

Tendências e Determinantes da Fecundidade Entre Adolescentes no Nordeste do Brasil

Por Neeru Gupta e Iuri da Costa Leite

Contexto: Grande parte da redução recente na taxa de fecundidade total (TFT) no Brasil tem sido observada entre mulheres nas idades centrais do período reprodutivo. Por outro lado, a contribuição da fecundidade das adolescentes (mulheres entre 15 e 19 anos de idade) tem aumentado. Esta tendência é especialmente acentuada na região Nordeste do Brasil.

Métodos: Dados de três pesquisas das Demographic and Health Surveys (DHS, ou Pesquisas sobre Demografia e Saúde), conduzidas no Brasil em 1986, 1991 e 1996, foram utilizados para examinar as tendências e os determinantes do comportamento da fecundidade entre as adolescentes no Nordeste brasileiro. Modelos de incidência em tempo discreto foram utilizados para estimar a probabilidade de que uma mulher tenha tido seu primeiro parto durante a adolescência, assim como para avaliar fatores individuais e ambientais que possam influenciar suas escolhas pessoais referentes à fecundidade.

Resultados: O nível de educação da mulher é o fator mais forte e está consistentemente associado à probabilidade de ter o primeiro filho durante a adolescência. Em particular, a probabilidade de uma jovem com no máximo quatro anos de escolaridade ter um filho durante a adolescência é mais de duas vezes superior àquela observada entre jovens com pelo menos cinco anos de escolaridade, controlando por outros fatores sócio-demográficos. Afiliação religiosa e exposição à mídia não apresentaram nenhum efeito estatisticamente significativo na análise multivariada implementada.

Conclusões: A promoção da educação pode ser o meio mais eficaz para encorajar as jovens do Nordeste brasileiro a evitar o primeiro filho durante a adolescência. O estudo revela a necessidade de pesquisas que avaliem o impacto de programas comunitários sobre a fecundidade de adolescentes, especialmente programas de saúde e planejamento familiar dirigidos a este grupo de mulheres.

Perspectivas Internacionais de Planejamento Familiar, número especial de 2001, 24–29 & 45

O Brasil passou por uma rápida redução na fecundidade nas últimas décadas, apesar da ausência de um programa de planejamento familiar patrocinado pelo governo. A taxa de fecundidade total (TFT) no Brasil declinou de 5,8 nascidos vivos para 2,5 entre 1970 e 1996. A velocidade do declínio acelerou-se entre 1978 e 1985, e a maior parte desta redução foi observada entre as mulheres em grupos etários centrais do período reprodutivo. Conseqüentemente, a contribuição proporcional da fecundidade entre as adolescentes à fecundidade total tem aumentado ao longo do tempo.¹ Conforme às estimativas das Demographic and Health Surveys (DHS, as Pesquisas sobre Demografia e Saúde), a proporção de todos os nascidos vivos que eram de adolescentes, aumentou de 12% para aproximadamente 19% entre 1986 e 1996, enquanto entre as mulheres de 25 a 39 anos de idade, o percentual caiu de 53% para 48% no mesmo período.

Este atraso na redução da fecundidade entre adolescentes tem sido observado pra-

ticamente em toda a América Latina. Pesquisas anteriores sugerem que as adolescentes nesta região aproveitavam menos os serviços de planejamento familiar do que as mulheres mais velhas.² A DHS para o Brasil conduzida em 1996 (Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar, PNSMIPF), revelou que 18% das adolescentes engravidaram pelo menos uma vez. No Nordeste, uma área com alta fecundidade, com uma TFT de 3,1 filhos nascidos vivos, aproximadamente 21% das adolescentes já engravidaram, apesar do conhecimento quase universal de métodos anticoncepcionais.

Nos últimos 10 anos, foi registrado um aumento constante na fecundidade entre adolescentes, tanto em termos absolutos (17% das adolescentes entrevistadas em 1996 tinham pelo menos um filho, comparado com 12% entre as entrevistadas em 1986) quanto relativos (20% de todos os nascidos vivos no ano anterior à pesquisa de 1996 eram de adolescentes, valor bem acima do 12% observado 10 anos antes). A incidência de gravidezes pré-nup-

ciais entre adolescentes também aumentou: entre todos os primeiros filhos, 5% eram de mães adolescentes solteiras em 1986, enquanto esta proporção mudou para 11% em 1996.

As conseqüências da fecundidade na adolescência estão bem documentadas e inspiram preocupações fundamentais sobre a saúde e desenvolvimento social das jovens mães e de seus filhos. A gravidez na adolescência geralmente é associada a taxas mais altas de morbi-mortalidade materna, maiores riscos de abortos clandestinos, complicações no parto, e crianças com baixo peso ao nascer. As jovens mães que deixam a escola precocemente também perdem oportunidades educacionais importantes.³

Neste artigo, analisamos as tendências e determinantes do comportamento da fecundidade entre adolescentes no Nordeste do Brasil. Com a utilização de dados de três DHS, conduzidas em 1986, 1991 e 1996, apresentamos uma análise descritiva das principais características individuais e sócio-econômicas, apontadas na literatura como tendo efeitos sobre a escolha pessoal no que se refere à regulação da fecundidade. Em seguida, usamos modelos hierárquicos de incidência em tempo discreto para estimar a probabilidade de uma adolescente ter um filho, considerando o contexto sócio-econômico e cultural do Nordeste.

