



CHRISTOPHE Z. GUILMOTO\*

---

## L'économique, le social et le spatial. Les trois dimensions de la surmasculinité juvénile en Inde

*À l'échelle d'un sous-continent, l'Inde se compose d'une fédération d'États aux populations variées, de langue et de culture diversifiées et de confessions multiples. Structurée en castes dont les pratiques et les attitudes évoluent, la population indienne adopte des comportements démographiques dont la diffusion et l'ampleur se prêtent à une analyse spatiale. Dans cet article, Christophe Z. GUILMOTO propose une analyse spatialisée de l'accentuation récente du déséquilibre des sexes dans la population enfantine, à partir des données du recensement de 2001 pour les 591 districts de l'Inde. Cette approche qui tient compte de la diffusion spatiale des comportements permet de mieux identifier les effets propres des facteurs sociaux et économiques à l'œuvre dans cette évolution et de proposer des pistes d'interprétation de ce phénomène.*

La masculinisation de la population juvénile en Inde s'est produite au cours des vingt dernières années et participe d'une transformation de la population asiatique, également illustrée par les changements enregistrés en Chine<sup>(1)</sup>. Cette évolution démographique inédite en Inde accompagne un renversement progressif des différences de mortalité selon le sexe parmi les enfants et les adultes : on observe en effet une amélioration rapide de l'espérance de vie féminine, qui a rattrapé celle des hommes après lui avoir été longtemps inférieure<sup>(2)</sup>. Ainsi, si le sex-ratio<sup>(3)</sup> de l'ensemble de la population reste globalement constant depuis 1971, oscillant entre 107 et 108 hommes pour 100 femmes,

---

\* Institut de recherche pour le développement, UMR 196 – Ceped, Université Paris-Descartes – Ined – IRD.

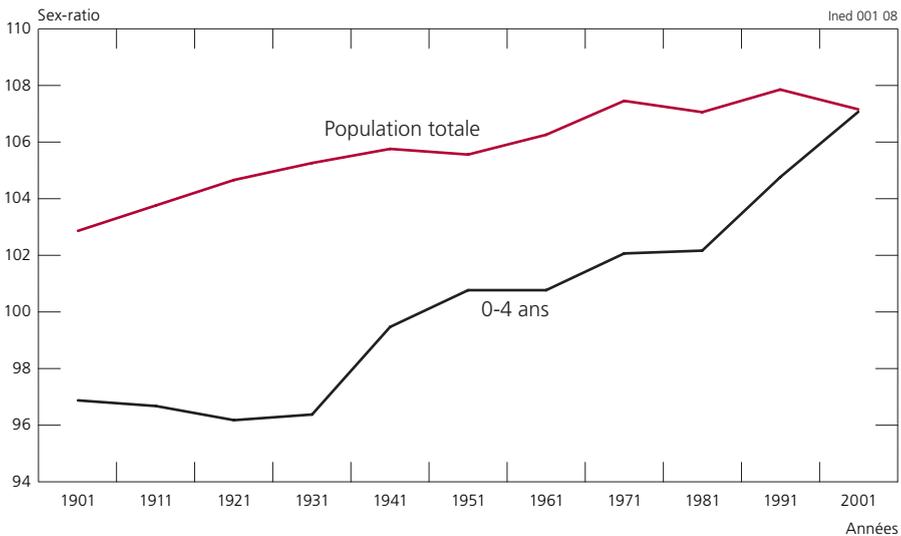
(1) Pour une perspective globale, voir Croll (2000). Voir Attané et Guilmoto (2007) pour des analyses démographiques récentes.

(2) Pour une première synthèse historique sur le déséquilibre du sex-ratio, voir Bhat (2002).

(3) Nous utilisons ici le terme de sex-ratio dans son acception internationale, pour désigner le rapport de masculinité mesuré comme le nombre de garçons pour cent filles. L'usage indien usuel du sex-ratio est inverse, mesurant le nombre de filles pour 100 garçons.

cette stabilité dissimule une hausse régulière du rapport de masculinité juvénile, passé de moins de 98 garçons pour 100 filles parmi les enfants de moins de 5 ans avant 1941 à plus de 107 aujourd'hui (figure 1). Durant les deux dernières décennies, marquées par la diffusion de la pratique des avortements sexo-sélectifs, l'augmentation a été particulièrement rapide, puisque le sex-ratio juvénile a grimpé de 102 à 108 entre 1981 et 2001. Mais des différences géographiques accentuées opposent des régions indiennes où la masculinisation a été très forte à celles qui ne semblent presque pas affectées par le phénomène.

Figure 1. Évolution du sex-ratio en Inde, 1901-2001



Source : recensements de la population.

La baisse concomitante de la fécondité en Inde rappelle que la hausse du rapport de masculinité procède d'une redéfinition contemporaine des rapports de genre dans la structure familiale indienne. Ses caractéristiques la distinguent des formes anciennes de la discrimination envers les petites filles – observées avant tout durant la période coloniale – par son intensité, sa géographie et les moyens mis en œuvre. Mais au-delà de la reconnaissance statistique du phénomène, l'interprétation de cette rapide masculinisation de la population indienne reste relativement insatisfaisante. Dans un premier temps, elle a par exemple été reliée à la baisse de la fécondité, mais cette piste a été abandonnée en raison notamment de l'absence de correspondance globale entre régions malthusiennes et régions où le rapport de masculinité augmente. Elle a également été rapprochée de certains des facteurs déjà associés à la baisse de la fécondité, comme la prégnance des régimes patriarcaux, la croissance économique ou encore les progrès de l'éducation (Das Gupta et Bhat, 1997 ; Drèze et Murthi, 2001 ; Arokiasamy, 2004). La généralisation et l'inflation récente de la dot matrimoniale sont également avancées comme facteurs explicatifs, mais

les grandes enquêtes ne recueillent pas d'information sur cette pratique et l'origine de sa propagation contemporaine à travers les castes et communautés composant l'Inde reste elle-même inexpliquée<sup>(4)</sup>.

Aucune relation explicative forte n'a émergé de l'étude des données antérieures à 2001. Ce travail se propose, à partir des données du dernier recensement, d'examiner trois cadres analytiques fréquemment mobilisés pour rendre compte de la hausse récente du rapport de masculinité juvénile en Inde : les déterminants économiques, sociaux et spatiaux de l'augmentation du sex-ratio infantin. Pour des raisons de simplicité et d'espace, la présente analyse propose un modèle avant tout synchronique (ou transversal), qui ne prend donc pas en compte la dimension chronologique de la diffusion de la discrimination depuis l'Indépendance du pays. En revanche, l'analyse aborde directement la question des facteurs associés à la discrimination contemporaine, en passant en revue un panel assez varié de déterminants à caractère social, économique ou culturel. Cet article vise notamment à réintroduire dans le débat la question des déterminants géographiques, qui est souvent reléguée dans les analyses au rang de caractéristique singulière ou anecdotique, ne permettant donc pas de comprendre les mécanismes de discrimination. Nous souhaitons explorer de manière directe la dimension géographique pour la compréhension du changement social et nous mobiliserons pour cela des outils encore peu usités en sciences sociales, reposant sur les méthodes de l'économétrie spatiale. En tenant compte de l'éventuelle autocorrélation spatiale des termes d'erreur, on peut ainsi améliorer la qualité du modèle et corriger les spécifications erronées, notamment par le calcul des coefficients liant la variable indépendante et ces corrélats potentiels. De par le caractère hautement spatialisé des phénomènes démographiques couramment étudiés (migration, mortalité, comportements reproductifs, etc.), l'apport de ces nouvelles méthodes à l'analyse démographique est potentiellement considérable et notre analyse en offrira un exemple<sup>(5)</sup>. Elle conduira à une réflexion sur la nature de la dépendance spatiale : s'agit-il d'un biais à corriger ou au contraire d'une dimension autonome des mécanismes démographiques ?

Cet article débute par une brève présentation des données disponibles pour l'étude de la discrimination sexuelle parmi les enfants en Inde. Il se poursuit par une analyse des résultats d'une modélisation de type « écologique », reposant sur des données agrégées de quelque 590 districts. Le modèle statistique classique est ensuite enrichi par l'introduction d'une variable d'autocorrélation spatiale, afin de mettre au jour le poids du facteur géographique résiduel. Enfin, la discussion résume les principaux résultats originaux de l'analyse et propose quelques pistes d'interprétation, notamment pour comprendre les mécanismes de changement social à l'œuvre dans la société indienne contemporaine.

---

(4) Pour une analyse économique récente de la dot, voir Dalmia et Lawrence (2005), qui soulignent les différences régionales et l'influence du statut social de la famille de l'époux.

(5) Pour une présentation récente des apports de l'analyse spatiale, voir la synthèse de Voss *et al.* (2006) et l'ouvrage de Goodchild et Janelle (2003). Pour une des premières illustrations de l'application de la géostatistique au changement démographique, voir Bocquet-Appel (1993).

## I. L'hétérogénéité de la discrimination sexuelle en Inde

### 1. La mesure des discriminations

L'absence d'irrégularités statistiques notables ou de déformation connue du sex-ratio à la naissance pour des raisons biologiques dans les populations d'Asie du Sud réduit l'analyse des écarts de sex-ratio à l'examen des facteurs sociodémographiques intermédiaires responsables de ces écarts<sup>(6)</sup>. Ils relèvent de trois mécanismes relativement distincts : l'avortement sexo-sélectif, l'infanticide sexo-sélectif et la surmortalité selon le sexe. D'autres mécanismes potentiels, tels que la sélection sexuelle avant la naissance (sexage des embryons), peuvent être ignorés ici, car ils n'ont jusqu'à présent pas été décrits ou mis en évidence de manière concluante en Inde.

L'évaluation de la part relative des trois principaux facteurs de hausse du rapport de masculinité est cependant difficile. En l'absence de tout enregistrement systématique, l'avortement est très mal connu et sa fréquence ne peut être évaluée qu'à partir d'enquêtes rétrospectives qui tendent à le sous-estimer<sup>(7)</sup>. L'avortement sélectif faisant suite à la détection du sexe de l'embryon, pratique rendue illégale dès 1994, ne peut directement être mesuré et seules des méthodes indirectes, potentiellement fragiles, permettent ponctuellement d'en évaluer la fréquence<sup>(8)</sup>. Le sex-ratio à la naissance, qui est la première marque incontestable des manipulations prénatales, n'est connu que de manière imparfaite, car les statistiques d'état civil sont tout à fait déficientes en Inde<sup>(9)</sup>. Des estimations des naissances par rétroprojection des effectifs d'enfants recensés en 1991 ont permis une évaluation du sex-ratio à la naissance par district, mais ces calculs reposent eux-mêmes étroitement sur les estimations indirectes de la mortalité infanto-juvénile et de ses différences selon le sexe, qui s'avèrent assez fragiles<sup>(10)</sup>. Restent pour le sex-ratio à la naissance les estimations ponctuelles des grandes enquêtes comme la NFHS (*National Family Health Survey*) ou de l'enregistrement par sondage SRS (*Sample Registration System*). Elles fournissent des données qui ne sont cependant pas à l'abri de tout soupçon statistique et ne permettent pas de procéder à des

(6) On notera toutefois la tentative faite par Oster (2005) pour expliquer le sex-ratio à la naissance élevé observé en Asie par l'effet du virus de l'hépatite B à partir de données partielles. Cette causalité biologique supposée, encore à peine discutée (Das Gupta, 2006), semble toutefois avoir une influence négligeable face aux dimensions proprement socioculturelles des déséquilibres de genre.

