

pesquisa e planejamento econômico

volume 7 • agosto 1977 • número 2

Fecundidade e mortalidade no Brasil entre 1960/70: estimativas para microrregiões*

MANOEL AUGUSTO COSTA **

1 — Introdução

A falta de um sistema eficiente de registros vitais no País tem impedido a realização de estudos demográficos para microrregiões e municípios brasileiros, particularmente estudos e estimativas de fecundidade e mortalidade, sendo que o conhecimento dessas variáveis se impõe não somente com vistas à melhor compreensão do processo demográfico nacional, mas sobretudo como elemento fundamental na elaboração do planejamento econômico e social micror-

* Alcindo Paulo participou do levantamento de dados e cálculos básicos. Carmen Falcão Argolo foi a responsável pela parte computacional.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

Pesq. Plan. Econ. Rio de Janeiro, 7 (2) 261 a 290 ago. 1977

regional ou municipal, isto é, a realização de planos regionais ou locais estará altamente prejudicada se o planejador não puder avaliar pelo menos aproximadamente essas duas variáveis, já que ambas interferem tanto nas tendências futuras da população total como ainda nas tendências e estrutura etária, tanto da população em idade escolar quanto da economicamente ativa.

Em outras palavras, a obtenção de estimativas dessas duas variáveis permitirá a elaboração de planos regionais e microrregionais mais objetivos.

Apenas como ilustração: Alguém encarregado de elaborar um plano para uma determinada microrregião ou município, contando com uma estimativa da vida média ao nascer, poderá adotar uma tábua de mortalidade segundo o modelo da ONU, com a mesma vida média ao nascer, para estimar a mortalidade da população por faixas etárias. Esse elemento é fundamental, por exemplo, para analisar e avaliar taxas de entrada e saída da população na força de trabalho, medir o impacto das migrações nesse contingente, e daí aferir maior objetividade na análise das tendências do mercado de trabalho.

O conhecimento do nível da fecundidade (Índice de Fecundidade Total) permitirá ao planejador adotar um ou dois modelos de estrutura etária de reprodução – com nível semelhante e calculado para Estados, por exemplo – para melhorar suas estimativas de populações em idade escolar.

Embora exista uma gama de utilizações indiretas dos índices que avaliaremos neste trabalho, limitamo-nos apenas a estimá-los e a apreciar as divergências espaciais, sem efetuar outro tipo de aplicação prática. A exposição acima fica apenas como sugestão aos eventuais usuários deste trabalho.

Entretanto, as dificuldades para estimar variáveis demográficas não decorreram somente das deficiências do sistema de registros vitais. Alia-se a isso o fato de o Censo Demográfico de 1960 não ter sido integralmente apurado e publicado, o que dificultou a realização dessas estimativas, mesmo por métodos indiretos. A única alternativa para os estudiosos seria a realização de pesquisas diretas, sabidamente de natureza complexa e custos elevados.

Tal situação dificultou, inclusive, a realização de estudos dessa índole, mesmo em nível estadual, e somente com a divulgação dos resultados censitários de 1970 e a coincidência de terem sido recentemente desenvolvidas técnicas de estimação indireta da fecundidade e mortalidade com base em um único censo foi permitido que se preenchesse essa lacuna na demografia brasileira.

Em outras palavras, somente após a divulgação dos métodos Brass para estimar a fecundidade e mortalidade infantil, foi possível contar com estimativas estaduais — total, urbana e rural — desses fenômenos para a década que antecede a data de realização do censo.¹

Todavia, devemos acentuar que, mesmo sendo amplamente aceitas essas técnicas de estimação indireta da fecundidade e mortalidade infantil, os resultados obtidos por suas aplicações são às vezes encarados com certa reserva, e apenas como indicativos do provável nível dos dois fenômenos.

Isto porque, a exemplo de todo instrumental teórico, há uma série de hipóteses e restrições que devem ser implicitamente atendidas. Estas, no entanto, não são perfeitamente observáveis na prática, e claro que quanto maior a diferença entre a formulação teórica e a situação real, menor a confiança a ser depositada nos resultados obtidos com a sua aplicação prática.

Aparentemente, e face a alguns testes de consistência, podemos admitir que os resultados obtidos até aqui com a aplicação dos métodos Brass têm merecido boa dose de confiança, o que se reflete na quantidade de trabalhos que os utilizam.

A aplicação das técnicas desse autor em nível de microrregiões e municípios é dificultada por duas razões principais: (a) condicionantes básicas requeridas pelas técnicas Brass são mais difíceis de serem encontradas; e (b) mesmo havendo condições teóricas aceitáveis — porém difíceis de serem testadas — ficam muito elevados os custos para obter do IBGE as tabulações especiais requeridas para tal

¹ Para alguns comentários sobre a utilização dos métodos e as estimativas utilizadas neste trabalho, veja Manoel Augusto Costa, "Componentes do Crescimento Demográfico Urbano, Rural e Total entre 1960/70", in Josef Barat (ed.), *Política de Desenvolvimento Urbano: Aspectos Metropolitanos e Locais*, Série Monográfica (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1976), n.º 22, pp. 87-122.

utilização em todas as microrregiões, além de demandar um trabalho extremamente amplo e longo.

Entretanto, tendo em vista a necessidade e interesse de contar com estimativas, pelo menos aproximativas, dos níveis de fecundidade e mortalidade das populações segundo a microrregião, decidimos efetuar um exercício que, embora merecendo algumas restrições teóricas e práticas, permite estimar com certo grau de confiança o nível dos dois fenômenos entre 1960/70, tanto no aspecto microrregional, como aqui o faremos, como no municipal.

Essas estimativas são obtidas a partir de regressões lineares transversais (*cross-section*) conseguidas entre estimativas dos Índices de Fecundidade Total (IFT) e Vida Média ao Nascer (VM) estadual com outras características demográficas de fácil obtenção nos censos, respectivamente.

Essas regressões relacionam as estimativas do IFT e Vida Média disponíveis e obtidas pela aplicação das técnicas de Brass e se referem ao período decenal entre 1960/70. Os demais dados ou variáveis independentes constituem estatísticas obtidas diretamente das publicações do censo, algumas delas de caráter estrutural.

As regressões foram realizadas pelo método *stepwise*, a fim de garantir obtenção de maiores coeficientes de regressão com menor número de variáveis independentes.

Neste ponto vale a pena enfatizar que o objetivo central do trabalho é a obtenção de estimativas do IFT e Vida Média para microrregiões e municípios para o período 1960/70, e não procurar relações estruturais e explicativas entre as variáveis.