Antecedentes

A transição da fecundidade no Brasil

As taxas de fecundidade permaneceram relativamente altas e estáveis no Brasil durante a primeira metade deste século. So-

Neeru Gupta é analista de avaliação na Demographic and Health Research Division, Macro International, Calverton, MD, EUA; a pesquisa neste artigo foi conduzida enquanto a autora era estudante candidata para doutorado na Université de Montréal, no Canadá. Iuri da Costa Leite é pesquisador adjunto da Escola Nacional de Saúde Pública/FIOCRUZ, Rio de Janeiro, Brasil. Os fundos para a pesquisa foram providos pela Université de Montréal e pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Os autores expressam a sua gratidão pela orientação e conselhos de Thomas LeGrand e Ian Diamond. Kim Iburg também contribuiu com valiosos comentários. Alguns dos resultados desta análise foram apresentados no encontro anual da Population Association of America, 1998, Chicago, IL, EUA, 2–4 de abril de 1998.

mente no final da década de 1960 a TFT começou a baixar rapidamente. Apesar da ausência de políticas governamentais para facilitar o planejamento familiar, esta mudança brusca foi observada em todos os grupos sociais e áreas, urbanas e rurais. Entretanto, a velocidade e o tempo da redução na fecundidade diferem entre os grupos e, desta forma, ainda persistem grandes variações regionais. De acordo com dados da DHS-1996, a TFT varia de 2,1 nascidos vivos no estado do Rio de Janeiro a 3,1 nascidos vivos no Nordeste.* O tamanho familiar ideal, no entanto, varia menos nas regiões (entre 2,1 e 2,7 nascimentos por mulher), e no Nordeste, reflete a média nacional, em torno de 2,3 nascimentos por mulher.⁴

A população de 45,5 milhões do Nordeste brasileiro representa 29% da população do país e 46% da população rural. Esta é uma das regiões mais pobres do Brasil, com alguns dos indicadores sócio-econômicos mais baixos: a taxa de mortalidade infantil é aproximadamente o dobro da média nacional (74 mortes por 1.000 nascimentos, comparado com 39 por 1.000 em nível nacional).⁵ Embora a região seja ainda marcada por uma elevada taxa de fecundidade, ela tem experimentado a mais rápida redução relativa na taxa de fecundidade nos últimos 10 anos,⁶ isto é, a TFT declinou de 5,2 nascidos vivos para 3,1 entre 1986 e 1996, uma queda de 40%. A composição étnica do Nordeste inclui uma população não-branca maior do que a média nacional (74% comparado a 56%). Assim sendo, uma análise da fecundidade entre adolescentes precisa ser situada dentro deste contexto sócio-econômico e cultural mais amplo.

Fecundidade entre adolescentes

Adolescentes geralmente apresentam taxas de fecundidade mais baixas do que mulheres nas idades centrais do período reprodutivo. Isto reflete a evolução do ciclo de vida reprodutiva de uma mulher, com fertilidade mais baixa e menor risco de concepção no início do período reprodutivo, como resultado de atividade sexual menos freqüente. No Nordeste brasileiro, entretanto, as mulheres mais velhas parecem ter tirado mais proveito dos serviços de planejamento familiar do que as mulheres jovens, resultando assim num aumento da contribuição das adolescentes na taxa de fecundidade total.

Um quadro da evolução do comportamento reprodutivo da nossa população alvo é apresentado na Tabela 1. A proporção de adolescentes que tiveram relação sexual e usaram alguma vez métodos anticon-

cepcionais aumentou continuamente entre 1986 e 1996. A porcentagem de adolescentes que estiveram alguma vez em união também aumentou neste período. Este aumento, entretanto, foi menos acentuado, sugerindo que o casamento, ou união, não é o determinante próximo dominante que regula a fecundidade entre adolescentes.

A fecundidade na adolescência é maior, tanto em termos absolutos quanto relativos, no Nordeste do que no Sudeste,[†] a região mais desenvolvida do país, onde o uso de anticoncepcionais é mais difundido: cerca de 17% das adolescentes já tiveram um filho no Nordeste, comparado com 12% no Sudeste. Enquanto isso, a participação da fecundidade adolescente na fecundidade total aumentou nas duas regiões no período 1986-1996—de 12% para 20% do total de nascidos vivos ocorridos no ano anterior às pesquisas DHS de 1986 e 1996 no Nordeste, e de 9% para 12% no Sudeste (resultado não apresentado).

Práticas de planejamento familiar

No Brasil em 1996, 94% das mulheres unidas, em idade reprodutiva, já usaram alguma vez algum método de planejamento familiar, sendo a vasta maioria destes métodos um anticoncepcional moderno.[‡] Evidência das DHS sugere que o uso de anticoncepcionais é amplamente difundido entre adolescentes, com 72% das jovens com experiência sexual relatando em 1996 que já haviam usado algum método anticoncepcional, um aumento surpreendente em relação à proporção observada 10 anos atrás (55%).

