

La formation des unions chez les adolescentes du Nordeste (Brésil)

THE FORMATION OF UNIONS AMONG ADOLESCENT WOMEN IN NORTHEASTERN BRAZIL

Neeru Gupta

Volume 29, numéro 2, automne 2000

Mutations de la fécondité dans le monde industrialisé

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/010289ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/010289ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (imprimé)

1705-1495 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Gupta, N. (2000). La formation des unions chez les adolescentes du Nordeste (Brésil). *Cahiers québécois de démographie*, 29(2), 287–306.
<https://doi.org/10.7202/010289ar>

Résumé de l'article

Depuis une quinzaine d'années, on observe dans le Nordeste une hausse de la proportion de femmes qui commencent une vie de couple alors qu'elles sont encore dans l'adolescence. À l'aide des données de trois enquêtes démographiques et de santé conduites dans cette région du Brésil entre 1986 et 1996, des analyses de régression logistique multivariée servent ici à évaluer les déterminants de la formation des premières unions. La scolarité fait partie des variables qui influencent le plus la probabilité qu'une femme forme une première union avant l'âge de 20 ans : le risque est deux fois moins élevé pour une adolescente ayant fréquenté l'école pendant cinq ans ou plus que pour une adolescente n'ayant pas plus de quatre ans de scolarité, et cette tendance se révèle assez stable dans le temps. Le fait de vivre en milieu urbain et la pratique religieuse sont également associés à une moindre probabilité d'union précoce. Les résultats ne démontrent pas que les femmes de niveau socio-économique plus faible sont plus susceptibles de conclure une union informelle. La relation entre conception pré-nuptiale et catégorie d'union donne à penser que, pour un nombre important de jeunes femmes, le choix de l'union informelle peut être la conséquence de relations sexuelles précoces et d'une grossesse non planifiée.

La formation des unions chez les adolescentes du Nordeste (Brésil)

Neeru GUPTA *

Le comportement reproductif des adolescentes et des femmes brésiliennes s'est profondément modifié au cours des trois dernières décennies. Entre 1970 et 1996, l'indice synthétique de fécondité (ISF) du Brésil est passé de 5,8 à 2,5 enfants par femme (BEMFAM, 1997). Durant ce temps, le pays a vécu de grands changements socio-économiques et s'est industrialisé et urbanisé; la proportion de la population vivant en milieu urbain est ainsi passée de 56 pour cent en 1970 à 76 pour cent en 1991 (Baer, 1995; Ferreira et Woldvogel, 1997). La baisse de la fécondité a touché l'ensemble des régions et des couches sociales, et ce en l'absence de politiques ou programmes nationaux de planification familiale. Elle n'a cependant pas suivi partout le même rythme, et les variations régionales sont importantes (Ferreira et Woldvogel, 1997; Martine, 1996). Selon l'Enquête démographique et de santé (EDS) de 1996, l'ISF varie entre 2,1 pour l'État de Rio de Janeiro et 3,1 pour la région du Nordeste ¹ (BEMFAM, 1997).

La plus grande partie de la baisse de la fécondité a été observée chez les femmes qui ont atteint le milieu de leur vie reproductive. La part de la fécondité des adolescentes (15-

* Division de la recherche démographique et de santé, ORC Macro International, 11785 Beltsville Drive, Calverton, MD 20705, USA. Adresse électronique : ngupta@macroint.com. Cet article a été conçu dans le cadre des études doctorales en démographie de l'auteure à l'Université de Montréal. Une version préliminaire des résultats a été présentée au 68^e congrès annuel de l'ACFAS, Montréal, 15-19 mai 2000. L'auteure tient à remercier Thomas LeGrand de son aide pour la réalisation de cette étude.

¹ États d'Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte et Sergipe.

19 ans) dans la fécondité générale (15-44 ans) s'est donc accrue (Arruda et al., 1987; BEMFAM, 1997). Des estimations basées sur les EDS révèlent que la proportion des naissances annuelles due aux mères adolescentes est passée de 12 pour cent à presque 19 pour cent entre 1986 et 1996; dans le Nordeste, région particulièrement touchée par la pauvreté, elle est passée de 12 à 20 pour cent. Une des conséquences de cette augmentation du poids de la fécondité adolescente est un rajeunissement de la structure par âge à la maternité. Or, la proportion d'adolescentes parmi les femmes en âge de procréer est demeurée stable : 24 pour cent aux deux périodes d'enquête.

Une baisse tardive — voire une augmentation — de la fécondité des adolescentes par rapport à celle des femmes plus âgées a été observée dans plusieurs régions de l'Amérique latine. On a fait valoir à ce propos que les adolescentes n'ont pas profité des services de planification familiale autant que leurs aînées (Yinger et al., 1992). La fécondité précoce peut nuire à la santé des femmes ainsi qu'à leur épanouissement social. Elle est associée à un plus grand risque de mortalité et de morbidité maternelles et infantiles, empêche généralement la jeune femme de poursuivre ses études et nuit à sa réussite professionnelle. De plus, la femme ayant des relations sexuelles non protégées s'expose aux maladies transmises sexuellement (y compris le VIH-sida) et risque de subir un avortement clandestin en cas de grossesse non désirée. L'augmentation des descendance finales pourrait être l'une des conséquences démographiques à long terme de la fécondité adolescente, car l'âge de la femme à la première naissance influe sur le nombre d'enfants qu'elle aura au total durant sa période de procréation (Grindstaff, 1990; Senderowitz et Paxman, 1985; Singh et Wulf, 1990; Yinger et al., 1992).

Il importe donc de mieux connaître les déterminants du comportement reproductif des adolescentes pour améliorer l'efficacité des programmes de santé et d'éducation qui leur sont destinés. Il existe déjà plusieurs études d'envergure nationale ou régionale sur les causes et les conséquences de la fécondité différentielle chez les femmes en âge de procréer au Brésil (voir Alves, 1996; Arruda et al., 1988; Camarano, 1994; Martine, 1996; Rios-Neto et al., 1991; Silva et al., 1990), mais les mécanismes du comportement des groupes d'âge les plus jeunes ont reçu moins d'attention dans la littérature, et les facteurs qui influent sur les décisions reproductives des adolescentes sont mal connus.