Esta colocação é fundamental para a compreensão e aceitação do exercício. Isto porque, como veremos adiante, algumas variáveis poderiam ser aceitas como explicativas dos fenômenos, embora não incursionemos no assunto, ou seja, enquanto no nosso caso o que nos importa é o valor de R^2 , no de pesquisa de relações estruturais entre variáveis deveríamos dar maior ênfase aos parâmetros da regressão, analisando não apenas os seus sinais, mas, sobretudo, sua significação estatística. Enfim, nesta hipótese estaríamos diante de um problema tipicamente econométrico envolvendo, portanto, a idéia de formulação de modelos explicativos. No nosso caso estamos diante de um problema meramente estatístico em que o objetivo é estimar ou

projetar variáveis com um intervalo de confiança e um grau de significação fixados.

Dessa maneira, utilizamos o método *stepwise* e adotamos como último *step* aquele em que não ocorria nenhum aumento importante do R^2 , sem dar importância à significação dos parâmetros estimados.

2 — A regressão com a vida média ao nascer²

2.1 — Definição de variáveis

O trabalho sobre a vida média ao nascer — indicador mais sintético das condições de saúde e mortalidade da população — foi efetuado com base em estimativas do mesmo para os Estados em trabalho já mencionado.³

Como variáveis independentes foi adotado um conjunto de dados demográficos que se supõe estarem de alguma maneira relacionados com a mortalidade. Esta decisão indica de imediato que haverá elevada correlação entre as variáveis independentes, o que certamente se refletirá no resultado da regressão, via determinação dos parâmetros e sua ordem de entrada na equação. Entretanto, como nosso objetivo é tão-somente estimar a vida média ao nascer em

² Este trabalho já estava realizado quando tomamos conhecimento de estudo de natureza semelhante. Ver Luiz A. de Medeiros Frias e Renato J. Sarmiento Gadêlha, "Uma Avaliação Panorâmica da Mortalidade Brasileira a Nível Microrregional", in *Revista Brasileira de Estatística*, vol 36, n.º 143 (Rio de Janeiro: FIBGE, julho/setembro de 1975), pp. 385-406.

O leitor é advertido de que, embora o número da revista se refira a 1975, a sua publicação se deu ao final de 1976 ou início de 1977.

Assinale-se ainda que a natureza desse trabalho, embora utilizando modelos regressivos, tem tratamento acentuadamente distinto do nosso. Além disso, os autores não estimaram o IFT como aqui fazemos. Será interessante efetuar uma análise comparativa dos resultados, o que não ocorre aqui, muito embora seja nosso intento fazê-lo — pelo menos pessoalmente — com os mencionados pesquisadores.

³ Manoel A. Costa, *op. cit.*

nível microrregional (ou mesmo municipal), a inclusão de variáveis independentes com essa característica, ao invés de se constituir num impasse, permite que se obtenha mais rapidamente a estabilização do R^2 .

As variáveis independentes testadas neste exercício foram as seguintes:

a) Proporção do número de filhos mortos em relação ao total de filhos tidos (X_1);⁴ é patente que esta variável deve estar alta e negativamente correlacionada com a VM, em que pesem os eventuais erros de declaração existentes na informação censitária. Neste ponto vale a pena lembrar que o método Brass parte exatamente dessas relações segundo a idade das mães. A partir daí, e com base em funções teóricas da fecundidade, introduz certas correções que conduzem à estimativa da mortalidade de crianças.

b) Proporção do número de crianças com menos de cinco anos de idade em relação ao total de filhos tidos (X_2); este dado, devido à sua natureza, deve ter correlação positiva com a mortalidade, embora seja altamente afetado por várias causas, entre elas: (i) erros de subenumeração no número de crianças menores de cinco anos de idade; (ii) erros por omissão na declaração de número de filhos tidos; e (iii) efeitos de fenômenos migratórios.

Deve ser esclarecido que a adoção desses indicadores, a nível microrregional ou municipal, envolve implicitamente a idéia de que os erros mencionados acima são relativamente iguais em todos os níveis espaciais. Quando utilizamos, por exemplo, a proporção de menores de cinco anos em relação ao total de filhos tidos, estamos diante de uma situação em que, se ocorrerem variações recentes e distintas na mortalidade das regiões, os resultados serão afetados sem que o analista tenha possibilidades de detectá-los ou isolá-los. Provavelmente seria preferível tomar a proporção do número de crianças com menos de cinco anos de idade em relação, somente, com o número de

⁴ Teoricamente, seria preferível fazer a relação apenas com os filhos nascidos vivos. Infelizmente, só depois de realizados todos os cálculos é que nos apercebemos de que ocorrera esse tipo de engano. Tendo em vista os custos computacionais e os resultados obtidos, decidimos não refazer o estudo. A falha não prejudica os propósitos do trabalho.

filhos tidos por mulheres com no máximo 30 anos de idade, uma vez que essa relação refletiria mais convenientemente a mortalidade de crianças no passado mais recente. Infelizmente, esse dado não é publicado pelo Departamento de Censos para as microrregiões.

Finalmente, as migrações também podem se constituir em fator perturbante, no sentido de não contribuir significativamente para as variações da VM em consequência das grandes disparidades espaciais do fenômeno, tanto em volume quanto em características de migrantes.

As quatro variáveis restantes incluídas no teste constituem medidas da estrutura etária da população, e foram englobadas tentativamente e de diversas maneiras, em que pese o conhecimento prévio de que elas têm pouca relação com a mortalidade. Pelo contrário, a estrutura etária da população é muito mais afetada pela fecundidade e migrações internas do que pela mortalidade. Essas variáveis foram as seguintes:

- c) Proporção de mulheres de 20-29 anos em relação ao número das de 15-49 anos de idade (X_3).
- d) Proporção de pessoas de 15-30 anos em relação à população com 15 e mais anos de idade (X_4).
- e) Proporção de pessoas com 30-49 anos em relação à população com 15 e mais anos de idade (X_5).
- f) Proporção de pessoas com 50 e mais anos de idade em relação ao número de pessoas com 15 e mais anos (X_6).

Os testes mencionados foram realizados para a população total, urbana e rural, a fim de serem observadas eventuais diferenças nas regressões, fato que, como veremos adiante, são negligenciáveis mercê da elevada correlação entre as variáveis.

2.2 — Os coeficientes de correlação

Como esperado, a vida média está alta e negativamente correlacionada com a proporção de filhos mortos (X_1), enquanto todas as demais variáveis apresentam correlações consideravelmente baixas com a vida média ao nascer. O mesmo se dá quando analisamos as correlações,

tanto nas populações urbanas como nas rurais. Os resultados mostram de modo objetivo o fato, já amplamente reconhecido em demografia, de que o nível de reprodução constitui o principal fator determinante da estrutura etária das populações e de que a mortalidade tem um efeito apenas residual na conformação dessa estrutura. Daí os baixos níveis de correlação entre vida média e todas as variáveis que refletem a estrutura etária da população.

