econômico que se processa de modo distinto no espaço metropolitano.

4 — A variável sexo mostrou-se como relevante na compreensão dos diferenciais de escolaridade. Observou-se que a condição da MULHER lhe atribui menores indicadores de instrução do que ao HOMEM. Entretanto, cremos que a interpretação deste fato não se deva limitar ao estudo dos preconceitos culturais, mas ir até a estrutura das classes sociais.

Atentou-se que as mulheres migrantes residentes nos núcleos das áreas metropolitanas nacionais dispõem-se como mais despreparadas em relação às nativas e calculam-se diferenciais significativos em relação a elas, ao passo que no conjunto dos municípios periféricos a situação alterou-se: ora as nativas estão mais escolarizadas ora as migrantes, e o diferencial apresentou-se modesto. Esta particularização do posicionamento escolar das mulheres em relação à localização da moradia seria, também, decorrente do processo de urbanização das RMs que favorece maior heterogeneidade dos grupos sócio-econômicos residentes nos municípios núcleos, enquanto que a população das periferias não se distingue de forma tão marcante

## BIBLIOGRAFIA

- BARAN, Paul — Causas Próximas do Crescimento Econômico in *A Economia Política do Desenvolvimento Econômico*, Zahar Editores, Rio — 1964.
- BECKER, Gary — Investment in Human Capital. A Theoretical Analysis — *Journal of Political Economy*, Supplement, Vol. 70 (out. 1972).
- BERGER, Manfredo — *Educação e Dependência* — DIFEL, Porto Alegre, UFRGS — 1976.
- BRUBACHER, John — A Importância de Teoria em Educação — *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos* — V. 34 n.º 80 out./dez.
- CASTRO, Claudio de Moura — *Investimento em educação no Brasil: um estudo sócio-econômico de duas comunidades industriais* — IPEA — 1973.
- CASTRO, Mary Garcia et alii. *Mudança na Composição do Emprego e Distribuição da Renda: Efeitos sobre as Migrações Internas* MINTER/SERFHAU/BNH — 1974.
- . et alii — *O Quadro das Famílias em domicílios de Chefe Migrante e Natural: Um Estudo Censitário dos Diferenciais nas Regiões Metropolitanas Brasileiras*: IBGE/MINTER — novembro 1977.
- CORREA, Arlindo Lopes — Educação e Emprego, in *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos* — V. 59, jan./mar. 1973.
- DA MATA, Milton et alii — *Migrações Internas no Brasil: Aspectos Econômicos e Demográficos*, IPEA/INPES, Relatório 19 — Rio de Janeiro.
- DURKHEIM, Emile — *Educação e Sociedade* — Editora Melhoramentos, São Paulo, 1967.
- FERNANDES, Florestan — A Ciência Aplicada e a Educação como Fatores de Mudança Social Provocada, in *Ensaio de Sociologia Geral e Aplicada* — Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais — São Paulo, 1970.
- FERNANDES, Florestan — Análise e Crítica do Projeto de Lei sobre Diretrizes e Bases da Educação Nacional, in BARROS, R. S. N. *Diretrizes e Bases da Educação* — Editora Pioneira, São Paulo, 1965.
- FERNANDES, Florestan — *Educação e Sociedade no Brasil* — Diminus Editora — Universidade de S. Paulo — SP — 1966.
- HAVIGHURST, R. — Educação, Mobilidade Social e Mudança Social em Quatro Sociedades in *Educação e Ciências Sociais* — Vol. 2 — novembro, 1975.