L'entrée dans la vie conjugale est une variable importante pour l'étude du comportement reproductif, spécialement dans le cas d'une région en développement où la fécondité des adolescentes est à la hausse. La majorité des jeunes femmes sont en union (formelle ou informelle) lors de la naissance de leurs enfants, mais le nombre de premières naissances pré-nuptiales chez les adolescentes a plus que doublé au cours de la décennie d'observation (1986-1996), passant de 5 pour cent à presque 11 pour cent. L'augmentation des taux d'activité sexuelle pré-nuptiale pourrait expliquer en partie cette tendance : la majorité des adolescentes ont leur premier rapport sexuel avant d'entrer en union, et l'incidence des expériences pré-nuptiales a augmenté rapidement de 1986 (56 pour cent) à 1996 (86 pour cent) (Ferraz et al., 1999; Gupta, 2000).

La formation de l'union marque une transition importante dans la vie d'une jeune fille. Le moment où se produit cet événement peut déterminer sa liberté de choix à l'égard d'un partenaire, ainsi que les réactions de sa famille et de la société. Aux yeux des Brésiliennes, la meilleure trajectoire familiale est celle de la famille nucléaire, toujours répandue dans les sociétés industrialisées : mariage — de préférence en début de vingtaine — puis naissance d'enfants à élever avec l'aide de l'époux. Même si les familles non traditionnelles prennent de plus en plus de place au Brésil (le nombre de divorcées, de séparées et de mères célibataires augmente), face à la société les jeunes femmes continuent de se voir dans le rôle d'épouse et de mère (Bastos et Fernandes, 1989; Goldani, 1998).

Parées d'une aura de stabilité, les unions formelles (sanctionnées par l'Église ou par l'État) sont généralement considérées comme la solution idéale. Le choix des femmes sera différent si elles pensent que leur partenaire ne voudra pas du mariage formel ou tout simplement, dans bien des cas, parce que la qualité de la relation prime à leurs yeux sur le type d'union et qu'elles ne voient pas de différence entre union formelle et union informelle (Greene, 1992).

Pour étudier les tendances récentes de la formation des unions chez les adolescentes du Nordeste, nous utiliserons les données des EDS menées dans cette région en 1986, 1991 et 1996. Après avoir décrit notre population cible, nous décortiquerons, au moyen d'analyses multivariées, les effets indépendants de certaines caractéristiques socio-démographiques sur les probabilités de première union avant l'âge de 20 ans chez les jeunes femmes. Nous distinguerons également les caracté-

ristiques et les comportements reproductifs de ces dernières en fonction du type d'union (formelle, informelle).

CONTEXTE

La littérature scientifique a accordé beaucoup d'attention aux fortes inégalités régionales qui ont marqué l'histoire du Brésil (voir par exemple Baer, 1995; Wood et Carvalho, 1988). Les quelque 45,5 millions d'habitants du Nordeste vivent dans une région largement rurale, à bien des égards la plus défavorisée du pays. Entre autres indicateurs socio-économiques, le taux d'alphabétisation et la proportion de ménages équipés de l'eau courante (61 pour cent et 54 pour cent) y sont nettement inférieurs à la moyenne nationale (85 pour cent dans les deux cas). Les niveaux de fécondité et de mortalité du Nordeste comptent parmi les plus élevés du pays. Le taux de mortalité infantile y est de 74 décès pour mille naissances vivantes, comparativement à 48 pour mille dans l'ensemble du Brésil. L'ISF de la région est d'environ 20 pour cent supérieur à la moyenne nationale (BEMFAM, 1997).

Parmi les grandes régions du pays, le Nordeste a connu la baisse de fécondité la plus rapide des dernières années (Martine, 1996). L'ISF y a décru d'environ 40 pour cent, passant de 5,2 à 3,1 enfants par femme entre 1986 et 1996. La plus grande partie de cette baisse a été observée chez les femmes arrivées au milieu de leur vie reproductive. D'après les EDS, la part des naissances annuelles due aux femmes de 25-39 ans a diminué de 11 points, passant de 56 à 45 pour cent, tandis que la proportion des naissances attribuable aux adolescentes (15-19 ans) gagnait 8 points.

La fécondité des adolescentes a également augmenté en termes absolus. Entre 1986 et 1996, la proportion de celles qui ont eu un enfant est passée de 12 à 17 pour cent, soit une augmentation de près du tiers, malgré les progrès de l'instruction, de l'urbanisation et de l'accès aux médias ² (tableau 1), facteurs associés à une fécondité *décroissante* dans la littérature (voir par exemple Lam et al., 1993; Martin et Juarez, 1995; Robey et al., 1992; Silva et al., 1990; Wong, 1994). Notons que le changement de comportement reproductif des adolescentes ne peut pas être attribué au changement de leur structure par âge, laquelle n'a guère bougé (tableau 1).

² Nombre d'années de scolarité, milieu de résidence urbain, fait de regarder la télévision chaque semaine.

TABLEAU 1 — Distribution des adolescentes (15-19 ans) selon certaines caractéristiques socio-démographiques, Nordeste, 1986, 1991 et 1996 ^a

	1986	1991	1996
<i>Âge</i>			
15-16 ans	44	44	44
17-19 ans	56	56	56
<i>Scolarité</i>			
0-4 années	47	48	42
5 années et plus	53	52	58
<i>Milieu de résidence</i>			
Urbain	62	64	69
Rural	38	36	31
<i>Milieu de résidence durant l'enfance</i>			
Urbain	59	59	64
Rural	41	41	36
<i>Regarde la télévision chaque semaine</i>			
Oui	68	80	85
Non	32	20	15
<i>Religion</i>			
Catholique	84	80	83
Non catholique	16	20	17
<i>Assiste à une cérémonie religieuse au moins une fois par mois</i>			
Oui	58	56	61
Non	42	44	39

a. %. Source : Enquêtes démographiques et de santé (données pondérées).