Os coeficientes de correlação entre variável dependente e independente são apresentados na Tabela 1, destacando-se as correlações relativamente baixas entre a vida média e a variável X_2 (proporção de menores de cinco anos de idade em relação ao número total de filhos tidos).

TABELA 1

Coefficientes de correlação de primeira ordem entre a vida média (1960/70) e outras variáveis, entre populações total, urbana e rural, segundo as unidades federativas

População	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6
Total.....	-0,9518	0,1546	-0,2003	-0,0105	0,3831	-0,1439
Urbana.....	-0,9559	0,1984	-0,0142	0,0543	0,4544	-0,1592
Rural.....	-0,9792	0,3178	-0,2794	0,2020	0,2775	-0,2507

Observa-se na tabela a ocorrência de correlações inversas entre VM e as variáveis X_3 e X_6 . No primeiro caso, isto é, a correlação inversa da VM com a proporção de mulheres com idades jovens no conjunto das em idades reprodutivas (20-29 em relação àquelas entre 15-50 anos), essa relação é certamente inversa e decorre do alto nível reprodutivo das pessoas jovens da faixa etária fértil. Assim, a esse maior nível reprodutivo aumenta a probabilidade de morte de crianças. A comparação dessas correlações nos meios urbano e rural parece confirmar a hipótese, pois, como se sabe, a fecundidade urbana é menor do que a rural, particularmente no início do período reprodutivo. Daí a correlação ser menor na cidade do que no campo.

A correlação inversa entre a VM e a proporção de pessoas com 50 e mais anos de idade em relação à população de 15 e mais anos é de certa forma inesperada. O sinal negativo dessa correlação deve ter decorrido do fato de não tomarmos a proporção de idosos em relação à população total e assim ter sido introduzido algum viés na relação entre as variáveis. Entretanto, ainda vale a pena insistir em que o resultado mostra haver pequena relação entre mortalidade e estrutura etária da população, fato já assinalado anteriormente e bem conhecido no campo dos estudos demográficos.

A análise das correlações entre as variáveis independentes na população total mostra efeitos de colinearidade para as regressões, bem como apresenta alguns resultados interessantes, conforme apontado na Tabela 2.

A primeira vista, a elevada correlação positiva entre X_2 e X_4 decorre do fato de nenhuma das duas se relacionar com a VM. Isto faz-nos pensar que ambas se relacionam mais diretamente com a fecundidade e/ou com a estrutura etária.

TABELA 2

Correlação de primeira ordem entre variáveis na regressão para a população total

Variáveis	VM	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6
VM	1,0000	—	—	—	—	—	—
X_1	-0,9518	1,0000	—	—	—	—	—
X_2	0,1546	-0,3225	1,0000	—	—	—	—
X_3	-0,2003	0,1029	0,5639	1,0000	—	—	—
X_4	0,0105	-0,1481	0,9162	0,6154	1,0000	—	—
X_5	0,3831	-0,2451	-0,4012	-0,2532	-0,5565	1,0000	—
X_6	-0,1439	0,2639	-0,8744	-0,7096	-0,9016	0,1723	1,0000

A primeira vista pode parecer difícil explicar a forte correlação negativa entre X_4 e X_6 . Neste caso, ambas as variáveis têm pouca correlação com a mortalidade, embora com sinais contrários. O que parece acontecer é que, sendo ambas indicadoras da composição etária, é natural essa forte relação, e deve-se esperar que ambas estejam estritamente ligadas com a fecundidade.

2.3 — Dos coeficientes de regressão e dos parâmetros estimados

Os resultados obtidos pelo exercício de regressões em *stepwise* permitem observar que a regressão linear de X_1 em VM tem elevado poder de explicação de sua variância em todos os três casos (população total, urbana e rural), sendo menor quando tomamos a população total, assim mesmo da ordem de 0,9058.

A observação dos resultados ainda permite constatar que, além do R^2 ser elevado logo com a primeira variável introduzida na equação, ele fica praticamente estável já a partir do segundo *step*, em todos os casos. No entanto, é interessante notar que, enquanto entre as populações urbana e rural a variável X_4 é incluída no segundo *step*, no caso da população total se inclui a variável X_2 nesse mesmo estágio (a variável X_4 entra na regressão somente no quarto *step*). É claro que este resultado não surpreende em face da correlação anotada entre X_2 e X_4 , e embora não tenha sido testado podemos crer neste caso que a substituição de X_2 por X_4 nesse *step* resultará num R^2 muito próximo dos 0,9317, obtido com a inclusão de X_2 .

Apenas para ilustração, damos na Tabela 3 os valores de R^2 para cada população até o terceiro *step* e os respectivos parâmetros e valores de F em cada caso.

TABELA 3

Regressões entre vida média ao nascer e diversas variáveis para as populações total, urbana e rural das unidades federativas

População	Step	Equações	R^2	F
Total.....	1.º	75,5721 — 94,5221 X_1	0,9058	230,913
	2.º	83,1904 — 99,9664 X_1 — 36,9644 X_2	0,9317	156,975
	3.º	65,3027 — 95,8232 X_1 — 25,3314 X_2 + + 44,4028 X_3	0,9385	111,984
Urbana....	1.º	76,0053 — 93,5470 X_1	0,9138	254,507
	2.º	86,7908 — 97,3478 X_1 — 19,9066 X_4	0,9416	185,598
	3.º	92,0797 — 96,6945 X_1 — 26,3402 X_4 — — 13,2186 X_3	0,9426	120,353
Rural.....	1.º	75,7615 — 98,0232 X_1	0,9388	535,617
	2.º	83,8300 — 99,8529 X_1 — 15,1691 X_4	0,9631	286,825
	3.º	80,4743 — 99,3259 X_1 — 14,9465 X_4 + + 9,3128 X_3	0,9634	184,274

Como observado, os valores de F são significantes ao nível de 5% de confiança em todos os casos, e há certa proximidade nos valores dos parâmetros estimados para as três populações no primeiro *step*.

Finalmente, e apenas como informação adicional do exercício, destaca-se que os parâmetros estimados não diferem significativamente de zero (via teste t) a partir do terceiro *step* entre as populações urbana e total, enquanto que na população rural o parâmetro da segunda variável já seria rejeitado se pretendêssemos contar com um modelo explicativo da determinação de VM.