(7) Voir Ganatra (2000) et la revue *Seminar* (Abortion, 2003).

(8) La pratique des échographies – préalable indispensable aux avortements sélectifs – a pu être étudiée grâce aux données des enquêtes NFHS (*National Family Health Surveys*), jetant de manière indirecte la lumière sur le comportement des couples (Bhat et Zavier, 2007). Voir notamment les données récentes de l'enquête NFHS (2007a, p. 207) décrivant le lien entre échographie prénatale et rapport de masculinité des nouveau-nés.

(9) La qualité de l'enregistrement de l'état civil (théoriquement obligatoire) est éminemment médiocre en Inde : l'enquête MICS de 2000 estime à 35 % le nombre d'enfants de moins de cinq ans dont la naissance n'a pas été déclarée (MICS, 2001).

(10) Voir Sudha et Rajan (2003).

désagrégations fines par sous-population<sup>(11)</sup>. La mortalité après la naissance, calculée à partir des mêmes échantillons, n'est guère connue de manière plus détaillée. Notons que ces sources ne permettent pas d'identifier une pratique criminelle comme l'infanticide, qui se fond dans la mortinatalité ou dans la mortalité néonatale précoce.

Il ressort de ce bref survol que la contribution des différents mécanismes discriminatoires au déficit de petites filles est encore impossible à évaluer de manière systématique. En outre, l'échelle géographique est particulièrement insatisfaisante, conduisant en général à un chiffre unique par État, alors que plusieurs d'entre eux comptent plus de 50 millions d'habitants<sup>(12)</sup>. À cet égard, la mesure censitaire dérivée du sex-ratio dans l'enfance s'avère particulièrement précieuse : c'est le seul rapport de masculinité calculé parmi les enfants (ici les moins de 7 ans) qui est disponible au plus fin degré du maillage administratif. Le calcul est également plus fiable que ceux des sources précédemment mentionnées, qui reposent sur des échantillons ou sur des estimations indirectes. Ainsi, à l'échelle des districts qui sera retenue ici, la population moyenne des enfants de moins de 7 ans est de 1,7 million d'enfants en 2001 et les écarts proprement statistiques de la distribution du sex-ratio sont infimes. Quant aux erreurs de déclaration d'âge, qui sont légèrement variables selon le sexe comme l'indique la prépondérance des filles aux âges ronds, elles ne jouent sans doute qu'un rôle très modeste sur les différences entre districts pour la classe d'âges des 0-6 ans.

La valeur du sex-ratio juvénile résulte de l'effet combiné des différents procédés mis en œuvre pour réduire la proportion de filles dans la population et il ne sera donc pas possible de démêler la part attribuable à chacune des composantes évoquées ici. En revanche, la méthode complète les résultats partiels, et parfois ambigus, obtenus par les travaux précédents qui portaient sur les données de 1981 ou de 1991 et sur une seule des deux dimensions de la discrimination : l'avortement sélectif ou la surmortalité des petites filles<sup>(13)</sup>.

## 2. Les différences de sex-ratio entre groupes sociaux et régions

Les analyses de la masculinisation en Inde tendent à donner du pays une image uniforme et à interpréter la hausse du sex-ratio comme un phénomène global à relier aux tendances fortes de l'économie ou du changement social. Ces approches risquent non seulement d'occulter les variations sociales ou géographiques des phénomènes étudiés, mais également de ne pas fournir les instruments conceptuels nécessaires pour comprendre la logique de ces

(11) Voir par exemple l'instabilité des données annuelles de l'enquête NFHS-3 (2007b, p. 35). Voir aussi Griffiths *et al.* (2000) et Retherford et Roy (2003) à propos des estimations de la NFHS.

(12) En 2001, l'Inde est divisée en 35 États et territoires de l'Union, divisés eux-mêmes en 593 districts.

(13) Voir Bhat et Zavier (2003) ; Retherford et Roy (2003) ; Clark (2000) ; Murthi *et al.* (1995) ; Kishor (1993).

changements démographiques. En effet, en Inde comme en Chine, on observe une hétérogénéité considérable entre groupes sociaux ou entre régions et ces disparités sont la trace des processus qui président à l'émergence des nouvelles formes de discrimination prénatale. Les écarts existants désignent en effet les groupes pionniers dans les nouvelles pratiques de discrimination sexuelle et permettent de comprendre comment les innovations comportementales ont pu se propager dans la population locale ou régionale, voire nationale.

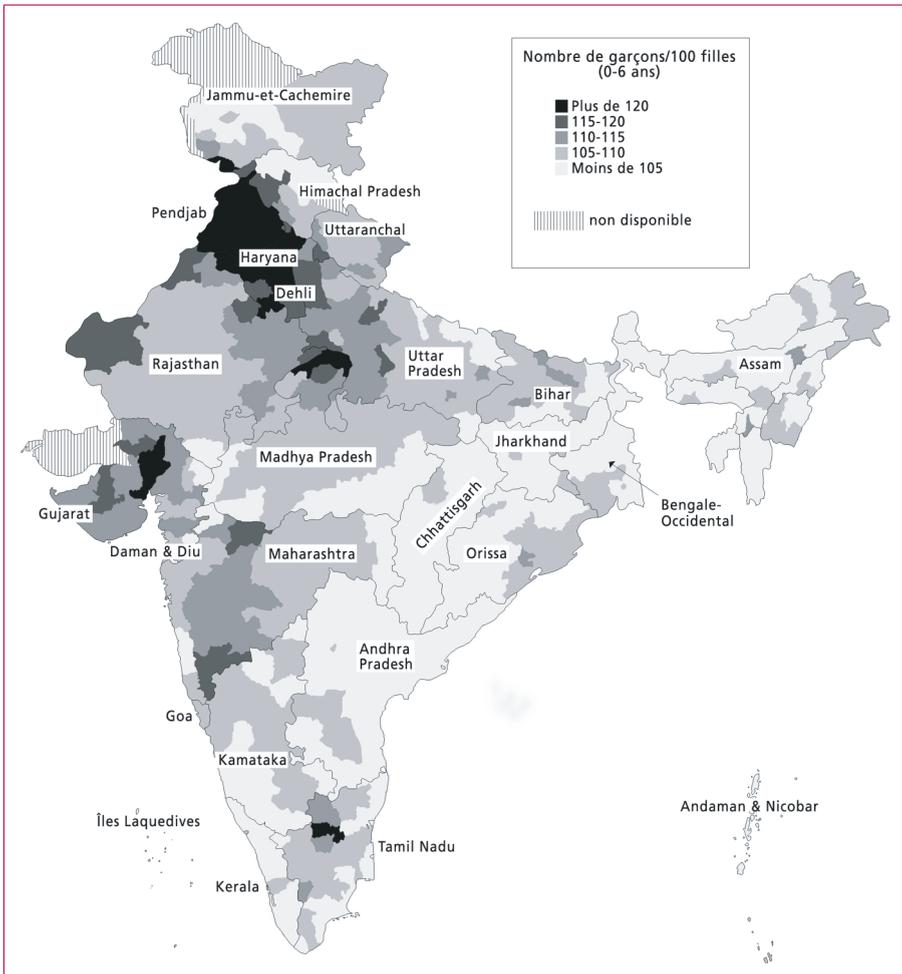
Nous allons passer en revue les principales dimensions connues de cette hétérogénéité des comportements discriminatoires en examinant le sex-ratio des enfants de moins de 7 ans en 2001. Cela n'est possible que lorsqu'on dispose des effectifs par sexe de la population enfantine, ce qui n'est pas le cas pour les marqueurs socioéconomiques individuels (comme le niveau d'instruction des parents, le niveau de vie, etc.). Il faut alors recourir à la modélisation pour étudier l'effet de ces caractéristiques. Néanmoins, des données inhabituelles sur la composition par âge et par groupe religieux tirées du recensement ont été publiées en 2004. On dispose en outre d'une décomposition des données selon le milieu rural ou urbain par exemple, mais également à l'échelle des districts ou d'unités plus fines.

**Tableau 1. Sex-ratio juvénile (0-6 ans)  
dans certaines sous-populations indiennes, 2001**

Sous-population	Sex-ratio	Part dans la population indienne (%)
Population urbaine	110,3	27,8
<b>État</b>		
Pendjab	125,3	2,2
Haryana	122,1	1,9
Delhi	115,2	1,4
Gujarat	113,2	5,0
Bengale-Occidental	104,2	8,2
Kerala	104,1	3,5
Andhra Pradesh	104,1	8,8
Assam	103,6	2,5
Jharkhand	103,6	2,5
Chhattisgarh	102,6	2,1
<b>Religion et autres communautés</b>		
Sikhs	127,3	1,9
Jaïns	115,0	0,4
Hindous	108,2	80,5
Musulmans	105,3	13,4
Chrétiens	103,7	2,3
Dalits	106,6	16,2
Tribus	102,8	8,2
<b>Total indien</b>	<b>107,8</b>	<b>100,0</b>
<i>Source</i> : recensement de 2001.		

La population urbaine représente un peu plus du quart de la population indienne. En termes géographiques, on note tout d'abord que le rapport de masculinité est plus élevé parmi les enfants de moins de 7 ans qui vivent en milieu urbain : il s'élève à 110,3 contre 107,8 dans l'ensemble de l'Inde (tableau 1). Mais le découpage régional fait apparaître des différences encore plus accentuées entre régions du Nord-Ouest (Pendjab, Haryana, etc.) et les régions du Sud ou de l'Est, comme le Bengale-Occidental ou l'Andhra Pradesh. Le plus faible rapport de masculinité est enregistré dans le Chhattisgarh, État enclavé à fort peuplement tribal et en grande partie constitué de collines et de forêts. La carte 1 donne une image plus précise des variations régionales, car un quart de la population indienne vit dans une région où le sex-ratio juvénile est supérieur à 115, niveau correspondant à un déficit d'environ 10 % de petites filles.

Carte 1. Sex-ratio juvénile (0-6 ans) par district, Inde, 2001



Source : recensement de la population.

Le découpage religieux fait apparaître la situation très particulière des sikhs qui enregistrent la valeur la plus forte, avec un sex-ratio de 127,3 garçons pour 100 filles. Le groupe des jaïns, dont l'effectif est beaucoup plus réduit, apparaît également comme très fortement masculin. À l'opposé, parmi les chrétiens et les musulmans, le rapport de masculinité se situe à des valeurs plus normales, sensiblement inférieures à la moyenne nationale. Le rapport de masculinité est le plus faible dans les populations tribales (102,8 garçons pour 100 filles) et il n'est que légèrement inférieur à la moyenne indienne parmi les dalits (alias ex-intouchables, *harijan*, ou encore *scheduled castes*).