Entre as mulheres com experiência sexual, com idades entre 25 e 44 anos, os métodos mais utilizados são esterilização feminina (41%) e a pílula (19%). Entre as adolescentes com experiência sexual, a pílula é o método mais prevalente (27%), seguida pela camisinha (10%). No Nordeste,

Tabela 1. Distribuição percentual de mulheres adolescentes, com 15-19 anos de idade, segundo medidas de comportamento reprodutivo e características sócio-econômicas, Nordeste e Sudeste do Brasil, 1986-1996

Característica	Nordeste			Sudeste	
	1986 (N=382)	1991 (N=1.395)	1996 (N=752)	1986 (N=582)	1996 (N=1.036)
Idade					
15-16	44,2	44,2	44,4	38,9	43,8
17-19	55,8	55,8	55,6	61,1	56,2
Educação					
0-4 anos	47,1	47,7	41,9	27,5	14,7
≥5 anos	52,9	52,3	58,1	72,5	85,3
Local de residência					
Urbano	62,4	64,4	69,4	81,6	88,5
Rural	37,6	35,6	30,4	18,4	11,5
Religião					
Católica	83,6	80,0	82,7	75,1	74,7
Não-católica	16,4	20,0	17,2	24,9	25,4
Cor†					
Branca	nd	20,7	24,2	nd	48,2
Não-branca	nd	79,5	75,7	nd	51,9
Assiste televisão semanalmente					
Sim	67,6	80,0	84,7	85,9	94,4
Não	32,4	20,0	15,3	14,1	5,6
Já teve filho					
Sim	12,3	11,0	16,6	8,8	12,3
Não	87,7	89,0	83,1	91,2	87,7
Já teve relações sexuais					
Sim	19,9	22,4	30,4	16,1	32,0
Não	80,1	77,6	69,6	83,9	68,1
Alguma vez usou anticoncepcional					
Sim	11,1	13,4	21,8	11,7	28,7
Não	88,9	86,6	78,2	88,3	71,3
Alguma vez esteve em união					
Sim	14,9	16,9	19,0	11,9	14,6
Não	85,1	83,1	81,0	88,1	85,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

†A variável cor não foi incluída no questionário da DHS-1986. Notas: Os dados apresentados referem-se às características relatadas no momento da pesquisa e são ponderados para refletir os procedimentos amostrais. nd=não disponível. Fontes: DHS de 1986, 1991 e 1996.

as tendências gerais são semelhantes, embora as taxas sejam mais baixas (18% para a pílula e 8% para camisinha).

Apesar deste nível relativamente elevado de uso de métodos anticoncepcionais, persiste uma demanda insatisfeita por serviços de planejamento familiar. Informações da DHS-1996 sugerem que metade dos nascimentos ocorridos no país não são planejados. No Nordeste, 51% das adolescentes relataram que seu último nascido vivo não foi planejado. Isto indica um aumento considerável em relação ao 40%

*Estados do Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe.

†Estados do Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo.

‡Anticoncepcionais orais, DIU, injetáveis, implantes, métodos vaginais (espuma, geléia ou diafragma), camisinhas e esterilização masculina ou feminina.

observado em 1986. De qualquer forma, o espaçamento parece ser uma questão mais importante entre adolescentes do que a limitação (através de métodos irreversíveis).

Apesar de que o aborto é ilegal no Brasil, com exceção de casos de estupro ou quando a gravidez coloca em risco a vida da gestante, sua prática parece ser bem difundida, especialmente entre mulheres jovens de baixa renda. (No entanto, as estatísticas são raras e pouco confiáveis). O governo brasileiro vem tradicionalmente resistindo à implementação de políticas formais de controle populacional, não tendo desenvolvido ainda programas de planejamento familiar em nível nacional. Recentemente, entretanto, certos serviços relacionados ao planejamento familiar foram incorporados nos programas de saúde materno-infantil. Em 1996, mais de dois terços das adolescentes no Nordeste que usavam um método anticoncepcional, ainda dependiam do setor privado como a fonte principal de serviços de planejamento familiar.

Determinantes de fecundidade

Quais são os principais fatores responsáveis pelos diferenciais nas decisões sobre reprodução entre adolescentes? Com exceção da distribuição etária (que de acordo com a Tabela 1, não mudou de maneira significativa no Nordeste brasileiro durante o período 1986–1996), várias variáveis explicativas de natureza sócio-econômica e cultural têm sido identificadas na literatura. Um dos resultados mais consistentes em análises do comportamento da fecundidade nos países em desenvolvimento, incluindo o Brasil, é a forte correlação entre o nível de educação da mulher e a regulação da fecundidade.⁷ A educação das mulheres é freqüentemente vista como um indicador do desenvolvimento sócio-econômico e, sendo a variável negativamente correlacionada com a mortalidade infantil, reduz assim a demanda geral por filhos. Uma análise longitudinal dos padrões de fecundidade no Brasil identificou a educação como catalisador crítico da transição da fecundidade no país.⁸ No Nordeste, a educação também tem sido observada como um dos determinantes mais importantes da fecundidade entre as mulheres adultas.⁹

Entre adolescentes, ao mesmo tempo que os níveis educacionais mais altos estão associados com menor probabilidade de ter um filho, a direção da causalidade é menos clara. As adolescentes podem postergar a gravidez para completar sua educação formal, mas as mães adolescentes também podem se ver forçadas a deixar os

estudos precocemente quando têm um filho. De forma a reduzir o viés de seletividade, nesta análise utilizou-se a variável educação com apenas duas categorias (≤ 4 anos e cinco anos ou mais). A proporção de adolescentes no Nordeste, com pelo menos cinco anos de escolaridade, aumentou de 53% para 58% no período 1986–1996 (Tabela 1). Não obstante, comparados aos níveis educacionais entre adolescentes residentes no Sudeste, os níveis no Nordeste permanecem significativamente mais baixos, tanto em termos absolutos quanto em termos de sua taxa de aumento.

Outra variável sócio-econômica apontada na literatura como importante determinante da fecundidade é o local de residência. Espera-se que os níveis de fecundidade nas áreas urbanas sejam mais baixos do que nas áreas rurais. Em geral, isto se confirma no Brasil, onde a TFT é de 2,3 nascidos vivos em áreas urbanas e 3,5 em áreas rurais. O processo de urbanização da região Nordeste é crescente; a proporção de jovens residentes em áreas urbanas aumentou sete pontos percentuais entre 1986 e 1996. Este aumento é semelhante ao observado na região Sudeste, onde a proporção de população residente em áreas rurais é bem menor do que no Nordeste.