Leur taux de nuptialité a augmenté lui aussi : dans cette société majoritairement catholique où la plupart des adolescentes peuvent être considérées comme pratiquantes (assistent fréquemment aux cérémonies religieuses [sans égard à la religion]), la proportion d'adolescentes ayant déjà été en union passe de 15 pour cent en 1986 à 19 pour cent en 1996. Les naissances demeurent plutôt rares parmi les adolescentes n'ayant jamais été en union (tableau 2). Cependant, environ le tiers des premières naissances résultent d'une conception pré-nuptiale, c'est-à-dire ont lieu avant l'union ou dans les sept premiers mois suivant sa formation.

L'entrée en union précoce et la conception pré-nuptiale chez les adolescentes sont généralement jugées socialement inacceptables par leurs pairs. Pour une femme, l'âge idéal du mariage se situerait entre 20 ans et 24 ans : cette réponse est celle qui a

TABLEAU 2 — Pourcentage d'adolescentes (15-19 ans) ayant déjà eu un enfant, selon l'état matrimonial, Nordeste, 1986, 1991 et 1996

État matrimonial	1986	1991	1996
<i>Pourcentage de femmes ayant déjà eu un ou des enfants</i>			
Jamais en union	2	2	4
Déjà en union formelle	75	56	73
Déjà en union libre	58	53	71
Total	12	11	17
<i>Pourcentage de cas de conception prénuptiale</i>			
Déjà en union formelle	28	33	28
Déjà en union libre	(33)	35	34
Total	30	34	32

Source : Enquêtes démographiques et de santé (données pondérées).

Note : Chiffre entre parenthèses basé sur un échantillon de moins de vingt cas.

été choisie (malgré leurs comportements) par le plus grand nombre de jeunes adultes lors d'une enquête auprès d'un échantillon de femmes et d'hommes de 15 à 24 ans de la ville de Salvador, dans le Nordeste. Moins de 3 pour cent des participants étaient d'avis qu'il serait idéal d'entrer en union avant l'âge de 18 ans. On peut déduire de cette enquête que ce sont les valeurs culturelles qui forment cette chronologie idéale de l'âge à la première union, tôt dans la vingtaine pour les femmes. En revanche, étant donné l'importance accordée à l'indépendance économique, le calendrier nuptial idéal est plus tardif pour les hommes (Bastos et Fernandes, 1989).

Selon les données de la même enquête, moins du tiers des jeunes hommes et moins du cinquième des jeunes femmes trouvent l'activité sexuelle prémaritale acceptable pour une femme. Mais plus de 80 pour cent des répondants des deux sexes l'acceptent pour un homme. Le fait que les jeunes, surtout les femmes, aient des attitudes plus restrictives à l'égard des femmes en matière de comportement sexuel et de calendrier nuptial pourrait être représentatif du « machisme » dominant dans la société brésilienne (Bastos, 1989).

On a aussi observé que les femmes du Nordeste entrent dans une union informelle plus souvent que celles du reste du pays. Les unions informelles seraient plus courantes dans les milieux économiquement faibles, notamment à cause du coût élevé du mariage formel (Greene, 1992). Ces unions sont en progression chez les adolescentes du Nordeste (environ 40 pour cent en 1986, 70 pour cent en 1996 : figure 1). Leur multipli-

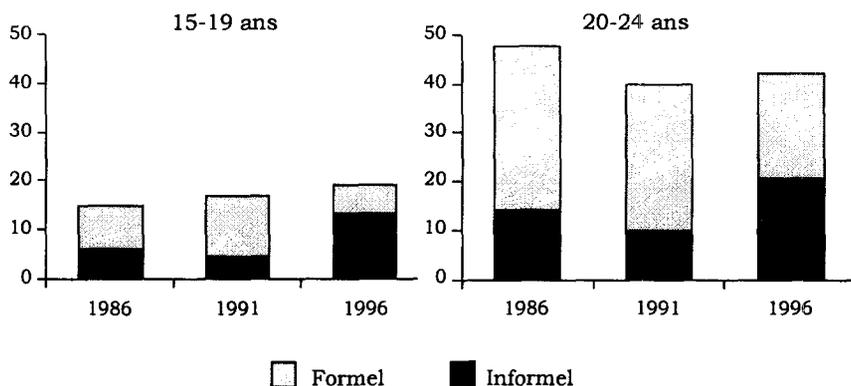


FIGURE 1 — Pourcentage de femmes ayant déjà été en union avant l'âge de 20 ans selon le groupe d'âge actuel et le type d'union, Nordeste, 1986-1996

cation et la libéralisation des mœurs s'accompagnent d'une exposition de plus en plus précoce aux rapports sexuels (Lazo, 1994). La croissance des taux d'unions informelles alliée au risque de maternité supérieur des femmes vivant dans ce type d'union pourrait expliquer au moins en partie les niveaux absolus plus élevés de la fécondité adolescente dans le Nordeste. Comme on le voit au tableau 2, la maternité a fortement augmenté (de 58 à 71 pour cent) entre 1986 et 1996 chez les femmes entrées en union informelle avant l'âge de 20 ans.

Si ces résultats sont utiles pour étudier l'âge à l'entrée en union, il importe de souligner qu'ils sous-estiment les taux de formation d'unions chez les adolescentes, car nous n'avons pas l'histoire jusqu'à 20 ans des femmes âgées de 15-19 ans au moment de l'enquête. Les proportions de femmes ayant contracté leur première union pendant l'adolescence sont nettement plus élevées parmi les femmes de 20-24 ans, c'est-à-dire celles qui sont sorties de cette période le plus récemment (figure 1). La propension à conclure un mariage formel est demeurée relativement stable, mais les unions informelles deviennent de plus en plus populaires. En 1986, moins du tiers des unions contractées avant l'âge de 20 ans étaient informelles; la proportion est passée à la moitié des cas une décennie plus tard. Les analyses multivariées qui suivent incorporent les expériences des femmes de ces deux tranches d'âge, 15-19 ans et 20-24 ans au moment de l'enquête, afin d'illustrer de façon plus complète les schémas des comportements nuptiaux et reproductifs au cours de l'adolescence.

DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

Les données empiriques utilisées ici sont tirées de trois EDS menées dans le Nordeste entre 1986 et 1996. Notre première source d'information sur le comportement reproductif et ses déterminants est la *Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar* (Arruda et al., 1987). Menée en 1986, l'enquête comprenait un sous-échantillon de 788 femmes de 15 à 24 ans, résidant dans le Nordeste. La deuxième source, la *Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste Brasil* de 1991 (Ferraz et al., 1992), rassemble des informations issues d'entrevues individuelles avec 2550 jeunes femmes (15-24 ans) de cette région. Tout récemment, la *Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde* (BEMFAM, 1997) a rendu disponibles des informations sur 1861 femmes de 15 à 24 ans interviewées en 1996 dans la même région.

Les enquêtes nous renseignent sur le statut matrimonial, le type d'union, l'âge à la première union, le calendrier des naissances et d'autres caractéristiques démographiques des répondantes. Nous nous intéresserons principalement aux tendances et aux déterminants de la probabilité qu'une femme contracte une première union durant l'adolescence. Les questionnaires des EDS étant similaires, les données sont largement comparables au niveau individuel. Nous bénéficions de trois enquêtes successives pour faire des analyses temporelles sur un groupe d'âge. En retenant seulement les groupes d'âge les plus jeunes, nous espérons minimiser les biais causés par les erreurs de mémoire (omissions, déplacement de la date des événements), d'autant plus fréquentes que les événements sont anciens.

En revanche, il faut signaler que les données sous-estiment probablement un peu les taux d'unions chez les adolescentes. Certaines femmes ont énoncé pour l'âge à la première union des valeurs aussi basses que 11 ans. L'EDS n'interviewant que les femmes d'au moins 15 ans, certains événements chez les femmes plus jeunes au moment de l'enquête sont donc exclus.

Notre analyse multivariée des déterminants qui incitent les adolescentes à se mettre en union comporte des analyses de survie en temps discret à multi-niveaux. La flexibilité de l'analyse de survie permet de manipuler des variables explicatives qui varient dans le temps (tel l'âge des femmes) et d'incorporer à la fois des données tronquées sur les femmes âgées de 15-19 ans lors de l'enquête et des données sur les femmes âgées de 20-24 ans (Allison, 1982). La modélisation consiste à

recoder une variable qui indique, grâce à des mesures répétées, si une première union est contractée à chaque âge d'exposition (âge en années complètes). Lorsque l'événement se produit, la femme est retirée de l'analyse. Par exemple, une femme âgée de 20 ans lors de l'enquête et ayant contracté sa première union à l'âge de 17 ans est le sujet de sept observations : six indiquant qu'elle n'était pas en union de 11 ans à 16 ans et une indiquant qu'elle l'était à 17 ans, moment où elle ne présentait désormais plus de risque d'entrer en union. Une femme de 16 ans n'ayant jamais été en union lors de l'enquête contribue à cinq observations : une pour chaque année d'âge entre 11 et 15 ans où l'événement n'a pas eu lieu.

Les échantillons des EDS étant stratifiés par grappes, nous pouvons évaluer les effets indépendants des influences de la communauté sur le comportement individuel. Les jeunes femmes sélectionnées ont été distribuées en 100, 355 et 283 grappes ou unités primaires de sondage pour les enquêtes de 1986, 1991 et 1996 respectivement. Pour appliquer des régressions statistiques standards, on suppose l'indépendance entre les observations. Lorsque les échantillons sont sélectionnés en deux étapes, comme dans le cas des EDS, on constate une certaine corrélation entre les individus d'une même grappe. Les individus vivant dans la même communauté³ tendent à avoir des comportements et des caractéristiques similaires (à cause d'une multitude de facteurs non mesurés et non mesurables). Il est donc essentiel du point de vue méthodologique de tenir compte de cette dépendance entre les observations à l'intérieur des grappes. Sinon, il peut y avoir sous-estimation des erreurs standards associées aux variables fixes, et donc augmentation du risque d'accepter par erreur la signification non nulle d'une variable explicative (erreur statistique de type I). Les modèles de régression à multi-niveaux, approche relativement récente en démographie, sont donc mieux adaptés à la structure hiérarchique des données.

Nous utilisons le logiciel MLn (*multilevel analysis*), qui permet de modéliser des régressions non linéaires à multi-niveaux selon la procédure *second-order predictive quasi-likelihood* (Rasbash et Woodhouse, 1996), réputée meilleure pour estimer les paramètres et les erreurs standards pour ce type de modèle (Goldstein et Rasbash, 1996; Rodriguez et Goldman, 1995).

³ « Grappe » et « communauté » désignent le même contexte statistique.

Le modèle suppose une distribution logistique, la variable dépendante étant le logarithme de rapport de risque (*log odds*) d'une femme entrant en première union à l'âge t ($t = 11, 12, \dots, 19$). Nous pouvons ainsi estimer l'effet d'une variable explicative spécifique en isolant une série d'autres facteurs qui sont supposés influencer la variable dépendante. Notre modèle multivarié s'exprime de la façon suivante :

$$h_{tij} = P\{y_{tij}=1 \mid y_{kij}=0, k < t\} = \frac{\exp(a_t + X'_{ij}B + u_{ij} + v_j)}{1 + \exp(a_t + X'_{ij}B + u_{ij} + v_j)}$$

On définit h_{tij} comme la probabilité conditionnelle d'une femme i de la grappe j de se marier à l'âge t , étant donné qu'elle ne s'est jamais mariée auparavant. Selon la notation scientifique standard, a_t est fonction de l'âge de l'individu (qui varie dans le temps), X'_{ij} est le vecteur des variables explicatives et B le vecteur des paramètres correspondants, u_{ij} représentant l'erreur au niveau des individus. Le terme v_j exprime la variation aléatoire au niveau des grappes, que l'on considère comme étant distribuée selon la loi normale, avec une moyenne de zéro et une variance de σ^2 .

