

## Varia sur le monde

# L'inscription spatiale de la discrimination de genre en Inde. Effets des distances sociale et géographique

CHRISTOPHE Z. GUILMOTO

Centre Population et développement (CEPED)  
UMR CEPED Paris Descartes-INED-IRD  
221 boulevard Davout, 75020 Paris  
guilmoto@ird.fr

**RÉSUMÉ.** — Cet article propose une exploration systématique de la géographie du sex-ratio juvénile en Inde. Une présentation cartographique à une micro-échelle inédite offre le point de départ à une évaluation de cette structuration géographique complétée par une analyse géostatistique de l'autocorrélation spatiale. L'effet de la distance sur les variations des niveaux de discrimination de genre est ensuite mis en regard avec une mesure comparable des différenciations socio-économiques du sex-ratio juvénile. Cet examen comparatif permet de démontrer que la structuration géographique joue un rôle primordial dans l'hétérogénéité des comportements discriminatoires de l'Inde contemporaine.

DIFFUSION, DISCRIMINATION DE GENRE, DISTANCE, INDE, SEX-RATIO

**ABSTRACT.** — *Spatial patterning of gender discrimination in India. Impact of social and geographical distances.* — This paper offers a systematic exploration of the geography of child sex ratio in India. Mapping sex ratio on a micro-scale provides a starting point to assess its geographic patterning, followed by a geostatistical analysis of spatial dependence. The impact of distance on variations in levels of discrimination towards girls is then confronted with a comparable measurement based on socio-economic distance. The comparative analysis of the effects of social or space distance shows that geographical patterning plays a major role in regional variations in discriminatory behavior observed in contemporary India.

DIFFUSION, DISCRIMINATION, GENDER, INDIA, DISTANCE, SEX RATIO

## Introduction

L'attention qu'a reçue la récente augmentation de la proportion des garçons dans la population indienne a relancé la question des rapports entre discrimination de genre et développement social, tant il paraît inattendu que l'essor économique de plusieurs pays asiatiques s'accompagne d'une dégradation de la position des femmes. Mais la singularité observée dans la spatialisation du phénomène a recueilli moins de commentaires, sans doute parce qu'aux yeux de nombreux observateurs la structuration géographique n'est qu'une curiosité cartographique qui masque de vrais déterminants

### Remerciements.

Cette étude prolonge différents travaux consacrés à la masculinisation démographique en Asie et je remercie de leurs suggestions P.N. Mari Bhat, Sébastien Oliveau, S. Irudaya Rajan, Tulsi Patel, ainsi que les relecteurs de la revue.

1. La notion de « *path dependency* » issue de l'école d'économie institutionnaliste (Arthur, 1989) est parfois rendue en français par « enchaînement historique » (Pumain in Pumain *et al.*, 2006). Il nous a semblé plus heureux de parler d'« effet de cheminement » dans le présent contexte.

sociaux sous-jacents. La réflexion récente sur l'apport de la dimension spatiale à la compréhension des phénomènes démographiques (Voss *et al.*, 2006) suggère pourtant de regarder avec plus de soin cette énigme du cas indien, site privilégié pour réfléchir à ces questions tant il est vrai que le changement social et économique durant les vingt dernières années a bouleversé les équilibres régionaux hérités de la période coloniale. L'essor économique et la modernisation sociodémographique ont en effet profondément remodelé la carte du pays en imprimant les traces disparates des dynamiques régionales ou locales (Landy, 2002 ; Dyson *et al.*, 2004 ; Guilmoto, 2006).

Ces transformations sociodémographiques s'expriment au premier chef par le calendrier très irrégulier de la transition démographique en Inde : en de nombreuses régions, le régime démographique est proche de celui de l'Europe, alors qu'à l'inverse de vastes zones comme la moyenne vallée du Gange enregistrent des niveaux de fécondité presque double. La différence est manifeste avec la Chine où l'action publique s'est fait ressentir de manière plus uniforme sur un peuplement Han également plus homogène, avec pour conséquence des différences de fécondité limitées aux provinces de l'Ouest à peuplement minoritaire. En matière de fécondité, les particularismes régionaux semblent en partie renvoyer à des trajectoires régionales singulières (Guilmoto, Irudaya Rajan, 2001), s'inscrivant dans l'espace indien sans lien mécanique avec les changements structurels affectant le pays comme les progrès de l'instruction, l'urbanisation croissante ou encore le développement économique. Il serait peut-être alors approprié de parler d'effet de cheminement spatial (ou « *spatial path dependency* »<sup>1</sup>) pour décrire le rôle de l'enracinement géographique des comportements démographiques reproductifs. La forte inertie qui en résulte explique l'évolution lente des structures spatiales, même si des mécanismes de diffusion sociale (d'un groupe à l'autre) et spatiale (de proche en proche) sont à l'œuvre dans la transformation graduelle des espaces.

L'objet du présent article est d'examiner d'un point de vue formel les fortes variations régionales relatives aux discriminations de genre en Inde. Nous opposerons notamment l'hétérogénéité sociale à l'hétérogénéité spatiale de manière comparative et montrerons que le grand choix d'indicateurs sociaux, économiques ou démographiques à notre disposition est loin de rendre compte de toutes les disparités régionales. Un tel résultat enrichit notre connaissance des mécanismes de changement social dans des pays hétérogènes comme l'Inde.

## Géographie du genre en Inde

Le relatif déficit des femmes en Inde avait été observé dès les premiers recensements coloniaux de la fin du XIX<sup>e</sup> siècle, mais une nouvelle poussée de masculinité de la population juvénile indienne s'est produite durant les vingt dernières années. La figure 1 montre ainsi que si le sex-ratio de la population totale tendait depuis plusieurs décennies à se stabiliser, celui des enfants a connu une progression brutale depuis 1981 (Bhat, 2002). Le sex-ratio juvénile s'établit aujourd'hui à 107,8 garçons de moins de 7 ans pour 100 filles, proportion significativement

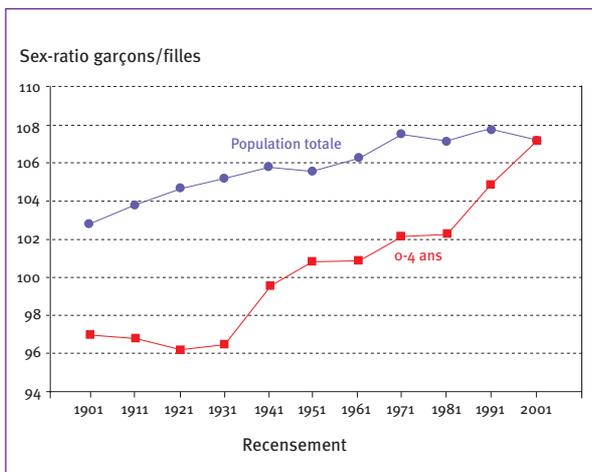


Fig. 1 / Évolution du sex-ratio en Inde, 1901-2001

plus élevée que la norme biologique du sex-ratio à la naissance (environ 105) et que les valeurs observées hors d'Asie dans ce groupe d'âge (102-104).

