

## Considerações sobre a taxa de natalidade no Nordeste brasileiro

DAVID DENSLow, JR. \*

EDSON PESSOA \*\*

### I — Introdução

A partir de estimativas regionais preparadas pelo Stanford Food Research Institute,<sup>1</sup> calculamos que a taxa bruta de natalidade (TBN) do Nordeste caiu de 52,1 por mil habitantes em 1948 para 45,1 em 1968, o que implicou uma taxa média anual de declínio de 0,7%. No Sul e Centro-Sul, a TBN reduziu-se de 42,9 para 32,7‰ nas mesmas duas décadas, com uma taxa média anual de declínio de 1,4%. Entre as hipóteses alternativas sobre o desenvolvimento da taxa de natalidade no Nordeste, há aquela que postula que a mesma continuará a cair a cerca de 0,7% ao ano (aqui denominada trajetória *N*) e outra que diz que cairá a 1,4%, acompanhando a experiência recente do Sul (trajetória *S*). São mostradas abaixo as taxas brutas de natalidade associadas a cada um dessas trajetórias:

Que alternativa terá maior probabilidade de aproximar-se da verdade, a trajetória *N* ou a trajetória *S*? Uma maneira de abordar essa questão consiste em supor que são semelhantes às vigentes no Nordeste as relações entre variáveis sócio-econômicas existentes no Sul.

Nota do Editor: Tradução não revista pelos autores.

\* Da Universidade Federal do Ceará e da Universidade da Flórida.

\*\* Da Universidade Federal do Ceará.

<sup>1</sup> Frank Oechsli e Arjum Adlakha, "Temporal and Regional Variations in Brazilian Natality, 1940-1970" (Stanford University, 1974), mimeo.

*Hipóteses para a TBN no Nordeste (%)*

Anos	Trajectoria N	Trajectoria S
1968	45,1	45,1
1975	42,9	41,0
1980	41,4	38,3
1985	39,9	35,8
1990	38,5	33,5

De acordo com essa suposição, pode-se utilizar uma estimativa, com base em dados *cross-section* de Estados e Territórios brasileiros, de como a renda, a participação feminina na força de trabalho, a mortalidade infantil, a alfabetização e a urbanização afetam a fecundidade, a fim de prevê-la em função de previsões de renda e de outras variáveis independentes.

Torna-se importante saber, portanto, se essas relações de comportamento são as mesmas no Nordeste e no Sul, ou se o Sul ultrapassou “um momento decisivo de modernização”, que o Nordeste não alcançou ainda, e que modifica a forma de atuação da renda e de outras variáveis sobre a fecundidade. Estudamos esta questão estimando uma função linear para os Estados e Territórios do Brasil, na qual a variável dependente é a taxa de natalidade. Em seguida testamos a hipótese de que a relação de fecundidade é adequadamente aproximada por essa função. Rejeitamos essa hipótese e concluímos que uma simples relação linear não descreve satisfatoriamente o modo como outras variáveis influenciam a fecundidade. Por esse motivo, voltamos em seguida a atenção para um modelo de interação, no qual a urbanização é usada como *proxy* do grau de modernização. O modelo de interação sugere que o impacto das variáveis independentes sobre a fecundidade depende realmente do nível de urbanização. Assim, se o Nordeste continuar a modernizar-se à mesma taxa do passado recente, a taxa bruta de natalidade da região provavelmente seguirá uma trajetória que, não obstante próxima de *N*, se situará de fato entre *N* e *S*, o que significa gradual redução da taxa de natalidade.

## 2 — Um modelo linear

Todos os recenseamentos brasileiros desde 1940 incluíram quesitos sobre fecundidade. Os Censos de 1940 e 1970, no entanto, solicitaram aos respondentes que fizessem uma distinção entre os filhos nativos e os natimortos, ao passo que o mesmo não ocorreu nos Censos de 1950 e 1960. Além disso, foi constatado que a proporção de natimortos foi muito mais alta em 1970 do que em 1940, o que parece improvável. Os resultados de 1960 não merecem confiança. Até mesmo o Censo de 1970 aparentemente subestima em 13% o número de nascimentos.<sup>2</sup> Apesar desses fatos, não parece ter havido viés sistemático entre Estados nessa subestimação, e o Censo de 1970 é aparentemente bastante preciso em outros aspectos para permitir o uso de seus dados numa análise tipo *cross-section* dos fatores determinantes da variação da fecundidade.