Dans un deuxième temps, en limitant l'échantillon aux femmes entrées en union avant l'âge de 20 ans, nous pouvons examiner les déterminants du choix d'une union formelle ou informelle pour une adolescente. Le modèle multivarié s'écrit :

$$f_{ij} = \exp(X'_{ij}B + u_{ij} + v_j) / [1 + \exp(X'_{ij}B + u_{ij} + v_j)]$$

où f_{ij} est la probabilité qu'une adolescente i de la grappe j choisisse une union de type informel. Ici, il faut signaler une faiblesse des informations tirées de l'EDS : elles ne permettent pas de distinguer entre les unions informelles devenues formelles et les unions qui étaient formelles dès le départ. Comme les données font référence au type d'union existant au moment de l'enquête, le nombre de premières unions informelles doit être considéré comme inférieur à la réalité.

Nous incluons dans notre modèle un certain nombre de variables socio-démographiques et culturelles qui pourraient influencer les comportements individuels : scolarité, milieu de résidence, milieu de résidence durant l'enfance, religion, pratique religieuse et exposition aux médias. Ces caractéristiques sont celles qui existaient au moment de l'enquête. Pour minimiser les effets de sélection chez les adolescentes, la scolarité sera définie comme une variable dichotomique : quatre années d'études maximum (point de passage du primaire au secondaire dans le système scolaire brésilien) et cinq années ou plus.

Deux variables liées au niveau de développement de la communauté et représentant respectivement la pénétration des médias et le statut socio-économique des ménages sont également incluses. La première, agrégée au niveau de la grappe, est la proportion de ménages possédant un téléviseur et se divise en trois catégories qui reflètent les fortes disparités de cette société : faible (moins de 10 pour cent des ménages), moyenne (entre 10 et 90 pour cent) et élevée (plus de 90 pour cent). La deuxième variable, également agrégée au niveau de la grappe, reflète, par la proportion (faible, moyenne ou élevée) de ménages ayant l'eau courante et une toilette, le développement des infrastructures sanitaires de la communauté. Comme l'adolescence est par nature une période de transition, les deux indicateurs sont basés seulement sur les informations données par des femmes parvenues à un stade plus avancé de leur vie. Les ménages où réside une femme ayant entre 15 et 24 ans sont exclus du calcul des variables agrégées.

Pour faciliter l'interprétation des paramètres estimés, nous présenterons les résultats sous forme de rapports de risque. Un rapport supérieur à l'unité indique que le risque de former une union pendant l'adolescence est plus élevé pour les individus d'une catégorie donnée que pour ceux de la catégorie de référence. Un rapport inférieur à l'unité représente un risque moins élevé, toutes choses égales par ailleurs.

RÉSULTATS

Analyse descriptive

À première vue, il semble que les femmes plus instruites aient moins tendance à contracter une première union (formelle ou informelle) pendant l'adolescence, et ce constat est vrai à chacune des périodes d'enquête (tableau 3). En 1986 et en 1996, la proportion de femmes ayant déjà été en union est deux fois moins élevée parmi les adolescentes qui ont fréquenté l'école pendant cinq ans ou plus que parmi les adolescentes qui l'ont fréquentée pendant quatre ans ou moins. L'écart est beaucoup moins important en 1991 mais demeure présent ⁴.

⁴ En limitant les catégories de scolarité aux niveaux 0-4 années et 5 années ou plus, nous tentons de minimiser les effets de sélection : une jeune femme pourrait décider de retarder son mariage pour continuer ses études, ou au contraire pourrait être obligée d'abandonner l'école de façon précoce pour se marier.

TABLEAU 3 — Pourcentage d'adolescentes (15-19 ans) ayant déjà été en union, selon certaines caractéristiques, Nordeste, 1986, 1991, 1996

	1986	1991	1996
<i>Scolarité</i>			
0-4 années	22	19	29
5+ années	9	15	12
<i>Milieu de résidence</i>			
Urbain	13	15	17
Rural	19	21	23
<i>Milieu de résidence durant l'enfance</i>			
Urbain	14	16	17
Rural	17	18	23
<i>Regarde la télévision chaque semaine</i>			
Oui	10	15	17
Non	24	24	32
<i>Religion</i>			
Catholique	14	16	19
Non catholique	18	22	17
<i>Assiste à une cérémonie religieuse au moins une fois par mois</i>			
Oui	24	22	25
Non	8	13	15

Les adolescentes ayant vécu en milieu urbain pendant leur enfance ou y vivant au moment de l'enquête ont également moins tendance à entrer en union. Il en est de même pour celles qui regardent régulièrement la télévision. Pour ce qui est de l'effet des différences de confession religieuse sur la probabilité de former une union, il ne présente pas de tendance constante au cours de la décennie, ni quant au sens de l'évolution ni quant à l'ampleur des écarts. Cependant, les probabilités de contracter une première union avant l'âge de 20 ans sont nettement moins élevées pour les femmes plus pratiquantes, c'est-à-dire qui assistent régulièrement à des cérémonies religieuses.