- HAVIGHURST, Robert e MOREIRA, Robert J. *Society and Education in Brazil*, University of Pittsburg Press, 1965.
- HUTCHISON, Bertran — *Mobilidade e Trabalho* — Centro Brasileiro de Pesquisas Educacionais — Rio de Janeiro, 1960.
- IBGE — *Censo Demográfico do Brasil* — 1970 — Fundação IBGE.
- LANGONI, Carlos Geraldo — *Educação e Crescimento Econômico, Conjuntura Econômica* — Vol 27 jul. 1973 — RJ.
- LIPSET, S. M. e BENDIX, R — *Social Mobility in Industrial Society*, University of California Press, Berkeley, 1962.
- MANNHEIM, Karl — *Libertad, Poder y Planificación Democrática*, Fondo de C. Econ. México, 1953.
- MARTINE, George — *Adaptação dos Migrantes ou Sobrevivência dos mais Fortes* — Relatório Técnico n.º 30 — Projeto de Planejamento de Recursos Humanos — Brasília — 1976.
- MARTINE, George e PELIANO, José Carlos P. — *Os Migrantes nos Mercados de Trabalho Metropolitano* — Relatório Técnico n.º 32 (versão preliminar) — Projeto de Recursos Humanos — Brasília — 1977
- MERRICK, W. Thomas e COELHO, Alzira Nunes — *Migração e Crescimento Demográfico na Grande Belo Horizonte*, in *Estudos de Demografia Urbana* — IPEA/INPES, monografia n.º 18 — Rio de Janeiro — 1975.
- MENDES, Durmeval Trigueiro — *Para um Balanço da Educação Brasileira* — *Revista Cultura Vozes* — 1970.
- MOREIRA, Roberto — *Educação e Desenvolvimento no Brasil* — Centro Latino Americano de Pesquisas em Ciências Sociais, Rio de Janeiro, 1960.
- MYINT, Hla — *La Educación y el Desarrollo Económico*, *Revista de Economía Latinoamericana*, ano IV, n.º 14, 1964.
- Naciones Unidas — *Metodos de Medición de la Migración Interna in Manuales sobre Metodos de Calculo de la Población* — *Estudios de la Población* n.º 47 — Manual VI — Naciones Unidas — Nueva York — 1972.
- PASTORE, José e OWEN, Roger C. — *Mobilidade Educacional, Mudança Social e Desenvolvimento no Brasil. Notas Preliminares* — *Revista da Universidade Católica de São Paulo* Vol. 35 jul /dez 1968
- PASTORE, José — *Rendimento Escolar em São Paulo. Uma interpretação Sociológica*, FESPSP, São Paulo, 1963.
- Revista Política — *La escuela como agente de cambio cultural*, *Política* n.º 5, janeiro, 1960 — Caracas.

- SCHULTZ, Theodore — *O valor econômico da educação* — Zahar Editores, RJ — 1973.
- SOLARI, Aldo — Sobre os Indicadores em Educação, in *Seminário sobre Indicadores Sociais do Desenvolvimento Nacional na América Latina* — Rio de Janeiro — 9/14 de maio de 1972 — promovido pelo Instituto Universitário de Pesq. do Rio de Janeiro.
- TEIXEIRA, Anísio — A Educação Escolar no Brasil, in PEREIRA e FORACCHI — *A Educação e Sociedade*, Editora Nacional — São Paulo — 1964.
- TEIXEIRA, Anísio — A Escola Brasileira e a Estabilidade Social — *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos* — Vol. 28 — n.º 67, 1957.
- WEREBE, Mario José — *Grandezas e Misérias do Ensino no Brasil* Difusão Européia do Livro, São Paulo, 1963.

# CRITÉRIOS PARA A COMBINAÇÃO DE "CROSS-SECTION" E SÉRIES TEMPORAIS EM REGRESSÃO LINEAR COM UMA APLICAÇÃO AO ESTUDO DE CONCENTRAÇÃO DE RENDA NO BRASIL

Cesar das Neves  
COPPE/EE/UFRJ

José Welisson Rossi  
COPPE/UFRJ

## SUMÁRIO

### *Apresentação*

1. *Crítérios estatísticos*
2. *Desenvolvimento sócio-econômico e distribuição de renda*

### *Bibliografia*

## APRESENTAÇÃO

Neste trabalho foi abordado o problema de combinação de dados históricos com os de *cross-section* em modelos econométricos. Os testes estatísticos foram apresentados considerando-se diversos tipos de hipóteses a respeito das restrições impostas na estrutura do modelo. Considerou-se também a possibilidade de se incorporarem ao modelo variáveis que representassem as suas mudanças estruturais.

A teoria desenvolvida foi aplicada ao estudo de concentração de renda no Brasil. O modelo apresentado procurou ilustrar a teoria estatística desenvolvida e, portanto, foi apenas comentada a controvérsia entre as diversas hipóteses a respeito da concentração de renda no Brasil. A variável dependente foi o índice de redundância de Theil e utilizaram-se dados históricos de 5 anos com informações em *cross-section* para diversas regiões brasileiras.

## 1. CRITÉRIOS ESTATÍSTICOS

Um problema freqüentemente encontrado por quantos se lançam na tarefa de estimar modelos de regressão linear é que o número de observações tanto da *cross-section* (firmas, consumidores, etc.) quanto da série temporal pode ser insuficiente para justificar estimações de um tipo ou do outro. Em tais circunstâncias, a estimação do modelo baseada na combinação dos dados da *cross-section* com os da série temporal (*pooling*) poderá apresentar-se como uma opção aberta ao pesquisador. Diga-se de passagem que, mesmo na eventualidade das observações em *cross-section* e/ou séries temporais serem em número suficiente para permitir estimações de um tipo ou do outro, ainda assim poderá ser vantajoso (do ponto de vista da eficiência estatística da estimação) combinar os dados e proceder a uma estimação única.

