

Colloque "Pauvreté et développement durable"

Chaire UNESCO, Bordeaux, 22-23 novembre 2001

**"Genre et développement en Inde du Sud,
une analyse comparative inter-district"**

Katia RADJA¹

Introduction

Les résultats² du dernier recensement en Inde de 2001 soulignent les progrès accomplis depuis ces dix dernières années dans le développement tant au niveau économique que social. En termes d'indicateurs, l'Inde enregistre en effet des améliorations au niveau de l'espérance de vie, de la mortalité infantile et du taux d'alphabétisation. Toutefois, force est de constater l'existence de fortes disparités entre hommes et femmes en terme de bien-être. En effet, le pays enregistre de façon significative un taux de surmortalité infantile féminin élevé et un sex-ratio³ – notamment le sex-ratio juvénile- anormalement bas. De nombreuses études empiriques ont également mis en évidence l'importance des inégalités de genre dans l'accès et l'allocation des ressources dans les domaines de la nutrition, de la santé, l'éducation et l'emploi. Au niveau régional, plusieurs recherches empiriques ont confirmé l'existence d'un clivage géographique Nord-Sud en termes d'inégalités de genre. Le Nord se caractérise par un taux de mortalité infantile plus élevé pour les filles, un sex-ratio faible et des niveaux de fécondité élevés, alors que le Sud enregistre des résultats beaucoup plus encourageants pour ces même indicateurs. Ce contraste frappant coïncide avec l'opposition entre les Etats du Nord et ceux du Sud sur les plans linguistique, historique, agricole et système de parenté.

Dans l'analyse des variations inter-régionales des inégalités de genre en Inde, la plupart des travaux empiriques se sont intéressés à l'ensemble des Etats du sous-continent indien (seize Etats principaux), mettant ainsi en évidence le contraste Nord-Sud, significativement expliqué par des facteurs socio-culturels déterminant les différences dans le statut des femmes entre les régions. Cet article a pour objet d'analyser les différences inter-régionales en termes de relations de genre dans l'Inde du Sud, espace géographique plus restreint composé de quatre Etats (Andhra Pradesh, Tamil-Nadu, Karnataka et Kerala). A travers cette analyse inter-district, on tente de répondre à la question suivante: si au niveau national (espace hétérogène sur les plans socioculturels et du développement économique), les

¹ C3ED, Université de Versailles-St Quentin, 47, Boulevard Vauban, 78047 Guyancourt Cedex , Email: k.radja@free.fr.

Je tiens à remercier Jacques Charmes (C3ED) et Laurent Mathieu (C3ED-MODEM) pour les éclaircissements qu'ils m'ont apportés.

² Ces résultats sont en cours de publication.

caractéristiques socio-culturelles sont déterminantes, tandis que les conditions économiques ne sont pas significatives dans l'explication des variations inter-régionales en termes de relations de genre, les disparités socio-économiques entre districts seront-elles déterminantes sur les rapports de genre, à l'intérieur d'une "zone géographique" apparaissant homogène au niveau de l'appartenance socio-culturelle mais qui demeure hétérogène en ce qui concerne le niveau de développement (revenu, modernisation, infrastructures, fécondité, éducation, etc..)?

Plus précisément, notre travail consistera à présenter, dans une première section, le cadre théorique et empirique ayant abordé la question des relations de genre et du développement. En particulier, nous nous intéresserons d'une part, au cadre d'analyse théorique relatif à l'intégration du genre dans les modèles économiques, et d'autre part, aux travaux empiriques liés à la question du genre et du développement en Inde. A l'issue de cette synthèse, nous examinerons, dans la section suivante, les relations de genre dans les domaines de l'emploi et de l'éducation en Inde du Sud à travers une analyse économétrique en coupe instantanée, à partir de données obtenues à l'échelle des districts.