### 3. Cartographie et géostatistique des variations géographiques

Les moyennes régionales par État occultent les différences intra-régionales. Au Madhya Pradesh, le sex-ratio est ainsi inférieur à la moyenne nationale, mais deux districts y enregistrent des valeurs supérieures à 120 garçons pour 100 filles. La carte 1 représente la distribution des valeurs du sex-ratio par district, échelle d'analyse plus fine. En 2001, 148 districts enregistrent des valeurs du rapport de masculinité avant 7 ans supérieures à 110. Parmi ceux-ci, 39 se distinguent par des valeurs extrêmes, dépassant le seuil de 120. À l'opposé, 12 districts dont la population est souvent en majorité tribale se caractérisent par une prépondérance numérique des filles avant 7 ans, ce qui peut sembler une situation également inhabituelle<sup>(14)</sup>.

Si cette carte met en évidence des contrastes régionaux très accusés, elle montre également une forte régularité géographique dans la distribution des valeurs. On distingue en effet plusieurs poches compactes où la surmasculinité atteint des valeurs maximales (*hot spots*). La première d'entre elles est centrée autour d'une zone contiguë, constituée par le Pendjab et l'Haryana et débordant sur l'ensemble des États limitrophes au Sud et à l'Est, ainsi que, dans une moindre mesure, vers le Nord. Un second pôle régional est localisé au Gujarat, autour de la région de la capitale Ahmadabad et s'étend vers le sud en direction du Maharashtra. La localisation de ces deux foyers de surmasculinité renvoie à l'ancrage spatial de l'infanticide féminin dans l'Inde coloniale, largement attesté par les premiers recensements et les matériaux documentaires<sup>(15)</sup>.

On note toutefois sur la carte de 2001 que le Gujarat central contraste avec un noyau environnant de districts où le sex-ratio juvénile est faible, qui s'établissent à la frontière des États du Gujarat, du Rajasthan et du Madhya Pradesh. Il s'agit d'une région dont la population est rurale et majoritairement tribale (de peuplement *bhil*), caractérisée comme souvent ailleurs en Inde tribale par

(14) Cette situation serait due à un déséquilibre du sex-ratio à la naissance ou à une surmortalité particulièrement accentuée chez les garçons.

(15) En 1881, la province du Pendjab se distinguait déjà par un sex-ratio global de 119, contre 105 pour l'ensemble de l'Inde coloniale (Plowden, 1883, p. 51). Sur le Pendjab et le Gujarat durant l'époque britannique, voir par exemple Clark (1983) et Oldenburg (2002).

un sex-ratio proche de la normale. Les deux grands foyers de surmasculinité se rejoignent pour former un large bloc de plusieurs États ou portions d'États, couvrant la majeure partie du Nord-Ouest. Cette région qui s'étend du Bihar au Jammu jusqu'au sud du Maharashtra correspond à la plus grande partie de l'Inde hindiphone, mais recouvre également les régions contiguës de langue gujarati, marathi et pendjabi. Dans le reste du pays, on ne trouve guère de zones de surmasculinité juvénile. Toutefois, on identifie quelques poches de taille plus réduite, comme en Orissa côtier et dans le Nord-Ouest du Tamil Nadu. Le cas du district de Salem au Tamil Nadu est remarquable à la fois par le niveau élevé du sex-ratio, qui y dépasse 120, et par son relatif isolement géographique dans le Sud de l'Inde.

La carte souligne également la distribution relativement régulière du rapport de masculinité à travers le pays, sans ligne de clivage brutal séparant des régions entre elles. On peut mesurer cette régularité en calculant le degré d'autocorrélation spatiale des valeurs du sex-ratio, dont le principe rappelle celui de l'autocorrélation temporelle<sup>(16)</sup>. L'autocorrélation spatiale représente en l'occurrence la tendance qu'ont des observations voisines à prendre des valeurs similaires. On en calcule l'intensité grâce à l'indice de Moran (noté  $I$ ), qui est un équivalent de la mesure de corrélation entre deux variables appliqué dans le cas présent à une seule variable (le sex-ratio juvénile noté  $sr_i$  pour le district  $i$ ). Cet indice rapporte la covariance entre  $n$  paires d'observations voisines  $i$  et  $j$ , c'est-à-dire la moyenne des produits des écarts à la moyenne (notée  $\bar{sr}$ ), à la variance totale de l'échantillon ( $\sigma^2$ ) contenant  $m$  observations :

$$I = \frac{\sum_{i,j} (sr_i - \bar{sr}) \times (sr_j - \bar{sr})}{n \sigma^2}$$

Quand les districts voisins (ici, les districts adjacents) ont des valeurs dissemblables, la covariance est faible et l'indice de Moran  $I$  est proche de zéro. Inversement, quand les districts voisins enregistrent des valeurs similaires, l'indice de Moran tend à augmenter pour se rapprocher de 1 ou le dépasser, car la covariance ressemble de plus en plus à la variance moyenne de l'échantillon.

Nous avons calculé l'indice de Moran pour les districts voisins (ayant une frontière commune), en utilisant la méthode d'Anselin *et al.* (2006) avec standardisation par ligne afin d'être cohérent avec les calculs qui seront effectués *infra*. Cette méthode de calcul permet de mettre en œuvre ultérieurement les régressions spatiales. La valeur obtenue de 0,785 est très élevée et supérieure à celle de tous les autres indices qui seront utilisés dans ce travail (à l'exclusion de la proportion de sikhs)<sup>(17)</sup>. Ce résultat confirme le fort degré de compacité

(16) Ces mesures géostatistiques sont décrites par exemple dans Bailey et Gatrell (1995) ou Haining (2003).

(17) Voir à titre de comparaison l'autocorrélation d'autres indices, par exemple les estimations de la fécondité dans Guilhoto et Rajan (2001).

géographique illustré par la carte 1. Un calcul alternatif et plus détaillé fondé sur le corrélogramme (indice de Moran selon les différents pas de distance non présenté ici) faute de place, mais il démontre que cette autocorrélation spatiale reste très élevée pour le sex-ratio enfantin au-delà d'une distance de 300 km séparant les districts. Ce qui signifie que l'autocorrélation spatiale ne concerne pas que les districts immédiatement contigus, mais également tous ceux qui sont proches géographiquement et ce, dans une mesure strictement inverse à la distance qui les sépare.

## II. Modéliser le sex-ratio juvénile

Les dimensions discriminantes présentées plus haut sont entremêlées, ce qui conduit à des conclusions encore ambiguës. De premières hypothèses suggèrent que le sex-ratio est plus élevé dans le Nord, parmi les groupes favorisés et urbains, et parmi certaines castes ou religions, mais il importe de hiérarchiser l'effet de ces facteurs : le Pendjab a-t-il un rapport de masculinité juvénile aussi élevé parce qu'il est de peuplement sikh ou parce qu'il est urbanisé et prospère ? Inversement, est-ce le sous-développement relatif ou le peuplement tribal qui explique les faibles valeurs du sex-ratio dans certaines parties d'Inde centrale ?

### 1. Un modèle statistique des variations régionales

Les chiffres du recensement, parce qu'ils reposent sur des effectifs exhaustifs, s'avèrent très robustes à l'analyse et permettent une décomposition régionale fine. La principale limite tient à la nature des variables disponibles et à l'effet propre de l'agrégation. Nous utiliserons ici les chiffres des 591 districts recensés en 2001. L'analyse débute par un modèle de régression linéaire classique. Les variables utilisées couvrent un champ volontairement très large de dimensions sociales et économiques : indicateurs démographiques (densité de la population, fécondité, mortalité dans l'enfance), indicateurs socioéconomiques (urbanisation, taux d'alphabétisation et rapport des taux d'alphabétisation masculins et féminins, taux d'activité, part des actifs agricoles, irrigation, indice de confort) et composition religieuse et sociale de la population (religion, dalits, population tribale). Ces variables sont présentées dans le tableau en annexe, avec un bref descriptif statistique. On notera que seules quelques variables ne proviennent pas du recensement : la distance (calculée entre Amritsar et le centre du district), les estimations de fécondité et de mortalité (Guilmoto et Rajan, 2001) et l'indicateur sur l'irrigation dans les districts (CMIE, 2000). Certaines variables n'ont pas été retenues en raison d'un manque systématique de signification statistique (taux d'activité, part de l'activité non agricole, autres religions) ou d'un risque de colinéarité.

La variable la plus originale utilisée ici pour rendre compte des variations du sex-ratio est l'indicateur de confort des ménages construit à partir des

données du recensement. Les données sur la qualité de l'habitat et les biens possédés par les ménages ont été récemment publiées (CensusInfo, 2005). Cette palette de près de 100 indicateurs a été l'objet d'un traitement factoriel pour ce travail. On en a extrait en premier lieu 23 variables représentatives de différentes dimensions du bien-être des ménages, parmi lesquelles : matériaux de construction de la résidence (toit, mur, sol), équipement et confort de l'habitat (électricité, toilettes, salle de bains, cuisine, etc.), équipement des ménages (véhicule, téléphone, télévision, usage de services bancaires, etc.)<sup>(18)</sup>. Nous avons en second lieu procédé à une analyse factorielle en composantes principales en utilisant pour chaque district les 23 variables. Le premier axe est caractérisé par une valeur propre de 10,5, qui rend compte de 45 % de la variance totale. Nous avons retenu cette mesure comme indicateur de confort des ménages, car elle synthétise les 23 indicateurs d'origine en une seule variable. Elle s'avère particulièrement robuste aux variations régionales en raison de sa construction factorielle et offre par conséquent un indicateur extrêmement précieux pour l'Inde, en l'absence de toute mesure des revenus ou des niveaux de vie disponible à l'échelle des districts. Il s'agit à notre sens du meilleur indice existant pour évaluer les différences de statut socioéconomique des ménages à cette échelle.

À des fins de comparabilité, les différentes variables sont d'abord introduites séparément dans les modèles linéaires. On distingue notamment les variables de démographie (modèle A), puis de socio-économie (modèle B) et enfin de composition sociale (modèle C). Un modèle de synthèse (modèle D) les rassemble. Pour simplifier l'analyse, seules les variables étant au moins une fois significatives à 10 % ont été conservées dans le tableau présentant les différents modèles. Les résultats sont rassemblés dans le tableau 2.

Le modèle A démontre l'absence de liens forts entre le profil démographique régional et le rapport de masculinité dans l'enfance, hormis le lien avec la densité de la population. On observe notamment que le sex-ratio des enfants de moins de 7 ans n'est pas mécaniquement associé à la fécondité, notamment parce que les districts les plus malthusiens se partagent entre le Nord-Ouest et le Sud, zones diamétralement opposées en termes de sex-ratio juvénile. Ce facteur jouera un rôle significatif après contrôle de différentes autres variables socioéconomiques (cf. *infra*).