Naturalmente existem critérios estatísticos para decidir sobre a propriedade ou não desta combinação. Este tópico é o que abordaremos neste trabalho.

Para facilitar a exposição, suponhamos a existência de séries históricas para as variáveis  $X$  e  $Y$  para  $N$  firmas. Se combinarmos os dados e estimarmos o modelo linear

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_{it},$$

então fica implícito que se admite serem  $\alpha$  e  $\beta$  iguais entre as várias firmas. Vale dizer, aceita-se a hipótese nula:

$$H_1: \begin{cases} \alpha_1 = \alpha_2 & = \alpha_N \\ \beta_1 = \beta_2 & = \beta_N \end{cases} .$$

Naturalmente tal hipótese poderá ser ou não verdadeira. Um teste estatístico para  $H_1$  é procedido como segue.

Seja:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it}$$

o modelo a ajustar, pelos mínimos quadrados ordinários, para a firma  $i$  cuja série histórica é de  $T$  anos. Chamemos  $SQR_i$  a soma dos quadrados dos resíduos obtida do ajustamento do modelo (1) para os dados da firma  $i$ , cujos graus de liberdade são, obviamente,  $(T-2)$ . Após procedermos aos  $N$  ajustamentos ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) obtém-se  $S_T = \sum_{i=1}^N SQR_i$ , tendo  $N(T-2)$  graus de liberdade.

É interessante observar que os resultados obtidos para os parâmetros das firmas individuais de acordo com modelo (1) poderiam ser derivados no bojo de uma única especificação, qual seja.

$$Y_{it} = \sum_{i=1}^N \alpha_i D_{it} + \sum_{i=1}^N \beta_i D_{it} X_{it} + \mu_{it} \quad (1')$$

onde:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se a observação pertence à firma } i, \text{ para} \\ i = 1, 2, \dots, N \\ 0 & \text{se a observação pertence à firma } j \neq i. \end{cases}$$

Deve ser notado ainda que a soma dos quadrados dos resíduos de (1') é a mesma de (1). [Ver demonstração em Johnston (1972, p. 197)].

Se combinarmos os dados da *cross-section* e série temporal e ajustarmos o modelo:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

então teremos a soma dos quadrados dos resíduos  $S_2$ , com  $(NT-2)$  graus de liberdade.

Cabe observar que, se os vários ajustamentos individuais para as  $N$  firmas apresentarem estabilidade para os parâmetros, então  $S_1$  e  $S_2$  não devem diferir muito um do outro. Mas, obviamente,  $S_1 < S_2$ , pois no caso dos ajustamentos individuais as várias retas se ajustam da melhor maneira possível aos vários subconjuntos de dados correspondentes, ao passo que no ajustamento global único a reta se ajusta ao conjunto total dos dados.

Determinados  $S_1$  e  $S_2$ , então pode ser demonstrado [ver Fisher (1970)], que se  $H_1$  for verdadeira temos que:

$$F = \frac{(S_2 - S_1) / (2N - 2)}{S_1 / (NT - 2N)}$$

tem distribuição  $F$  com  $(2N-2)$  e  $(NT-2N)$  graus de liberdade (note-se que os graus de liberdade do numerador são simplesmente aqueles de  $S_2$  menos os de  $S_1$ ).

Se a relação  $F$  produzir valores acima do valor crítico da distribuição teórica (normalmente estabelecida aos níveis de significância de 1% ou 5%) com os correspondentes graus de liberdade, então a diferença entre  $S_2$  e  $S_1$  é tida como estatisticamente significativa. Isto é, os parâmetros do modelo não são estáveis entre as várias firmas. Portanto, em tais circunstâncias, é inapropriada a simples combinação dos dados de *cross-section* e séries temporais para um ajustamento único.