I/ Cadre théorique et empirique

1.1/ Quelques définitions

Le concept de "rapports de genre" désigne la nature des rapports sociaux entre femmes et hommes. Plus précisément, ce terme peut être défini comme "l'étude des rapports socialement construits entre les sexes tant au niveau micro-social des relations inter-individuelles, qu'au niveau macro-social tel que les sociétés les ont inscrits dans leurs pratiques institutionnelles "[Locoh et *alii*, 1996].

En termes d'inégalités, il convient de distinguer les inégalités de sexe des inégalités de genre. Les inégalités de genre ne sont pas uniquement définies par le sexe et par les caractères biologiques. A la différence des inégalités de sexe, "c'est la société qui est responsable des inégalités en définissant les statuts et les activités différenciés des hommes et des femmes" [Véron, 2000].

Au sein du ménage, nous pouvons retenir deux formes d'expression de relations de genre. La première se manifeste au niveau de la prise de décision dans un couple, et souligne l'existence de rapports de force entre les conjoints. La seconde a trait aux inégalités de genre dans l'allocation des ressources (soins, éducation, alimentation) au sein du ménage. Dans cette perspective, sur la base du critère du sexe, les filles, vont être défavorisées en disposant de ressources relativement moins importantes que les garçons.

³ Le sex-ratio se définit comme le nombre de femmes pour 1000 hommes dans la population

I.2/ Cadre théorique: l'intégration de la variable " genre " dans l'analyse économique

Dans cet article, nous présentons une synthèse des principales théories économiques ayant donné un cadre conceptuel et analytique dans la compréhension du débat sur les questions relatives au genre et au développement: le développement économique favorise – t-il le statut des femmes? Les changements dans le statut des femmes conduisent-ils à une amélioration en termes d'inégalités de genre?

Pour répondre à ces questions, depuis Boserup [1970], la littérature sur le genre n'a cessé de se développer comme en témoigne la diversité des approches (économie féministe, microéconomie du ménage). Notamment, les hypothèses et les résultats formulés par les théories microéconomiques du ménage ayant intégré de façon explicite le genre dans un cadre analytique précis, permettent de mettre en relation le genre comme variable d'analyse avec d'autres phénomènes ou variables (développement, revenu, fécondité, travail, etc.).

En matière de modélisation du ménage et du genre, il existe deux types de modèles⁴. La première catégorie renvoie aux modèles statiques développés au cours des années quatre-vingt tandis que la seconde a trait aux modèles dynamiques (*two-sex dynamic models*) plus récents (année quatre-vingt dix). Plus précisément, les modèles statiques correspondent aux modèles collectifs du comportement des ménages qui ont été développés dans un premier temps par Manser et Brown [1980], McElroy et Horney [1981] avec les (*household bargaining models*), puis on a assisté aux prolongements théoriques des "*bargaining models*" par Chiappori [1992], Lundberg et Pollak [1993], Ulph [1988] et Wooley [1988].

Les modèles de Manser et Brown [1980] et de McElroy et Horney [1981] offrent un cadre théorique intéressant à la représentation analytique des inégalités de genre au niveau de la décision en mettant en évidence l'existence de rapports de force - représentés par le "point de menace" ou "pouvoir de négociation"- entre les partenaires. Le pouvoir de négociation de chaque conjoint dépend de plusieurs éléments quantitatifs et qualitatifs: des revenus individuels, des prix et de l'ensemble des paramètres environnementaux externes au ménage (EEPS⁵). McElroy [1990] qui s'intéresse aux déterminants des inégalités de genre au niveau de la décision, inclut dans l'ensemble des EEPS de nombreux déterminants: sex-ratio, état du marché matrimonial, appartenance religieuse et sociale, législation concernant les droits de propriété, le mariage, le divorce, les transferts sociaux, etc. Le principal

⁴ Une taxonomie de ces modèles est développée par Echevarria et Moe [2000].

⁵ "Extrahousehold Environmental Parameters": appellation due à McElroy [1990].

résultat du modèle est que la nature des rapports de force au sein du couple, conditionnée par l'environnement extérieur et les dotations individuelles va déterminer les choix en matière d'allocation des ressources entre les membres. Autrement dit un environnement externe au ménage (législations, politique de transfert par exemple) plus favorable aux femmes devrait conduire à une plus grande autonomie et donc à l'accès et au contrôle directs des ressources.