Le modèle B démontre la faible association avec certaines variables socio-économiques testées, comme l'alphabétisation ou le rapport des taux d'activité masculins et féminins. On distingue l'effet tangible de la part du secteur agricole. Mais c'est avant tout la variable synthétique de confort qui entretient la relation la plus étroite avec le rapport de masculinité juvénile et qui constitue le facteur le plus important des écarts de sex-ratio entre districts. Ce phénomène avait rarement été mis en évidence de manière aussi claire, sans doute

---

(18) Ces 23 variables ont été obtenues après avoir éliminé les caractéristiques redondantes, rares ou sans lien avec le niveau d'aisance général.

Tableau 2. Résultats des modèles explicatifs (régressions linéaires) du sex-ratio juvénile (0-6 ans) sans dimension spatiale, districts indiens en 2001

Variables	Modèle A (démographie)		Modèle B (socioéconomie)		Modèle C (composition sociale)		Modèle D (synthèse)	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Densité de la population (log)	0,012	5,95					-0,003	-1,33
Indice de fécondité	-0,001	-0,40					0,012	4,22
Survie infanto-juvénile	0,037	0,39					-0,168	-2,26
Taux d'urbanisation			-0,710	-3,51			-0,078	-4,93
Taux d'alphabétisation			0,001	1,68			0,001	1,89
Rapport des taux d'alphabétisation H/F			0,207	1,42			0,004	0,33
Rapport des taux d'activité H/F			0,000	-0,24			0,003	1,93
Part des agriculteurs			0,114	5,58			0,042	2,64
Irrigation brute			0,000	5,60				
Indice de confort			0,188	12,96			0,014	12,28
Part des bouddhistes					-0,006	-0,20	-0,052	-1,95
Part des chrétiens					0,008	0,60	-0,012	-0,93
Part des jains					1,746	5,47	0,873	2,89
Part des musulmans					-0,055	-4,17	-0,069	-5,41
Part des sikhs					0,297	16,17	0,195	10,13
Part des dalits					-0,002	-0,07	-0,029	-1,05
Part des populations tribales					-0,078	-6,72	-0,032	-2,63
Constante	0,976	10,24	0,941	20,37	1,085	157,20	1,173	13,86
Nombre d'observations		591		488		591		591
R <sup>2</sup>		0,062		0,507		0,465		0,620

Notes : Coef. : coefficient ; t : t de Student ; Prob. : proba(t = 0) ; Sources : voir Annexe pour la définition et la source des variables.

en raison des échantillons utilisés et de la fiabilité des indicateurs du niveau socioéconomique. Ainsi, Clark pense détecter un lien négatif entre niveau socioéconomique et sex-ratio des enfants, alors que Bhat et Zavier (2003) considèrent que la modernisation fera décliner la préférence pour les garçons<sup>(19)</sup>. L'analyse exemplaire de Agnihotri (2003) met toutefois en évidence le lien positif entre niveau socioéconomique et rapport de masculinité à partir d'une source de données originale. On dispose à présent d'un indice très robuste, fondé sur une agrégation factorielle qui montre clairement que la discrimination envers les petites filles est (en partie) affaire de niveau de développement local et de niveau de vie des ménages indiens. Ce lien pourra être interprété aussi bien comme un effet de revenu (accès aux techniques de sélection sexuelle) ou de demande pure de discrimination (besoin accru en discrimination sexuelle émanant des ménages prospères), question sur laquelle nous reviendrons plus loin. Il illustre combien la sélection sexuelle grâce à l'innovation technologique représente une dimension de la modernisation des comportements, et non le seul reflet d'un héritage archaïque comme le serait l'infanticide féminin (Varma, 2002).

Le modèle C indique que les seules variables relatives à la composition religieuse et sociale de la population des districts rendent compte d'une part importante des variations géographiques observées, avec un coefficient de corrélation à peine inférieur à celui du modèle B incluant des variables socio-économiques. Les sikhs et les jaïns se caractérisent par des rapports de masculinité juvénile très élevés, alors que la présence de musulmans ou de populations tribales provoque au contraire une chute substantielle du sex-ratio. Ces résultats sont cohérents avec les chiffres agrégés présentés plus haut dans le tableau 1. La surreprésentation des garçons parmi les sikhs a d'ailleurs été attestée dès 1881 au Pendjab (Plowden, 1883, p. 153).

Ces différents modèles ont été rassemblés dans un modèle unique, qui a l'avantage de faire disparaître un certain nombre de corrélations artificielles et de confirmer des liens ambigus. Le modèle D figurant à droite du tableau 2 explique plus de 60 % des différences de sex-ratio entre districts. Dans ce modèle de synthèse, où ont été introduites des variables telles que la proportion de sikhs dans la population, le rapport de masculinité dans l'enfance est positivement lié à la fécondité et plus faiblement à la mortalité infanto-juvénile. Ce qui signifie que la baisse de la fécondité pourrait avoir à long terme pour effet de diminuer légèrement le sex-ratio parmi les enfants<sup>(20)</sup>. Les variables associées à la modernisation du paysage régional ont un rôle plus ambigu. L'indice de confort reste le principal facteur et tend à accroître le rapport de masculinité de la population enfantine ; c'est aussi le cas, dans une moindre

(19) Voir aussi les résultats ambigus de Murthi *et al.* (1995) et de Retherford et Roy (2003). Amartya Sen évoque cette anomalie potentielle dans son dernier ouvrage (2005, p. 222), mais sans parvenir à l'expliquer.

(20) L'interprétation du lien positif entre fécondité et rapport de masculinité reste toutefois controversée (Drèze et Murthi, 2001 ; Das Gupta et Bhat, 1997).

mesure, du taux d'alphabétisation. Il semble sur ce point que ce sont les couches ou régions économiquement favorisées qui agissent comme pionnières : le phénomène s'explique principalement en fonction du niveau de développement économique et de la prospérité des ménages. Mais toutes choses étant égales par ailleurs, l'urbanisation reste au contraire un facteur de baisse du sex-ratio dans l'enfance. L'influence de la part du secteur agricole demeure visible, rappelant qu'un des fondements traditionnels du patriarcat repose sur la transmission patrilinéaire de la terre parmi les couches rurales aisées.

On note que contrairement aux résultats d'autres analyses univariées (Agnihotri, 2000), l'activité féminine ne provoque pas de diminution du sex-ratio, contredisant l'hypothèse ancienne d'un lien entre activité féminine et moindre discrimination de genre énoncée par Bardhan (1974).

L'influence de ces variables économiques ou sociales sur le sex-ratio des enfants est toutefois loin de neutraliser l'effet propre au peuplement et à la composition religieuse. L'appartenance communautaire des ménages demeure aussi cruciale dans la définition des comportements de genre que le statut socioéconomique. Cette dimension de la géographie du genre en Inde suggère que les déterminants économiques structurels – l'effet du développement capitaliste, de la monétisation accrue des échanges et leur impact sur les rapports sociaux – sont loin de tout expliquer. Car si la détérioration de la valeur perçue des petites filles dans la rationalité démographique indienne découlait avant tout de la modernisation économique et sociale, ce mécanisme aurait dû opérer de manière uniforme à travers toutes les communautés. Or, les différentes communautés manifestent un degré très variable d'ouverture ou de résistance à la pénétration des nouvelles pratiques discriminatoires observées depuis deux décennies.

## 2. Les limites de la modélisation aspatiale

Il reste à explorer la zone d'ombre de notre modélisation, à savoir la part relativement importante de variance (38 %) dont le meilleur de nos modèles ne rend pas compte<sup>(21)</sup>. Il est peu vraisemblable que les limites de nos modélisations relèvent de la nature des données, qui est relativement satisfaisante en raison de la taille des populations juvéniles prises en compte, ou des dimensions non observées. Nous disposons en effet pour l'étude par district d'une batterie de variables, et celles qui ont été utilisées réfléchissent la plupart des dimensions sociales, économiques ou culturelles qu'on peut supposer liées à l'augmentation du rapport de masculinité. Il est peu vraisemblable qu'une variable insoupçonnée explique la part de variance non expliquée. En revanche, la très forte dimension spatiale du phénomène a été jusqu'à présent ignorée dans nos modélisations.

(21) Les autres modélisations citées précédemment n'obtiennent pas de meilleurs résultats, en raison sans doute du manque d'indicateurs économiques robustes.

Tableau 3. Résultats des modèles explicatifs (régressions linéaires) du sex-ratio juvénile (0-6 ans) avec dimension spatiale, districts indiens en 2001

Variable	Modèle E (distance à Amritsar)		Modèle F (synthèse + distance)		Modèle D (synthèse aspatiale)		Modèle H (avec erreurs spatiales)					
	Coeff.	t	Prob.	Coeff.	t	Prob.	Coeff.	t	Prob.			
Densité de la population (log)				-0,001	-0,68	0,496	-0,003	-1,33	0,183	-0,002	-0,73	0,466
Indice de fécondité				0,004	1,35	0,176	0,012	4,22	0,000	0,003	0,83	0,407
Survie infanto-juvénile				0,004	0,05	0,957	-0,168	-2,26	0,024	-0,021	-0,27	0,783
Taux d'urbanisation				-0,044	-2,86	0,004	-0,078	-4,93	0,000	-0,037	-2,54	0,011
Taux d'alphabétisation				0,000	-0,01	0,996	0,001	1,89	0,059	0,000	1,54	0,124
Rapport des taux d'alphabétisation H/F				-0,020	-1,73	0,083	0,004	0,33	0,740	0,017	1,51	0,131
Rapport des taux d'activité H/F				0,003	2,00	0,046	0,003	1,93	0,054	0,004	2,50	0,012
Part des agriculteurs				-0,002	-0,11	0,914	0,042	2,64	0,009	0,018	1,18	0,236
Indice de confort				0,006	4,42	0,000	0,014	12,28	0,000	0,007	4,98	0,000
Part des bouddhistes				-0,050	-2,00	0,045	-0,052	-1,95	0,051	-0,025	-0,93	0,351
Part des chrétiens				0,021	1,60	0,109	-0,012	-0,93	0,353	-0,031	-2,05	0,041
Part des jains				0,525	1,85	0,065	0,873	2,89	0,004	0,577	1,87	0,061
Part des musulmans				-0,090	-7,43	0,000	-0,069	-5,41	0,000	-0,065	-4,12	0,000
Part des sikhs				0,156	8,48	0,000	0,195	10,13	0,000	0,147	5,94	0,000
Part des dalits				-0,064	-2,46	0,014	-0,029	-1,05	0,296	-0,024	-0,97	0,331
Part des populations tribales				-0,055	-4,76	0,000	-0,032	-2,63	0,009	-0,018	-1,58	0,115
Distance à Amritsar	-0,006	19,11	0,000	-0,004	-9,41	0,000						
Autocorrélation spatiale ( $\lambda$ )												
Constante	1,153	262,34	0,000	1,179	14,97	0,000	1,173	13,86	0,000	1,042	12,50	0,000
Nombre d'observations		591			591			591			591	
R <sup>2</sup>		0,383			0,671			0,620			0,810	
Maximum de vraisemblance								1 095,1			1 249,1	