Vale notar aqui que outras hipóteses poderiam ser testadas. Suponha-se que se queira testar a hipótese:

$$H_2: \{\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N\}$$

Sob  $H_2$ , o modelo a ajustar aos dados da *cross-section* e séries temporais seria:

$$Y_{it} = \sum_{i=1}^N \alpha_i D_{it} + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

onde  $D_{it}$  são variáveis binárias (*dummy*) assim definidas:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se a observação pertence à firma } i, \text{ para} \\ & i = 1, 2, \dots, N \\ 0 & \text{se a observação pertence à firma } j \neq i. \end{cases}$$

Chamemos  $S_3$  a soma dos quadrados dos resíduos do modelo (3), que tem  $(NT-N-1)$  graus de liberdade. Então o teste apropriado para  $H_3$  seria dado pela seguinte distribuição  $F$ :

$$F = \frac{(S_3 - S_1) / (N - 1)}{S_1 / (NT - 2N)},$$

com  $(N-1)$  e  $(NT-2N)$  graus de liberdade. Neste teste são comparadas as especificações (3) e (1).

Poderíamos ainda, partindo do modelo (2) que impõe restrições às intercessões e inclinações das várias firmas, testar o abrandamento destas hipóteses. Assim, o teste:

$$F = \frac{(S_2 - S_3) / (N - 1)}{S_3 / (NT - N - 1)}$$

com  $(N-1)$  e  $(NT-N-1)$  graus de liberdade, poderia ser utilizado para verificar se a especificação (3) é estatisticamente superior àquela em (2).

Se a hipótese a testar fosse:

$$H_3: \{\alpha_1 = \alpha_2 = \dots \alpha_N\}$$

então ajustariamos o modelo:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{i=1}^N \beta_i D_{it} X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

onde:

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se a observação pertence à firma } i, \text{ para} \\ & i = 1, 2, \dots, N \\ 0 & \text{se a observação pertence à firma } j \neq i. \end{cases}$$

Seja  $S_4$  a soma dos quadrados dos resíduos do modelo (4), com  $(NT-N-1)$  graus de liberdade. Então  $H_3$  poderá ser testada através de:

$$F = \frac{(S_4 - S_1) / (N - 1)}{S_1 / (NT - 2N)},$$

com  $(N - 1)$  e  $(NT - 2N)$  graus de liberdade.

Uma outra especificação do modelo interessante para se testar é a de variações nas interseções tanto entre as firmas quanto ao longo do tempo, para cada firma. Mais formalmente, seja o modelo

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \sum_{i=2}^N \gamma_i F_{it} + \sum_{t=2}^T \delta_t D_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

cujos resíduos ao quadrado apresentam a soma  $S_s$  com  $(NT - N - T)$  graus de liberdade, sendo:

$$F_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se a observação pertence à firma } i, \text{ para} \\ & i = 2, 3, N \\ 0 & \text{se a observação pertence à firma } j \neq i \end{cases}$$

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se a observação pertence ao tempo } t, \\ & \text{para } t = 2, 3, \dots, N \\ 0 & \text{se a observação pertence ao tempo } K \neq t. \end{cases}$$

Para verificar se o modelo (5) é superior ao modelo (2), então aplica-se o teste  $F$  nos mesmos moldes dos casos anteriores. Mais especificamente,

$$F = \frac{(S_2 - S_5) / (N + T - 2)}{S_5 / (NT - N - T)}$$

tem distribuição  $F$  com  $(N + T - 2)$  e  $(NT - N - T)$  graus de liberdade.

Observe-se que a maior flexibilidade do modelo (5), quando comparado com os demais acima, requer, em contrapartida, uma perda de um bom número de graus de liberdade, diminuindo, portanto, os seus atrativos estatísticos.

Vale notar, neste estágio, que o uso das variáveis *dummy* nas especificações dos modelos acima representa um esforço no sentido de captar os efeitos de fatores não especificados que estariam causando variações nas interseções do modelo entre as várias firmas e/ou ao longo do tempo para cada firma. Portanto, se tivermos um conhecimento específico (ou mesmo uma forte intuição) dos ditos fatores, então deveremos incluí-los diretamente na especificação do modelo. Por exemplo, se é sabido que o tamanho da firma é uma variável explicativa dos diferenciais das interseções entre as firmas, então tal variável deve constar da especificação do modelo de *cross-section* em substituição às variáveis *dummy*. Da mesma maneira, se a variável tempo é um fator importante nas mudanças das interseções ao longo do tempo, então tal variável deve entrar na especificação do modelo.

Suponhamos, por exemplo, que se deseje testar a hipótese de que as interseções estão variando linearmente com o tempo, sendo, porém,

constantes entre firmas e que as inclinações se mantêm constantes tanto entre firmas quanto ao longo do tempo. A especificação apropriada, sugerida em Christ (1966, p. 103), seria:

$$Y_{it} = (\alpha + \pi t) + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

isto é, a variável  $t$  passa a ser incorporada no modelo.