Agarwal [1994, 1997] applique le concept de pouvoir de négociation développé dans le cadre des "*bargaining models*" aux relations de genre dans le contexte des pays en développement, et examine la manière dont les rapports de genre, et donc le pouvoir relatif des femmes au sein du ménage sont affectés par des facteurs environnementaux externes au ménage. Agarwal identifie et souligne le rôle important des variables "externes" au ménage dans les pays en développement: législation relative à l'accès à la terre, accès au crédit, droits institutionnels et légaux, rôle des perceptions et normes sociales. En matière de politiques de développement, en jouant sur ces déterminants quantitatifs et qualitatifs - mise en place de réformes sur les droits de propriété, réformes agraires, programmes de microcrédits, approches participatives, etc. - devrait permettre de garantir une autonomie financière, réduire les inégalités au sein du ménage et conduire à une meilleure allocation des ressources (alimentaires, santé, éducation) en faveur des catégories les plus vulnérables dans le ménage (enfants, femmes). Aussi, cette amélioration du bien-être devrait-elle s'accompagner de meilleures opportunités économiques et sociales pour les femmes (travail, accès à la propriété, etc.) et donc conduire à une valorisation du rôle actif des femmes dans le développement. Les travaux d'Agarwal illustrent la pensée de Sen [1985, 1995, 2000] en ce que l'importance accordée aux variables "qualitatives" externes (accès à l'éducation et à la santé notamment) va contribuer à renforcer les potentialités des femmes en tant qu'agent du développement (une meilleure éducation et santé permet d'accéder plus facilement sur le marché du travail, de développer les opportunités économiques, participation publique et politique) .

Si les modèles statiques de négociation ont l'avantage de déterminer les conditions et les déterminants des choix en matière de décision (fécondité, offre de travail, etc.) entre deux partenaires, ils posent des problèmes analytiques quant à la compréhension des décisions intertemporelles du ménage, notamment lorsqu'il s'agit de décisions impliquant le bien-être des enfants (épargne, investissement en capital humain, legs, transferts, etc.). Aussi les modèles dynamiques (*two-sex dynamic models*) constituent-ils un outil théorique intéressant pour aborder des questions telles que les pratiques discriminatoires envers les enfants selon le genre en termes d'investissement en capital humain et d'allocation intertemporelle des ressources. En effet, ce type de modèles [Schultz, 1993 ; Zhang, 1997] offre un cadre d'analyse unifié qui permet de prendre en compte plusieurs dimensions: horizon temporel, le genre en tant que variable d'analyse, mise en relation de plusieurs activités et phénomènes (consommation, fécondité, investissement, offre de travail, revenu, accès et redistribution

des ressources -éducation, santé, nutrition, actifs-, pauvreté), impacts de certains comportements sur le bien-être des enfants selon le genre, identification des déterminants de la distribution inégalitaire des ressources envers les enfants.

On trouve donc dans l'ensemble de ces éléments, la mesure et l'explication des rapports de genre au niveau de l'allocation des ressources à travers l'identification de déterminants tels que les conditions de développement économique et le changement social relatif au statut de la femme dans les domaines de l'éducation et de l'emploi en tant que facteurs susceptibles de réduire les inégalités de genre.

1.3/ Cadre empirique : genre et développement en Inde

Une littérature empirique⁶ assez vaste résultant des progrès accomplis dans la modélisation théorique et économétrique du comportement des ménages et dans la conception des enquêtes sur les conditions [Deaton, 1997 ; Radja et Dubois, 2000], souligne l'existence d'inégalités de genre dans les pays en voie de développement -particulièrement en Asie du Sud [Filmer, King et Pritchett, 1998]- selon deux perspectives. La première problématique consiste à tester et mesurer s'il existe une discrimination selon le genre en termes d'allocation des ressources dans les domaines de la santé, la nutrition et de l'éducation, principaux déterminants du bien-être individuel [Behrman et Deolalikar, 1988; Harris, 1990, Rosenzweig et Schultz, 1982]. La deuxième domaine de recherche a trait aux rapports de genre au niveau de la prise de décision à travers l'identification et la mesure des déterminants significatifs sur le pouvoir de négociation au sein du couple [Hoddinott et Haddad, 1995 ; Quisumbing et Maluccio, 2000 ; Quisumbing et de la Brière, 2000].