Tendo em vista os resultados e os nossos objetivos, parece suficiente trabalhar com as equações obtidas no segundo *step*. Todavia, faremos neste trabalho a aplicação prática somente para a população total das microrregiões, deixando apenas indicada as equações referentes às populações urbanas e rurais, já que os dados necessários não são publicados pelo Departamento de Censos.⁵

3 — As regressões com o índice de fecundidade total

3.1 — Definição de variáveis

Como anteriormente assinalado, o presente trabalho tem como objetivo central a pesquisa de uma regressão entre os Índices de Fecundidade Total (IFT) e outras variáveis que sejam disponíveis tanto microrregionalmente como segundo os municípios. Isto com o objetivo de permitir a obtenção de estimativas desse indicador nesses níveis espaciais, embora o façamos apenas para a população total das microrregiões, isto é, a exemplo do que ocorreu com a realização das regressões em que a VM ao nascer se constituiu em variável depen-

⁵ De qualquer maneira, são valiosas as equações para as populações urbana e rural, pois será muito mais barato e rápido obter tabulações especiais das duas variáveis requeridas do que os dados completos para aplicar diretamente o método Brass.

dente, também não se objetivou aqui pesquisar o modelo explicativo do fenômeno, mas apenas um modelo regressivo para fins estimativos.

No presente caso incluímos sete variáveis facilmente obtidas no censo e que, segundo critérios teóricos, deviam manter forte correlação com o nível da reprodução, sendo algumas delas de natureza estrutural.

Essas variáveis foram as seguintes:

a) Relação entre o número de nascidos vivos no ano anterior ao censo e o número de mulheres em idade fértil (X_1). É fácil antever que esta variável está altamente correlacionada com o IFT, e, rigorosamente, se as informações fossem absolutamente corretas, essa seria a própria medida da reprodução.

Entretanto, erros de declaração do número de nascidos vivos, em particular por causa de erros de referência de período, introduzem deficiências nas estimativas, fato que gerou o desenvolvimento da técnica Brass de estimação da fecundidade.

b) Proporção entre o número de mulheres de 15 a 30 anos em relação às de 15 a 49 anos (X_2). A inclusão desta variável no teste decorreu de duas hipóteses, a saber: (i) a relação reflete um traço da composição etária da população, e assim deve estar correlacionada com a reprodução; e (ii) espera-se que nas áreas onde haja maior proporção de mulheres nas idades jovens, maior será o nível da reprodução.

c) Proporção de menores de cinco anos de idade na população total (X_3). Esta variável reflete de forma indireta o padrão da fecundidade no passado recente, sendo, porém, geralmente afetada por erros de subnumeração e mesmo migrações em populações abertas. A sua inclusão nos testes implica aceitar tacitamente que esses erros são relativamente semelhantes em todas as áreas, ou que as eventuais diferenças são irrelevantes para o trabalho.

d) Relação entre o número de mulheres em idade fértil (15-49 anos de idade) e o número de homens de 20 a 59 anos de idade (X_4). A inclusão desta variável nos testes se prende à expectativa de que quanto menor essa relação maior será, provavelmente, a taxa de nupcialidade e, conseqüentemente, maior a reprodução. Além disso,

pode-se ainda esperar que nessas circunstâncias menor será também a idade média ao matrimônio, o que conseqüentemente produzirá um impacto positivo na fecundidade.

e) Variáveis que medem o nível educacional da população feminina maior de 10 anos de idade e expressas de cinco maneiras: (i) proporção de mulheres maiores de 10 anos de idade e que tenham pelo menos o curso primário completo (X_5); (ii) *idem*, com pelo menos o curso médio (1.º ciclo completo) (X_6); (iii) *idem*, com pelo menos o curso médio (2.º ciclo completo) (X_7); (iv) *idem*, com pelo menos o curso superior completo (X_8); (v) índice educacional da população feminina (X_9), obtido pela média aritmética simples de X_5 , X_6 , X_7 e X_8 . Como é fácil de constatar, esse índice dá maior peso à proporção de mulheres com curso superior completo e, decrescentemente, menor peso à proporção daquelas com menores níveis educacionais.

f) A taxa refinada de atividade econômica feminina, que é definida pela relação entre a população feminina economicamente ativa e a população do mesmo sexo com pelo menos 10 anos de idade (X_{10}). É de se esperar que esta variável esteja negativamente correlacionada com a reprodução, e o fato de trabalharmos com a taxa refinada diminui parcialmente o efeito das diferenças da composição etária da população sobre o indicador.

3.2 — Os coeficientes de correlação

Como esperávamos, existe elevada correlação entre o IFT e as variáveis independentes, salientando-se as correlações com as variáveis X_1 e X_3 . As correlações com as variáveis de educação somente têm importância com a população urbana e, conseqüentemente, com a população total, fato explicável pelo baixo nível educacional da população rural.

Sem entrarmos em maiores considerações sobre a matéria, parece suficiente recordar que os baixos níveis educacionais e de atividade econômica da população feminina rural são suficientes para explicar

a baixa correlação entre o IFT rural e as variáveis *proxy* dos dois fenômenos, e que a ocorrência de maiores erros nas variáveis X_1 e X_2 no meio rural do que no urbano também induz a menores correlações nessas populações.

Embora não sendo objeto de maior análise neste trabalho, vale a pena acentuar que a Tabela 4 permite especular hipoteticamente que os níveis educacional e de atividade econômica feminina só exercem efeito na fecundidade urbana, isto é, a área urbana seria um veículo ou meio indispensável para que essas variáveis pudessem ter efeito redutor na reprodução.

Destaca-se a elevada correlação entre o nível da fecundidade e quase todas as variáveis independentes, excetuando a X_1 (relação entre número de mulheres em idade fértil e homens de 20 a 59 anos), resultado de certa forma inesperado, pois pensávamos que essa medida nos desse uma *proxy* da nupcialidade e idade média ao casamento, variáveis sabidamente relacionadas com o nível do IFT.

As correlações do IFT com os diversos níveis educacionais sugerem que a educação superior acrescenta pouco ao provável efeito da educação primária na reprodução, e que esse processo de interação é semelhante ao da participação feminina na força de trabalho. Outrossim, a forte relação entre estas duas variáveis — educação e participação feminina na força de trabalho — por ser elevada, deve estar produzindo um mascaramento do efeito de cada uma variável sobre a reprodução.

Ademais, deve-se novamente acentuar que essas relações são invariavelmente maiores no meio urbano do que no rural, o que faz pensar que todo o processo tem de estar ligado com a urbanização, o que significa dizer renda e educação, para produzir efeitos redutores na fecundidade.

Finalmente, pode-se ainda acentuar a crescente correlação positiva entre participação feminina no mercado de trabalho e nível educacional, havendo forte correlação entre as variáveis independentes, como se pode observar na Tabela 5.