Seja  $S_6$  a soma dos quadrados dos resíduos do modelo (6), que tem  $(NT-3)$  graus de liberdade. Poderíamos comparar as especificações (6) e (2) através do teste:

$$F = \frac{(S_2 - S_6) / 1}{S / (NT - 3)}$$

com 1 e  $(NT - 3)$  graus de liberdade

Caso tanto as interseções quanto as inclinações estejam variando linearmente com o tempo, teríamos o modelo:

$$Y_{it} = (\alpha + \pi t) + (\beta + \gamma t) X_{it} + \mu_{it}, \quad (7)$$

que pode ser comparado com o modelo (2) de maneira semelhante aos casos já apresentados. Outras variáveis poderiam ainda ser incorporadas ao modelo, representando cada especificação um tipo diferente de fenômeno. As vantagens destas incorporações são óbvias:

- i) o número de graus de liberdade perdido é geralmente inferior ao do uso de variáveis *dummy*;
- ii) o modelo retrata mais fielmente a realidade que procura representar, e
- iii) o modelo passa a ser mais facilmente utilizado para obter previsões fora do intervalo de estimação.

Uma outra idéia também interessante é dada em Wilton (1975) onde admite mudanças estruturais nos parâmetros do modelo linear seguindo uma curva polinomial no tempo. Esta hipótese já exige um tratamento estatístico mais aprofundado e deixaremos ao leitor o trabalho de pesquisá-la.

A título de exemplificação da teoria acima exposta, consideremos o caso da combinação de dados em *cross-section* e séries temporais, referentes a um modelo explicativo do índice de concentração de renda no Brasil.

Com base em dados sobre declarações de renda das pessoas físicas publicados no *Anuário Econômico-Fiscal* (vários anos), do Ministério da Fazenda, que fornece informações sobre o número de pessoas e correspondente rendimento bruto por faixas de renda em bases regionais, calculou-se o índice de redundância de Theil [ver particularmente Theil (1967, cap. 4)] para cada região nos anos de 1970 a 1974. Vale observar que tal índice é frequentemente utilizado como medida de concentração de renda.

## 2. DESENVOLVIMENTO SÓCIO-ECONÔMICO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA

Primeiramente caberia investigar até que ponto as diferenças sócio-econômicas regionais explicariam as variações regionais na concentração de renda. O procedimento normalmente seguido em questões dessa natureza é especificar (com base no conhecimento teórico prevalecente) uma relação econométrica entre a variável dependente e as variáveis explicativas e, então, interpretar o resultado da estimação. Ocorre que a questão é um pouco mais complicada aqui, pois, até o presente momento, parece não existir uma teoria bem definida no que concerne à problemática da distribuição de renda. [Veja-se, por exemplo, Sahota (1978)]. De qualquer maneira, em trabalhos aplicados nesta área é costume usar variáveis explicativas capazes de captar tanto a hipótese Kuznets (1963) de uma relação inversa entre a desigualdade da distribuição de renda e o nível de desenvolvimento econômico, quanto à idéia de Kravis (1960) de que a desigualdade seria adicionalmente explicada por fatores como:

- i) barreiras à mobilidade econômica, tais como discriminação racial;
- ii) nível educacional da população;
- iii) organização política e social e;
- iv) estrutura econômica;

Infelizmente, no caso das 10 regiões fiscais do Brasil, existem informações para apenas umas poucas variáveis do tipo Kuznets-Kravis. Não nos delongaremos aqui nestas considerações, uma vez que o nosso objetivo principal é o de ilustrar as técnicas de combinações de séries históricas com *cross-section*. Suponhamos a seguinte especificação:

$$Y_{it} = B_0 + B_1 X_{1it} + B_2 X_{2it} + B_3 X_{3it} + B_4 X_{4it} + \mu_{it} \quad (8)$$

onde:

$Y_{it}$  = Índice de redundância de Theil para região  $i$  no ano  $t$ ;

$X_{1it}$  = Rendimento médio das declarações da região  $i$  como percentagem da renda média das declarações do país como um todo no ano  $t$ ;

$X_{2it}$  = IPI (Imposto sobre Produtos Industrializados) da região  $i$  como percentagem do rendimento total dos declarantes da região  $i$  no ano  $t$ ;

$X_{3it}$  = Rendimento da célula  $C$  da região  $i$  como percentagem do rendimento total da região  $i$  no ano  $t$ ;

$X_{4it}$  = Tamanho médio da família na região  $i$  daqueles que apresentaram dependentes nas declarações de rendimentos no ano  $t$ .