En ce qui concerne plus spécifiquement le cas indien, à un niveau plus agrégé (indicateurs relatifs à l'échelle des Etats ou des districts), Miller [1981], Rosenzweig et Schultz [1982], Sen [1995] et Murthi et al [1995, 2000] se sont attachés à mesurer le rôle des déterminants socio-démo-éco des pratiques discriminatoires (démographie, santé, éducation, nutrition) à l'encontre du genre féminin, en particulier durant la période infantile. Dans le cadre de ces études, les inégalités de genre sont mesurées par le bien-être des filles par rapport aux garçons en termes de sex-ratio juvénile et de surmortalité infantile. En effet, force est de constater les différences de traitement dont peuvent être victimes les filles par rapport aux garçons. Plus vulnérables, moins bien nourries et soignées, les filles sont davantage exposées à la malnutrition et aux maladies respiratoires et diarrhéiques. De telles pratiques résultent d'une préférence marquée pour les garçons dans la société indienne, qui s'explique par un ensemble complexe de facteurs économiques, sociaux et culturels qui affectent aussi bien le

⁶ Pour un panorama de ces travaux, voir Dasgupta [1993], Strauss et Thomas [1995]

bien-être des femmes que celui de leurs enfants (particulièrement les filles). En premier lieu, dans un contexte où les système d'assurance et de sécurité ne sont pas développés au niveau de l'Etat, avoir un garçon constitue un avantage économique pour la famille: aide pour le travail (agricole, travail à domicile, "entreprises familiales"), contribution au revenu du ménage si le garçon travaille, fonction de sécurité sociale dans la prise en charge des parents par le fils en cas de maladie et durant les vieux jours, rendements plus importants résultant de l'investissement dans l'éducation du fils comparativement à celle de la fille en raison de meilleures opportunités pour les hommes sur le marché du travail, aussi le mariage d'un fils permet-il de bénéficier d'avantages matériels et monétaires à travers le système de la dot versée par la belle-famille. A la valeur économique du garçon, il faut également tenir compte de sa valeur sociale dans la société indienne: héritage, perpétuation de la lignée, renforcement du statut et du prestige de la famille, fonction religieuse "sacrée" dans la mesure où dans la religion hindoue, seuls les héritiers masculins peuvent exercer les rites funéraires à la mort de leurs parents .

En termes de variations inter-régionales, les recherches empiriques sur les inégalités de genre chez les enfants de Miller [1981], Dasgupta, [1993], Drèze et Sen [1995] et Murthi et *al* [1995, 2001] -à l'échelle des Etats ou des districts- ont confirmé l'existence d'un clivage géographique Nord-Sud en terme d'inégalités de genre chez les enfants. Le Nord se caractérise par un taux de mortalité infantile plus élevé pour les filles, un sex-ratio faible et des niveaux de fécondité élevés que le Sud. Plus précisément, les régressions économétriques de Murthi et *al* [1995], Drèze et Murthi, [2000] confirment le rôle significatif des "variables régionales" (*proxy* de l'ensemble des variables historico-socio-culturelles – système agricole, système de parenté, histoire- spécifiques à chaque région) dans l'explication des variations régionales en termes d'inégalités de genre.

Sur le plan empirique, si l'on s'attache spécifiquement à la pertinence des variables –suggérées et mises en valeur par les théories sur le genre- (éducation de la femme, participation des femmes sur le marché du travail, pauvreté) dans l'explication et les variations inter-régionales -au niveau de l'ensemble des Etats indiens- des rapports de genre, les résultats empiriques récents sont plus ou moins contradictoires.