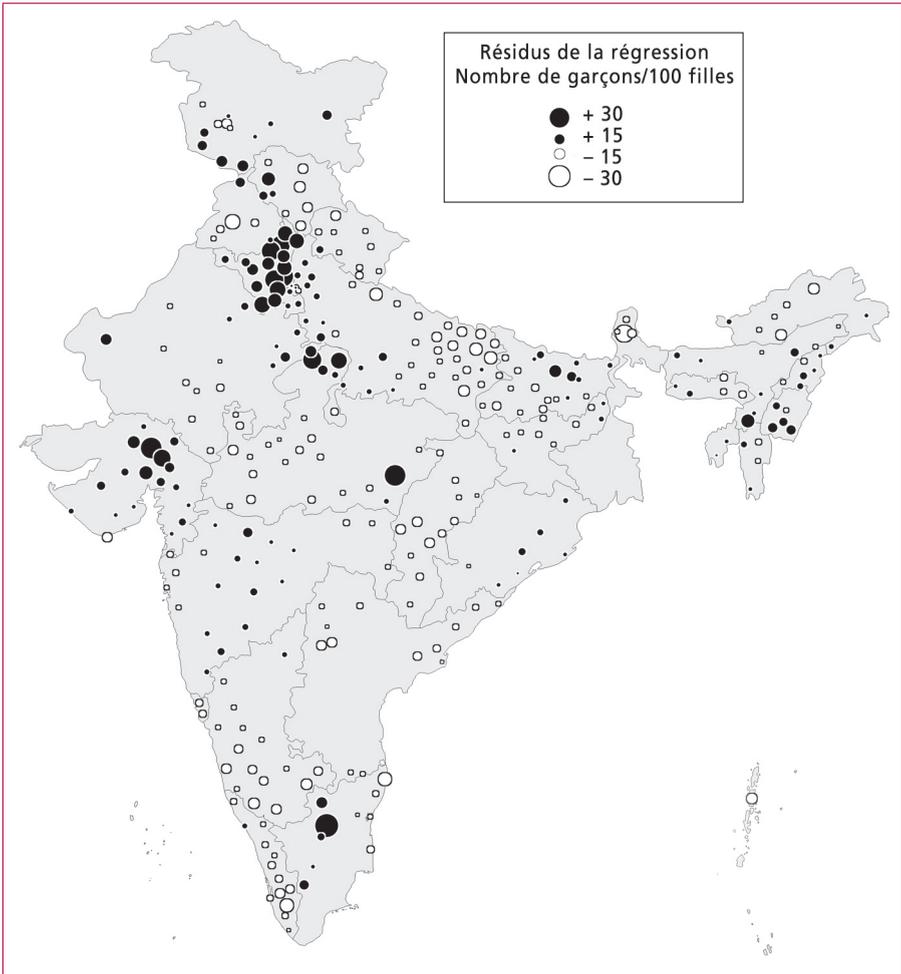
Notes : Coeff. : coefficient ; t : t de Student ; Prob. : proba(t = 0) ; Régressions linéaires, sauf modèle H (log de vraisemblance)  
Sources : voir Annexe pour la définition et la source des variables.

Une première possibilité, relativement élémentaire, consiste à prendre en compte le phénomène de polarisation spatiale autour du Nord-Ouest que nous observons sur la carte du sex-ratio juvénile. Nous avons pour ce faire créé une variable spatiale mesurant la distance de chaque district à la ville d'Amritsar, capitale religieuse du sikhisme située dans un district occidental du Pendjab et proche de la frontière pakistanaise. Cette variable est corrélée de manière très forte avec le sex-ratio enfantin ; comme le montre le modèle E, plus d'un tiers de la variance du sex-ratio est expliqué par la seule distance à Amritsar (tableau 3). Dans le modèle F qui suit, dérivé du modèle synthétique D examiné précédemment, nous avons ajouté cette distance aux autres variables sociales et économiques. La distance apparaît immédiatement comme la variable la plus puissante du modèle ( $t = -9,41$ ) et neutralise en partie l'effet propre de la variable synthétique de confort. Mais la distance à Amritsar est un indicateur très frustré de la dimension spatiale de la masculinité. Il ne rend pas compte de l'existence de foyers secondaires de masculinité en Inde comme dans le Gujarat et ignore la présence des barrières spatiales, c'est-à-dire de régions qui offrent une forte résistance à la dégradation du sex-ratio, comme les piémonts himalayens au nord du Pendjab et de l'Haryana où le sex-ratio n'a guère augmenté<sup>(22)</sup>. Les contours spatiaux mis en évidence dans la carte 1 sont plus complexes qu'une simple concentration unipolaire.

Nous allons maintenant explorer la dimension spatiale de manière plus systématique en examinant les résidus du modèle de synthèse D. Ces résidus ont été calculés pour chaque district, puis représentés sur la carte 2 en omettant les résidus les plus faibles. Les résidus négatifs (valeurs observées inférieures aux valeurs estimées) sont plus faibles et dispersés, sauf en Inde centrale et au Kerala. Les résidus positifs (valeurs observées supérieures aux valeurs estimées) sont au contraire plus importants et rappellent certaines distorsions spatiales déjà observées : ils se concentrent en Haryana et au Gujarat, ainsi que dans la région de Salem au Tamil Nadu. La limite des variables communautaires apparaît clairement : elle joue un rôle pour le Pendjab (où les sikhs sont majoritaires), mais crée des résidus positifs très élevés dans les régions voisines comme l'Haryana ou Delhi où les hindous prédominent largement sur les sikhs. En outre, la carte des résidus montre que le caractère géographique du phénomène demeure, notamment en ce qui concerne les plus forts rapports de masculinité. Le tableau 4 montre que le niveau d'autocorrélation spatiale de ces résidus reste prononcé, ce qui indique une violation de l'hypothèse d'homoscédasticité, selon laquelle les termes d'erreur résiduelle doivent être linéairement indépendants entre eux. Un test classique comme celui de Breusch et Pagan permet de confirmer la corrélation des termes d'erreur. Appliqué à un modèle aspatial synthétique du sex-ratio juvénile (modèle D), ce test met en évidence l'hétéroscédasticité des résidus (tableau 4).

(22) Il s'agit par exemple des États du Jammu-et-Cachemire, de l'Uttaranchal et de l'Himachal Pradesh, qui ne semblent pas avoir été « contaminés » par le Pendjab voisin.

Carte 2. Résidus du modèle de synthèse (modèle D) par district, Inde, 2001



Source : recensement de la population.

Tableau 4. Résultats des tests appliqués aux résidus des régressions

Indice	Phénomène testé	Modèle D	Modèle H
Indice de Moran	Autocorrélation spatiale des résidus	0,474***	- 0,030 <sup>ns</sup>
Test de Breusch-Pagan	Hétéroscédasticité	41,9***	25,9 <sup>ns</sup>
Notes : *** : significatif à 0,001 ; <sup>ns</sup> : non significatif à 0,05.			

### 3. Régression spatiale

L'économétrie spatiale et la géographie quantitative s'intéressent au problème de l'hétéroscédasticité depuis que la mesure de l'autocorrélation spatiale est devenue usuelle. Diverses solutions ont été proposées, parmi lesquelles la

plus simple consiste à introduire des indicateurs binaires (« sud », « Pendjab ») pour corriger les effets régionaux. Mais il s'agit de solutions *ad hoc*, très arbitraires. Elles contribuent en outre à imposer une explication régionale définitive (« sud de l'Inde »), sans pour autant épuiser l'effet de l'autocorrélation spatiale, qui existe aussi bien à l'intérieur des régions désignées qu'entre régions contiguës. On peut en prendre pour exemple la situation du Nord-Ouest où la géographie du sex-ratio est très structurée, aussi bien à travers les États limitrophes de l'Haryana, du Pendjab, de l'Uttar Pradesh et du Rajasthan qu'à l'intérieur même de chacun de ces États.

D'autres méthodes dérivées de l'économétrie spatiale s'attaquent plus directement à l'hétéroscédasticité. Elles consistent à intégrer dans l'équation le phénomène spatialement autorégressif, selon lequel une valeur de la variable en un lieu est déterminée en partie par la valeur observée dans le voisinage de ce lieu <sup>(23)</sup>. La forme générale d'un modèle économétrique spatial est donnée dans les formules [1] et [2].

$$sr = \theta W_1 sr + X \beta + u \quad [1]$$

$$u = \lambda W_2 u + \varepsilon \quad [2]$$

- avec
- $sr$ , sex-ratio juvénile
  - $X$ , vecteur de variables indépendantes
  - $\beta$ , vecteur de paramètres à estimer
  - $W_1$ , matrices de proximité (1 pour les districts « voisins », 0 ailleurs)
  - $u$ , résidu
  - $\theta$  et  $\lambda$ , paramètres des termes spatialement autorégressifs
  - $\varepsilon$ , terme d'erreur centré sur 0 et d'écart type  $\sigma$

Une forme comme  $sr = \theta W_1 sr$  indique que le sex-ratio  $sr$  est spatialement autocorrélé selon un paramètre  $\theta$  et une matrice  $W_1$  déterminant quelles sont les localités voisines. Le mécanisme spatialement autorégressif peut porter sur la variable  $sr$  elle-même ou au contraire sur le résidu  $u$ . On en déduit par conséquent deux formes principales de régression spatiale en cas d'hétéroscédasticité. Quand  $\lambda = 0$  dans l'équation générale [2], on a affaire à un premier modèle à décalage spatial (*spatial lag*). La valeur du sex-ratio comprend une composante spatialement autorégressive, mais le résidu est dépourvu d'autocorrélation spatiale. Mais quand on a  $\theta = 0$ , on obtient au contraire un modèle à terme d'erreur spatial (*spatial disturbance model*, *spatial error model*) : c'est le terme résiduel, qui capture les dimensions non observées, qui agit alors de manière spatialement autorégressive. Notons enfin que lorsque  $\theta = 0$  et  $\lambda = 0$ , le modèle se réduit au modèle de régression linéaire standard tel que nous l'avons utilisé précédemment (formule [3]).

$$sr = X \beta + \varepsilon \quad [3]$$

(23) Méthode décrite notamment dans Bailey et Gatrell (1995), Haining (2003) et Anselin *et al.* (2006). Une présentation pour la démographie est désormais disponible grâce à Chi et Zhu (2008).