Como se pretende obter um número razoável de graus de liberdade, é interessante combinar os dados da *cross-section* com os de série histórica *pooling*). Obteve-se a equação:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & 0,6562 - 0,01552 X_{1it} - 0,00546 X_{2it} + \\
 & \quad (0,00280) \quad (0,00822) \\
 & \quad (F=3,063) \quad (F=0,440) \\
 & + 0,03847 X_{3it} - 0,21490 X_{4it} + \mu_{it} \\
 & \quad (0,01247) \quad (0,07646) \\
 & \quad (F=9,52) \quad (F=7,88)
 \end{aligned} \tag{9}$$

com:

$$R_2 = 0,43029 \quad SSR = 1,94541 \quad DF = 45$$

onde os valores entre parênteses se referem ao erro padrão dos coeficientes,  $R^2$  denota o coeficiente de determinação,  $SSR$  a soma dos quadrados dos resíduos e  $DF$  o número de graus de liberdade referentes a  $SSR$ .

A equação (9) estimada pelo *pooling* tem para a variável  $X_{1it}$  um coeficiente estatisticamente significativo e com o sinal apropriado de acordo com a hipótese de Kuznets; a variável  $X_{2it}$  tem o sinal apropriado, mas não é significativa; a variável  $X_{3it}$  é significativa e tem o sinal apropriado mostrando que regiões com participações maiores da célula  $C$  tendem a apresentar maior concentração de renda (não nos parece muito claro a base teórica para tal resultado); finalmente, a variável  $X_{4it}$  é também significativa mas também sua base teórica não é muito clara. A variável  $X_{4it}$  talvez possa ser explicada, primeiramente, pelo fato que as regiões mais pobres são as que geralmente tem maiores famílias. Adicionalmente, no caso do Brasil, talvez não seja incorreto supor que as famílias mais numerosas são encontradas predominantemente nas camadas de renda mais baixa. O sinal do coeficiente de  $X_{4it}$  pode então ser considerado apropriado.

Julgaremos agora a validade do *pooling* realizado para a estimação da equação (8).

Neste sentido, testaremos a hipótese de haver mudanças estruturais na interseção da equação (8) causada por variações temporais, isto é, suporemos a especificação:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \sum_{j=1}^k \alpha_j D_{jit} + \mu_{it} \tag{10}$$

onde:

$$D_{jit} = \begin{cases} 1 & \text{se a observação pertence ao tempo } t = j, \\ \text{para } t = 1, 2, \dots, T - 1 \\ 0 & \text{se a observação pertence ao tempo } K \neq t \end{cases}$$

Obtivemos como resultado:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & 0,829 - 0,01042 X_{1it} - 0,00264 X_{2it} + 0,02452 X_{3it} \\
 & (0,0010) \quad (0,00279) \quad (0,00442) \\
 & (F=104,00) \quad (F=0,88) \quad (F=30,67) \\
 & - 0,08405 X_{4it} - 0,4743 D_{1it} - 0,2916 D_{2it} \\
 & (0,00271) \quad (0,03139) \quad (0,02743) \\
 & (F=9,61) \quad (F=228,24) \quad (F=113,05) \\
 & - 0,28416 D_{3it} - 0,03090 D_{4it} + \mu_{it} \quad (11) \\
 & (0,02725) \quad (0,02877) \\
 & (F=108,77) \quad (F=1,15)
 \end{aligned}$$

com:

$$R^2 = 0,9410 \quad SSR = 0,20119 \quad DF = 41$$

Na equação (11) todas as variáveis explicativas têm o sinal apropriado, embora  $X_{2it}$  não seja estatisticamente significativa.

Comparando-se os resultados obtidos em (9) e (11) através do teste  $F$ , semelhante ao que usamos para comparação do modelo (3) com o modelo (2), temos:

$$F = \frac{(1,94541 - 0,20119) / (45 - 41)}{0,20119 / 41} = 88,9$$

Este resultado significa que a especificação (10) foi superior a (8), isto é, as interseções estão diferindo significativamente entre as *cross-section*.

A interpretação deste resultado é bastante interessante. A constante de um modelo econométrico significa a influência de outras variáveis não incorporadas ao modelo sobre a variável dependente. Logo, nossos resultados indicam que outros fatores não considerados pela equação estão incidindo sobre o índice de redundância de Theil. Observando os valores dos coeficientes das variáveis *dummy* vemos que estes aumentam com  $j$  (ano) isto é, estas variáveis estão agindo no sentido de aumentar o índice de concentração com o correr do tempo (período 70-74).