Tout d'abord, en ce qui concerne la relation entre l'éducation des mères et les inégalités de genre en terme de surmortalité infantile féminin, Miller [1981], Dasgupta [1993] et Murthi et *al*. [1995] montrent le rôle positif de l'éducation dans la réduction des inégalités de genre. Néanmoins, quelques analyses [Das Gupta et Mari Bhat, 1997] soulignent une relation positive entre l'éducation maternelle et le taux de surmortalité infantile. Dans le domaine de l'emploi, les études empiriques de Rosenzweig et Schultz [1982], Kishor [1993], Murthi et *al* [1995] conduisent à un consensus puisqu'elles confirment la relation décroissante entre la participation des femmes sur le marché du travail et les

inégalités de genre en terme de surmortalité infantile. La relation entre la pauvreté (mesurée en termes de revenu, d'actifs (*landless*) ou par le *HCI*⁷) et les disparités selon le genre en terme de surmortalité infantile est ambiguë comme le montrent les conclusions contradictoires de certaines analyses empiriques. En vertu du dilemme du canot de sauvetage⁸, les travaux de Miller [1981] et Dasgupta [1993] mettent en évidence une relation positive alors que Rosenzweig et Schultz [1982] aboutissent à des conclusions contradictoires selon le niveau d'agrégation des données. Ces auteurs soulignent en effet une relation positive entre la pauvreté et les chances de survie des filles par rapport aux garçons à l'échelle des districts alors qu'ils mettent en évidence une relation inverse à partir de données d'enquête auprès des ménages. D'autres études empiriques montrent la non-significativité de la pauvreté en tant que déterminant des inégalités de genre [Drèze et Sen, 1995; Murthi et al., 1995; Harris, 1990].

En conclusion, la plupart des analyses empiriques des variations inter-régionales de la relation entre le genre et le développement appliquées au cas indien se caractérisent d'une part, par l'attention très importante portée aux inégalités de genre affectant le bien-être des enfants-filles (chances de survie, malnutrition) résultant de choix établis par le ménage en matière d'allocation des ressources et d'autre part, par le choix d'un espace hétérogène unifié en choisissant l'Inde en tant que zone géographique d'étude. Par ailleurs, en termes de résultats, elles n'aboutissent pas à un véritable consensus, ce désaccord étant dû à de nombreux facteurs: choix des indicateurs, niveau d'agrégation des données et échelle d'analyse, diversité géographique et culturelle remarquable entre les différentes régions d'où la complexité des interrelations entre les phénomènes. Toutefois, à partir de ces analyses empiriques, il est possible de dégager des régularités: l'importance des variables ayant trait aux conditions de vie (santé, éducation), le rôle significatif et positif des variables relatives au statut et à l'autonomie des femmes (éducation, emploi) plus ou moins développé selon le contexte géographique et socio-culturel, alors que les variables relatives au développement et à l'environnement économique (urbanisation, revenu) restent peu déterminantes dans l'explication des variations inter-régionales des inégalités de genre. Une question se pose alors: si la plupart des travaux empiriques soulignent le caractère socio-culturel des différences inter-régionales -à travers le contraste Nord-Sud-, on peut se poser la question de savoir si au niveau de districts dans une région homogène d'un point de vue socio-culturel, les disparités socio-économiques entre districts peuvent être significatives dans les rapports de genre.