Cette valeur du rapport de masculinité parmi les moins de 7 ans, très peu sensible aux perturbations migratoires, est un résumé efficace des trois composantes de la discrimination envers les filles et de la masculinisation démographique qui en résulte : les avortements sélectifs d'embryons féminins<sup>2</sup>, la surmortalité relative des petites filles par négligence (manque de soins, alimentation inférieure, etc.) et sa forme délibérée, aujourd'hui assez rare, l'infanticide féminin.

La masculinisation croissante de la population enfantine indienne a été l'objet de nombreuses analyses, qui se sont souvent arrêtées à son niveau le plus descriptif, ignorant parfois les différences régionales comme le fait Malavika Karlekar (2003). Les variations entre régions sont pourtant exacerbées : le sex-ratio juvénile atteint des valeurs très élevées, dépassant 120 garçons pour 100 filles dans plusieurs États comme le Punjab ou le Haryana. Inversement, il atteint un niveau plutôt normal inférieur à 105 dans de nombreuses autres régions comme le Kérala, le Bengale occidental ou le Chhatisgarh. Quand les données désagrégées sont cartographiées en deçà de l'échelle macroscopique des États (plusieurs d'entre eux comptant plus de 50 millions d'habitants), l'irrégularité spatiale du phénomène devient encore plus flagrante puisqu'elle se manifeste à l'intérieur même des États.

Le relatif sous-développement des analyses spatiales portant sur l'Inde fait que ce phénomène de différenciation géographique est souvent ignoré. Certains déterminants régionaux peuvent être aisément confirmés, telle la présence d'un sex-ratio très modéré dans les régions à peuplement tribal de l'Inde centrale. Mais les autres interprétations relèvent souvent de l'intuition par manque de données ou de tests systématiques. La carte du sex-ratio ne coïncidant que très imparfaitement avec la distribution de certains des présumés coupables (la baisse de la fécondité ou la croissance économique), les interprétations deviennent assez floues, voire arbitraires. Les outils les plus sophistiqués, en l'occurrence la modélisation des variations entre régions à partir de méthodes économétriques, butent sur une part de variance qu'ils n'arrivent pas à saisir avec des indicateurs socio-économiques. Pour prendre un exemple, le Punjab, dans le Nord-Ouest de l'Inde, se caractérise bien par une fécondité basse et un niveau de développement économique privilégié. On pourrait donc y lire, d'une part, le lien entre modernisation économique et démographique, et d'autre part, l'intensification des discriminations de genre. Mais on trouve ailleurs en Inde de nombreux contre-exemples, à savoir des régions à faible fécondité et à niveau économique favorable – comme le Kérala ou le Tamil Nadu – où le sex-ratio est demeuré à un niveau relativement normal.

À défaut d'explication, les phénomènes discriminatoires sont attribués aux caractéristiques, forcément stylisées, de la population de chaque région. L'option est souvent culturaliste : ainsi le Punjab est réputé masculin parce que de peuplement de confession sikh. Pourtant, la masculinité étant pratiquement aussi élevée dans l'État voisin du Haryana, à peuplement majoritairement hindou cette fois-ci, l'argument perd un grand part de sa valeur heuristique. À court d'interprétation, on parle ainsi d'un « triangle des Bermudes » dans le Nord-Ouest de l'Inde – dans lequel disparaîtraient les petites filles – en exprimant ainsi l'incapacité à identifier les éléments qui déterminent la régularité géographique du phénomène.

2. À propos de la masculinisation démographique en Asie, voir par exemple Croll (2000), Attané et Guilmo (2007). Une journaliste française a récemment consacré un ouvrage à la question (Manier, 2006).

3. L'Inde administrative de 2001 est découpée en 35 États et territoires, 593 districts et 5 564 tehsils (*alias* taluks, mandals, circles, etc.). Les données utilisées viennent de CensusInfo (2005).

## Distance et dépendance spatiale

Nous allons entreprendre un examen des variations régionales de manière plus systématique afin de savoir si les déterminants sociaux des comportements discriminatoires peuvent expliquer cette géographie singulière. Nous débuterons par la carte (fig. 2) qui utilise les données disponibles pour les 5 469 tehsils qui ont pu être cartographiés séparément. Cette échelle est inhabituelle, car les données ne sont présentées en Inde qu'à l'échelle des États et des districts<sup>3</sup>.

L'avantage de ces unités administratives est notamment de restituer les variations locales et de faire apparaître certaines petites zones dans lesquelles le sex-ratio des moins de 7 ans atteint les valeurs les plus extrêmes telles que 589 filles pour mille garçons dans le taluk d'Omalur (Tamil Nadu). En dépit de la faible taille de certaines de ces unités, le panorama global que reflète cette carte est extrêmement cohérent (Guilmoto, Oliveau