Analyse multivariée : risque d'entrer en union durant l'adolescence

Pour une adolescente, le risque d'entrer en union augmente avec l'âge, de façon essentiellement monotonique (tableau 4). L'éducation exerce aussi un impact statistiquement significatif sur la probabilité qu'une jeune femme entre en union avant

TABLEAU 4 — Résultats de l'analyse de survie en temps discret logistique multivariée à effets aléatoires mesurant les risques pour une femme d'entrer en première union pendant l'adolescence, Nordeste, 1986, 1991 et 1996

	Moyenne de l'échantillon	Rapport de risque
<i>Âge</i>		
11	0,00	0,01 **
12	0,01	0,04 **
13	0,01	0,09 **
14	0,03	0,19 **
15	0,04	0,34 **
16	0,05	0,59 **
17	0,05	0,81 *
18	0,04	0,86
19 (r)	0,04	1,00
<i>Scolarité</i>		
0-4 années (r)	0,43	1,00
5+ années	0,57	0,41 **
<i>Interaction : scolarité-période d'enquête</i>		
5+ années, 1986	0,08	0,93
5+ années, 1991	0,28	1,11
<i>Milieu de résidence</i>		
Urbain	0,70	0,82 *
Rural (r)	0,30	1,00
<i>Milieu de résidence durant l'enfance</i>		
Urbain	0,63	1,17
Rural (r)	0,37	1,00
<i>Interaction : milieu de résidence durant l'enfance-période d'enquête</i>		
Urbain, 1986	0,09	0,95
Urbain, 1991	0,30	0,94

(Suite du tableau page suivante)

l'âge de 20 ans ($p < 0,01$). Si l'on isole les autres variables culturelles et socio-démographiques, une adolescente ayant été à l'école pendant cinq ans ou plus a deux fois moins de chances d'entrer en union qu'une autre ayant au plus quatre années de scolarité. Cette tendance est relativement stable dans le temps.

Les femmes vivant en milieu urbain sont moins sujettes à contracter une première union durant l'adolescence, toutes choses égales par ailleurs. Il en est de même pour celles qui assistent régulièrement à des cérémonies religieuses, toutes religions confondues.

TABLEAU 4 — (suite)

	Moyenne de l'échantillon	Rapport de risque
<i>Regarde la télévision chaque semaine</i>		
Oui	0,79	0,92
Non (r)	0,21	1,00
<i>Interaction : regarde la télévision-période d'enquête</i>		
Oui, 1986	0,10	0,91
Oui, 1991	0,39	0,77 *
<i>Religion</i>		
Catholique	0,80	0,90
Non catholique (r)	0,20	1,00
<i>Assiste à une cérémonie religieuse au moins une fois par mois</i>		
Oui	0,53	0,66 **
Non (r)	0,47	1,00
<i>Classement au niveau grappe : % des ménages possédant un téléviseur</i>		
Faible	0,17	0,83 *
Moyen (r)	0,65	1,00
Élevé	0,18	0,76 **
<i>Classement au niveau grappe : % des ménages ayant l'eau courante et une toilette</i>		
Faible	0,31	0,89
Moyen (r)	0,55	1,00
Élevé	0,13	0,79 *
<i>Paramètre aléatoire au niveau grappe (N = 5199)</i>		0,17 **

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; r = catégorie de référence.

De plus, le modèle à deux niveaux révèle une variation aléatoire significative au niveau de la grappe. Cela laisse supposer l'existence d'influences non observées, conditionnées par le contexte géographique local (mais distinctes du milieu urbain ou rural et du niveau de développement de la communauté), et susceptibles de faire augmenter ou diminuer la probabilité qu'une femme forme une union durant l'adolescence.

Catégorie d'union

Plus une femme est jeune lors de sa première union, plus il est probable que cette union soit de type informel (tableau 5). Une femme entrée en union à l'âge de 14 ans ou moins se

TABLEAU 5 — Résultats de l'analyse logistique multivariée à effets aléatoires mesurant les risques pour une femme déjà en union pendant l'adolescence d'être en union informelle, Nordeste, 1986, 1991 et 1996

	Moyenne de l'échantillon	Rapport de risque
<i>Âge à la première union</i>		
14 ans ou moins	0,18	2,04**
15-16 ans	0,35	1,43**
17-19 ans (r)	0,47	1,00
<i>Conception prénuptiale</i>		
Oui	0,21	1,91**
Non	0,79	1,00
<i>Interaction : conception prénuptiale-période d'enquête</i>		
Oui, 1986	0,03	0,54
Oui, 1991	0,09	0,58*
<i>Scolarité</i>		
0-4 années	0,58	1,00
5+ années	0,42	0,76
<i>Interaction : scolarité-période d'enquête</i>		
5+ années, 1986	0,05	0,78
5+ années, 1991	0,20	0,66
<i>Milieu de résidence</i>		
Urbain	0,62	1,05
Rural (r)	0,38	1,00
<i>Milieu de résidence durant l'enfance</i>		
Urbain	0,57	3,03**
Rural (r)	0,43	1,00

(Suite du tableau page suivante)

retrouve deux fois plus souvent dans une union informelle qu'une femme entrée en union entre 17 et 19 ans, toutes choses égales par ailleurs. De plus, une femme devenue enceinte avant de former une union a significativement plus de chances d'être en union informelle qu'en union formelle ($p < 0,01$). Ces résultats tendent à montrer que les personnes exposées plus jeunes à la vie de couple ou aux relations sexuelles se tournent plutôt vers l'union informelle.

D'un autre côté, l'analyse ne démontre pas qu'une femme de statut socio-économique faible présente un plus haut risque de s'établir dans une union informelle. Ni le niveau de scolarité, ni le niveau de développement de la communauté — mesuré par la possession de biens durables (téléviseur) — n'exercent un impact sur le type d'union ($p < 0,05$). Les femmes des com-

TABLEAU 5 — (suite)

	Moyenne de l'échantillon	Rapport de risque
<i>Regarde la télévision chaque semaine</i>		
Oui	0,70	0,79
Non	0,30	1,00
<i>Religion</i>		
Catholique	0,78	1,02
Non catholique (r)	0,22	1,00
<i>Assiste à une cérémonie religieuse au moins une fois par mois</i>		
Oui	0,41	0,61**
Non	0,59	1,00
<i>Classement au niveau grappe :</i>		
<i>% des ménages possédant un téléviseur</i>		
Faible	0,21	1,04
Moyen (r)	0,67	1,00
Élevé	0,12	1,1
<i>Classement au niveau grappe :</i>		
<i>% des ménages ayant l'eau courante et une toilette</i>		
Faible	0,38	0,54**
Moyen (r)	0,52	1,00
Élevé	0,10	0,81
<i>Paramètre aléatoire au niveau grappe</i>		0,48**
<i>(N = 1455)</i>		

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; r = catégorie de référence.

munautés où les conditions sont les plus précaires (peu de ménages ont l'eau courante et une toilette) risquent moins d'être dans une union informelle. Il apparaît donc que les valeurs culturelles, mesurées en particulier par le milieu de vie durant l'enfance et la pratique religieuse, jouent un rôle important dans le choix d'un type d'union par une jeune femme.