A equação (11) nos permite detectar a influência das variáveis explicativas  $X_{1it}$ ,  $X_{2it}$ ,  $X_{3it}$  e  $X_{4it}$  mas, infelizmente, não tem poder de previsão devido às mudanças estruturais da interseção.

Supondo que o pesquisador, além de querer determinar as influências destas variáveis, deseja também fazer algum tipo de previsão, e como foi observado que as variáveis *dummy* indicam um aumento da variável dependente no tempo, introduziremos o tempo no modelo.

Tem-se a hipótese:

$$Y_{it} = B_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_j X_{jit} + \alpha t + \mu_{it} \quad (12)$$

onde:

$t$  = tempo

Obtivemos o resultado:

$$\begin{aligned} Y_{it} = & 0,22554 - 0,00640 X_{1it} - 0,00207 X_{2it} + 0,01230 X_{3it} \\ & (0,00106) \quad (0,00277) \quad (0,00442) \\ & (F=36,36) \quad (F=0,560) \quad (F=7,733) \\ & + 0,01066 X_{4it} + 0,15307 t + \mu_{it} \\ & (0,02342) \quad (0,00814) \\ & (F=0,14) \quad (F=353,25) \end{aligned} \quad (13)$$

com:

$$R^2 = 0,9369 \quad SSR = 0,21548 \quad DF = 44$$

Comparando-se os resultados obtidos em (13) e (9) através do teste  $F$ , temos:

$$F = \frac{(1,94541 - 0,21548) / (45 - 44)}{0,21548 / 44} = 353,24$$

confirmando que o *pooling* é inadequado.

Comparando-se os resultados de (13) com (11), temos

$$F = \frac{(0,21548 - 0,20119) / (44 - 41)}{0,20119 / 41} = 0,9707$$

que é menor que o valor tabelado de  $F = 2,83$  ( $\alpha = 0,05$ ,  $n_1 = 3$ ,  $n_2 = 41$ ) nos dizendo que (11) não é estatisticamente superior a (13), isto é, à hipótese da linearidade em função do tempo é aceitável no período considerado.

Na equação (13) a variável  $X_{4it}$  se tornou justamente com  $X_{2it}$  não estatisticamente significativa mostrando que há uma redução no tamanho médio da família com o tempo ( $X_{4it}$  é negativamente correlacionada com  $t$ ).

A equação (13) nos permite concluir que, prevalecendo as condições do período (70-74), há um aumento anual de 0,153 no índice de redundância de Theil, mantendo-se também a condição *coeteris paribus* em relação às variáveis explicativas do modelo.

Conforme foi dito no início do trabalho, nosso objetivo não foi o de estudar o problema da concentração de renda, mas sim o de mostrar os critérios estatísticos de testes de especificações. Neste sentido deixaremos ao leitor o aprofundamento de nossas especificações sobre a concentração de renda no Brasil.

## BIBLIOGRAFIA

- CHRIST, C. F. (1966) — *Econometric Models and Methods*, John Wiley, Estados Unidos da América. pp. 103-104, notas de pé de página 43, 44.
- FISHER, F. M. (1970) — Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: an expository note, *Econometrica* 38, pp. 361-6.
- JOHNSTON, J. (1972) — *Econometric Methods*, McGraw-Hill Book Company, Edição Internacional, pp. 168-169.
- KUZNETS, S. (1963) — Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations, *Economic Development and Cultural Change*, vol. II, jan. pp. 1-80.
- KRAVIS, I. B. (1960) — International Differences in the Distribution of Income, *Review of Economics and Statistics*, vol. 42, Dec, pp 408-416.
- MADDALA, G. S. (1977) — *Econometrics*, McGraw-Hill, pp. 322-326.
- SAHOTA, G. S. (1978) — Theories of Personal Income Distributions: A Survey, *Journal of Economic Literature*, vol 16, n.º 1, Mar., pp. 1-55.
- THEIL, H (1967) — *Economics and Information Theory*, North-Holland, chapter 4.
- WILTON, D. A. (1975) — Structural Shift with and Interstructural Transition Function, *Canadian Journal of Economics*, VIII, n.º 3, Aug. pp. 423-32.