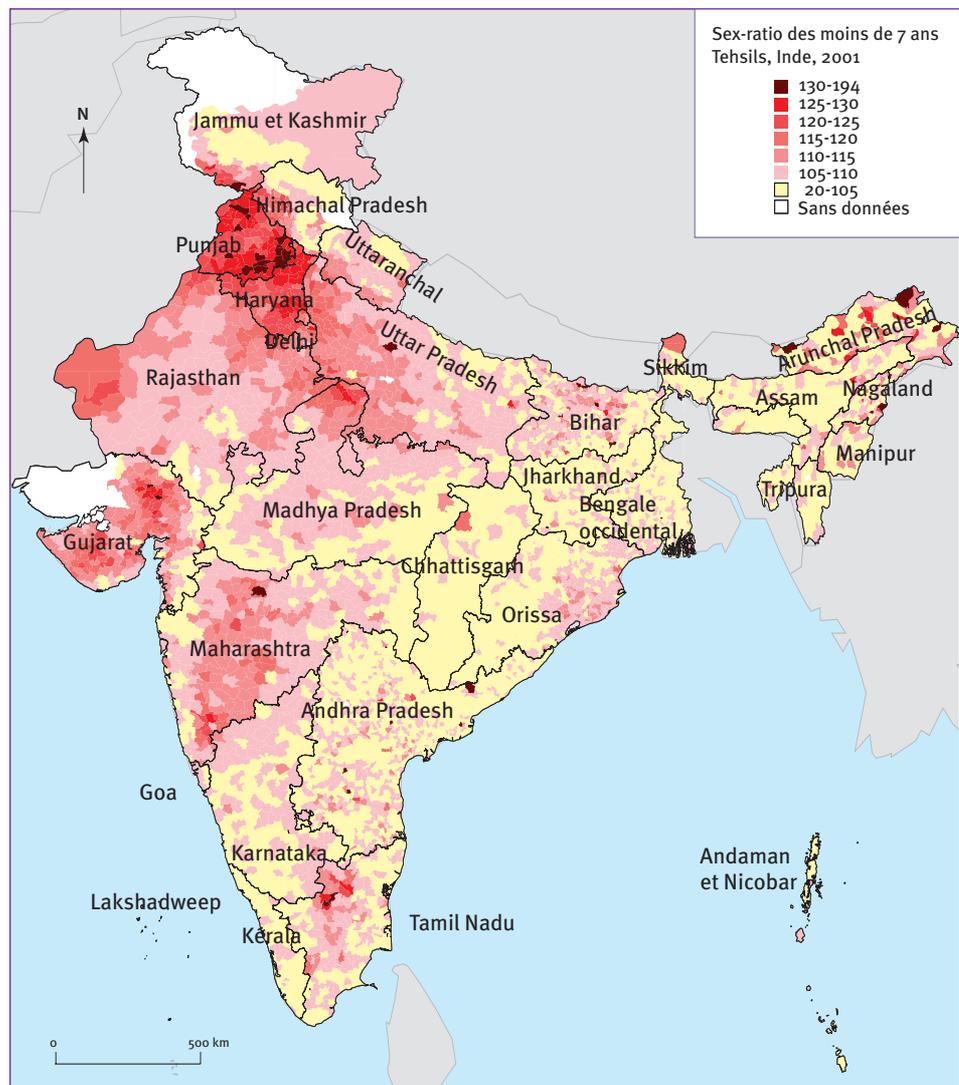


Fig. 2 / Sex-ratio juvénile par tehsil

2007). Il enrichit le diagnostic de forte structuration spatiale déjà lisible sur les cartes par districts disponibles jusqu'à présent. Cette carte manifeste l'existence de contrastes exacerbés entre régions distantes, mais elle fait état également de la forte régularité géographique dans la distribution des valeurs. On distingue en effet plusieurs *hot spots* de masculinité, poches compactes où le sex-ratio atteint des valeurs maximales. La première d'entre elles est centrée autour d'une zone contiguë du nord-ouest, constituée par le Punjab 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 autre pôle régional est localisé au Gujarat, autour d'Ahmadabad. On ne peut manquer de souligner que ces deux zones correspondent aux régions où les Britanniques avaient longtemps lutté contre l'infanticide féminin (Clark, 1983). 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 recouvre la plus grande partie de l'Inde hindiphone, mais également les régions contiguës de langues gujarati, marathi et punjabi.

La cartographie révèle que l'aire du Gujarat central bute sur un noyau de districts à faible sex-ratio, établis à la frontière des États du Gujarat, du Rajasthan et du Madhya Pradesh. Cette discontinuité correspond à une région interstitielle dont le peuplement rural est majoritairement tribal (tribu des Bhils), caractérisé comme souvent ailleurs en Inde par un sex-ratio plus modéré. Le reste du pays n'est guère affecté par cette surmasculinité démographique et le sex-ratio des moins de 7 ans dépasse rarement la valeur de 105 du Kerala aux États du Nord-Est. La carte par tehsil souligne également la distribution relativement régulière des valeurs à travers le pays, sans ligne de clivage brutal ou effet de barrière remarquable séparant des régions entre elles.

Une manière plus systématique d'évaluer cette régularité spatiale consiste à en calculer le degré d'autocorrélation spatiale, qui mesure la corrélation entre une observation et les observations voisines (Pumain, Saint-Julien, 1997; Haining, 2003). On calcule l'intensité de cette autocorrélation grâce à l'indice de Moran (noté  $I$ ), calqué sur le coefficient de corrélation linéaire classique, mais appliqué à une seule variable (le sex-ratio juvénile noté  $sr_i$  pour la localité  $i$ ). Cet indice est par conséquent une autocovariance entre  $n$  paires d'observations  $i$  et  $j$  calculée par classes de distance  $D$ , c'est-à-dire la moyenne des produits des écarts à la moyenne (notée  $\bar{sr}$ ) rapportée à la variance totale ( $\sigma^2$ ) du sex-ratio parmi les  $m$  observations de l'échantillon.

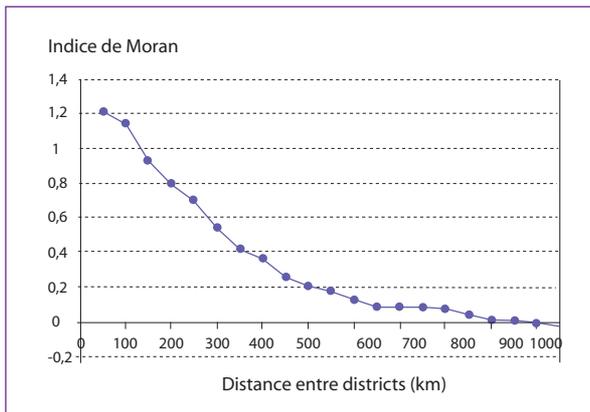
$$I(D) = \frac{\sum_{(i,j) \in D} (sr_i - \bar{sr}) \cdot (sr_j - \bar{sr})}{n} / \sigma_{(sr)}^2$$

Quand la variable  $sr$  est normalisée (moyenne nulle et écart-type unitaire), l'autocorrélation pour une classe de distance  $D$  s'exprime plus simplement comme :

$$I(D) = \frac{\sum_{(i,j) \in D} sr_i \cdot sr_j}{n}$$

Si, pour une classe de distance donnée, les localités ont des valeurs non corrélées entre elles, l'indice de Moran  $I(D)$  est alors proche de zéro. Inversement, quand les localités enregistrent des valeurs similaires, l'indice tend à se rapprocher de l'unité – ou même la dépasse –, car la covariance ressemble de plus en plus à la variance moyenne de l'échantillon<sup>4</sup>.

4. À la différence des indices de corrélation, l'indice de Moran mesuré par classes de distance a la particularité de pouvoir dépasser l'unité et d'avoir une espérance mathématique non nulle, égale à  $-1/(n-1)$ , en l'absence d'autocorrélation. Voir Bailey, Gatrell (1995).



**Fig. 3/** Indice de Moran du sex-ratio juvénile, districts indiens en 2001

5. Une autre mesure standard de la distance repose sur les ordres de contiguïté (voisin de rang 1, 2, etc.). Cette mesure discrète n'est pas utilisée ici, car elle ne permet pas les comparaisons entre métriques continues opérées plus loin dans cet article. Elle est en outre étroitement dépendante des formes et tailles des unités.

6. Nous renvoyons le lecteur à un travail plus systématique sur cet aspect, voir Oliveau, Guilmo (2005).

Nous calculons à présent l'indice de Moran pour différentes classes de distance afin d'obtenir sur la figure 3 un corrélogramme résumant l'effet de la distance entre unités administratives sur le degré de corrélation spatiale entre les niveaux de sex-ratio. La distance est mesurée ici par l'éloignement en km « à vol d'oiseau » entre les centres géographiques des districts indiens<sup>5</sup>. Le calcul est fait par distance de 50 km, qui est le plus petit pas de distance possible au regard de la distribution de l'échantillon des districts. Les chiffres ne sont pas présentés sur la figure 3 pour les distances supérieures à 1 000 km, car les indices deviennent proches de zéro ou négatifs.

Les résultats du calcul sont éloquentes quant au degré de compacité géographique. L'autocorrélation spatiale est en effet maximale pour le sex-ratio des enfants à courte distance, puisque l'indice dépasse même la valeur unitaire pour les deux premières classes des distances (0-49 km et 50-99 km) entre districts. L'autocorrélation spatiale décline régulièrement avec la distance, tout en restant à un niveau très élevé jusqu'à 300 km. Elle ne s'annule qu'au-delà de 900 km, ce qui correspond à une portée spatiale considérable. La comparaison avec les valeurs de l'autocorrélation spatiale mesurées pour d'autres indicateurs démographiques en Inde illustrerait sans doute plus clairement la singularité de la masculinité dans l'enfance, car elle est à notre connaissance la variable la plus autocorrélée spatialement que l'on puisse observer en Inde<sup>6</sup>.