TABELA 4

Coefficientes de correlação de primeira ordem entre o IFT (1960/70) e as variáveis independentes nas populações total, urbana e rural, segundo as unidades federativas

População	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}
Total.....	0,9469	0,7975	0,8979	0,1321	0,8120	-0,7939	-0,7955	-0,7339	-0,8261	-0,7740
Urbana.....	0,9260	0,7888	0,8837	0,4689	-0,7154	-0,7921	-0,8006	-0,7048	-0,7359	-0,6784
Rural.....	0,8881	0,4247	0,6732	0,9325	-0,6960	-0,3624	-0,2455	-0,0250	-0,5887	-0,4642

TABELA 5

Correlações de primeira ordem obtidas na análise com a população total

Variáveis	IFT	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀
IFT	1,0000										
X ₁	0,9469	1,0000									
X ₂	0,7975	0,8454	1,0000								
X ₃	0,8979	0,8459	0,9453	1,0000							
X ₄	0,1321	0,0775	-0,1071	-0,1036	1,0000						
X ₅	-0,8120	-0,8027	-0,6274	-0,6932	-0,3586	1,0000					
X ₆	-0,7939	-0,7748	-0,6976	-0,7294	-0,1898	0,9055	1,0000				
X ₇	-0,7955	-0,7654	-0,6847	-0,7251	-0,1391	0,8712	0,9845	1,0000			
X ₈	-0,7339	-0,6974	-0,6432	-0,6731	-0,1237	0,8150	0,9720	0,9617	1,0000		
X ₉	-0,8261	-0,8115	-0,6671	-0,7232	-0,2998	0,9868	0,9617	0,9371	0,8932	1,0000	
X ₁₀	-0,7740	-0,7377	-0,6238	-0,6994	-0,0820	0,6886	0,7683	0,7833	0,7862	0,7381	1,0000

3.3 — As regressões e parâmetros estimados

O menor coeficiente de determinação é encontrado na população rural, embora seu nível, mesmo no primeiro *step*, possa ser considerado elevado (0,7882) para os nossos propósitos.

TABELA 6
Regressões entre o IFT e outras variáveis

População	Step	Equações	R ²	F
Total...	1.º	$-0,4413 + 48,9296 X_1$	0,8965	207,998
	2.º	$1,4564 + 42,6115 X_1 - 5,7962 X_{10}$	0,9091	114,973
	3.º	$0,2311 + 41,2664 X_1 - 6,7043 X_{10} + 1,3524 X_4$	0,9161	80,070
Urbana...	1.º	$-0,5742 + 52,3842 X_1$	0,8576	144,493
	2.º	$1,8198 + 40,9736 X_1 - 21,2137 X_7$	0,8961	99,169
	3.º	$-1,4878 + 36,3917 X_1 - 19,1162 X_7 + 6,3715 X_2$	0,9030	68,234
Rural...	1.º	$0,7710 + 40,9141 X_1$	0,7887	82,126
	2.º	$3,4786 + 63,5534 X_1 - 37,5300 X_3$	0,8529	60,835
	3.º	$1,7300 + 59,4100 X_1 - 29,0432 X_3 + 0,9066 X_4$	0,8609	41,253

A exemplo do que aconteceu no estudo com a mortalidade, registram-se algumas diferenças na ordem da inclusão das variáveis nos três grupos de população. Enquanto X_1 , X_{10} e X_4 são as três primeiras variáveis incluídas na regressão com a população total, na regressão com a população urbana encontramos X_1 , X_7 e X_2 , e com a rural X_1 , X_3 e X_4 , respectivamente.

Os resultados acima são interessantes, sobretudo pelo fato de a educação somente aparecer com certo grau de importância para determinar o IFT da população urbana. Por outro lado, observa-se, graças ao critério implícito do método das regressões em *stepwise*, que X_7 (segundo ciclo educacional) exerce maior influência sobre a reprodução do que os demais níveis educacionais na explicação da variância da reprodução no meio urbano. Embora este artigo não tenha por objetivo a análise estrutural ou causal da fecundidade,

o resultado obtido faz-nos pensar que a educação só começa a produzir declínio na reprodução após determinado nível de interação — em níveis não muito baixos — entre urbanização e educação.

Isto parece se confirmar quando notamos, como já observado, a menor correlação entre educação e o IFT no meio rural, e de que o nível educacional desta população entra na regressão somente no quinto *step* e sob a forma de X_6 (1.º ciclo de educação), elevando, no entanto, o R^2 apenas residualmente, para atingir 0,8790 (no 3.º ciclo já era de 0,8609).

Como no estudo da vida média, vemos que os coeficientes de regressão não são significativos a partir do terceiro *step* nas regressões, com a população total e urbana, enquanto que com a rural já se torna não significativo a partir do segundo.

Para fins de estimação do IFT das populações totais das microrregiões do País, usaremos apenas a equação correspondente ao segundo *step*, por considerá-la suficiente para os nossos propósitos.

4 — Estimativas microrregionais — aplicação das regressões

4.1 — Vida média ao nascer

Conforme assinalado anteriormente, decidiu-se estimar os níveis de vida média ao nascer, entre 1960/70, das populações microrregionais aplicando a equação de regressão obtida no segundo estágio (*step*) do exercício por considerar o valor de R^2 (0,9317) elevado e por observar que o mesmo permanecia praticamente estável a partir desse estágio, obtendo-se o R^2 corrigido igualmente elevado em 0,9258.

A equação assim obtida ficou expressa da seguinte maneira:
$$\bar{e}_o^i = 83,1904 - 99,9664 X_1^i - 36,9644 X_2^i,$$
 onde \bar{e}_o^i = vida média ao nascer, X_1 = proporção de filhos mortos em relação ao total de filhos tidos e X_2 = proporção de crianças menores de cinco anos de idade em relação ao total de filhos tidos, sendo que o índice i se refere às microrregiões.

A análise da variância efetuada com os resultados indica ser plenamente satisfatória para os nossos objetivos a aplicação dessa equação em nível microrregional. Anota-se um valor de F extrema-

TABELA 7
Análise da variância

Origem da Variação	Graus de Liberdade	Soma dos Quadrados	Variância	F
Regressão.....	2	839,5232	419,7616	156,9755
Resíduo.....	23	61,5033	2,6741	—
Total.....	25	901,0265	36,0411	—

mente elevado e estatisticamente significativo ao nível de 1% de confiança. Os testes de *student* aplicados aos parâmetros da regressão indicam que os mesmos também são estatisticamente diferentes de zero ao nível de 1%, e os sinais negativos podiam ser esperados, já que as variáveis incluídas são claramente inversamente relacionadas com a mortalidade.

Os coeficientes β obtidos dessa equação foram $-1,0066$ e $-0,1700$ para X_1 e X_2 , respectivamente, indicando que o efeito da variável X_1 sobre \bar{e}_0 é bem mais acentuado do que o efeito de X_2 .

Os resultados agregados da aplicação da equação de regressão aos dados microrregionais estão resumidos na tabela seguinte. Esses resultados, embora apontando que 60% da população nacional contassem com expectativa de vida ao nascer (\bar{e}_0) superior à média, também indicam que um contingente numeroso (de 21 milhões de pessoas) tinha mortalidade superior à média do País e extremamente elevada segundo os padrões internacionais, isto é, cerca de 22% da população nacional contavam com vida média ao nascer inferior a 52 anos, nível somente observado nas regiões menos desenvolvidas do mundo.