Por outro lado, padrões de diferenciais no comportamento reprodutivo que não são facilmente explicados por variáveis sócio-econômicas, podem ser atribuídos, freqüentemente, à influência de diferenças culturais ou de idéias.¹⁰ Acredita-se que no Brasil, a mídia desempenhe um papel significativo na promoção de mudanças sociais, em relação a atitudes sobre fecundidade e comportamento reprodutivo, especialmente por causa da homogeneidade lingüística do país. O planejamento familiar é quase universalmente conhecido e sua discussão na mídia não se constitui num tabu.

Numa análise recente, realizada com base nos dados da DHS–1991, o acesso à mídia foi considerado como o fator mais importante da fecundidade entre mulheres adultas com idades entre 20 e 30 anos, residentes na região Nordeste.¹¹ Entre as adolescentes, o conhecimento anticoncepcional chega a 99%, e 100% das adolescentes com experiência sexual conhecem pelo menos um método moderno. Embora não exista evidência de mensagens explícitas que encorajem as mulheres a limitar a gravidez, programas de televisão, especialmente as telenovelas brasileiras, disseminam imagens que podem ser interpretadas como defensoras da fecundidade reduzida.¹² No Nordeste do Brasil, quase

85% das adolescentes assistiam televisão pelo menos uma vez por semana em 1996, um aumento de 17 pontos percentuais em relação ao ano de 1986. No Sudeste esta porcentagem é ainda mais elevada (94%).

Diferenças nos níveis de fecundidade segundo a cor e a afiliação religiosa têm sido observadas por todo o mundo. Em particular, estudos históricos na América do Norte sugerem que as mulheres católicas têm experimentado taxas de fecundidade relativamente altas.¹³ A sociedade brasileira é predominantemente católica, e mais de 80% das mulheres jovens no Nordeste são católicas, comparadas com 75% das adolescentes no Sudeste. A importância do impacto da religião sobre a fecundidade neste grupo é, no entanto, incerta. Pesquisas anteriores sugerem que a Igreja Católica tem exercido mais influência sobre as políticas de planejamento familiar do governo brasileiro, em relação a limitar a disponibilidade desses serviços, do que em termos de desencorajar o comportamento que limita a fecundidade entre seus seguidores.¹⁴

Finalmente, a população não-branca é maior no Nordeste do que no resto do país: cerca de três quartos das adolescentes da região Nordeste são não-brancas, comparado com um pouco mais da metade na região Sudeste. Existe uma desigualdade sócio-econômica substancial entre cor no Brasil,¹⁵ e a cor pode constituir-se num fator importante associado com o acesso à saúde reprodutiva para adolescentes.¹⁶ Neste estudo, pretende-se examinar se os diferenciais de fecundidade por cor persistem depois que fatores sócio-econômicos e outras características são considerados.

Dados e métodos

Fontes de dados

A DHS–1986 permitiu aos pesquisadores uma primeira compilação de dados do Brasil, em nível nacional, sobre fecundidade e seus principais determinantes.¹⁷ Foram realizadas entrevistas com 5.892 mulheres entre 15 e 44 anos de idade. Entre estas, 1.792 residiam no Nordeste—788 delas com idades entre 15 e 24 anos. Os resultados desta pesquisa indicaram uma grande necessidade de investigações sobre as maneiras de se avaliar e melhorar a qualidade dos serviços de planejamento familiar, sugerindo ainda que a prioridade deveria ser dada à região Nordeste.¹⁸

A DHS–1991 (Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste Brasil, PSFNe) foi conduzida exclusivamente na região do Nordeste do Brasil.¹⁹ Um total de 5.695 mulheres em idade reprodutiva foram entrevistadas, sendo 2.550 delas com idades

Tabela 2. Probabilidade de ter o primeiro filho antes de 20 anos de idade, por características selecionadas e grupo etário atual, Nordeste do Brasil, 1986, 1991 e 1996

Característica	1986	1991	1996
ADOLESCENTES (15–19 anos)			
Educação			
0–4 anos	18,9	14,9	26,1
≥ 5 anos	5,9	7,4	10,1
Local de residência			
Urbano	10,5	10,5	15,2
Rural	15,3	11,9	20,9
Religião			
Católica	11,6	10,3	17,7
Não-católica	15,9	13,9	13,2
Cor			
Branca	nd	10,4	15,4
Não-branca	nd	11,1	17,2
Assiste televisão semanalmente			
Sim	8,5	9,4	14,9
Não	20,2	17,2	27,0
JOVENS ADULTAS (20–24 anos)			
Educação			
0–4 anos	54,0	47,1	46,7
≥ 5 anos	24,8	21,9	24,7
Local de residência			
Urbano	34,7	28,7	30,1
Rural	46,8	43,0	41,2
Religião			
Católica	36,0	32,7	33,5
Não-católica	60,6	35,2	32,1
Cor			
Branca	nd	28,6	28,9
Não-branca	nd	34,6	34,9
Assiste televisão semanalmente			
Sim	33,5	30,5	32,3
Não	49,2	41,8	40,5

Notas: Os dados apresentados referem-se às características relatadas no momento da pesquisa e são ponderados para refletir os procedimentos amostrais. nd=não disponível. Fontes: DHS de 1986, 1991 e 1996.

entre 15 e 24 anos.* Finalmente, a DHS-1996 (Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde, PNDS) fornece a informação mais recente sobre fecundidade e planejamento familiar em todo o Brasil, e especialmente para o Nordeste.²⁰ Esta pesquisa incluiu 1.861 mulheres residentes no Nordeste, com idades entre 15 e 24 anos.