Ce niveau inhabituel d'autocorrélation spatiale à courte distance mesurée par l'indice de Moran confirme donc que la répartition de la masculinité dans l'enfance est un phénomène éminemment spatialisé. Il explique la très forte régularité de la distribution géographique visible sur la carte du sex-ratio juvénile à l'échelle encore fine des tehsils. Les cas d'observations spatialement aberrantes (en anglais *spatial outliers*) – par exemple, les zones à sex-ratio élevé entourées de zones à sex-ratio modéré – sont d'ailleurs pratiquement inexistantes. Le résultat implique donc que deux districts mitoyens ont presque toujours des valeurs extrêmement similaires et, plus généralement, que cette homogénéité entre niveaux de sex-ratio est fonction inverse de la distance entre districts.

### Mesurer l'hétérogénéité sociale

Il serait possible, à partir des mesures d'autocorrélation spatiale, d'esquisser quelques premières remarques sur les différentiels de genre en Inde : ils tendent en effet à être extrêmement homogènes sur des petits territoires, comme si la proximité entre groupes sociaux ou localités avait un effet d'uniformisation des comportements. Mais peut-on aller plus loin dans notre raisonnement en termes de processus spatiaux, sans poser à nouveau la question des déterminants sociaux ou économiques des comportements discriminatoires vis-à-vis des filles ? Après tout, il serait parfaitement loisible d'attribuer ces concentrations spatiales à des dimensions préexistantes, dotées par ailleurs d'une forte structuration spatiale. En sorte que les discriminations seraient spatialisées parce que leurs propres déterminants le sont. On sait par

exemple que le sex-ratio est très variable selon les groupes religieux, avec des valeurs particulièrement élevées chez les sikhs et les jaïns, alors qu'il est distinctement inférieur à la moyenne nationale parmi la population tribale indienne d'après les chiffres du recensement de 2001. Mais d'autres facteurs sociaux ou économiques, localement très homogènes, peuvent également être à l'œuvre de manière moins apparente : composition professionnelle, habitat, niveau de vie, transition démographique, etc.

Nous proposons ici de ne négliger aucun de ces facteurs potentiels des différentiels de sex-ratio dans l'enfance et d'évaluer leur poids par rapport à la structuration spatiale, en construisant une mesure de proximité à partir de données socio-économiques et culturelles. Nous souhaitons ainsi répondre à une question d'apparence simple : la similarité sociale est-elle un meilleur déterminant de l'homogénéité du niveau de masculinité juvénile que la proximité géographique ?

Il faut pour y répondre mesurer le degré de dissimilitude sociale en procédant à un calcul identique à celui de l'autocorrélation spatiale. On voudrait par conséquent « cartographier » la société indienne à partir de ces caractéristiques sociales ou économiques. L'idée consisterait ensuite à construire un indice d'autocorrélation socio-économique et à mesurer son effet sur le sex-ratio des enfants. Une telle méthode, dont l'idée pourrait sembler simple, n'est que très rarement mise en œuvre pour confronter l'effet du social et du spatial (cf. Conley, Topa, 2002). Nous appellerons notre mesure socio-économique « distance sociale », par analogie avec la notion sociologique de distance sociale qui évalue l'intensité des interactions entre individus<sup>7</sup>. En sociologie, une telle mesure est plus souvent qualifiée d'indice de similarité ou de similitude (par exemple, les indices de Duncan). La nature des données nécessaires pour cette mesure nous impose d'utiliser le niveau des districts, car les informations disponibles pour les unités inférieures comme les tehsils sont en nombre très limité.

Le calcul de la distance socio-économique entre districts suit la mesure classique de la distance euclidienne pour imiter le calcul de la distance géographique. Cette fois-ci, les districts au lieu d'être distribués sur le plan terrestre à deux dimensions de l'espace géographique, sont situés dans un espace vectoriel, défini par un ensemble de  $n$  variables socio-économiques. Ces variables, notées  $v_k$  (avec  $k \leq n$ ), permettent de localiser chaque district dans un espace euclidien à  $n$  dimensions et il devient alors possible de mesurer les écarts entre chaque district. La distance  $D(i, j)$  entre deux observations  $i$  et  $j$  sera ici la distance euclidienne classique, soit la racine de la somme des différences au carré entre les coordonnées. Le calcul est corrigé par standardisation de l'écart type (noté  $\sigma(v_k)$ ) de chaque variable, afin que chaque variable ait un poids similaire :

$$D(i, j) = \sqrt{\sum_k \frac{(v_k(i) - v_k(j))^2}{\sigma^2(v_k)}}$$

Cet indice servira donc de mesure de distance socio-économique entre observations, c'est-à-dire entre les districts indiens de 2001. D'autres mesures de distance ou de dissimilitude existent comme le *Multi-Dimensional Scaling* (MDS), mais l'usage de la même métrique euclidienne que celle utilisée pour la distance géométrique facilite la comparaison.

En dépit des difficultés de calcul liées au nombre de coordonnées de chaque localité, nous n'avons pas souhaité réduire la distance mesurée à un plan factoriel, résumant à partir de deux dimensions les écarts entre districts, et avons conservé l'ensemble des

7. Les mesures habituelles de distance sociale depuis les travaux de Bogardus débutent d'ailleurs par l'intermariage, la commensalité ou la corésidence (voir par exemple Ethington, 1997), dimensions discriminantes en Inde puisqu'elles fractionnent immédiatement la société locale en groupes de castes. Pour une vue élargie des distances, voir Ghemawat (2001).

dimensions tenues pour discriminantes (17) pour évaluer la «topologie socio-économique» du pays. Après élimination des variables redondantes ou colinéaires, nous avons donc retenu 17 variables (voir tabl. 1) pour les 591 districts, synthétisant quatre dimensions principales :

- géographie (urbanisation, densité);
- démographie (croissance décennale, fécondité, survie des enfants);
- composition sociale (religion, dalits, tribaux);
- socio-économique (alphabétisation par sexe; activité par sexe; part de l'emploi agricole, indice d'équipement des ménages).