De chacun de ces deux modèles autorégressifs, on peut dériver un système de deux équations simultanées dont la solution est calculée par la méthode du maximum de vraisemblance. Il importe en outre que les résultats de la régression spatiale aient bien neutralisé l'hétéroscédasticité des résidus, afin d'obtenir des estimations plus robustes des paramètres de l'équation. Nous avons par conséquent testé ces deux modèles à partir des variables des modèles de l'équation linéaire, en calculant la matrice de proximité des districts immédiatement adjacents ayant une frontière commune (proximité d'ordre 1). Les résultats obtenus pour le sex-ratio enfantin conduisent à abandonner le modèle du décalage spatial. En effet, cette modélisation ne procure aucun gain sensible en termes de maximum de vraisemblance et conduit à des résultats qui restent marqués par un fort degré d'hétéroscédasticité mesuré par le test de Breusch-Pagan. Nous avons donc abandonné cette méthode, pour nous concentrer sur les résultats, beaucoup plus riches, relatifs au modèle à résidus autorégressifs. La formulation simplifiée du modèle à résidus autorégressifs est la suivante :

$$sr = X \beta + u \quad [4]$$

$$u = \lambda W u + \varepsilon \quad [5]$$

Dans ce modèle, la matrice  $W$  de proximité (ou de voisinage) permet de modéliser le résidu  $u$  de manière autorégressive : une déviation locale des dimensions non observées est donc fonction des valeurs voisines. Ce modèle d'erreur spatial est notamment applicable quand des déterminants non mesurables, présents dans le terme d'erreur résiduel, sont spatialement autocorrélés (Haining, 2003). Dans notre cas, une telle hypothèse suggère par exemple que des indicateurs fins socioéconomiques ou culturels absents de notre modèle sont fortement corrélés spatialement et déterminent les variations résiduelles.

Les paramètres obtenus par le modèle autorégressif avec erreurs spatiales figurent dans le tableau 3 (modèle H) et peuvent être comparés avec ceux du modèle aspatial correspondant (modèle D). En premier lieu, le coefficient de corrélation global du modèle a fortement augmenté, passant de 0,62 à 0,80 en introduisant les erreurs spatiales. Toutefois, dans le cas des régressions spatiales, c'est la différence en termes de vraisemblance qui doit être soulignée : on constate clairement le progrès enregistré par le modèle H par rapport au modèle G dans les valeurs correspondantes du maximum de vraisemblance. En second lieu, le gain observable est imputable directement au facteur autorégressif de la modélisation des erreurs spatiales : le paramètre  $\lambda$  s'élève en effet à 0,799, valeur proche de l'unité, et dénotant un niveau de corrélation maximal ( $t = 29,2$ ). Comme la formule [5] l'indique, ce paramètre est le coefficient de l'effet autorégressif du voisinage sur la distribution des résidus de l'équation linéaire. On notera en outre que les résidus du nouveau modèle H cessent désormais d'être autocorrélés, comme l'indiquent les résultats du test de Breusch-Pagan (tableau 4).

On soulignera enfin l'effet de la spatialisation sur la valeur estimée des coefficients du modèle du sex-ratio juvénile, gardant en mémoire le risque de mauvaise estimation des coefficients linéaires en présence d'hétéroscédasticité (modèles A-D) : grâce à cette meilleure spécification, la valeur de ces coefficients baisse presque systématiquement pour l'ensemble des variables du modèle. Ainsi, plusieurs indicateurs, étroitement associés aux variations régionales de sex-ratio dans le modèle aspatial (modèle D), cessent désormais d'être associés de manière significative ou voient leur degré d'association se réduire nettement : c'est le cas des variables relatives à la mortalité, l'alphabétisation, la part de la population tribale et des jaïns. Les variables qui résistent le plus à l'introduction du correctif spatial sont la proportion de sikhs et de musulmans dans la population ainsi que l'indice synthétique de confort, même si la valeur de leurs coefficients baisse.

#### 4. Quelques pistes d'interprétation de la dimension spatiale

L'apport de la spatialisation semble relativement majeur pour la modélisation des variations de sex-ratio juvénile, permettant d'aller au-delà des dimensions sociales ou démographiques généralement invoquées. La modélisation spatiale a trois effets principaux : elle relativise les effets surestimés de plusieurs variables socio-économiques, elle confirme l'importance de certaines variables dans la compréhension du phénomène et elle met en évidence un effet propre de la diffusion spatiale des comportements. Cet effet, décrit par notre modèle, a un poids largement supérieur aux autres. Il correspond à l'influence de variables non observées jouant selon des mécanismes régionalisés : ces facteurs exercent un rôle considérable dans la répartition des écarts de sex-ratio et se caractérisent par un très fort niveau d'autocorrélation spatiale. Ils déterminent en grande partie la trace spatiale du déséquilibre entre les sexes en Inde, trace irréductible à la large palette de facteurs socioculturels ou économiques que nous avons pu tester dans les modèles précédents.

On reconnaît ici un mécanisme de dépendance spatiale, fréquente dans le cas des dynamiques du changement démographique en Inde, comme l'illustre l'étude de la baisse de la fécondité (Guilmoto et Rajan, 2001 ; Bocquet-Appel *et al.*, 2002). Pour lui donner une signification plus concrète, ce phénomène pourrait être qualifié de *spatial path dependency* à l'instar de la dépendance de sentier (*path dependency*) mise en évidence dans les évolutions institutionnelles. L'évolution d'un tel phénomène repose en grande partie sur le contexte spatial antérieur et elle suit un mouvement de diffusion spatiale, par lequel l'évolution d'un état local dépend des états dans le voisinage. La diffusion spatiale, lisible également sur les cartes qui comparent la progression du rapport de masculinité juvénile au fil des recensements<sup>(24)</sup>, repose sur des mécanismes d'entraînement

(24) La progression spatiale du sex-ratio en Chine et en Inde est analysée dans Guilmoto et Attané (2007).

spatial qui peuvent être interprétés de manière variable selon les perspectives disciplinaires, car la proximité spatiale signifie également la proximité sociale et une intensité particulière dans les échanges sociaux et économiques. Les interactions – qui s'établissent entre individus, entre familles, entre groupes sociaux, ou encore entre localités – correspondent par exemple à des phénomènes de propagation épidémique, d'effet d'entraînement, d'imitation ou de capillarité sociale, etc. Elles concernent aussi bien les échanges de personnes et de biens que les transferts de connaissances ou de normes. Il est sans doute difficile de décrire les mécanismes à l'œuvre, même si on peut raisonnablement avancer que deux dimensions pourraient prédominer : une première dimension, relative à l'offre, correspond à la progression aréolaire des infrastructures médicales permettant la sélection sexuelle. Une seconde dimension, relative à l'effet de la demande, caractérise les besoins des familles en matière de discrimination sexuelle. La première hypothèse, avancée notamment par Bhat et Zavier (2003), impliquerait que les zones centrales et bien desservies (réseau de transport, agglomération urbaine, etc.) pratiquent plus la discrimination sexuelle que les zones enclavées où les cliniques sont moins accessibles, ce qui ne semble pas confirmé à partir des cartes à échelle plus fine en 2001<sup>(25)</sup>. Il semble plus vraisemblable que la discrimination a pris pied initialement dans les zones historiques de forte discrimination envers les filles, régions occidentales s'étendant du Gujarat au Pendjab où l'infanticide féminin combattu par les autorités coloniales était le plus fréquent<sup>(26)</sup>. Mais la discrimination a visiblement essaimé de proche en proche autour de ces foyers pour conquérir de nouveaux espaces et recouvrir une part importante du territoire national.

### III. Les ressorts de la discrimination envers les filles en Inde

Les discriminations de genre, qui sont attribuées à la prégnance des régimes patriarcaux en Inde, sont parfois indirectement évaluées à l'aune de la forte fécondité, de la prévalence de la famille indivise (*joint family*) ou de différents indicateurs des désavantages féminins (violence envers les femmes, marginalisation économique, pratique de la dot, etc.)<sup>(27)</sup>. Les déséquilibres de genre semblent en partie relever de phénomènes plutôt culturels, irréductibles aux dimensions économiques. Notre analyse a précisément montré que certains des facteurs associés à la très inégale distribution du sex-ratio dans l'enfance

---

(25) On observera sur les cartes à l'échelle des tehsils (CensusInfo, 2005) que les grandes villes (Amritsar, Ludhiana, Chandigarh, Ahmadabad, Pune, etc.) ou leurs abords immédiats ne sont pas nécessairement les zones les plus affectées par les déséquilibres de sex-ratio. Voir également les cartes de propagation locale présentées par Vella et Oliveau (2005).

(26) Voir Plowden (1883), Clark (1983) et Oldenburg (2002).

(27) Voir sur ce point l'analyse de Drèze et Khera (2000) sur le lien entre homicide et déséquilibre de sex-ratio en Inde, qui suggère un lien significatif entre préférence pour les garçons et recours à la violence.

relèvent étroitement de la composition sociale de la population : le peuplement communautaire ou religieux semble offrir un premier cadre interprétatif, marquant les profondes différences dans les comportements discriminatoires selon l'appartenance sociale ou confessionnelle. Les *hot spots* d'hypermasculinité observés dans le pays correspondent à des structures de peuplement spécifiques. Cependant, il est à ce stade nécessaire de souligner les limites qu'une analyse proprement sociologique ou anthropologique pourrait fixer aux variables communautaires, qui résultent de très larges catégorisations : ainsi, la variable « musulmans » porte sur une des plus grandes populations musulmanes du monde, ensemble hétérogène fort de 138 millions de personnes<sup>(28)</sup>, qui regroupe plusieurs centaines de communautés de langue, d'histoire ou de sectes distinctes. L'appellation de populations tribales recouvre pour sa part un assortiment encore plus composite, d'autant que les communautés tribales vivent pour l'essentiel dans un fort degré d'isolement social et géographique et n'ont guère plus en commun que leur condition administrative de *scheduled tribes* enregistrées par le gouvernement. Même un groupe comme celui des sikhs, assez regroupé spatialement et partageant un large corpus culturel pendjabi, s'avère relativement segmenté, comprenant aussi bien des castes paysannes comme les jats que des groupes marginalisés d'origine dalit comme les sikhs mazhabi. Sans vouloir verser dans la critique désormais rituelle du projet classificatoire du recensement, il serait néanmoins aisé de montrer combien s'avère socialement hétérogène chacune des communautés étiquetées de manière univoque par les catégories statistiques censitaires.

Il n'en est que plus étonnant de constater que ces critères discutables de distinction sociale prennent un sens à l'échelle indienne, qu'il s'agisse des catégorisations de caste ou de religion. Joint à l'ancrage géographique du *sex-ratio*, ce constat du rôle crucial de la composition sociale suggère qu'il faudrait, pour aller plus loin, décomposer la population de manière sociologiquement plus fine, en essayant de se rapprocher des jatis (ou sous-castes) qui font le grain sociologique de la société indienne. Quand les données portent sur de petits groupes, comme dans le cas particulier des jains (0,4 % de la population indienne), elles peuvent conforter le modèle en isolant quelques traits homogènes propres à des sous-populations. Les travaux régionaux disent souvent la même chose, montrant comment les castes dominantes locales imposent leur propre système de normes et contribuent à la propagation d'un modèle discriminatoire inédit, longtemps fondé sur l'infanticide féminin<sup>(29)</sup>. Mais en l'absence de telles données sur les contours de castes et communautés locales, on ne pourra étayer plus en détail notre raisonnement.