Metodologia

Neste artigo, utilizou-se modelos hierárquicos de incidência em tempo discreto para analisar as tendências e determinantes do comportamento reprodutivo das adolescentes, usando dados das três pesquisas sucessivas da DHS. Graças às semelhanças nos questionários, resultados ao nível individual são geralmente comparáveis, possibilitando análises de tendência no tempo dentro de um grupo etário específico. Neste estudo, a atenção está voltada para as jovens com ida-

des entre 15 e 19 anos, no momento de cada pesquisa. Consideram-se também as experiências das mulheres entre 20 e 24 anos de idade, de maneira a incluir na análise aquelas mulheres que tinham completado recentemente a sua adolescência.

Além disso, o plano amostral em dois estágios (primeiro, selecionam-se as comunidades e, depois, os domicílios), permite a avaliação da influência de efeitos aleatórios ao nível da comunidade. Modelos estatísticos tradicionais assumem que as observações individuais são independentes. Contudo, em amostras complexas, tais como as das DHS, é provável que as observações dentro da mesma comunidade sejam correlacionadas. Nesta estrutura hierárquica, espera-se que indivíduos selecionados da mesma comunidade sejam mais parecidos em termos de características e comportamentos do que aqueles selecionados de comunidades diferentes. Conseqüentemente, os erros padrão dos parâmetros do modelo podem ser subestimados. Sendo assim, este estudo emprega modelos hierárquicos, considerados mais apropriados para dados com estrutura hierárquica.

Modelos hierárquicos de incidência em tempo discreto são utilizados para estimar a probabilidade de uma adolescente ter o primeiro filho. Este tipo de modelo permite considerável flexibilidade no manejo de covariáveis que mudam no tempo (por exemplo, a idade de uma mulher).²¹ Outra vantagem dos modelos de incidência em tempo discreto é que permitem a inclusão de observações censuradas (isto é, mulheres entre 15 e 19 anos de idade que ainda não haviam completado o período da adolescência no momento da pesquisa), assim como a inclusão de mulheres entre 20 e 24 anos, que já completaram este período.

O modelo de incidência em tempo discreto é essencialmente um modelo de regressão logística, onde a variável dependente é o logaritmo neperiano da chance de uma mulher ter tido o primeiro filho na idade t ($t=15, 16, 17, 18$ ou 19).[†] Como tal, cria-se uma variável que indica, com medidas repetidas, se o primeiro nascimento ocorreu, ou não, em cada idade específica de exposição. Uma vez que o evento ocorre, a mulher é excluída do modelo. Por exemplo, uma mulher com 20 anos de idade no momento da pesquisa, que teve o primeiro filho aos 17 anos de idade, contribui com três observações: duas indicando que não teve filho nas idades 15 e 16, e uma indicando que o evento ocorreu na idade 17. Se a observação é censurada (por exemplo, o caso de uma adolescente atualmente com 17 anos de idade, que nun-

ca teve um filho), três observações são criadas, indicando que o evento não ocorreu nas idades 15, 16 e 17.

O efeito de cada covariável foi estimado, controlando-se por uma série de outros fatores que, presumidamente, influenciam a variável de resposta.[‡]

Algumas variáveis demográficas e culturais prováveis de influenciar o comportamento da fecundidade entre adolescentes foram incluídas no modelo: idade, local de residência, educação, religião, exposição à mídia e, quando disponível, cor. Os parâmetros foram estimados utilizando-se o software MLN, que permite quatro diferentes procedimentos de estimação para modelos hierárquicos não lineares.²² Nesta análise utilizou-se o procedimento denominado Quase-Verossimilhança Penalizada de Segunda Ordem (Second Order PQL), que produz estimativas mais confiáveis para este tipo de modelo.²³ Os resultados deste estudo são expressos em termos de probabilidades acumuladas.[§]

Resultados

Análise bivariada

Conforme esperado, existem fortes diferenças por nível educacional na probabilidade de ter o primeiro filho durante a adolescência, uma tendência que continua ao longo do tempo (Tabela 2). Para as adolescentes com idades entre 15 e 19 anos,

*As pesquisas de 1991 e 1996 incluíram mulheres mais velhas, com idades entre 45 e 49 anos. Para manter a comparabilidade com a pesquisa de 1986, esse último grupo etário (45–49) foi excluído desta análise.

†Os poucos nascidos vivos de mães ainda mais jovens (≤ 14 anos) foram contados como nascidos de mães com 15 anos de idade.

‡O modelo hierárquico de incidência em tempo discreto pode ser escrito como: $\log(h_{tij}/1-h_{tij}) = \alpha_t + x'_{ij}\beta + u_i$, com $h_{tij} = P\{y_{tij}=1 \mid y_{kij}=0, k < t\}$. Pode-se definir y_{tij} como sendo a resposta binária na idade t ($t=15-19$, em anos) de mulher i tendo o primeiro filho na comunidade j , onde o y_{tij} é igual a 1,0 se a mulher tem seu primeiro filho na idade t , e zero caso contrário. Pode-se assumir que h_{tij} é a probabilidade condicional que y_{tij} seja igual a 1,0 (dado que não foi igual a 1,0 até o momento $t-1$). Em notação padrão, α_t é uma função da idade (variável que muda no tempo), x_{ij} é o vetor de covariáveis e β é o seu vetor de parâmetros correspondentes. O último termo da equação, u_i , expressa a variação entre comunidades.