Além de limitados a dados do Censo de 1970, ficamos restritos ao emprego de Estados e Territórios como unidades, porquanto não existem dados de renda referentes a níveis mais baixos da agregação. As 26 observações (tendo sido excluído Fernando de Noronha em virtude de sua pequena população) não são portanto suficientes para permitir simular diferentes modelos e concluir algo sobre a significância estatística do que proporciona o melhor ajustamento, uma vez que, em termos gerais, perde-se graus de liberdade nos diversos experimentos. Resolvemos, por conseguinte, aplicar um modelo de fecundidade, desenvolvido com dados para países latino-americanos em 1950 e 1960, a Estados e Territórios brasileiros em 1970. O modelo, apresentado por Gregory e Campbell, foi o melhor das várias formas funcionais que testaram.<sup>3</sup> Se funcionar igualmente bem com dados mais recentes, e a um nível mais baixo de agregação, aumentará nossa confiança no mesmo.

<sup>2</sup> Richard Irwin e Evelyn Spielman, "Estimativas e Projeções Preliminares das Taxas de Fecundidade: Brasil, 1970 a 2000", in *Revista Brasileira de Estatística* (abril de 1973), pp. 252-270.

<sup>3</sup> Paul R. Gregory e J. M. Campbell, Jr., "Fertility Interactions and Modernization Turning Points", in *Journal of Political Economy* (agosto de 1976), pp. 835-847.

Supõe o modelo Gregory-Campbell que a demanda de nascimentos, medida pela taxa bruta de natalidade, é dada por:

$$TBN = f(Y, PAF, MI, ALF, URB) \quad (1)$$

onde:

*TBN* = taxa bruta de nascimento por 100.000 (média: 3.473; desvio-padrão: 549);

*Y* = salário mediano mensal masculino, em cruzeiros de 1970 (151; 69);

*PAF* = índice de participação feminina na força de trabalho (18,8; 4,76);

*MI* = mortalidade infantil, representada pela percentagem para mulheres, de idade entre 20 e 24 anos, de nativos já falecidos, multiplicado por 10 (135; 37);

*ALF* = percentagem da população de mais de cinco anos de idade capaz de ler e escrever (63,2; 15,1);

*URB* = percentagem da população residente em áreas urbanas, da forma definida pelo censo (50,2; 18,2).

Utilizamos a taxa bruta de natalidade e não uma medida de fecundidade completa como variável dependente, a fim de obter resultados comparáveis com os de Gregory e Campbell. Não devemos esquecer, contudo, que a *TBN* é influenciada pela composição da população segundo a idade e o sexo, conforme demonstrado por Cassinelli<sup>4</sup> no tocante a quatro regiões brasileiras em 1970. Por esse motivo, sugerimos equações alternativas, nas quais a variável dependente é a taxa de natalidade ajustada, segundo a estrutura de sexo e idade de cada Estado, *TAN* (3.532; 712).

<sup>4</sup> Roberto Robichez Cassinelli, "Estimativa Preliminar dos Níveis e dos Padrões de Fecundidade no Brasil durante o Período 1960-1970", in *Revista Brasileira de Estatística* (julho de 1971), pp. 348-356.

Em média, um salário masculino mais alto produz efeitos positivos e negativos sobre a taxa de natalidade, já que, com maior renda os homens ficam mais propensos a casar-se, com possibilidade de sustentar um maior número de filhos. Além disso, uma alimentação melhor aumenta a fecundidade das mulheres. Ao mesmo tempo, contudo, famílias de rendas mais altas são mais estimuladas a comprar bens de consumo duráveis e habitações de melhor qualidade, em vez de sustentar um maior número de filhos. Além disso, podem ser encorajadas, como um dos meios de adquirir *status* ou obter outras satisfações sociais, a gastar mais com a educação de cada filho, de modo que o "preço" deles é mais alto do que nos de casais de renda mais baixa. Sendo ambíguo o efeito líquido, não podemos ter expectativas *a priori* sobre o sinal do coeficiente de  $Y$  na equação (1).