TABELA 8

Distribuição da população, área e microrregiões, de acordo com o nível estimado de vida média ao nascer no período 1960/70

Vida Média ao Nascer	População		Área		Microrregiões		
	(Anos)	(mil)	(%)	(mil km ²)	(%)	(N.º)	(%)
menos de 36		31	0,03	2	0,02	1	0,27
36 -> 40		730	0,78	22	0,26	6	1,67
40 -> 44		4 646	4,98	78	0,93	17	4,72
44 -> 48		6 321	6,78	107	1,27	20	5,55
48 -> 52		8 878	9,52	1 059	12,54	44	12,22
52 -> 56		16 224	17,41	2 939	34,78	81	22,51
56 -> 60		40 261	43,20	3 428	40,57	116	32,23
60 -> 64		10 712	11,49	595	7,03	48	13,33
64 -> 68		5 068	5,44	211	2,49	24	6,67
68 e mais		343	0,37	10	0,11	3	0,83

Os dados também permitem detectar objetivamente as amplas divergências espaciais da estrutura econômica e social do País, ao indicarem que, enquanto 11% da população contavam com \bar{e}_0 abaixo dos 48 anos, 17% já haviam ultrapassado os 60 anos.

Finalmente, deve-se assinalar que não há acentuada divergência entre as distribuições da população e da área territorial segundo os níveis de \bar{e}_0 , cuja comparação resulta num coeficiente de dissimilaridade de apenas 0,2039, o que sugere a ocorrência de certa contigüidade de microrregiões segundo o nível do fenômeno.

Antes de analisar a distribuição geográfica do fenômeno, o leitor é advertido de que essas estimativas pertencem a intervalos que variarão em função do intervalo de confiança⁶ probabilístico que se fixar e das variâncias dos valores estimados, o que poderá ser facilmente calculado para qualquer microrregião.

⁶ O intervalo de confiança é dado pela fórmula: $Y_e - t_{\alpha/2} \sqrt{\hat{V}_{11}} < \mu_{yz} < Y_e + t_{\alpha/2} \sqrt{\hat{V}_{11}}$, onde $\hat{V}_{11} = X' \hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1} X$, sendo X' a matriz linha com os elementos básicos, $(X'X)$ a matriz com os coeficientes das equações normais e $\hat{\sigma}^2 = 22,9997$ (extraído da tabela da análise da variância). Esta fórmula foi extraída do livro de Taro Yamane, *Statistics - An Introductory Analysis*, p. 974.

4.2 — Índice de fecundidade total (IFT)

A exemplo do que ocorreu com as estimativas da mortalidade, estimamos o IFT para as populações microrregionais, entre 1960/70, utilizando uma equação com apenas duas variáveis independentes, e que assumiu a seguinte forma:

$IFT^i = 1,4564 + 42,6115X_i^i - 5,7962X_{10}^i$, onde X_i = número médio de filhos tidos nascidos vivos no ano anterior em relação ao número de mulheres de 15 a 49 anos de idade e X_{10} = taxa refinada de atividade econômica feminina, expressa pela relação entre a população economicamente ativa feminina e a população feminina de 10 e mais anos de idade (*i* referindo-se à região).⁷

A análise da variância, apresentada na Tabela 9, indica claramente que os coeficientes de determinação são aceitos estatisticamente com o maior nível de confiança, já que o valor de *F* é extremamente elevado. O coeficiente R^2 atingiu o elevado valor de 0,9091 neste estágio de regressão e, quando corrigido, 0,8983, valor igualmente elevado como o coeficiente não corrigido.

TABELA 9
Análise da variância

Origem da Variação	Graus de Liberdade	Soma dos Quadrados	Variância	<i>F</i>
Regressão.....	2	56,9072	28,4536	114,9726
Resíduo.....	23	5,6921	0,2475	—
Total.....	25	62,5993	2,5040	—

Os testes de *student* aplicados aos coeficientes de regressão indicam que, enquanto o primeiro (coeficiente de X_i) é significativo em qual-

⁷ Decidiu-se manter os mesmos índices para as variáveis do que aqueles apresentados na primeira parte do estudo, para evitar confusão entre os leitores.

quer nível, o segundo (coeficiente de X_{10}) somente o é ao nível de 5%, ainda satisfatório para nossos propósitos. Os sinais dos coeficientes podiam ser previamente indicados, e nesta equação somente não nos agrada a inclusão de X_{10} , que nos parece muito mais uma variável explicativa do nível do fenômeno do que uma variável indicativa do processo, como pretendíamos ao princípio do exercício.

Neste caso, e apenas como sugestão para o leitor, consideramos que talvez fosse mais interessante substituir a variável X_{10} pela X_4 (proporção de mulheres de 15-49 anos em relação às de 20-54 anos), ou pela X_3 (proporção de pessoas menores de cinco anos em relação à população total), que entraram no terceiro e quarto *step*, respectivamente, por causa da sua natureza. Isto provavelmente não reduziria significativamente o valor de R^2 , e teríamos duas variáveis mais assemelhadas quanto à natureza do que no caso adotado.

Os coeficientes β obtidos na regressão foram 0,8246 e -0,1657, respectivamente, e indicam que os efeitos das variações de X_1 são muito mais importantes do que os de X_{10} sobre a variável dependente.

As estimativas dos IFT microrregionais obtidas pela aplicação da equação de regressão estão resumidas agregadamente na Tabela 10.

TABELA 10

Distribuição da população, área e microrregiões, segundo o nível estimado do IFT, entre 1960/70

Nível do IFT	População		Área		Microrregiões	
	(mil)	(%)	(mil km ²)	(%)	(N.º)	(%)
menos de 3	4.252	4,56	1	0,01	1	0,28
3 - 5	24.718	26,52	377	4,46	53	14,72
5 - 7	31.055	33,31	1.452	17,19	109	30,27
7 - 9	28.280	30,34	4.351	51,49	152	42,22
9 - 11	4.878	5,23	2.267	26,82	44	22,22
11 e mais	31	0,03	2	0,02	1	0,28

Os resultados são conclusivos na medida em que indicam que 69% da população brasileira ainda contavam com um IFT entre 1965/70 acima de 5, nível que pode ser considerado extremamente elevado no cenário internacional.

É claro que os resultados não são surpreendentes, tendo em vista nossas estimativas para os Estados,⁸ e fica bem evidenciado que é pouco comum o planejamento familiar entre as famílias brasileiras, provavelmente por causa do seu baixo nível educacional e do pouco conhecimento sobre o assunto. O coeficiente de desigualdade entre as distribuições detalhadas da população e área segundo o nível do IFT resulta em 0,4274, isto é, valor relativamente alto e bem mais elevado do que o obtido para a esperança de vida ao nascer, mostrando que há maior divergência espacial no que diz respeito à reprodução do que quanto à mortalidade.