Il semble pourtant fort probable qu'à l'intérieur de chaque communauté, on observe un rapport de masculinité relativement homogène, correspondant

(28) La population musulmane indienne est la deuxième du monde après celle de l'Indonésie.

(29) Sur Salem, voir le travail de Stéphanie Vella (2005). Les distinctions de caste ressortent d'autres études locales, comme celle conduite par George (1998) en Haryana.

à un système de valeurs et un ensemble de pratiques définissant les formes et les degrés de discrimination sexuelle (dot, transmission de l'héritage, âge au mariage et normes sur le remariage, etc.). Mais doit-on pour autant faire de la caste l'unité de base pour raisonner sur l'inégale répartition de la discrimination en Inde ? Notre réponse doit une nouvelle fois être réservée, car une lecture anthropologique est loin de clore le débat. Il serait en effet illusoire de s'en tenir à cette étape du raisonnement et penser qu'on pourrait découper l'Inde en mille segments communautaires, chacun recouvrant les frontières d'une sous-caste ou d'une communauté particulière, et ainsi obtenir une partition définitive des comportements discriminatoires. Après tout, si le cadre communautaire était la clef ultime pour la compréhension du phénomène, la carte du sex-ratio en Inde ressemblerait à une mosaïque bigarrée, reflétant le contraste au sein de chaque région entre les communautés. Or, au lieu du patchwork observé en Chine orientale (voir par exemple les cartes de Lavelly et Cai, 2004), l'Inde présente un schéma géographique très cohérent. La localisation reste d'ailleurs le premier des principes, prenant le pas sur l'appartenance communautaire ; le sex-ratio juvénile des musulmans du Pendjab (115 garçons pour 100 filles) est, par exemple, beaucoup plus élevé que celui des hindous du Kerala (104) même si l'on a vu que, toutes choses égales par ailleurs, la discrimination est systématiquement plus faible dans les groupes musulmans. Or, comme les groupes (jatis pour l'essentiel) les plus homogènes se caractérisent par une implantation géographique concentrée et qu'aucune caste ne se répartit uniformément à travers le territoire indien, on en déduira que la régularité spatiale observée implique que les communautés doivent nécessairement s'influencer entre elles de proche en proche. Les résultats de la régression spatiale, en mettant en évidence la forte spatialité du terme résiduel non expliqué, renforcent ce sentiment. Le poids du facteur anthropologique doit donc être relativisé, pour reconnaître que si l'unité d'appréciation de la discrimination envers les filles est sans doute la communauté plutôt que les individus, la cohabitation entre les groupes et leurs interactions permanentes jouent un rôle crucial dans l'homogénéisation des comportements. Les atomes culturels que sont en Inde les castes, avec leur propre système de signification et leurs institutions sociales distinctes, s'avèrent en définitive relativement perméables à la prégnance régionale du modèle discriminatoire dominant.

La distribution géographique et ses correspondances en termes de peuplement permettent donc de penser que le nouveau régime de discrimination vis-à-vis des filles, qui a émergé avec l'apparition de nouvelles technologies de détection du sexe de l'enfant à naître, a immédiatement pris racine dans les régions marquées par un régime patriarcal vigoureux. Mais la dimension économique du phénomène, illustrée par la forte corrélation entre rapport de masculinité juvénile et indice synthétique de confort des ménages qui contredit les résultats ambigus présentés auparavant, permet d'aller plus loin. Les milieux les plus réceptifs ont été les couches supérieures de la population, qui ont agi alors en tant que pionniers des nouvelles technologies. Ce processus ne s'est

certes pas déroulé uniformément en Inde, puisque des régions relativement prospères au regard de cet indicateur synthétique de confort n'ont guère été affectées par la hausse du sex-ratio. C'est le cas par exemple du Kerala et de nombreuses agglomérations comme Chennai ou Kolkata.

Doit-on voir dans le lien entre niveau socioéconomique et sex-ratio élevé un effet du niveau d'instruction (meilleur accès à l'information, rationalisation des comportements reproductifs), de la capacité monétaire d'accès aux services médicaux ou encore de l'ascension sociale (inflation de la dot) ? Après vingt ans de banalisation des avortements sélectifs, et ce, en dépit des dispositions visant à les interdire comme celle de 1994 qui n'a eu qu'un effet réduit, le « coût » effectif de la sélection sexuelle a baissé progressivement et l'a rendue accessible au plus grand nombre. Il est possible en revanche que les besoins se fassent sentir différemment selon les groupes sociaux et que les coûts relatifs des filles (par rapport aux garçons) aient augmenté singulièrement dans les milieux aisés, en raison notamment de l'inflation des dots et du coût des études. Dans un système qui présuppose des mariages hypergamiques, les femmes épousant si possible des hommes de rang social ou économique supérieur, l'éducation et le mariage des filles peuvent conduire les couches privilégiées à des investissements très élevés, illustrés notamment par le montant de la dot à verser à la famille de l'époux. Dès lors, le niveau socioéconomique peut entraîner une pression accrue pour avoir des garçons, en plus des facilités d'accès à la technologie médicale qu'il procure.

## Conclusion

À la lumière de notre étude, on aura dégagé trois ordres de facteurs jouant un rôle crucial dans la hausse du rapport de masculinité juvénile de l'Inde contemporaine : la structure anthropologique du peuplement et la distribution historique des groupes à tradition patriarcale, la prospérité nouvelle des classes moyennes rurales et urbaines et la diffusion spatiale des normes discriminatoires et des nouveaux comportements. La composition ethnico-religieuse de la population a facilité l'introduction rapide des nouvelles attitudes discriminatoires dans certaines zones, mais elle a ailleurs créé un mur de verre, freinant la progression de ces nouvelles pratiques dans près de la moitié du pays. Cette résistance des systèmes sociaux dans les régions du Sud ou de l'Ouest explique pourquoi la discrimination envers les filles ne s'est pas étendue plus largement, comme en Chine où elle concerne la majorité des zones à peuplement ethnique han. Mais les autres composantes mises à jour sont plus inquiétantes pour l'évolution du phénomène : les mécanismes de diffusion ont contribué en effet à propager un nouveau régime discriminatoire fondé sur les technologies de sélection sexuelle au-delà des communautés pionnières et des foyers historiques de la surmasculinité indienne. Le recensement de 2001 a déjà fait apparaître de nouveaux pôles locaux de sex-ratio élevé (comme en Orissa côtier) qui tra-

duisent cet effet de contagion. L'innovation démographique est en outre portée par les couches supérieures, ce qui favorise la diffusion sociale des nouveaux comportements et mentalités aux autres classes sociales.

D'un point de vue plus global, notons enfin que le développement rapide du pays pourrait contribuer à renforcer les comportements sélectifs parmi les classes moyennes : celles-ci sont les premières à bénéficier des fruits de l'essor économique qui a suivi la libéralisation de 1991 et leur part dans la population nationale ira en s'accroissant, avec un effet potentiellement négatif sur le sex-ratio parmi les enfants si les couches en ascension sociale adoptent les mêmes pratiques discriminatoires. Il est vraisemblable que le sex-ratio atteindra un plafond avant de diminuer, comme cela a été observé à Taiwan ou en Corée du Sud, mais seul un suivi annuel, actuellement impossible en raison des défaillances de l'état civil, permettra de donner de cette évolution une image plus fine. L'effort de recherche à venir devra donc porter en partie sur l'évolution des déséquilibres selon le sexe dans l'enfance, dans un pays à couverture statistique incomplète où les difficultés de mesure constituent de formidables obstacles à cette compréhension des tendances. Un autre champ encore mal exploré concerne l'évaluation des effets de ces perturbations démographiques parmi les jeunes adultes qui seront, en atteignant l'âge au mariage, les premiers à souffrir des conséquences du déficit féminin dans les générations récentes.

**Remerciements.** Des versions préliminaires de ce travail ont été présentées lors de séminaires à Delhi, Paris et Singapour. Il a bénéficié en particulier des commentaires de F. Durand-Dastès, de W. Lavelly, de S. Oliveau, du regretté P. N. Mari Bhat et des relecteurs de la revue.

Annexe. Source et description des variables utilisées pour la mesure de distance et les modélisations

Variables	Nombre d'observations	Unité	Moyenne	Écart type	Min	Max	Source
Densité de la population	591	log (densité)	5,79	1,19	0,69	10,29	Recensement de 2001
Taux d'urbanisation	591	%	24	20	0	100	Recensement de 2001
Croissance démographique 1991-2001	591	%	22,5	11,6	-3,5	95,0	Recensement de 2001
Indice de fécondité 1994-2001	591	enfants/femme	3,30	1,01	1,33	5,79	Guilmoto et Rajan (2002)
Survie infanto-juvénile 1994-2001	591	survie à 0-6 ans ( $L_{0-6}$ )	0,92	0,03	0,83	1,00	Guilmoto et Rajan (2002)
Taux d'alphabétisation	591	%	64	13	30	97	Recensement de 2001
Rapport des taux d'alphabétisation H/F	591	rapport des taux d'alphabétisation	1,49	0,29	0,91	2,53	Recensement de 2001
Rapport des taux d'activité H/F	591	rapport des taux d'activité	2,32	1,47	0,94	12,30	Recensement de 2001
Irrigation brute	488	indice d'irrigation	39,3	27,2	0,24	114,3	CMIE (2000)
Part des actifs agricoles	591	%	60	21	0	90	Recensement de 2001
Confort	591	indice factoriel	0	3,23	-5,03	11,56	Factorisation (cf. texte)
Part des bouddhistes	591	%	2	7	0	77	Recensement de 2001
Part des chrétiens	591	%	7	19	0	98	Recensement de 2001
Part des jains	591	%	0	1	0	5	Recensement de 2001
Part des musulmans	591	%	12	15	0	98	Recensement de 2001
Part des sikhs	591	%	2	11	0	86	Recensement de 2001
Part des dalits	591	%	15	9	0	50	Recensement de 2001
Part des populations tribales	591	%	16	26	0	100	Recensement de 2001
Distance à Amritsar	591	Différence entre les coordonnées du centre du district et Amritsar (en degrés terrestres)	11,92	6,06	0	28,68	Calcul par système d'information géographique