É de esperar-se que a maior participação de mulheres na força de trabalho (*PAF*) esteja associada a uma taxa de natalidade mais baixa, podendo essa participação ser oriunda de mais oportunidades para as mulheres ou de maior necessidade de renda. Em ambos os casos, o emprego fora de casa leva a adiar a parturição e a reduzir o número de filhos.

A mortalidade infantil (*MI*) relacionar-se-á positivamente com os nascimentos e os pais procurarem garantir a existência de certo número de filhos sobreviventes. Além disso, a mortalidade infantil é provavelmente mais alta nos Estados onde há menos conhecimentos médicos, em geral, e informações sobre tecnologia anticoncepcional, em particular. É de esperar-se que o sinal do coeficiente de *MI* seja positivo.

Como indicador da mortalidade infantil, poderia ter sido possível o emprego da diferença entre o número de crianças nativas no ano anterior à data do censo, menos o número de crianças de menos de um ano de idade. Esse indicador, porém, está sujeito a erro devido à subavaliação do número de nascimentos e a dificuldade na constatação da idade exata das crianças. Em numerosos municípios da Bahia, por exemplo, encontramos índices masculino-feminino injustificavelmente baixos para crianças de menos de um ano de idade, o que nos leva a pôr em dúvida a utilidade dessa informação especial sobre estrutura etária a nível estadual. Além disso, as variações aleatórias entre Estados nos números constatados de nasci-

mentos resultaria em uma correlação positiva espúria entre a taxa de natalidade e a mortalidade infantil, se a primeira fosse usada no cálculo da segunda. Há, além disso, uma razão teórica para que se use o total, e não os nascimentos e mortes de crianças no ano anterior, a fim de calcular a mortalidade infantil. A fecundidade de casais jovens será, com toda probabilidade, mais influenciada pela experiência acumulada de seus pares no que diz respeito à mortalidade infantil do que pela mortalidade no ano anterior.

Em relação à variável alfabetização (*ALF*), há duas razões para supor correlação negativa com a taxa de natalidade. Em primeiro lugar, é mais provável que adultos alfabetizados sejam mais bem informados sobre a tecnologia anticoncepcional e menos provável que ajam sob o estímulo do momento, sem consideração pelas conseqüências. Carvajal e Geithman demonstraram que, no Rio de Janeiro, mulheres mais instruídas estão mais familiarizadas com métodos anticoncepcionais sofisticados.<sup>5</sup> Em segundo, pais com melhor nível de instrução desejam filhos de melhor "qualidade", razão por que estes lhes saem mais caros, isto é, gastam mais com cada filho.

A percentagem da população residente em áreas urbanas (*URB*) variará, segundo acreditamos, inversamente à taxa de natalidade devido não só à difusão mais ampla de conhecimentos sobre a tecnologia anticoncepcional, mas também ao custo mais alto da criação de filhos nas cidades. Utilizamos aqui a definição de *URB* do IBGE, o que significa incluir alguns povoados muito pequenos como áreas urbanas. Uma definição alternativa para *URB*, aplicada ao Brasil em 1970 no trabalho de Bremaeker, é a percentagem da população que reside em cidades de 20.000 habitantes ou mais.<sup>6</sup> Os dois indicadores apresentam-se altamente correlacionados ( $R^2 = 0,90$ ).

Como um teste para nossas suposições de que a alfabetização e a urbanização elevam o custo dos filhos, fizemos uma regressão entre a percentagem de crianças de nove anos que freqüentam escola (*PEST*), a percentagem da população alfabetizada de 30 a 39 anos

<sup>5</sup> M. J. Carvajal e David T. Geithman, *Family Planning and Family Size Determination: The Evidence from Seven Latin American Cities* (Flórida: Gainesville, 1976), p. 27.