§A probabilidade acumulada esperada de uma mulher i na comunidade j ter um primeiro filho na idade t pode ser estimada como segue: $h_{tij} = \exp(\alpha_t + x'_{ij}\beta + u_i) / (1 + \exp(\alpha_t + x'_{ij}\beta + u_i))$. Assume-se que o parâmetro aleatório ao nível da comunidade é normalmente distribuído, com média zero e variação σ^2 . Baseado nestes resultados, podemos estimar a probabilidade de que o evento não ocorra antes do tempo t . Esta probabilidade é representada por: $\prod_{k=1}^{t-1} (1-h_{tij})$. Desta forma, pode-se facilmente calcular a probabilidade acumulada de que o evento ocorra: $F_{tij} = 1 - \prod_{k=1}^{t-1} (1-h_{tij})$. Para se calcular probabilidades acumuladas para uma variável específica, mantém-se as outras variáveis na média.

Tabela 3. Coeficientes estimados através dos modelos de incidência em tempo discreto, indicando o risco de ter o primeiro filho entre 15 e 19 anos de idade, Nordeste do Brasil, 1986, 1991 e 1996

Variáveis	Modelo 1			Modelo 2
	1986	1991	1996	Dados reunidos
Intercepto	-0,63	-1,35	-1,81	-0,66** (1986) -1,35** (1991) -1,82** (1996)
Idade				
15	-1,51**	-1,19**	-0,57**	-0,57**
16	-1,58**	-1,19**	-0,57**	-0,57**
17	-0,89**	-0,38**	-0,12	-0,12
18	-0,67**	-0,06**	-0,14	0,14
19	ref	ref	ref	ref
Educação				
0-4 anos	ref	ref	ref	ref
>5 anos	-1,18**	-1,00**	-1,01**	-1,03**
Religião				
Católica	0,57**	-0,19	0,02	0,02
Não-católica	ref	ref	ref	ref
Assiste televisão semanalmente				
Sim	-0,08*	-0,33**	-0,17	0,02
Não	ref	ref	ref	ref
Interação entre religião e período				
Católica-1986	na	na	na	-0,59**
Católica-1991	na	na	na	-0,21
Interação entre exposição à mídia e período				
Sim-1986	na	na	na	-0,17
Sim-1991	na	na	na	-0,34*
Parâmetro aleatório				
Nível de grupo	0,15	0,23**	0,11	0,14 (1986) 0,23* (1991) 0,11 (1996)

*p<,05. **p<,01. Nota: na=não se aplica. Fontes: DHS de 1986, 1991 e 1996.

com baixo nível de escolaridade, a probabilidade de ter um filho é, consistentemente, pelo menos o dobro da observada entre adolescentes com maior nível de escolaridade. Isto também pode ser observado entre as mulheres que, na data da pesquisa, tinham entre 20 e 24 anos. Além disso, a probabilidade de ter um filho na adolescência é menor para mulheres residentes em áreas urbanas do que para aquelas residentes em áreas rurais. Embora a direção desse diferencial seja consistente ao longo do tempo, sua magnitude não parece ser tão importante quanto a magnitude do nível educacional.

A exposição à mídia, medida através do hábito de assistir televisão, também aparece como tendo um impacto na fecundidade das adolescentes. As jovens mulheres que freqüentemente assistem televisão são menos prováveis de ter o primeiro filho antes dos 20 anos de idade. Adolescentes não-brancas tipicamente apresentam maior fecundidade do que as adolescentes brancas. Não existe tendência consistente segundo a afiliação religiosa: os diferenciais entre adolescentes católicas e não-católicas variam em direção e magni-

tude no decorrer do período considerado.

Modelos multivariados

O modelo hierárquico de incidência em tempo discreto possibilita a distinção entre os efeitos estruturais (devido à composição etária da população), características individuais (fatores de natureza sócio-econômica ou cultural) e efeitos comunitários (variação entre comunidades, Tabela 3).

Os modelos foram implementados separadamente para os conjuntos de dados de 1986, 1991 e 1996 (Modelo 1). Os resultados confirmam que a educação é a variável mais fortemente associada com o adiamento do nascimento do primeiro filho entre adolescentes da região Nordeste. Esta é a única variável, à exceção da idade, que exerce uma correlação negativa e estatisticamente significativa (p<,01) com a probabilidade de ter o primeiro filho durante a adolescência nas três datas da pesquisa.

Quando avaliamos as probabilidades acumuladas das variáveis identificadas como tendo efeitos estatisticamente significativos sobre a fecundidade na adolescência (Tabela 4), observa-se que o impacto do nível educacional tem se mantido relativamente estável ao longo do tempo. Uma adolescente com no máximo quatro anos de escolaridade tem mais que o dobro da probabilidade de ter o primeiro filho antes dos 20 anos, quando comparada com uma adolescente com pelo menos cinco anos de escolaridade, mesmo depois de controlar por idade e outras características econômicas e culturais.

Os diferenciais por afiliação religiosa tornaram-se mais tênues no decorrer do tempo. Observa-se que as diferenças entre católicos e não-católicos, que foram importantes em 1986, já não são estatisticamente significativas em 1991 e 1996. Observou-se um padrão semelhante na exposição à mídia. Embora a diferença tenha sido estatisticamente significativa em 1986 e 1991, e na direção esperada (fecundidade mais baixa entre adolescentes que

assistiam televisão regularmente), não foram observadas diferenças estatisticamente significativas na exposição à mídia em 1996.