## RÉFÉRENCES

- ABORTION**, 2003, A Symposium on the Multiple Facets of Medical Termination of Pregnancy, *Seminar*, 532, décembre.
- AGNIHOTRI S. B.**, 2000, *Sex Ratio Patterns in the Indian Population: A Fresh Exploration*, New Delhi, Sage Publications.
- AGNIHOTRI S. B.**, 2003, « Survival of the girl child tunnelling out of the Chakravayuha », *Economic and Political Weekly*, 38(41), p. 4351-4360.
- ANSELIN L., SYABRI I., KHO Y.**, 2006, « GeoDa : An introduction to spatial data analysis », *Geographical Analysis*, 38(1), p. 5-22.
- AROKIASAMY P.**, 2004, « Les variations régionales de la discrimination et de la surmortalité des petites filles en Inde », *Population-F*, 59(6), p. 949-982.
- ATTANÉ I., GUILMOTO C. Z. (éd.)**, 2007, *Watering the Neighbour's Garden. The Growing female Deficit in Asia*, Cicred, Paris.
- BAILEY T. C., GATRELL A. C.**, 1995, *Interactive Spatial Data Analysis*, Longman, Harlow.
- BARDHAN P. K.**, 1974, « On life and death question », *Economic and Political Weekly*, 9(32-34), p. 1293-1304.
- BHAT P. N. Mari**, 2002, « On the trail of 'missing' Indian females », *Economic and Political Weekly*, vol. 37, p. 5105-5118 et 5244-5263.
- BHAT P. N. Mari, ZAVIER A. J. Francis**, 2003, « Fertility decline and gender bias in Northern India », *Demography*, vol. 40, n° 4, p. 637-657.
- BHAT P. N. Mari, ZAVIER A. J. Francis**, 2007, « Factors influencing the use of prenatal diagnostic techniques and sex ratio at birth in India » in Attané I. et Guilmoto C. Z. (éd.), *Watering the Neighbour's Garden. The Growing Female Deficit in Asia*, Paris, Cicred, p. 135-164.
- BOCQUET-APPEL J.-P.**, 1993, « The detection of the rupture zones of spatialized demographical variables », XXII<sup>e</sup> Congrès général de la population de l'UIESP, Montréal, vol. 3, p. 259-268.
- BOCQUET-APPEL J.-P., RAJAN S. Irudaya, BACRO J. N., LAJAUNIE C.**, 2002, « The onset of India's fertility transition », *European Journal of Population*, 18(3), p. 211-232.
- CENSUSINFO**, 2005. CR-rom, version 2, Office of the Registrar General, India, New Delhi.
- CHI Guangqing, ZHU Jun**, 2008, « Spatial regression models for demographic analysis », *Population Research and Policy Review*, 27, p. 17-42.
- CLARK Alice**, 1983, « Limitations of female life chances in rural central Gujarat », *Indian Economic and Social History Review*, 20, 1, p. 1-26.
- CLARK S.**, 2000, « Son preference and sex composition of children: Evidence from India », *Demography*, 37, 1, p. 95-108.
- CMIE**, 2000, *Profile of Districts*, Centre for Monitoring Indian Economy, Mumbai.
- ROLL E.**, 2000, *Endangered Daughters: Discrimination and Development in Asia*, London and New York, Routledge.
- DALMIA Sonia, PAREENA G. Lawrence**, 2005, « The institution of dowry in India: Why it continues to prevail », *The Journal of Developing Areas*, 38, 2, p. 71-93.
- DAS GUPTA Monica**, 2006, « Cultural versus biological factors in explaining Asia's 'missing women': Response to Oster », *Population and Development Review*, 32, 2, p. 328-332.

- DAS GUPTA Monica, BHAT P. N. Mari, 1997, « Fertility decline and increased manifestation of sex bias in India », *Population Studies*, 51, 3, p. 307-315.
- DRÈZE Jean, KHERA Reetika, 2000, « Crime, gender and society in India: Insights from homicide data », *Population and Development Review*, 26, 2, p. 335-352.
- DRÈZE Jean, MURTHI Mamta, 2001, « Fertility, education and development: Evidence from India », *Population and Development Review*, 27, 1, p. 33-63.
- GANATRA B., 2000, « Abortion research in India: What we know, and what we need to know », in Ramasubban R. et Jejeebhoy S. J. (éd.), *Women's Reproductive Health in India*, Rawat, Jaipur et New Delhi, p. 186-236.
- GEORGE Sabu M., DAHIYA Ranbir S., 1998, « Female foeticide in rural Haryana », *Economic and Political Weekly*, August, 33(32), p. 2191-2197.
- GOODCHILD M. F., JANELLE D.G. (éd.), 2003, *Spatially Integrated Social Science: Examples in Best Practice*, Oxford, Oxford University Press.
- GRIFFITHS Paula, MATTHEWS Zoe, HINDE Andrew, 2000, « Understanding the sex ratio in India: A simulation approach », *Demography*, 37, 4, p. 477-488.
- GUILMOTO C. Z., ATTANÉ I., 2005, « The geography of deteriorating child sex ratio in China and India », in Attané I. et Guilmoto C. Z. (éd.), *Watering the Neighbour's Garden. The Growing Female Deficit in Asia*, Paris, Cicred, p. 109-130.
- GUILMOTO C. Z., RAJAN S. Irudaya, 2001, « Spatial patterns of fertility change in Indian districts », *Population and Development Review*, 27, 4, p. 713-738.
- GUILMOTO C. Z., RAJAN S. Irudaya, 2002, « District level estimates of fertility from India's 2001 census », *Economic and Political Weekly*, 37, 7, p. 665-672.
- HAINING Robert, 2003, *Spatial Data Analysis. Theory and Practice*, Cambridge, Cambridge University Press.
- KISHOR S., 1993, « 'May God give sons to all': Gender and child mortality in India », *American Sociological Review*, 58, 2, p. 247-265.
- LAVELY William, CAI Yong, 2004, « Spatial variation of juvenile sex ratios in the 2000 census of China », présentation at la conférence annuelle de la *Population Association of America*, Boston, 1<sup>er</sup>-3 avril 2004.
- MULTIPLE INDICATOR SURVEY INDIA (MICS-2000), 2001, *Summary Report*, Department of Women & Child Development et United Nations Children's Fund, Delhi.
- MURTHI M., GUIO A.-C., DRÈZE J., 1995, « Mortality, fertility, and gender bias in India : A district-level analysis », *Population and Development Review*, 21, 4, p. 745-782.
- IIPS, 2007a, *National Family Health Survey (NFHS-3), India 2005-06*, Volume I, International Institute for Population Sciences, Mumbai.
- IIPS, 2007b, *National Family Health Survey (NFHS-3), India 2005-06*, Volume II, International Institute for Population Sciences, Mumbai.
- OLDENBURG Veena Talwar, 2002, *Dowry Murder. The Imperial Origins of a Cultural Crime*, New York, Oxford University Press.
- OSTER Emily, 2005, « Hepatitis B and the case of the missing women », *Journal of Political Economy*, 113, 6, p. 1163-1216.
- PLOWDEN W. C., 1883, *Report on the Census of British India Taken on the 17th of February 1881*, Londres, Eyre and Spottiswoode.
- RETFERFORD R. D., ROY T. K., 2003, *Factors Affecting Sex-Selective Abortion in India and 17 Major States*, NFHS Subject Reports, 21, International Institute for Population Sciences, Mumbai et East-West Center, Honolulu.
- SEN Amartya, 2005, *The Argumentative Indian: Writings on Indian History. Culture and Identity*, New York, Farrar, Straus & Giroux.

- SUDHA S., RAJAN S. Irudaya, 2003, « Persistent daughter disadvantage: What do estimated sex ratios at birth and sex ratios of child mortality risk reveal ? », *Economic and Political Weekly*, 38(41), p. 4361-4369.
- VARMA Roli, 2002, « Technological fix: Sex determination in India », *Bulletin of Science, Technology & Society*, 22, 1, p. 21-30.
- VELLA S., OLIVEAU S., 2005, « Spatio-temporal trends of female discrimination in Tamil Nadu, South India: A Case Study of Salem and Dharmapuri Districts, 1961-1991 », in Attané I. et Véron J. (éd.), *Gender Discriminations among Young Children in Asia*, Pondichéry, IFP-Ceped, p. 67-89.
- VELLA S., 2005, « Low fertility and female discrimination in South India : The puzzle of Salem District, Tamil Nadu » in Guilmoto C. Z. et Rajan S. Irudaya (éd), *Fertility Transition in South India*, New Delhi, Sage.
- VOSS Paul R., WHITE Katherine J. Curtis, HAMMER Roger B., 2006, « Explorations in spatial demography » in William Kandel et David L. Brown (éd.), *The Population of Rural America: Demographic Research for a New Century*, Dordrecht, Springer, p. 407-430.

**CHRISTOPHE Z. GUILMOTO • L'ÉCONOMIQUE, LE SOCIAL ET LE SPATIAL. LES TROIS DIMENSIONS DE LA SURMASCULINITÉ JUVÉNILE EN INDE**

L'article propose d'examiner les déterminants de la hausse contemporaine du rapport de masculinité parmi les enfants en Inde à la lumière des données régionales du recensement de 2001. Les disparités marquées entre districts indiens, mises en évidence par la mesure de l'autocorrélation spatiale, sont en effet une clé pour comprendre cette évolution récente. Elles permettent notamment d'évaluer l'influence relative d'un grand nombre de caractéristiques sociales et économiques sur les variations interrégionales du sex-ratio. On met en évidence l'effet propre de la prospérité économique qui apparaît nettement corrélé à la hausse du rapport de masculinité. Une modélisation élargie de ces différences régionales, incorporant la dimension spatiale, permet en outre de démontrer le rôle spécifique joué par la composition sociologique de la population, le développement économique et les phénomènes de diffusion. La conclusion vise à offrir une interprétation de ces différents déterminants de la masculinisation démographique en Inde.

**CHRISTOPHE Z. GUILMOTO • ECONOMIC, SOCIAL AND SPATIAL DIMENSIONS OF INDIA'S EXCESS OF MASCULINITY**

This article examines the determinants of the current increase in the sex ratio among children in India in the light of regional data. The marked disparities between districts, as revealed by measuring spatial autocorrelation, are a key to understanding these recent developments. They can be used to assess the relative influence of a large number of social and economic characteristics on inter-regional sex ratio variation. The specific effect of economic prosperity is shown to be clearly correlated with the rising sex ratio. Extended modelling of these regional variations, incorporating the spatial dimension, demonstrate the specific roles played by the sociological composition of the population, economic development and diffusion effects. The conclusion offers an interpretation of these various determinants of high sex ratio in India.

**CHRISTOPHE Z. GUILMOTO • LO ECONÓMICO, LO SOCIAL Y LO ESPACIAL. LAS TRES DIMENSIONES DE LA SUPERMASCULINIDAD JUVENIL EN INDIA**

El artículo propone examinar los determinantes del alza contemporánea de la relación de masculinidad entre los niños en India a la luz de los datos regionales. Las disparidades marcadas entre distritos indios, evidenciadas por la medida de la autocorrelación espacial, son en efecto una clave para entender esta evolución reciente. Estas permiten sobre todo evaluar la influencia relativa de un gran número de características sociales y económicas en las variaciones interregionales del sex ratio. Se evidencia el efecto propio de la prosperidad económica que aparece claramente correlacionado con el alza de la relación de masculinidad. Una modelización ampliada de estas diferencias regionales, que incorpora la dimensión espacial, permite además demostrar el papel específico desempeñado por la composición sociológica de la población, el desarrollo económico y los fenómenos de difusión. La conclusión ofrece una interpretación de estos diferentes determinantes de la masculinización demográfica en India.