<sup>6</sup> François Bremaeker, "As Cidades Brasileiras", in *Revista Brasileira de Estatística* (julho de 1973), pp. 383-406.

de idade (*PALF*), e a percentagem da população que reside em áreas urbanas (*URB*) nos casos de 1.375 municípios no Nordeste do Brasil.<sup>7</sup> A frequência à escola implica despesas em roupas e livros, além do fato de o filho não poder trabalhar. Achamos, por esse motivo, que o custo da criação dos filhos era positivamente associado a *PEST*. O resultado da regressão é dado pela equação (2):

$$PEST = 13,1894 + 0,5913 PALF + 0,2933 URB \quad (2)$$

(19,83)                      (16,02)

$$\bar{R}^2 = 0,443$$

$$n = 1.375$$

Os valores-*t* entre parênteses mostram que ambos os coeficientes são significativamente positivos ao nível de um por cento. Avaliadas as médias das variáveis relevantes, a elasticidade da frequência à escola é de 0,52 em relação a *PALF* e de 0,18 em relação a *URB*. Tais resultados confirmam convincentemente nossas suposições.

Uma aproximação linear à equação (1), estimada pelos mínimos quadrados ordinários, toma a forma:

$$TBN = 4994,32 + 1,59 Y - 41,43 PAF +$$

(0,85)                      (-2,00)

$$+ 2,81 MI - 18,62 ALF - 3,67 URB \quad (3)$$

(0,78)                      (-1,51)                      (-0,40)

$$\bar{R}^2 = 0,61$$

$$n = 26$$

onde, mais uma vez, a estatística-*t* figura entre parênteses e  $\bar{R}^2$  é ajustado para o grau de liberdade. As variáveis-independentes explicam dois terços da variância na taxa bruta de natalidade (sendo o  $\bar{R}^2$ , não ajustado, de 0,69) e todas apresentam os sinais esperados (exceto *Y*, para a qual não havia sido feita nenhuma hipótese *a priori*).

<sup>7</sup> Michael Lerner mostrou que a frequência à escola se relaciona positivamente com a urbanização e a educação dos pais no Sul do Brasil. Ver *Determinants of Educational Attainment in Brazil* (Berkeley: Universidade da Califórnia, 1969), pp. 63-64.

Em todos os casos (incluindo  $Y$ ), o sinal é o mesmo que o obtido por Gregory e Campbell para 18 países latino-americanos nos anos de 1950 e 1960, o que sugere a validade dessa especificação. O coeficiente da  $PAF$  é significativamente diferente de zero ao nível de 10% e, o de  $ALF$ , quase significativo.

Quando se utiliza a taxa de natalidade ajustada, em vez da taxa bruta, a aproximação linear à equação (1) transforma-se em:

$$\begin{aligned}
 TAN = & 5738,18 + 4,94 Y - 36,60 PAF + 2,79 MI - \\
 & \quad (2,52) \quad (-1,69) \quad (0,74) \\
 & \quad - 23,79 ALF - 22,59 URB \\
 & \quad \quad (-1,84) \quad (-2,37)
 \end{aligned} \tag{4}$$

$$\bar{R}^2 = 0,75$$

$$n = 26$$

A equação (4) é ainda mais satisfatória do que a (3) no sentido em que todos os coeficientes têm os esperados sinais e as variáveis independentes explicam quatro quintos da variância da taxa de natalidade ajustada (sendo o  $\bar{R}^2$  não ajustado aos graus de liberdade de 0,80). Ao nível de 10%, os coeficientes de  $ALF$  e  $URB$  são significativamente negativos, o de  $Y$  significativamente positivo e o de  $PAF$  é quase significativamente negativo. Avaliada a média do Brasil, a elasticidade-renda da taxa de natalidade é estimada em 0,21, isto é, tudo demais sendo constante, a duplicação dos salários masculinos implica um aumento de 21% na taxa de natalidade.