Dans cette perspective, nous envisageons de mettre en évidence une relation empirique entre les rapports de genre et les indicateurs relatifs au développement économique et social, appliquée à une aire géographique particulière et plus restreinte: l'Inde du Sud, comprenant quatre Etats. Aussi, contrairement aux études empiriques antérieures, nous attacherons ici de l'importance aux rapports de genre mesurés par la position relative des femmes dans la société dans les domaines de l'emploi et de

⁷ Head-Count Index: mesure le nombre de personne vivant en-dessous de la ligne de pauvreté

⁸ Sachant que le canot de sauvetage a une capacité de deux personnes, s'il y a trois personnes à sauver, une doit mourir, voir Ray [1997]

l'éducation. En effet, les inégalités de genre chez les enfants sont particulièrement frappantes au niveau de l'ensemble des Etats indiens, comme le soulignent les variations inter-régionales de certains indicateurs démographiques selon le genre (mortalité infantile, sex-ratio juvénile). Dans la zone homogène que nous avons choisie, les variations de ces indicateurs ne sont pas significatifs à l'échelle des régions et des districts. Donc, dans le cadre de notre analyse, nous choisissons comme mesure des rapports de genre la position relative des femmes dans la société dans les domaines de l'emploi et de l'éducation, pour lesquels les variations inter-districts des indicateurs sont beaucoup plus significatives. Nous tentons précisément de répondre à la question suivante: à l'échelle des districts caractérisés par des disparités socio-économiques, le développement économique et social (promotion de l'éducation et développement des opportunités pour les femmes) et le statut des femmes contribuent-ils à une amélioration de la situation des femmes par rapport à celle des hommes?

II/ Analyse empirique: le cas de l'Inde du Sud

II.1/ Sources, donnée et choix des variables

II.1.1/ Sources et données

L'Inde du Sud comprend quatre Etats: l'Andhra Pradesh (72 549 000 habitants en 1991), le Karnataka (22 951 900), le Tamil Nadu (55 860 000 habitants en 1991) et le Kerala (29 100 000 habitants en 1991). Chaque Etat est divisé en districts selon un découpage administratif avec 23 districts pour l'Andhra Pradesh, 20 districts pour le Karnataka, 21 districts pour le Tamil-Nadu et 14 districts pour le Kerala, soit un total de 78 districts pour les quatre Etats. L'Inde est un état fédéral avec un gouvernement central et un gouvernement au niveau de chaque Etat. Au niveau politique et administratif, certains champs d'action tels que la santé et l'éducation sont constitutionnellement définis en tant que compétences du gouvernement de chaque Etat, ainsi la Constitution permet-elle de garantir à chaque Etat une certaine autonomie en matière de politique. Le tableau 1 en annexe souligne les résultats contrastés entre les Etats en termes d'indicateurs de développement économique et social. A une plus petite échelle, les données relatives aux districts (*Census of India* de 1991) révèlent la persistance de disparités entre districts d'une même région.

Les données (*district-level data*) utilisées pour l'analyse empirique proviennent de sources variées, plus précisément, il s'agit de données publiées par le National Sample Survey Organisation (NSSO), le *Directorates of Economics and Statistics* et le Département de l'éducation et de la santé. D'autres

données sont issues du recensement indien de la population (1981, 1991) et du *Agricultural Census* (1990-1991).

II.1.2/ Choix des variables

(i) Variables endogènes

Nous cherchons à expliquer les variations inter-districts du statut relatif des femmes par rapport aux hommes dans les domaines de l'emploi et de l'éducation. Dans cette perspective, nous effectuons deux régressions séparées correspondant respectivement à la variable endogène relative à l'emploi (on la dénommera par Y_1) à la variable endogène relative à l'éducation (Y_2). Plus précisément, la première renvoie à la position relative des femmes par rapport aux hommes dans le domaine de l'emploi. Cette variable est mesurée par le ratio –calculé sur la base de la population économiquement occupée (*workers*⁹)– correspondant au nombre de travailleurs "réguliers" (*main workers*) femmes pour 100 travailleurs réguliers hommes. La seconde variable représente la situation des femmes par rapport à celle des hommes dans le domaine de l'éducation, et correspond au ratio traduisant le nombre de femmes alphabétisées pour 100 hommes alphabétisés.

(ii) Variables exogènes

Le choix des variables exogènes et des indicateurs correspondants est motivé d'une part, par les analyses théoriques et empiriques récentes des déterminants des inégalités de genre et d'autre part, par la disponibilité des indicateurs relatifs à l'échelle des districts.