4.3 — As estimativas de \bar{e}_0 e IFT segundo grandes regiões

A Tabela 11, que apresenta a distribuição relativa das populações microrregionais, segundo as regiões e níveis do IFT, é contundente no sentido de sintetizar objetivamente as diferenças regionais do processo reprodutivo.

Na prática, somente o Sudeste e o Sul apresentam populações com o IFT abaixo de 5, isto é, nível reprodutivo pouco acima da média universal, embora ainda superior aos padrões reprodutivos de áreas desenvolvidas do mundo. A rigor, somente 10,7% da população do Sudeste (425 mil pessoas) contavam com nível reprodutivo semelhante ao observado no mundo desenvolvido.

Inversamente, observa-se que a maioria das populações do Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentavam média de reprodução superior à mundial, no que diz respeito aos países menos desenvolvidos, a qual pode ser estimada em torno de 5,3 entre 1965/70. Criteriosamente, pode-se anotar que 59,6% da população do Norte, 34,4% do Nordeste, 0,9% do Sudeste, 12,7% do Sul e 33,8% do Centro-Sul apre-

⁸ M. A. Costa, *op. cit.*, estudo-base que deu origem a este trabalho.

TABELA 11

*Distribuição relativa da população e áreas das microrregiões,
segundo o nível do IFT e regiões*

(%)

IFT	População				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
até 3	---	---	10,7	---	---
3 -> 4	---	2,2	24,2	16,0	---
4 -> 5	---	---	20,9	21,0	---
5 -> 6	18,6	15,0	23,4	20,0	4,1
6 -> 7	1,9	14,9	10,9	12,6	51,6
7 -> 8	19,9	33,4	9,0	17,7	10,5
8 -> 9	30,5	23,3	0,9	12,1	21,5
9 -> 10	16,7	10,4	---	0,6	12,3
10 e mais	12,4	0,8	---	---	---

NOTA: As populações microrregionais agrupadas para esta tabela foram extraídas da Sinopse Preliminar do Censo de 1970.

sentavam um IFT acima de 8, valor extremamente elevado e encontrado somente entre comunidades de países menos desenvolvidos do mundo, no mesmo período, aproximadamente.

Para insistir com a importância desse dado, é notável observar que praticamente nenhum país do mundo, por menos desenvolvido que seja, apresentou média nacional do fenômeno tão elevada, entre 1965/70.⁹ No caso brasileiro esse fato se constata entre pouco mais de 14 milhões de pessoas, isto é, comunidade superior, em 1965, à população da maioria dos países subdesenvolvidos do mundo.

A Tabela 12 é conclusiva ao apontar a ampla divergência espacial da mortalidade no Brasil. As distribuições do Sudeste e Centro-Oeste são de certa forma semelhantes e talvez apresentem a maior homogeneidade do processo.

Praticamente a totalidade das populações do Sudeste, Sul e Centro-Oeste e maioria do Norte contavam com vida média igual e superior à média observada entre os países subdesenvolvidos entre

⁹ *The World Population Situation in 1970* (Nova York: ONU).

TABELA 12

Distribuição relativa das populações microrregionais segundo o nível estimado de \bar{e}_0 para 1960/70 e regiões

(%)

\bar{e}_0	População				
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
menos de 40	-	6,6	-	-	-
40 - 44	-	15,5	-	-	-
44 - 48	1,0	26,0	-	-	-
48 - 52	17,0	29,2	0,2	0,2	3,2
52 - 56	77,4	17,1	23,4	10,1	24,3
56 - 60	4,6	5,6	67,4	36,0	64,1
60 - 64	-	-	9,0	32,0	8,4
mais de 64	-	-	-	21,7	-

NOTA: As populações microrregionais agrupadas para esta tabela foram extraídas da Sinopse Preliminar do Censo de 1970.

1965/70, que foi estimada em 50 anos. Porém, aparentemente nenhuma microrregião havia atingido os 70 anos anotados em média nos países desenvolvidos.

A distribuição do Nordeste reflete fortemente o baixo nível de saúde na região, contando com quase metade da sua população com vida média inferior a 48 anos.

Em resumo, e considerando as duas últimas tabelas, podemos considerar que o País, além de apresentar acentuadas divergências espaciais do fenômeno, ainda conta com ampla percentagem de sua população com baixíssimos níveis sócio-culturais e de saúde.

O fato de esse quadro de penúria se concentrar fortemente no Nordeste, em particular no que diz respeito à saúde, faz pensar que os programas governamentais implantados após 1965 na região podem modificar drasticamente a dinâmica demográfica local, elevando a taxa de crescimento vegetativa nesta década, em consequência do declínio da mortalidade.

Embora se saiba que após 1972 alguns Estados da região implantaram programas comunitários de planejamento familiar, não há por que esperar que esses programas venham afetar significativamente o nível reprodutivo da região nesta década.

Assim, não será surpreendente observar-se uma elevação na taxa de crescimento populacional no País, o que ademais será mais esperável se a fecundidade estiver estagnada ou mesmo se elevando, como parece indicar a PNAD-1972.¹⁰

5 — Outras considerações

5.1 — As taxas de crescimento populacional das microrregiões

A disponibilidade, por parte do IBGE, do cálculo das taxas de crescimento populacional (r) entre 1960/70 permitiu-nos analisar como se distribui a população quanto a essa variável e, como veremos adiante, possibilitou-nos estudar algumas relações entre r , IFT e \bar{e}_0 estimados via regressões.

A Tabela 13 aponta essas distribuições, anotando-se o fato de que maiores proporções de população se encontram nos extremos da distribuição da população segundo as taxas de crescimento.

Assim, no extremo inferior verificamos que 16,8% da população contaram com taxas geométricas anuais inferiores a 0,6% e, no outro extremo, 23,6% cresceram com taxas superiores a 5,0% ao ano.

Embora não conste da tabela, é interessante observar que o primeiro grupo contava com vida média em torno de 55,5 anos e um IFT em torno de 5,2 e o segundo com \bar{e}_0 de 56,8 anos e um IFT de 5,4.

A distribuição das populações microrregionais, segundo taxas de crescimento em cada região, indica que o Nordeste conta com me-

¹⁰ Ainda não publicada.

nores parcelas populacionais, com taxas superiores a 3,4% a.a. (30,3%), e o Centro-Oeste, em posição inversa, com 75,4% das suas populações microrregionais crescendo a taxas acima dos 3,4% anuais, ficando em posição intermediária o Sudeste (39,8%), o Sul (41,4%) e o Norte (62,9%).