Utilizar equações estimadas para todo o Brasil, a fim de prever mudanças nas taxas de natalidade do Nordeste, seria impróprio se as relações entre as variáveis dependentes e independentes dessa região não fossem as mesmas do resto do País. A fim de verificar essa possibilidade, estimamos separadamente as equações (3) e (4) para o Nordeste e para o resto do Brasil e calculamos a estatística- $F$  para as reduções nas somas dos quadrados dos resíduos. Os valores  $F$  (6,14) – 1,06 para a equação (3) e 1,01 para a equação (4) são baixos demais para se pôr em dúvida a suposição de homogeneidade inter-regional. Na verdade, em vários testes com os resíduos das equações (3) e (4), descobrimos apenas uma única diferença signi-

ficante entre o Nordeste e o resto do Brasil. Na equação (3), o valor médio absoluto dos resíduos é significativamente mais baixo para o Nordeste ao nível de 10%, com  $t$  (24) igual a  $-1,97$ . Acreditamos que isto constitui simplesmente resultado do uso da taxa de mortalidade bruta, em vez da taxa ajustada, a mais apropriada.

### 3 — Um modelo de interação

As equações (3) e (4) serão mal especificadas se houver uma interação significativa entre o grau de urbanização e as variáveis independentes com respeito aos seus efeitos sobre a taxa de natalidade. Na verdade, parece provável que os impactos da renda e a taxa da participação feminina na força de trabalho sobre a de natalidade variem de acordo com o grau de urbanização. No meio rural, é de esperar que a renda seja positivamente relacionada com a taxa de natalidade porque criar filhos é relativamente barato, qualquer que seja o nível de renda, e rendas mais altas podem estar associadas a propriedade de fazendas maiores ou mais férteis e, portanto, a mais oportunidade para os filhos encontrarem emprego. Nas áreas urbanas, em contraste, é improvável que os filhos de pais mais ricos que a média contribuam para a renda familiar, ao passo que os das famílias pobres realmente trabalham quando jovens. O custo dos filhos, determinado pelas pressões sociais e desejos dos pais de melhor “qualidade” dos mesmos, eleva-se com a renda. É de se esperar que a renda seja inversamente relacionada com a taxa de natalidade nas áreas urbanas.

Analogamente, a taxa de participação feminina na força de trabalho deve relacionar-se diretamente com a taxa de natalidade nas áreas rurais e negativamente nas zonas urbanas. No campo, uma taxa de participação feminina alta pode indicar mais oportunidades para mulheres e filhos, criadas por disponibilidade de terras.<sup>8</sup> Além disso, as mulheres talvez possam combinar o desempenho de tarefas agrícolas com a criação de filhos. Nas cidades, no entanto, as

<sup>8</sup> Hélio Moura, Carmen Holder e Aidel Sampaio, *Nordeste: Migrações Inter e Intra-Regionais, 1960/1970* (Recife: SUDENE, 1976), p. 91.

mulheres que trabalham fora geralmente fazem arranjos para o cuidado de seus filhos, o que lhes eleva o custo.

Tendo em vista essas considerações, seguimos a orientação de Gregory e Campbell, estimando a equação (1) numa forma que leve em conta interações com a urbanização. Da mesma forma que antes, utilizamos dados relativos a Estados e Territórios, constantes do Censo de 1970. Um termo que representa a interação entre *URB* e *ALF* teve que ser excluído devido a problemas de multicolinearidade. O resultado é:

$$\begin{aligned}
 TBN = & 9194,63 + 9,55 Y - 92,00 PAF \\
 & \quad (1,51) \quad (-1,47) \\
 & - 22,02 MI - 26,57 ALF - 103,96 URB \\
 & \quad (-1,43) \quad (1,96) \quad (-2,13) \\
 & - 0,15 Y*URB + 1,46 PAF*URB \\
 & \quad (-1,28) \quad (1,13) \\
 & + 0,51 MI*URB + 0,34 URB^2 \quad (5) \\
 & \quad (1,71) \quad (0,87)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0,71$$

$$n = 26$$

Na equação (5), as únicas variáveis com coeficientes significativamente diferentes de zero são *ALF*, *URB* e *MI\*URB*. A alfabetização e a urbanização relacionam-se negativamente com a taxa de natalidade, conforme esperado. Constituiu uma surpresa que a esperada associação positiva entre mortalidade infantil e fecundidade apareça apenas a altos níveis de urbanização (acima de 43%). Talvez haja tão pouco planejamento familiar nas áreas rurais que esse efeito seja irrelevante, com exceção das cidades.