**Tabl. 1 / Source et description des variables utilisées pour la mesure de distance et les modélisations**

Variable	Unité	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum	Source
1 Densité (en log)	Log (densité)	5,79	1,19	0,69	10,29	Census
2 Taux d'urbanisation	Proportion du total	0,24	0,20	0	1	Census
3 Croissance démographique 1991-2001	Pourcentage	22,54	11,60	-3,5	95,01	Census
4 Indice de fécondité 1994-2001	Enfants/femmes	3,30	1,01	1,33	5,79	CZG SIR
5 Survie infanto-juvénile 1994-2001	Survie de 0-6 ans ( $L_{0-6}$ )	0,92	0,03	0,83	1	CZG SIR
6 Taux d'alphabétisation masculin	Pourcentage	75,13	11,20	39,59	97,59	Census
7 Taux d'alphabétisation féminin	Pourcentage	53,10	15,50	18,49	96,06	Census
8 Taux d'activité masculin	Pourcentage	62	5	4 304	99	Census
9 Taux d'activité féminin	Pourcentage	34	14	49	73	Census
10 Part de l'agriculture	Proportion des actifs	0,60	0,21	0	0,90	Census
11 Équipement des ménages	Indice factoriel	0	3,23	-5,03	11,56	Factorisation
12 Bouddhistes	Proportion du total	0,02	0,07	0	0,77	Census
13 Chrétiens	Proportion du total	0,07	0,19	0	0,98	Census
14 Musulmans	Proportion du total	0,12	0,15	0	0,98	Census
15 Sikhs	Proportion du total	0,02	0,11	0	0,86	Census
16 Dalits	Proportion du total	0,15	0,09	0	0,50	Census
17 Tribaux	Proportion du total	0,16	0,26	0	1	Census

Sources : *Census*, recensement indien de 2001 ;

*CZG SIR*, estimations (Guilmoto, Irudaya Rajan, 2002) ;

*Factorisation*, factorisation de 23 variables d'équipements des ménages à l'échelle des districts.

Le calcul de la distance euclidienne à partir de ces 17 variables est effectué sur les paires de districts distincts, qui sont au nombre de 174 345. Ce calcul certes assez lourd permet d'obtenir une riche estimation de la distance socio-économique entre tous les districts.

### L'effet des distances sociale et spatiale

On se propose à présent d'examiner l'effet de cette similarité socio-économique entre districts sur leur niveau de discrimination mesurée par le sex-ratio des enfants. La question est la suivante: le degré de similarité socio-économique entre districts détermine-t-il, à l'image de la proximité géographique, une forte homogénéité en matière de sex-ratio juvénile? On va se doter à cette fin d'un instrument de mesure similaire à ceux de l'autocorrélation spatiale afin de calculer l'effet de l'«autocorrélation socio-économique» entre districts sur leur sex-ratio. Ainsi, pour une classe de distance sociale  $D$ , on calcule la covariance moyenne des paires de district selon la formule précédemment utilisée pour l'indice de Moran, à la différence que l'ensemble  $D$

détermine désormais la distance mesurée dans l'espace vectoriel des 17 variables socio-économiques retenues. Une classe de distance correspond à l'ensemble des paires de districts dont la distance socio-économique est similaire (voir la formule donnée plus bas).

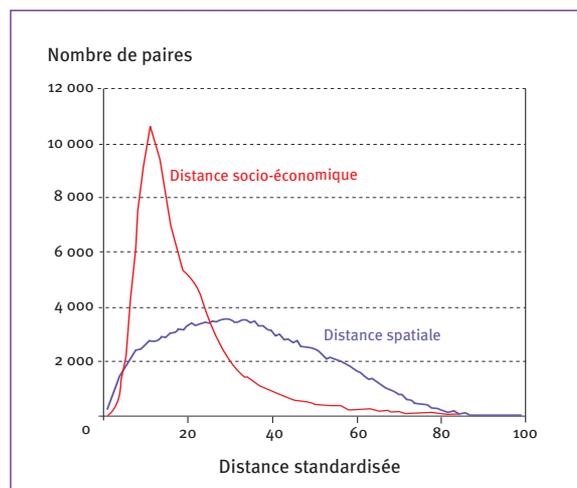
Les résultats obtenus montrent qu'à l'instar de la distance spatiale, la similarité socio-économique entre districts détermine une forte homogénéité dans les niveaux de sex-ratio juvénile (voir les figures 5 et 6). On observera aussi que, très logiquement, la corrélation entre niveaux de sex-ratio tend à s'abaisser régulièrement quand la distance socio-économique s'accroît. Mais notre entreprise comparative bute sur une difficulté réelle liée au rapprochement entre deux métriques différentes : comment peut-on dire que deux districts sont aussi « proches » géographiquement que socialement ? Si la mesure géographique s'apprécie en kilomètres, la distance sociale se mesure en unités algébriques dans un espace vectoriel normalisé. En d'autres termes, on peut se demander à quels districts socialement proches on pourra comparer par exemple les districts distants de moins de 50 km. Plus généralement, il s'agit pour nous d'étalonner les deux métriques, afin que coïncident des degrés de proximité respectivement spatiale et socio-économique.

En l'absence de solution évidente, nous avons pour ce faire considéré plusieurs méthodes de standardisation. Les premières sont algébriques : on standardise par exemple la plage de variation entre les valeurs minimale et maximale en les fixant de 0 à 100. Une autre méthode consiste à standardiser les écarts types et moyenne des deux distances. Toutefois, ces deux méthodes restent très sensibles à la forme de la distribution des valeurs prises par ces différentes distances, en particulier aux valeurs extrêmes (parfois aberrantes) pour la première méthode et à la distribution statistique pour la seconde.

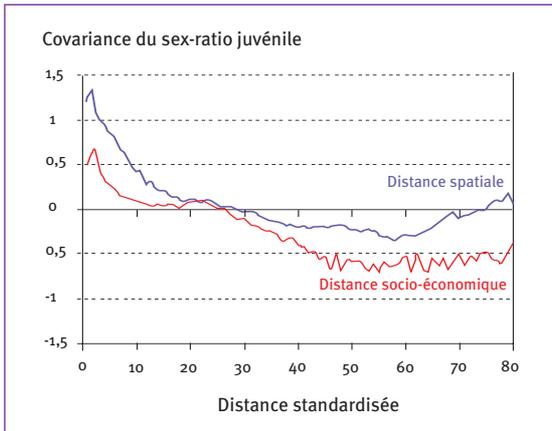
Comme la figure 4 l'indique, ces distributions sont loin d'être similaires. Nous avons suivi ici la première méthode, rééchantonnant de 0 à 100 les distances en utilisant les valeurs minimales et maximales mesurées. On constate que les distances spatiales (géométriques) sont réparties en dos d'âne et naturellement bornées par la distance des deux districts les plus éloignés géographiquement<sup>8</sup>. Elles peuvent être rapprochées d'une distribution de type  $\beta$  (avec pour paramètres  $\alpha = 2$  et  $\beta > 2$ ). Pour leur part, les distances socio-économiques sont resserrées autour de la moyenne, avec un mode accentué ; les distances faibles, correspondant à des districts aux caractéristiques socio-économiques similaires, sont proportionnellement peu nombreuses (répartition log-normale). La distribution des distances socio-économiques est très déformée vers la droite avec un petit nombre de variations extrêmes entre districts.

Un premier graphique comparatif sur la figure 5 reprend cette mesure standardisée de 0 à 100 : l'ensemble est découpé en 100 classes successives de distance (0, 1, 2, ... jusqu'à 99) pour les deux mesures. On se limitera toutefois aux distances inférieures à 80 % de la distance maximale, niveau au-delà duquel les observations sont en nombre infime. Ce graphique

8. L'échantillon inclut les archipels de l'océan Indien, fort éloignés du continent et responsables des valeurs maximales.