TABELA 13

Distribuição relativa das populações microrregionais segundo as taxas de crescimento e regiões geométricas entre 1960/70

(%)

Taxa de Crescimento Médio Anual	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
menos de 0,6	2,7	10,3	31,0	1,5	---
0,6 - 1,0	---	4,0	5,1	7,8	---
1,0 - 1,4	11,8	11,4	4,2	9,2	3,1
1,4 - 1,8	6,6	7,7	6,4	17,9	11,9
1,8 - 2,2	6,8	8,9	3,4	4,7	---
2,2 - 2,6	9,2	11,7	1,8	3,1	---
2,6 - 3,0	---	7,5	4,5	11,7	6,9
3,0 - 3,4	---	8,2	3,7	2,6	2,6
3,4 - 3,8	12,4	4,8	2,8	2,5	9,4
3,8 - 4,2	1,5	11,2	0,1	11,0	4,7
4,2 - 4,6	16,2	2,5	1,7	1,8	6,9
4,6 - 5,0	19,1	8,3	1,0	0,6	1,2
mais de 5,0	13,7	3,5	34,2	25,5	53,2

NOTA: As populações agrupadas e referidas aqui foram extraídas da Sinopse Preliminar do Censo de 1970.

Essas distribuições refletem indiretamente os efeitos migratórios, sendo possível observar que as proporções de populações com taxas acima de 5,0% anuais no Sudeste, Sul e Centro-Oeste são as mais elevadas. No caso desta última região, é evidente a importância de Brasília como área de atração, embora 13 microrregiões dessa região fisiográfica tenham contado com taxas acima de 5,0% anuais.

O efeito polarizador e concentrador parece ter sido maior no Sudeste, onde apenas seis microrregiões apresentaram essas taxas. No Sul, por outro lado, o total subiu para oito. Assinale-se, ainda, para melhor compreensão do fenômeno, que, embora 3,5% da po-

pulação do Nordeste e 13,7% do Norte tenham crescido de modo tão rápido, o número de microrregiões com essas taxas foi igualmente de seis nas duas regiões fisiográficas.

Esses dados indicam haver concentração populacional em quase todas as regiões fisiográficas, sendo que em algumas, como o Sudeste e o Centro-Oeste, pela combinação de inter e intramigrações, enquanto nas outras regiões a migração inter-regional provavelmente tem um papel relativamente menor.

5.2 — Relações entre variáveis

Tendo em vista que contávamos com taxas de crescimento (r) e estimativas de \bar{e}_o e IFT para todas as microrregiões, resolvemos estimar em cada região fisiográfica \bar{e}_o e IFT das populações microrregionais classificadas segundo o valor de r .

Os valores de \bar{e}_o e IFT foram obtidos por média ponderada das estimativas das populações englobadas em cada grupo de taxa de crescimento. O resultado para o Brasil como um todo está apresentado na Tabela 14.

Desses resultados pudemos realizar alguns testes de correlações. Assim é que o coeficiente de correlação de Spearman entre r e \bar{e}_o resultou em apenas $-0,2308$. O mesmo coeficiente entre r e IFT em $+0,1026$ e entre \bar{e}_o e IFT em $-0,3071$, todos significativos a 5% (13 observações).

Embora os sinais sejam os esperados, consideramos os valores das correlações muito baixos, em particular o da verificada entre r e IFT, que aprioristicamente esperávamos fosse bem maior.

Ainda com esses dados, decidimos efetuar as correlações entre \bar{e}_o e IFT em todas as regiões, para tentar compreender melhor os resultados, de certa maneira numericamente inesperados.

Os resultados obtidos a nível regional, embora surpreendentes, parecem lançar algumas luzes a respeito de eventuais relações entre as duas variáveis.

Inicialmente, verificamos que a relação entre \bar{e}_o e o IFT apresenta resultado positivo para o Nordeste e negativo para todas as

TABELA 14

Estimativas de vida média ao nascer e índice de fecundidade total entre populações de microrregiões segundo taxas de crescimento médio anual

Taxa de Crescimento (%)	e_0	IFT
menos de 0,6	55,51	5,25
0,6 - 1,0	56,21	6,23
1,0 - 1,4	54,33	6,58
1,4 - 1,8	56,10	6,27
1,8 - 2,2	51,75	6,93
2,2 - 2,6	53,53	7,16
2,6 - 3,0	55,36	6,60
3,0 - 3,4	52,40	7,04
3,4 - 3,8	54,00	7,50
3,8 - 4,2	52,08	5,54
4,2 - 4,6	54,80	6,60
4,6 - 5,0	50,59	6,24
mais de 5,0	56,78	5,41

TABELA 15

Coefficientes de correlação de Spearman entre \bar{e}_0 e o IFT segundo as regiões

Regiões	Coefficientes
Norte.....	-0,3889
Nordeste.....	+0,2564
Sudeste.....	-0,4103
Sul.....	-0,4103
Centro-Oeste.....	-0,1112
Brasil.....	-0,3077

demais regiões, sendo maior a correlação inversa nas regiões de vida média mais elevada.

Isto indica que o nível de expectativa de vida ao nascer só começa a atuar depressivamente sobre a fecundidade após determinado nível, já que antes o efeito é exatamente inverso.

Dado esse resultado, pareceu-nos interessante efetuar mais um exercício nessa linha de raciocínio. Assim, ao invés de analisarmos as correlações em cada região, medimos a correlação entre essas variáveis abrangendo o conjunto de observações relativas às regiões de menor vida média, ou seja, Nordeste, Norte e Centro-Oeste.

Dessa maneira, passamos a contar com 32 pares de observações, obtendo um coeficiente de Spearman de $+0,0081$, isto é, bem menor do que aquele observado apenas para o Nordeste.

Isto pareceu-nos fornecer elemento para pensar ainda mais na existência de um patamar de \bar{e}_0 para atuar negativamente sobre a reprodução.

Para complementar essa idéia, estabelecemos mais três correlações entre as duas variáveis, de acordo com o nível de \bar{e}_0 . A primeira até 50,5 anos, a segunda de 50,6 a 55,0 anos e a terceira de 56 e mais anos (os dados citados são os observados).

O primeiro grupo contava com 39 pares de observações, o segundo com 27 e o terceiro com nove. Os resultados foram $+0,1818$, $-0,1818$ e $-0,3571$, respectivamente.

Essas correlações parecem ser conclusivas, e podemos depreender que, pelo menos no Brasil, somente após se alcançar um nível de esperança de vida ao nascer entre 50-55 anos é que essa variável começa a exercer efeito depressivo na reprodução.

6 — Resumo e conclusões

Apesar das limitações inerentes a esse tipo de trabalho, o exercício levou-nos a equações que podem facilitar o trabalho de outros investigadores na obtenção de estimativas de vida média ao nascer e índice de fecundidade total, tanto em áreas urbanas como rurais.

Além do mais, o trabalho permitiu observar com objetividade as amplas divergências espaciais de ambos os fenômenos e, finalmente, lançou algumas luzes sobre relações entre mortalidade e reprodução no Brasil.