A equação (5) mostra que o efeito-renda sobre a fecundidade é positivo até um nível de urbanização de 64%, e negativo daí em diante, resultado este de acordo com o encontrado por Gregory e Campbell para os 18 países latino-americanos.<sup>9</sup> A equação (5), no entanto, difere da sua correspondente no trabalho desses dois auto-

<sup>9</sup> Este ponto decisivo, 64%, é encontrado diferenciando a *TBN* em (5) com relação a *Y*, estabelecendo-se o resultado igual a zero e solucionando para a *URB*.

res, por vários motivos: ao contrário do que se esperava, mostra que o impacto da participação feminina na força de trabalho é negativo *abaixo* de níveis de urbanização de 63%; o coeficiente da renda é insignificante e nenhum dos termos de interação apresenta coeficiente significativo. Essas diferenças devem-se, em parte, à impropriedade da taxa de natalidade bruta como variável dependente no caso brasileiro, onde a migração inter-regional e diferentes taxas de fecundidade levam as estruturas etárias a variar entre as regiões.<sup>10</sup>

Utilizando a taxa de natalidade ajustada em uma equação com termos de interação, obtemos:

$$\begin{aligned}
 TAN = & 8299,87 + 13,65Y - 0,99 PAF - 18,09 MI \\
 & (1,92) \quad (-0,01) \quad (-1,05) \\
 & - 32,04 ALF - 101,99 URB - 0,16 Y*URB \\
 & (-2,12) \quad (-1,87) \quad (-1,22) \\
 & - 0,43 PAF*URB + 0,42 MI*URB + 0,65 URB^2 \quad (6) \\
 & (-0,30) \quad (1,27) \quad (1,51) \\
 \bar{R}^2 = & 0,78 \\
 n = & 26
 \end{aligned}$$

Na equação (6), como na (5), nenhum dos termos de interação apresenta coeficiente significativo, mas uma comparação das somas dos quadrados dos resíduos das equações (4) e (6) leva à rejeição, ao nível de 5%, da hipótese de que as variáveis de interação, como grupo, não aumentam o poder explicativo de (6), com  $F(4,17)$  igual a 6,88. A conclusão alcançada por Gregory e Campbell, de que a urbanização muda a relação entre o conjunto de variáveis da amostra e o tamanho desta, é confirmada no caso brasileiro, embora o número de observações seja baixo demais para nos permitir indicar, com segurança, o que são essas mudanças.

Há, porém, uma maneira de sair desse impasse se aceitarmos que a relação expressa por (1) é a mesma da amostra Gregory-Campbell

<sup>10</sup> Ver Thomas Merrick, "Interregional Differences in Fertility in Brazil, 1950 to 1970", in *Crescimento Populacional e Componentes do Crescimento* (São Paulo: CEBRAP, 1973), pp. 121-169.

para países latino-americanos, com a taxa bruta de natalidade como variável dependente, como para o Brasil com a taxa ajustada. De acordo com essa suposição, o teste  $P$ -lambda de Pearson pode ser aplicado a cada par de coeficientes de nossa equação (6) e da equação de Gregory-Campbell (2a).<sup>11</sup> Abaixo apresentamos os termos incluídos na equação (6), seus supostos sinais, as correspondentes  $t$ -estatísticas da equação (6) e da (2a) em Gregory-Campbell, e — aplicando o  $P$ -lambda de Pearson — a probabilidade que cada termo tenha o sinal presumido baseado numa distribuição qui-quadrado com quatro graus de liberdade.