**Fig. 4/** Nombre de paires de districts classés par distances standardisées de 0 à 100, Inde 2001



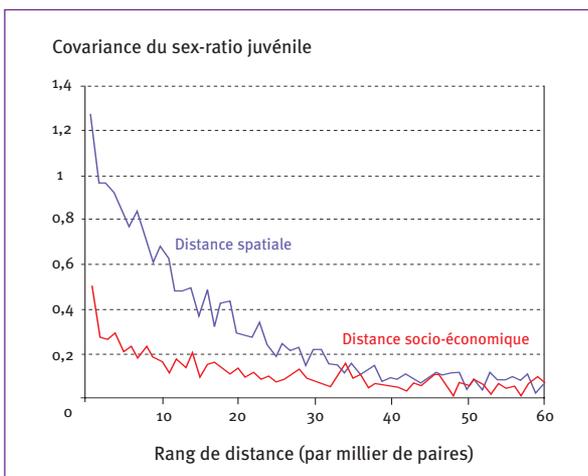
**Fig. 5 /** Covariance du sex-ratio juvénile selon les distances spatiale et socio-économique standardisées, districts indiens en 2001

montre que, pour une distance comparable, la corrélation est toujours plus forte sous l'effet de la mesure spatiale que sous l'effet de la mesure socio-économique. Ceci est particulièrement visible pour les distances inférieures à 20 % de la distance maximale. Mais ce graphique mêle des mesures reposant sur des effectifs très variables, puisque notamment la série relative à la mesure socio-économique au-delà de la distance médiane (50) correspond à un nombre infime d'observations comme le montre la figure 4.

Il nous a semblé en fin de compte plus prudent de procéder à un classement par simple rang ordinal, c'est-à-dire par quantile. Selon cette seconde méthode, on classe pour chaque mesure de distance les paires de districts par milliers successifs selon leur ordre de proximité. La série commence par les 1 000 paires les plus proches, suivies des mille paires suivantes, et ainsi de suite. Ce

choix correspond à un classement naturel des « districts les plus proches », indépendamment de la valeur effective des distances les séparant. Elle neutralise l'effet propre à la forme de la distribution des valeurs et à l'effet des valeurs aberrantes. Comme indiqué précédemment, nous avons donc calculé la covariance relative de la mesure, à l'instar du coefficient de Moran, pour chaque quantile. Cette covariance  $C(D_k)$  est calculée pour la  $k^e$  classe de distance notée ici  $DS_k$  ou  $DG_k$ , qui rassemble les  $n$  paires d'observations  $i$  et  $j$ .  $DS_1$  représente par exemple la première tranche des 1 000 districts socialement les plus similaires, alors que  $DG_1$  représentent les 1 000 districts qui sont les plus proches géographiquement. Quand la mesure utilisée  $sr_i$  pour le district  $i$  a été préalablement centrée et réduite, la formule de cette covariance (autocorrélation) se calcule par la formule suivante pour la distance sociale  $DS$  de la  $k^e$  classe :

$$C(DS_k) = \frac{\sum_{(i,j) \in DS_k} (sr_i \cdot sr_j)}{n}$$



**Fig. 6 /** Covariance du sex-ratio juvénile par rang de distances spatiale et socio-économique

Le même calcul est répété pour les classes de distance géographique  $DG$ . Les résultats de la comparaison sont présentés sur le corrélogramme de la figure 6. Nous n'avons retenu qu'une partie de l'échantillon des paires de districts, à savoir les 60 premiers milliers de paires de districts (sur les 175 000 paires possibles) dont la covariance est positive.

On observera que la covariance reste maximale pour la mesure spatiale de la distance, dépassant l'unité pour les premières mille paires de districts. Cette autocorrélation décroît ensuite, mais reste forte pour les 20 000 premières paires de districts. Les valeurs correspondant à la distance socio-économique suivent une courbure identique. Elles atteignent leur

valeur maximale pour le premier rang de similarité entre districts, puis décroissent rapidement et tendent lentement vers la valeur nulle. On confirme donc que des districts socio-économiquement comparables ont des niveaux de sex-ratio globalement similaires et que cette homogénéité décroît régulièrement. En revanche, la covariance pour la distance socio-économique se place à un niveau très inférieur à celui de la distance spatiale. Le niveau maximal d'autocorrélation dépasse 0,5 uniquement pour le premier ensemble et décroît relativement vite. Au-delà des 10 000 premières paires, le niveau d'autocorrélation devient très faible. On observe donc que la similarité socio-économique que nous avons mesurée semble jouer un rôle relativement modeste dans l'homogénéité des pratiques discriminatoires au regard de la dimension proprement spatiale.

Ces résultats indiquent par conséquent que la proximité géographique détermine un degré d'homogénéité entre districts largement supérieur à celui dérivé de la mesure socio-économique. Deux districts géographiquement proches ont des niveaux de masculinité juvénile très similaires, alors que c'est moins vrai de districts aux caractéristiques sociales ou économiques comparables. Il reste certes possible que des dimensions sociales ou économiques non observées soient responsables de cette plus faible autocorrélation ; mais cette hypothèse est peu plausible, car nous avons utilisé un très large panel de variables (contre deux dimensions utilisées pour la distance terrestre). De plus, si nous avons souhaité une approche à caractère exploratoire, ne privilégiant aucune caractéristique sociale *a priori*, les variables socio-économiques ont été retenues après de premiers essais de modélisation (Guilmoto, 2008).

On en conclura que la forte cohérence spatiale de l'indice, telle que nous l'avons observée sur la carte des tehsils, n'est pas le seul reflet du tissu socio-économique, mais un trait distinctif du sex-ratio juvénile. Cette structuration géographique de la masculinité semble servir de principe directeur et irréductible à l'organisation du phénomène et nous allons en conclusion examiner les implications heuristiques de cette situation singulière.

## Lieux, institutions et régime démographique

Pour étudier la surmasculinité juvénile en Inde, nous avons choisi de mettre en avant dans cet article la dimension géographique qui, pour flagrante qu'elle puisse paraître à la lecture des cartes, ne semble jamais offrir aux observateurs matière à interroger de manière nouvelle la dynamique du changement des comportements discriminatoires. C'est sans doute parce qu'il semble possible de penser socialement les causes de cette poussée de masculinité et de ne voir dans les évidentes concentrations spatiales du sex-ratio anormalement élevé que le reflet de phénomènes sociaux : préférence pour les garçons nourrie par les normes patriarcales et offre de technologie nouvelle depuis les années 1970 pour détecter le sexe des enfants à naître (Karlekar 2003 ; Patel, 2006). Ce faisant, la question spatiale s'en trouve souvent progressivement masquée par les arguments sociaux ou économiques, mais notre analyse a souhaité établir plus précisément la portée réelle de ce raisonnement aspatial. En mesurant le degré de similarité sociale avec une batterie d'indicateurs très divers, on a démontré en effet les limites des déterminants sociaux face au gradient géographique. La proximité dans l'espace géographique, évaluée par un indicateur pourtant aussi sommaire que la distance à vol d'oiseau, reste primordiale pour rendre compte de l'homogénéité des comportements.