CONCLUSION

Outre l'âge, l'éducation fait partie des variables qui ont le plus influencé la probabilité de contracter une première union durant l'adolescence chez les femmes du Nordeste entre 1986 et 1996. Les femmes plus instruites sont vraisemblablement plus en mesure d'évaluer les avantages d'un mariage tardif, en ce qui concerne notamment la possibilité de poursuivre leurs

études pour mieux satisfaire aux exigences du marché de l'emploi, de choisir leur conjoint de façon autonome et d'exercer une plus grande influence sur leur ménage et leur famille.

Le niveau de scolarité n'a cependant pas d'impact discernable sur le type d'union. Nos résultats ne confirment pas l'hypothèse voulant que les femmes de niveau socio-économique plus faible risquent davantage d'être dans une union informelle. La progression de l'union libre dans cette société semble plutôt liée à la faveur dont elle jouit dans des groupes (jeunes, urbains et « séculiers ») souvent réputés les plus innovateurs. En même temps, le lien entre conception pré-nuptiale et type d'union donne à penser que les relations sexuelles précoces et les grossesses non planifiées ont pu être les catalyseurs d'un nombre important d'unions informelles chez les jeunes.

Cette étude présente des avantages pour l'analyse des tendances et des déterminants de la formation des unions durant l'adolescence, mais aussi certaines limites. La disponibilité de trois bases de données successives sur les comportements nuptiaux des femmes nous a permis de limiter notre échantillon aux groupes d'âge les plus jeunes et d'éviter certaines omissions et erreurs de date inhérentes aux enquêtes rétrospectives. Cependant, eu égard à la nécessité que les variables utilisées dans les analyses multivariées soient représentées dans chacune des trois EDS, malgré la similitude de leurs questionnaires, celles-ci ne sont pas toujours exactement comparables. Ainsi, la variable race n'a pas été incluse dans le questionnaire de 1986. Or des études antérieures laissaient croire qu'elle pourrait être un facteur explicatif de la diversité des expériences des femmes sur le marché matrimonial (voir Berquó, 1998; Greene, 1992). Mais nos analyses multivariées sur les données de 1991 et de 1996 ne font apparaître aucun impact discernable de cette variable (blanche-non blanche) sur la probabilité de contracter une première union pendant l'adolescence, une fois isolés les effets des variables reliées au statut socio-économique de la femme (résultats non présentés).

Les lacunes des EDS touchant l'histoire nuptiale, le ménage d'origine et certaines variables contextuelles ne permettent pas non plus d'approfondir les recherches. En particulier, les caractéristiques des autres partenaires, en dehors de l'époux actuel, ne sont pas connues. Or, en 1996, plus de 10 pour cent des adolescentes ont déclaré avoir été dans plus d'une union; mais on sait peu de chose sur ces premiers partenaires. Selon les données supplémentaires recueillies cette année-là pour la

première fois auprès d'un échantillon indépendant d'hommes, la proportion d'adolescents déjà entrés en union était plus faible (5 pour cent). Il se peut donc qu'une bonne partie des adolescentes concluent leurs premières unions avec des hommes adultes plus âgés.

Des influences familiales pourraient également s'exercer sur les comportements nuptiaux et reproductifs des jeunes femmes. Le schéma des EDS ne fait pas référence aux membres de la famille qui ne résident pas avec la répondante. En 1996, seulement les deux tiers des adolescentes vivaient dans une situation telle qu'un parent était indiqué comme chef de ménage. Plus d'informations sur les caractéristiques des parents, en particulier sur la scolarité de la mère (abstraction faite de la composition du ménage), seraient utiles.

Enfin, la structure hiérarchique des données EDS nous oblige à considérer la dépendance des observations au sein des grappes. Les résultats de nos modèles d'analyse à deux niveaux font ressortir l'hétérogénéité des situations locales et la nécessité de mieux comprendre l'influence de la communauté sur les comportements individuels. Mais le manque de données ne permet pas d'incorporer à l'analyse des variables qualitatives contextuelles telles que l'influence des pairs et les programmes de santé et d'éducation reproductives destinés aux jeunes.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALLISON, P. D. 1982. « Discrete-time methods for the analysis of event histories », dans S. LEINHARDT, éd. *Sociological Methodology*. San Francisco, Jossey-Bass : 61-98.
- ALVES, J. E. D. 1996. « Relações de genero e transição da fecundidade », dans Associação Brasileira de Estudos Populacionais. *Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*. Caxambu.
- ARRUDA, J. M., L. MORRIS et al., 1988. « Tendências recentes da fecundidade e do planejamento familiar na região Nordeste, 1980-1986 », dans Associação Brasileira de Estudos Populacionais. *Anais do VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*. Olinda.
- ARRUDA, J. M., N. RUTENBERG, L. MORRIS et E. A. FERRAZ. 1987. *Pesquisa Nacional sobre Saúde Materno-Infantil e Planejamento Familiar: Brasil, 1986*. Rio de Janeiro, Sociedade Civil Bem-Estar Familiar no Brasil.
- BAER, W. 1995. *The Brazilian Economy: Growth and Development*. Westport, CT, Praeger Publishers.
- BASTOS, A. C. S. 1989. « Atitudes do adolescente baiano frente à sexualidade », dans A. V. B. BASTOS, L. MORRIS et S. R. P. FER-