Variável	Sinal Esperado	Estatística- $t$		Probabilidade do Sinal Correto
		Brasil	América Latina	
$Y$	+	1,9	2,4	0,99
$PAF$	+	-0,0	2,1	0,93
$MI$	+	-1,0	1,0	0,59
$ALF$	-	-2,1	-1,9	0,99
$URB$	-	-1,9	1,4	0,84
$Y*URB$	-	-1,2	-1,8	0,97
$PAF*URB$	-	-0,3	-2,8	0,99
$MI*URB$	+	1,3	-0,7	0,71
$URB^2$	+	1,5	-0,3	0,81

Mesmo levando em conta dúvidas sobre a propriedade de se combinarem dois conjuntos de dados dessa maneira, podemos ter razoável certeza de que a renda se associa positivamente com a taxa de natalidade a baixos níveis de urbanização, e negativamente a níveis altos, que a alfabetização se relaciona inversamente com a fecundidade, e que a associação negativa entre as taxas de participação feminina na força de trabalho e as taxas de natalidade se torna mais

<sup>11</sup> Este teste é descrito por G. S. Maddala, *Econometrics*, Cap. IV (Nova York: Wiley, 1977).

forte à medida que prossegue a urbanização. Pouco se pode dizer sobre os efeitos diretos das taxas de mortalidade infantil e da urbanização sobre a natalidade.

#### 4 — Conclusões

Com base na análise de nossos resultados para o Brasil em 1970 e os de Campbell e Gregory para países latino-americanos em 1950 e 1960, arriscamos as seguintes previsões: supondo que o Nordeste se “modernize” à mesma taxa média verificada entre 1948 e 1968, sua taxa de natalidade declinará seguindo uma trajetória situada entre as alternativas *N* e *S*, apresentadas na introdução. Em outras palavras, entre 1968 e 1988, a taxa de natalidade do Nordeste cairá muito mais do que nas duas décadas anteriores, embora menos do que ocorreu no Sul. Isto porque o crescente nível de urbanização reduzirá o efeito positivo de salários masculinos mais altos sobre a fecundidade e ampliará o efeito negativo de crescentes taxas femininas de participação na força de trabalho, ao mesmo tempo que o atingimento de maiores níveis educacionais continuará a favorecer a ocorrência de famílias menores. Por outro lado, a taxa cairá menos do que ocorreu no Sul porque o Nordeste não será, em 1988, tão moderno como é o Sul atualmente. Mesmo que continuem as taxas inusitadamente altas de urbanização de 1950 a 1970, o Nordeste, em 1988, será apenas 58% urbano, em comparação com 64% do Sul em 1968.

Uma consideração adicional é que a estrutura etária do Nordeste está mudando para uma composição mais favorável às altas taxas brutas de natalidade. Em parte, isso se deve ao baixo declínio da própria fecundidade e, até certo ponto, porque gastos induzidos pelo Governo estão reduzindo a taxa de emigração, que é seletiva no tocante aos anos de maior fecundidade.

Em vista dos efeitos de interação da urbanização com a renda e as taxas de participação feminina na força de trabalho, a taxa de natalidade no Nordeste seguirá, inicialmente, bem próxima à trajetó-

ria *N*, caindo aos poucos para uma linha mais aproximadamente paralela à trajetória *S*, alcançando entre 36 e 37 por mil em 1990. Se nossa interpretação é correta, o Nordeste continuará a ser uma das regiões de mais alta fecundidade em todo o mundo, pelo menos até a década de 80, salvo inesperadas mudanças na política de planejamento familiar ou na tecnologia.<sup>12</sup>

<sup>12</sup> São muitas as discussões sobre as implicações das altas taxas de natalidade. Ver, por exemplo, Herman Daly, "The Population Question in Northeast Brazil: Its Economic and Ideological Dimensions", in *Economic Development and Cultural Change* (julho de 1970), pp. 536-574; e Julian Simon, "Population Growth May Be Good for LDCs in the Long Run: A Richer Simulation Model", in *Economic Development and Cultural Change* (janeiro de 1976), pp. 309-338.