Des cartes non reproduites ici montrent à propos de la dimension religieuse que si le sex-ratio juvénile parmi les musulmans (105) est certes plus faible que celui des hindous (108) ou des sikhs (127), il prend des valeurs inhabituellement élevées parmi les musulmans du Punjab (114). Inversement, le sex-ratio des sikhs tend à s'abaisser quand on s'éloigne du Nord-Ouest de l'Inde, comme par exemple au Maharastra ou au Madhya Pradesh (118). Cet exemple illustre ce que notre analyse comparative de l'impact des distances voulait démontrer formellement : l'effet du lieu s'additionne de manière distincte au déterminant socioculturel.

Il est donc nécessaire de mettre en question la signification de cette dimension spatiale en rappelant qu'elle recouvre en Inde la logique complexe du peuplement communautaire. La diversité anthropologique indienne est sans aucun doute largement plus accentuée que dans les grandes nations comme la Chine, le Brésil, la Russie : ainsi l'identité linguistique est partagée par 90 % de la population de ces pays, alors que le hindi (auquel le recensement adjoint également ses variantes régionales comme le bhojpuri, le marwari, etc.) n'est langue maternelle que pour 40 % de la population indienne. Les hétérogénéités sociohistoriques de la population indienne donnent de l'Inde l'image d'un ensemble segmenté en microgroupes sociaux, à savoir pour l'essentiel les sous-castes (jati) qui constituent la trame ou les atomes de l'univers sociologique indien (Das, 2003). Ces castes sont des entités de petite taille, fortement endogames, dont la concentration territoriale est toujours très forte : un groupe donné n'est implanté en général que sur une zone de superficie réduite (Ahmad, 1999). Les comportements discriminatoires ayant une forte dimension normative, les institutions propres à chaque caste pourraient constituer l'enracinement géographique dont les cartes témoignent : chaque caste dispose en effet d'un système de règles, concernant notamment les pratiques matrimoniales (âge au mariage, dot, remariage, transmission, règles d'alliance, etc.) qui sont au cœur des discriminations de genre. On pourrait alors penser que les cartes du sex-ratio ne traduisent que la distribution irrégulière en mosaïque des communautés dans l'espace indien. Mais ce raisonnement ne suffit pas à expliquer pourquoi les groupes qui partagent le même espace – une communauté n'étant que très rarement majoritaire même à l'échelle villageoise – semblent faire preuve de comportements homogènes, en dépit de leurs différences sociales, économiques ou religieuses.

Les castes semblent donc s'influencer entre elles, à la manière des individus qui la composent, et l'homogénéité locale des comportements renvoie à des comportements de diffusion et d'imitation qui renforcent la structuration spatiale à petite distance. La masculinité se distribuant régulièrement selon un schéma de progression aréolaire, il faut donc penser que nous sommes plutôt en face d'un phénomène de propagation qui s'ordonne autour de foyers et de barrières, avec des effets en « tache d'huile ». Les nouveaux modèles de comportements se diffusent entre groupes sociaux et la courte distance, résumant les moindres « efforts » à accomplir pour relier des espaces, est alors le meilleur indicateur de l'intensité de leurs interactions (familiales, commerciales, rituelles, etc.) par lesquelles les idées, les attitudes et les techniques sont véhiculées. Les échanges familiaux, amicaux, associatifs ou professionnels déterminent des espaces de sociabilité qui contribuent à l'ancrage spatial des comportements (Di Méo, 1998), renforçant l'effet de lieu que nous percevons sur les cartes. Cela expliquerait pourquoi, une fois les nouvelles technologies de détection du sexe des embryons apparues en Inde, on a assisté à une progression de proche en proche de la

«demande» en avortement sélectif à partir de régions pionnières, comme le Punjab ou le Gujarat. Si elle avait joué un rôle prédominant, l'offre de technologie moderne (cliniques pratiquant échographies ou avortements) aurait pour sa part suivi d'autres canaux, notamment autour des agglomérations urbaines. De la même façon, si la proximité sociale entre groupes avait été le premier facteur de propagation de l'innovation, cela aurait déformé la cartographie encore une fois au profit des villes. Mais la diffusion des nouvelles pratiques d'élimination des filles n'a fait qu'épouser les contours d'une demande latente, ne suscitant de nouveaux besoins que sur les marges des foyers du patriarcat indien.

La carte de 2001 montre certes l'existence de nouveaux foyers, comme en Orissa, région autrefois épargnée de toute surmasculinité démographique (en raison notamment de la part de son peuplement tribal). Notre logique spatiale suggère que ces régions innovantes pourraient voir leur sex-ratio continuer à se dégrader (par diffusion verticale au sein de la société locale) et leurs périmètres s'élargir (par diffusion spatiale horizontale). Notons que ce résultat est loin d'aller de soi, car la forte hétérogénéité du tissu sociologique indien suggérerait au contraire que les différences de caste, de langue ou de confession agiraient comme autant de freins à la propagation des informations et des comportements au sein de réseaux sociaux : l'homogénéité culturelle est tenue comme une condition favorisant la diffusion rapide de l'innovation (Wejnert, 2002 ; Rogers, 1995). Or dans la région du Nord-Ouest, on note par exemple, en plus des hindous, deux minorités religieuses fortement représentées (les sikhs et les musulmans), une relative diversité linguistique du fait du substrat punjabi (même si le hindi est très largement compris) et de forts clivages de castes (castes marchandes, brahmanes, dalits, castes agraires, etc.). On réalise pourtant que ces distinctions sociales apparentes ne freinent que modérément l'homogénéisation des comportements et que d'autres phénomènes d'interaction ou de brassage ont un effet plus important. Parmi ces derniers, on mentionnera le système migratoire régional : d'une part, le Punjab attire des migrants en provenance de toute la couronne hindiphone du Rajasthan au Bihar et de l'autre, les populations issues du Punjab ont essaimé largement depuis la partition indienne dans les régions voisines comme l'aire métropolitaine de Delhi. Le principal effet de barrière relevé au contraire dans cette région correspond aux piémonts himalayens où la progression de la masculinisation semble entravée. De la même façon, l'intense fluidité linguistique entre les divers parlars de l'ensemble du Nord-Ouest (punjabi, dogri, urdu, hindi, rajasthani, bagri, pahari) garantit la compréhension entre les habitants.

Quand on dispose d'études plus locales, les mécanismes d'échanges et d'interactions semblent se confirmer : une étude consacrée à la région de Salem, région isolée où a longtemps perduré la pratique de l'infanticide, interprète cette anomalie par la prégnance d'une caste dominante dans la société locale (Srinivasan, 2006 ; Vella, 2005) : celle-ci ayant longtemps pratiqué l'infanticide féminin, elle a réussi à imposer son système de normes aux autres groupes sociaux de la région. Au-delà de la singularité de sa composition sociologique, il serait difficile d'identifier dans cette sous-région un facteur structurel (dot, niveau économique, etc.) pouvant expliquer ce particularisme. Il faut donc en revenir à une perspective évolutive d'effet de cheminement spatial pour décrire ce phénomène. Suivant la notion développée dans une perspective géohistorique par Robert Dodgshon (1998), on évoquera ici la forte inertie de la structure spatiale des pratiques sociales. En restreignant les possibilités d'expansion des phénomènes sociaux,

cette inertie est responsable d'une trajectoire régionale singulière portée, dans le cas qui nous concerne ici, par la reproduction d'institutions patriarcales de génération en génération.