Les variables explicatives susceptibles de déterminer les variations inter-districts des relations de genre sont classées selon une typologie. Le premier type de variables a trait à la dimension économique du développement et au niveau de modernisation. Le deuxième type de variables concerne la dimension sociale du développement et le dernier groupe de variables concerne caractériser la stratification sociale au sein de la société indienne.

⁹ Le recensement indien définit le travailleur en tant que personne exerçant une activité économique productive. Selon cette définition, la contribution productive au niveau des activités domestiques n'est pas considérée comme un travail. La population économiquement occupée (*workers*) est constituée de deux catégories de travailleurs: d'une part, les travailleurs ayant exercé un travail pendant au moins 183 jours durant l'année précédant les opérations de recensement (*main workers*), d'autre part, les travailleurs ayant exercé une activité pour une durée inférieure à 183 jours durant l'année précédant le recensement (*marginal workers*).

Développement économique et modernisation

Développement économique

Les changements au niveau macroéconomique (croissance économique et accroissement des revenus) ont conduit à des modifications du comportement des ménages en matière de fécondité, d'offre de travail et d'investissement en terme de capital humain, comme en témoignent l'expérience actuelle de certains pays en développement et les expériences passées des pays développés. Dans cette perspective, le niveau de développement économique à l'échelle du district apparaît comme une variable susceptible d'être incluse parmi les variables explicatives en tant que facteur explicatif du comportement des ménages différencié en terme de genre. Un indice synthétique relatif au développement économique est disponible à l'échelle des districts. Il s'agit de l'indice relatif de développement (*CMIE Index*) calculé par le CMIE (*Center for Monitoring the Indian Economy*). Cet indice mesure le niveau de développement "général" en termes d'infrastructures disponibles à l'échelle du district dans les secteurs du transport, énergie, systèmes d'irrigation, services bancaires, communications, éducation, santé. Pour la construction de l'indice, les indicateurs relatifs à chaque secteur rentrant dans le calcul de l'indice, sont affectés d'un poids¹⁰ reflétant leur importance relative dans le total des infrastructures.

Pauvreté

Le choix d'un indicateur de mesure de la pauvreté pose problème dans la mesure où notre analyse empirique porte sur les districts et que les indicateurs de pauvreté (HCI¹¹, revenu) à l'échelle des districts ne sont pas disponibles. Dans leurs travaux, sur l'ensemble des districts indiens (296), Murthi et al. [1995, 2001] ont utilisé les mesures de pauvreté du National Sample Survey, dont l'échelle d'analyse se situe au niveau de la région, unité administrative comprise entre l'Etat et le district. Sous certaines hypothèses¹², ces auteurs ont appliqué les mesures de pauvreté du NSS de chaque région (51 régions) aux districts (296) inclus dans la région en question. Dans le cadre de notre analyse, cette méthode ne peut être appliquée en raison du problème de biais de représentativité dû au nombre relativement faible de régions (15 régions pour l'Inde du Sud), . Nous choisissons donc une solution alternative qui consiste à utiliser l'indicateur représentant la part des exploitations agricoles marginales et de petite taille parmi les exploitations agricoles dans la mesure où de nombreuses études [NCAER, 1999] soulignent une forte corrélation négative entre la taille des exploitation et le niveau de pauvreté des ménages vivant sur une exploitation.

¹⁰ 26 pour le transport, 24 pour l'énergie, 20 pour l'irrigation, 12 pour les services bancaires, et un poids de 6 pour les secteurs des communications, de l'éducation et de la santé.

¹¹ Headcount Poverty Index

¹² On trouvera le développement de ces points méthodologiques dans Murthi, Srivinasan et Subramaniam [1999].