O efeito acumulado do local de residência não foi estatisticamente significativo nos três períodos considerados. Da mesma forma, cor das adolescentes não parece exercer um efeito sobre a chance de ter um filho na adolescência nas DHS de 1991 e 1996, onde esta característica foi medida. Há evidências de que outros fatores econômicos e demográficos, especialmente a educação, reflitam grande parte dos diferenciais de fecundidade observados entre adolescentes residentes em áreas urbanas e rurais ou entre as brancas e não-brancas da região Nordeste do Brasil (resultados não apresentados).

Os resultados destes modelos de risco parecem ser geralmente robustos em explicar diferenciais de fecundidade ao longo do tempo. Para fins de comparação, o mesmo modelo foi implementado utilizando-se os três bancos de dados conjuntamente (Tabela 3, Modelo 2). Em termos do impacto relativo das variáveis explicativas (excluindo cor) sobre a probabilidade de uma adolescente ter o primeiro filho, este modelo revelou tendências semelhantes àquelas dos modelos anteriores, obtidos a partir de cada pesquisa separadamente. Observa-se que a magnitude do efeito do grau de escolaridade de uma adolescente é semelhante às magnitudes obtidas anteriormente (Tabela 4).

Tabela 4. Probabilidade acumulada de ter o primeiro filho entre as idades de 15 e 19 anos, por características selecionadas, Nordeste do Brasil, 1986, 1991 e 1996

Característica	1986	1991	1996
MODELO 1			
Educação			
0-4 anos	0,48	0,40	0,48
≥5 anos	0,20	0,18	0,22
Religião			
Católica	0,29	0,24	0,30
Não-católica	0,44	0,28	0,29
Assiste televisão semanalmente			
Sim	0,30	0,24	0,30
Não	0,32	0,31	0,29
MODELO 2			
Educação			
0-4 anos	0,41	0,41	0,41
≥5 anos	0,18	0,18	0,18
Religião			
Católica	0,26	0,26	0,27
Não-católica	0,41	0,31	0,26
Assiste televisão semanalmente			
Sim	0,36	0,24	0,27
Não	0,41	0,31	0,26

Fontes: DHS de 1986, 1991 e 1996.

Os efeitos de religião e exposição à mídia não foram consistentemente significativos ao longo do tempo. Interações entre tempo e religião (Tabela 3) parecem confirmar a frágil influência da afiliação religiosa entre 1986 e 1996. O efeito relativo da exposição à mídia parece estar variando, quando observamos diferenciais na sua significância ao longo do tempo. Estudos sobre o impacto da televisão no comportamento reprodutivo, atualmente sendo conduzidos no Brasil (e especificamente entre adolescentes) podem ajudar a esclarecer esta tendência.²⁴ Não foi observado efeito independente, ao longo do tempo, em relação ao local de residência (resultados não apresentados).

Além disto, efeitos aleatórios significativos ao nível da comunidade onde as adolescentes vivem foram observados nas duas pesquisas mais recentes ($p < 0,05$ em 1991 e $p < 0,10$ em 1996), revelando excesso de variação não explicada ao nível da comunidade, com efeitos sobre o comportamento da fecundidade. Isto sugere a existência de fatores adicionais (sejam eles observáveis ou não) condicionados por fronteiras geográficas, que podem afetar a probabilidade de uma adolescente ter filho.

Discussão

Educação é a variável mais forte e consistentemente associada com a postergação do primeiro filho entre adolescentes na região Nordeste, entre 1986 e 1996. Os diferenciais na fecundidade devidos a outros fatores sócio-econômicos e culturais não foram estatisticamente significativos (tais como local de residência e cor), ou diminuíram ao longo do tempo, tendendo a desaparecer (tais como a exposição à mídia e religião).

Paralelamente, os parâmetros aleatórios referentes ao nível da comunidade, observados nos modelos hierárquicos em anos mais recentes, sugerem que variáveis contextuais não observadas podem influenciar o comportamento individual em relação à fecundidade. Estas evidências indicam a necessidade de maiores investigações sobre o impacto de programas comunitários. Entre as possibilidades, destaca-se a disponibilidade e acesso aos serviços de planejamento familiar orientados às adolescentes. Infelizmente, existe uma lacuna de estudos sistêmicos sobre o papel do setor saúde na transição de fecundidade no Brasil.²⁵ Recomenda-se que as variáveis contextuais sejam examinadas em maior profundidade, em pesquisas futuras, baseadas em dados independentes, coletados ao nível da comunidade.

Tem sido argumentado que a postergação do primeiro filho e casamento parecem ser os meios mais viáveis para a continuação da redução da fecundidade no Brasil e na América Latina.²⁶ Como as jovens iniciam as atividades sexuais cada vez mais cedo, um melhor acesso aos métodos anticoncepcionais e níveis mais altos de uso desses métodos também seriam pré-requisitos importantes para postergar os nascimentos.

Finalmente, existe necessidade de análises futuras sobre padrões de formação de uniões entre adolescentes, tanto formais quanto informais, e sobre o impacto destas uniões sobre a gravidez (considerando as dificuldades em investigar as relações causais neste tipo de pesquisa). As adolescentes podem antecipar o casamento justamente por causa de uma gravidez. De acordo com informações da DHS-1996, quase um quarto de todos os primeiros nascidos vivos de adolescentes residentes na região Nordeste ocorreram durante os primeiros sete meses do casamento. Ao mesmo tempo, filhos não planejados são mais comuns entre mães adolescentes que nunca casaram (61% em 1996) do que entre as que já casaram alguma vez (34%) ou viveram em uniões consensuais (54%). Além disso, a probabilidade de dissolução é significativamente maior em uniões consensuais do que em casamentos formais. As interações entre estes eventos e características sócio-econômicas e culturais, assim como as implicações para mães solteiras adolescentes, merecem maior exploração.