L'ancrage spatial des institutions sociales est en grande partie condition de leur pérennité, créant des espaces homogènes au sein desquels un système de valeurs domine et des pratiques sociales cohérentes prospèrent. L'homogénéité du peuplement par la caste en Inde, qui est encore faiblement bouleversée par les mécanismes de redistribution migratoire, fournit un terreau particulièrement approprié à cette dialectique entre le social et le local. De tels espaces peuvent alors offrir une réelle résistance aux forces exogènes du changement social, alimentées par exemple par la modernisation économique, la mobilisation politique des pouvoirs publics ou la propagation des nouveaux modèles de comportements. Les modifications des pratiques seront donc forcément graduelles et géographiquement circonscrites et les mécanismes diffusionnels de proche en proche n'altéreront pas fondamentalement le gradient spatial des pratiques discriminatoires dans le futur. Pour les pays comme l'Inde, mue par une dynamique spectaculaire, ces inerties joueront un rôle essentiel dans les trajectoires régionales, et les questions de genre évoquées ici en fournissent un exemple particulièrement éloquent.

## Références

- AHMAD A. (1999). *Social Geography*. Jaipur, New Delhi : Rawat Publications, 453 p.
- ARTHUR W.B. (1989). « Competing Technologies, Increasing Returns, and Lock-In by Historical Events ». *The Economic Journal*, 99, 394, p. 116-131.
- ATTANÉ I., GUILMOTO C.Z. (eds.) (2007). *Watering the Neighbour's Garden. The Growing Female Deficit in Asia*. Paris : CICRED, 425 p.
- BAILEY T.C., GATRELL A.C. (1995). *Interactive Spatial Data Analysis*. Harlow : Longman, 414 p.
- BHAT P.N.M. (2002). « On the Trail of 'Missing' Indian Females ». *Economic and Political Weekly*, December, n<sup>os</sup> 51 et 52, p. 5105-5118 et p. 5244-5263.
- CENSUSINFO (2005). CD-rom, version 2, New Delhi, Office of the Registrar General, India.
- CLARK A.W. (1983). « Limitations on Female Life Chances in Rural Central Gujarat ». *The Indian Economic and Social History Review*, Vol. 20, Issues 1, p. 1-25.
- CONLEY T.G., TOPA G. (2002). « Socio-economic Distance and Spatial Patterns in Unemployment ». *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 17, Issue 4, p. 303-327.
- CROLL E. (2000). *Endangered Daughters: Discrimination and Development in Asia*. Londres, New York : Routledge, 210 p.
- DAS V. (ed.) (2003). *The Oxford Companion of Sociology and Social Anthropology*. Delhi : Oxford Press, 1581 p.
- DI MÉO G. (1998). *Géographie sociale et territoire*. Paris : Éditions Nathan, 317 p.
- DODGSHON R.A. (1998). *Society in Time and Space. A geographical Perspective on Change*. Cambridge : Cambridge University Press, 230 p.
- DYSON, T., CASSEN R., VISARIA L. (eds.) (2004). *Twenty-First Century India: Population, Economy, Human Development and the Environment*. Oxford : Oxford University Press, 438 p.
- ETHINGTON P.J. (1997). « The Intellectual Construction of 'Social Distance': Toward a Recovery of Georg Simmel's Social Geometry ». *Cybergeo. Revue européenne de géographie*, n<sup>o</sup> 30.

- GHEMAWAT P. (2001). « Distance Still Matters: The Hard Reality of Global Expansion ». *Harvard Business Review*, Vol. 79, Issue 8, p. 137-147.
- GUILMOTO C.Z. (2006). « L'Inde et son milliard. Démographie en début de siècle ». In JAFFRELOT C. (éd.), *L'Inde contemporaine*. Paris : Fayard, p. 375-420.
- GUILMOTO C.Z. (2008). « L'économique, le social et le spatial. La surmasculinité juvénile en Inde ». *Population*, n° 1, à paraître.
- GUILMOTO C.Z., IRUDAYA RAJAN S. (2001). « Spatial Patterns of Fertility Change in Indian Districts ». *Population and Development Review*, Vol. 27, Issue 4, p. 713-738.
- GUILMOTO C.Z., IRUDAYA RAJAN S. (2002). « District Level Estimates of Fertility from India's 2001 Census ». *Economic and Political Weekly*, Vol. 37, Issue 7, p. 665-672.
- GUILMOTO C.Z., OLIVEAU S. (2007). « Configuration spatiale du déséquilibre du sex-ratio dans l'enfance. Analyse comparée de la Chine et de l'Inde », communication aux 8<sup>e</sup> rencontres de Théo Quant, Besançon, 10-12 janvier.
- HAINING R. (2003). *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*. Cambridge : Cambridge University Press, 432 p.
- KARLEKAR M. (2003). « Domestic Violence ». In DAS V. (ed.), *The Oxford Companion Encyclopedia of Sociology and Social Anthropology*. Delhi : Oxford University Press, p. 1127-1157.
- LANDY F. (2002). *L'Union indienne*. Nantes : Éditions du Temps, 287 p.
- MANIER B. (2006). *Quand les femmes auront disparu. L'élimination des petites filles en Inde et en Asie*. Paris : La Découverte, 186 p.
- OLIVEAU S., GUILMOTO C.Z. (2005). « Spatial correlation and demography. Exploring India's demographic patterns ». Communication au Congrès international de la population, Tours, 18-23 juillet.
- PATEL T. (ed.) (2007). *Sex-selective Abortion in India. Gender, Society and New Reproductive Technologies*. Londres, New Delhi : Sage Publications, 432 p.
- PUMAIN D., PAQUOT T., KLEINSCHMAGER R. (2006). *Dictionnaire de la ville et de l'urbain*. Paris : Economica-Anthropos, 320 p.
- PUMAIN D., SAINT-JULIEN Th. (1997). *L'Analyse spatiale. 1. Localisations dans l'espace*. Paris : Armand Colin, 187 p.
- ROGERS E.M. (1995). *Diffusion of Innovations*. New York : The Free Press, 518 p.
- SRINIVASAN S. (2006). *Daughter Elimination in Tamil Nadu, India*. Maastricht : Shaker Publishing, 354 p.
- VELLA S. (2005). « Low Fertility and Female Discrimination in South India: The Puzzle of Salem District, Tamil Nadu ». In GUILMOTO C.Z., IRUDAYA RAJAN S. (eds.), *Fertility Transition in South India*. Londres, New Delhi : Sage Publications, p. 248-280.
- VOSS P.R., CURTIS WHITE K.J., HAMMER R.B. (2006). « Explorations in Spatial Demography ». In KANDEL W., BROWN D.L. (eds.), *Population Change and Rural Society*. Dordrecht : Springer, p. 407-430.
- WEJNERT B. (2002). « Integrating Models of Diffusion of Innovations: A Conceptual Framework ». *Annual Review of Sociology*, 28, 1, p. 297-326.