## Bibliografia

### PUBLICAÇÕES EDITADAS POR ÓRGÃOS DO IBGE DE INTERESSE PARA A ESTATÍSTICA NO PERÍODO DE JULHO — SETEMBRO DE 1979 \*

#### DEPARTAMENTO DE EDITORAÇÃO — DEDIT

- |  |   |
|--|---|
| 31(81) (05)<br>BOLETIM ESTATÍSTICO. Rio de Janeiro, v. 35, n. 140, out./dez. 1977. Trimestral. | REVISTA BRASILEIRA DE ESTATÍSTICA Rio de Janeiro, v. 39, n. 156, out./dez. 1978; v. 40, n. 157/158, jan./jun. 1979. |
|--|---|

#### DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICAS AGROPECUÁRIAS — DEAGRO

- |  |   |
|--|---|
| 31:636/638(811)<br><i>Produção da pecuária municipal</i><br>— 1977. Rio de Janeiro, 1979.<br>5 v., tab. v. 5, t. 1 Região Norte. | 311.213.1:63(813.5)<br><i>Censo agropecuário: Alagoas.</i> Rio de Janeiro, 1979. 377 p., tab. (Censos econômicos 1975. Série regional, v. 1, t. 11) |
| 31:636/638(812/814)<br>———. v. 5, t. 2 Região Nordeste.  | 311.213.1:63(814.1)<br>———. <i>Sergipe.</i> Rio de Janeiro, 1979. 377 p., tab. (Censos econômicos 1975. Série regional, v. 1, t. 12)                |
| 31:636/638(815/816.1)<br>———. v. 5, t. 3 Região Sudeste.   | 311.213.1:63(816.4)<br>———. <i>Santa Catarina.</i> Rio de Janeiro, 1979. 702 p., tab. (Censos econômicos 1975. Série regional, v. 1, t. 19).        |
| 31:636/638(816.2/.5+817)<br>———. v. 5, t. 4 Região Sul e Centro-Oeste.   |   |
| 31:636/638(81)<br>———. v. 5, t. 5 Brasil.  |   |

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

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 1978 a março de 1979.* Rio de Janeiro, 1979. 33 p., tab. Mimeografado.

———. *julho de 1978 a junho de 1979.* Rio de Janeiro, 1979. 34 p., tab. Mimeografado.

31:69(81)

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

———. *janeiro a junho de 1979.* Rio de Janeiro, 1979.

ATIVIDADE DE SIMULAÇÃO NA ÁREA  
ECONÔMICO-DEMOGRÁFICA DO IBGE

*Série Estudos e Pesquisas, vol 3 IBGE, Diretoria Técnica/SUEGE, Rio de Janeiro, 1979, 87 p.*

Reunindo os resultados mais recentes da pesquisa sobre simulação e modelagem em Economia e Demografia, desenvolvida no âmbito da Divisão de Estudos de Simulação da SUEGE, o IBGE lançou a obra *Atividade de simulação na área econômico-demográfica no IBGE*, que constitui o volume n.º 3 da série "Estudos e Pesquisas". A pesquisa resultou de convênio firmado entre o IBGE e a Organização Internacional do Trabalho (OIT), ao qual associou-se posteriormente o United Funds for Population Activities (UNFPA).

A exposição (o órgão autor refere-se à obra como a um relatório de atividades) foi organizada refletindo a ordem cronológica dos estudos, realizados ou em elaboração, e apresenta diferentes níveis de detalhamento. Assim, foram desenvolvidos três modelos, sendo que

o primeiro, denominado "Modelo Nacional ou Modelo IBGE/OIT" foi objeto de abordagem mais ampla, no sentido de definir o tipo e o âmbito da pesquisa, fornecendo também maior volume de resultados numéricos e de comentários. Como prolongamento desse modelo, é apresentado o "Modelo Regional" e, como última parte, o "Modelo Macro", que visa ao estudo de tópicos na área econômica mais relevantes no curto e médio prazos (no Modelo Nacional as questões econômicas e demográficas são enfocadas a longo prazo e de forma integrada).

Os modelos Nacional e Macro acham-se já implementados e o Regional em fase de pesquisa e formulação. Em anexo, ao final do volume, são apresentadas as equações de comportamento que objetivam transmitir, de forma comple-

ta, o tipo de relações funcionais do modelo e suas componentes mais dinâmicas.

Na formulação do projeto adotou-se uma linha quantitativa com características de simulação, ou seja, experimental, no estudo integrado dos fenômenos estatístico-

demográficos. Essa definição foi influenciada por uma das principais conclusões da Conferência Mundial de População, realizada em 1974, segundo a qual “políticas populacionais deveriam ser integradas no planejamento do desenvolvimento”.

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: Mauro Pereira de Mello

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