- NANDES, éd. *Saúde e Educação Sexual do Jovem: um estudo em Salvador*. Salvador, Universidade Federal da Bahia : 85-93.
- BASTOS, A. V. B., et S. R. P. FERNANDES. 1989. « Alguns aspectos do comportamento reprodutivo. A opinião do jovem », dans A. V. B. BASTOS, L. MORRIS et S. R. P. FERNANDES, éd. *Saúde e Educação Sexual do Jovem: um estudo em Salvador*. Salvador, Universidade Federal da Bahia : 75-84.
- BEMFAM. 1997. *Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde 1996*. Rio de Janeiro, Sociedade Civil Bem-Estar Familiar no Brasil/Macro International.
- BERQUÓ, E. 1998. « The demography of inequality: Considerations on black people in Brazil », *Brazilian Journal of Population Studies*, 1 : 165-177.
- CAMARANO, A. A. 1994. « Os determinantes proximos da fecundidade nordestina: uma analise agregada », dans *Fecundidade, Anticoncepção e Mortalidade Infantil: Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nordeste, 1991*. Rio de Janeiro, BEMFAM/DHS.
- FERRAZ, E. A., I. Q. FERREIRA, L. MORRIS, C. SIU et I. P. NEGRAO. 1999. *Adolescentes, Jovens e a Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde: Um estudo sobre fecundidade, comportamento sexual e saúde reproductiva*. Rio de Janeiro, Sociedade Civil Bem-Estar Familiar no Brasil.
- FERRAZ, E. A., I. Q. FERREIRA et N. RUTENBERG. 1992. *Pesquisa sobre Saúde Familiar no Nord-est Brasil 1991*. Rio de Janeiro, Sociedade Civil Bem-Estar Familiar no Brasil.
- FERREIRA, C. E. C., et B. WALDVOGEL. 1997. « La nouvelle face du Brésil. La modernisation et ses disparités », dans J.-C. CHASTELAND et J.-C. CHESNAIS, éd. *La Population du monde : enjeux et problèmes*. Paris, INED : 79-92.
- GOLDANI, A. M. 1998. « Family life course of Brazilian women: Variations by cohorts in the 20th century », *Brazilian Journal of Population Studies*, 1 : 229-244.
- GOLDSTEIN, H., et J. RASBASH. 1996. « Improved approximations for multilevel models with binary responses », *Journal of the Royal Statistical Society, Série A*, 159 : 505-513.
- GREENE, M. 1992. « Formal and informal marriage in Brazil: Changes and consequences for family structure », dans *Anais do 8o Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, I, Brasília.
- GRINDSTAFF, C. F. 1990. « Long-term consequences of adolescent marriage and fertility », dans J. DUMAS, éd. *Report on the Demographic Situation in Canada 1988*. Ottawa, Statistique Canada.
- GUPTA, N. 2000. « Sexual initiation and contraceptive use among adolescent women in Northeast Brazil », *Studies in Family Planning*, 31, 3 : 228-238.

- LAM, D., G. SEDLACEK et S. DURYEA. 1993. *Increases in Education and Fertility Decline in Brazil*. Communication présentée au congrès annuel de la Population Association of America, Cincinnati.
- LAZO, A. V. 1994. « Marital fertility in Brazil: Differential by type of union and its importance in the fertility transition, 1976-1991 », *Demographic and Health Surveys Working Papers*, 15. Calverton, MD, Macro International.
- MARTIN, T. C., et F. JUAREZ. 1995. « The impact of women's education and fertility in Latin America: Searching for explanations », *International Family Planning Perspectives*, 21, 2 : 52-57.
- MARTINE, G. 1996. « Brazil's fertility decline, 1965-95: A fresh look at key factors », *Population and Development Review*, 22, 1 : 47-75.
- RASBASH, J., et G. WOODHOUSE. 1996. *Mln Command Reference*. Londres, University of London, Institute of Education.
- RIOS-NETO, E. L. G., S. D. MCCRACKEN et al. 1991. « Contraceptive use and fertility in Brazil », dans *Proceedings of the Demographic and Health Surveys World Conference*. Columbia MD, Institute for Resource Development/Macro International.
- ROBEY, B., S. O. RUTSTEIN et L. MORRIS. 1992. « The reproductive revolution: New survey findings », *Population Reports, Série M*, 11.
- RODRIGUEZ, G., et N. GOLDMAN. 1995. « An assessment of estimation procedures for models with binary responses », *Journal of the Royal Statistical Society, Série A*, 158, 1 : 73-89.
- SENDEROWITZ, J., et J. M. PAXMAN. 1985. « Adolescent fertility: Worldwide concerns », *Population Bulletin*, 40, 2 : 3-49.
- SILVA, N. V., M. H. HENRIQUES et A. DE SOUZA. 1990. « An analysis of reproductive behavior in Brazil », *Demographic and Health Surveys Further Analysis Series*, 6. Calverton, MD, Macro International.
- SINGH, S., et D. WULF. 1990. *Today's Adolescents, Tomorrow's Parents: A Portrait of the Americas*. New York, Alan Guttmacher Institute.
- WONG, L. R. 1994. « A queda da fecundidade no Nordeste: uma aproximação aos determinantes », dans BEMFAM, éd. *Fecundidade, Anticoncepção e Mortalidade Infantil*. Rio de Janeiro, Sociedade Civil Bem-Estar Familiar no Brasil.
- WOOD, C., et J. A. M. DE CARVALHO. 1988. *The Demography of Inequality in Brazil*. Cambridge, Cambridge University Press.
- YINGER, N., A. DE SHERBININ, L. H. OCHOA, L. MORRIS et J. HIRSCH. 1992. *Adolescent Sexual Activity and Childbearing in Latin America and the Caribbean: Risks and Consequences*. Washington, D. C., Population Reference Bureau.