Referências

1. Arruda JM et al., *Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar-Brasil*, 1986, Rio de Janeiro, Brasil: Sociedade Civil Bem-Estar Familiar no Brasil (BEMFAM), 1987; e BEMFAM, *Pesquisa Nacional Sobre Demografia e Saúde*, 1996, Rio de Janeiro, Brasil: BEMFAM/Programa de Pesquisas de Demografia e Saúde (DHS), Macro International, 1997.
2. Yinger N et al., *Adolescent Sexual Activity and Childbearing in Latin America and the Caribbean: Risks and Consequences*, Washington, DC: Population Reference Bureau, 1992.
3. Wulf D e Singh S, Sexual activity, union and childbearing among adolescent women in the Americas, *International Family Planning Perspectives*, 1991, 17(4): 137-144.
4. BEMFAM, 1997, op. cit. (ver referência 1).
5. Ibid.
6. Martine G, Brazil's fertility decline, 1965-95: a fresh look at key factors, *Population and Development Review*, 1996, 22(1):47-75.
7. Martin TC e Juarez F, Women's education and fertility in Latin America: exploring the significance of education for women's lives, trabalho apresentado na 22ª conferência geral da International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP), Montréal, Canadá, 24 de agosto-1 de setembro, 1993; Robey B, Rutstein SO

e Morris L, The reproductive revolution: new survey findings, *Population Reports*, 1992, Series M, No. 11; Rutenberg N et al., Knowledge and use of contraception, *Demographic and Health Surveys, Comparative Studies No. 6*, Columbia, MD, EUA: Institute for Resource Development/Macro International, 1991; e Silva NV, Henriques MH e de Souza A, An analysis of reproductive behavior in Brazil, *Demographic and Health Surveys Further Analysis Series*, No. 6, São Paulo, Brasil, 1990.

8. Lam D, Sedlacek G e Duryea S, Increases in education and fertility decline in Brazil, trabalho apresentado na reunião anual da Population Association of America, Cincinnati, OH, EUA, 1-3 de abril, 1993.

9. Wong LR, A queda da fecundidade no Nordeste: uma aproximação aos determinantes, em: BEMFAM, *Fecundidade, Anticoncepção e Mortalidade Infantil*, Rio de Janeiro, Brasil: BEMFAM, 1994, págs. 9-36.

10. Cleland J e Wilson C, Demand theories of the fertility transition: an iconoclastic view, *Population Studies*, 1987, 41(1):5-30.

11. Wong LR, 1994, op. cit. (ver referência 9).

12. Faria VE, Políticas de governo e regulação da fecundidade: consequências não antecipadas e efeitos perversos, *Revista de Ciência Hoje*, 1989, págs. 62-103; Martine G, Population in Brazil: agenda for a country strategy, relatório preparado para a John P. and Catherine T. MacArthur Foundation, Brasília, Brasil, 1990; e Potter JE et al., The spread of television and fertility decline in Brazil: a spatial-temporal analysis, 1970-1991, trabalho apresentado na 23ª conferência geral da IUSSP, Beijing, 11-17 de outubro, 1997.

13. Potts M e Selman P, *Society and Fertility*, Estover, Plymouth, Reino Unido: Macdonald and Evans, 1979; e Henripin J, Tableaux sur l'évolution séculaire de la fécondité, em: Henripin J e Martin Y, eds., *La Population du Québec d'hier à Demain*, Montréal, Canadá: Les Presses de l'Université de Montréal, 1991.

14. Leite IC, The determinants of contraceptive choice in northeast Brazil, 1991, trabalho apresentado na reunião anual da Population Association of America, Washington, DC, 27-29 de março, 1997.

15. Wood C e de Carvalho JAM, *The Demography of Inequality in Brazil*, Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 1988.

16. Miranda-Ribeiro P, Teenage sexuality, reproductive behavior, and access to health care in northeast Brazil, em: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, *Anais do IX Encontro de Estudos Populacionais*, Vol. 3, Caxambu, Brasil, 1994.

17. Arruda JM et al., 1987, op. cit. (ver referência 1).

18. Arruda JM, Impacto de la pesquisa DHS en el Brasil, em: *Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference*, Vol. III, Columbia, MD, EUA: Institute for Resource Development/Macro International, 1991, págs. 1903-1931.

19. Ferraz EA, Ferreira IQ e Rutenberg N, *Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste Brasil 1991*, Rio de Janeiro, Brasil: BEMFAM, 1992.

20. BEMFAM, 1997, op. cit. (ver referência 1).

21. Allison PD, Discrete-time methods for the analysis of event histories, em: Leinhardt S, ed., *Sociological Methodology*, San Francisco, CA, EUA: Jossey-Bass, 1982, págs. 61-98.

22. Rasbash J e Woodhouse G, *MLn Command Reference*, Londres: Institute of Education, University of London, 1996.

(continua na página 45)

Tendências e determinantes...

(continua da página 29)

23. Rodriguez G e Goldman N, An assessment of estimation procedures for models with binary responses, *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, 1995, 158(1):73–89.
24. Potter J et al., The social impact of television on reproductive behavior in Brazil, relatório do projeto não editado, The Rockefeller Foundation, 1998.
25. Martine G, 1996, op. cit. (ver referência 6).
26. Wulf D e Singh S, 1991, op. cit. (ver referência 3).