Degré d'urbanisation

Le degré d'urbanisation à travers le taux d'urbanisation est un indicateur important de modernisation et de développement économique car il renvoie aux phénomènes de croissance urbaine et d'industrialisation. La population urbaine est relativement plus favorisée que la population rurale, qu'il s'agisse d'éducation, d'accès à la santé et aux médias. Ainsi le niveau d'urbanisation détermine-t-il certains comportements tels que la maîtrise de la fécondité, et peut influencer les relations de genre. Ces observations conduisent à inclure le niveau d'urbanisation parmi les variables explicatives. Nous choisissons le taux d'urbanisation (pourcentage de la population urbaine dans la population totale) comme mesure du degré d'urbanisation à l'échelle des districts.

Part de l'agriculture

Parmi les variables mesurant le niveau de modernisation, nous choisissons d'y inclure l'indicateur mesurant la part de l'emploi agricole dans la population totale. La modernisation d'une économie reste fortement caractérisée par les formes d'industrialisation. Ainsi une économie fortement agricole et peu mécanisée indique un niveau de modernisation relativement faible.

Développement social

Statut des femmes et mariage

La proportion (en %) des femmes mariées dans la population féminine des 15-19 ans constitue un indicateur de l'autonomie des femmes. Un mariage tardif, donc une proportion de femmes mariées chez les femmes de 15-19 ans en diminution résulte implicitement d'une pression sociale moins forte, d'une scolarisation plus longue en durée, et conduit à une maîtrise de la fécondité. Par ailleurs, un mariage tardif signifie que les femmes retardent leur rôle d'épouse et de mère en raison de leur participation sur le marché du travail qui leur offre une autonomie et de meilleures opportunités. En d'autres termes, cette variable (proportion des femmes mariées dans la population féminine des 15-19 ans) devrait creuser les disparités hommes-femmes" en termes d'emploi et d'éducation.

Statut des femmes et fécondité

Les résultats empiriques appliqués à l'étude de la fécondité [Schultz, 1993] appliqués dans les pays en développement montrent qu'un taux de fécondité élevé retarde l'entrée des femmes sur le marché du travail en raison de l'arbitrage entre l'offre de travail et les activités domestiques (en particulier les enfants). Autrement dit, avoir un emploi, notamment à l'extérieure de la sphère domestique laisse peu de temps à consacrer aux enfants.

Education¹³ féminine

Parmi les facteurs influant les choix en matière de fécondité et d'emploi, le niveau d'éducation semble important. En développant leurs potentialités et les opportunités à l'extérieur du ménage dans les sphères économique, sociale et politique [Sen, 1985, 1995], l'éducation permet aux femmes d'être moins dépendantes de leurs enfants et notamment de leur fils (financièrement, sécurité sociale, etc.). Dans le ménage, les femmes ont alors de meilleures aspirations pour leurs enfants, quel que soit le genre. Nous retenons comme indicateur de mesure de l'éducation féminine, le taux d'alphabétisation disponible à l'échelle des districts. En terme relatif, le ratio (femme/homme) mesurant les disparités homme-femme en terme d'alphabétisation apparaît également comme un facteur susceptible d'expliquer les variations inter-districts des relations de genre en terme d'emploi.

Accès des femmes à l'emploi

Les opportunités à l'extérieur du ménage développent le rôle des femmes en tant qu'agent du développement [Sen, 1985, 1995]. Dans cette perspective, un emploi rémunéré à l'extérieur du foyer devrait développer les capacités et l'attention des mères dans l'éducation et le bien-être des filles.

Nous utilisons comme indicateur de la participation des femmes sur le marché du travail, le pourcentage de "female main workers" disponible pour chaque district .

Offre d'éducation

La prise en compte de cette variable illustre la qualité et l'engagement de l'action publique dans le domaine de l'éducation. Nous retenons comme indicateur de mesure, le ratio "nombre d'élèves par enseignant", disponible à l'échelle des districts.

Stratification sociale

La société indienne se caractérise par une stratification sociale rigide selon plusieurs critères (appartenance religieuse, système de castes). Ces critères sont donc pris en compte parmi les variables explicatives afin de mesurer la variations en terme de genre entre les différents groupes sociaux. Comme pour certains districts, les données concernant les pratiques religieuses ne sont pas disponibles, nous retenons ici un seul critère de stratification, celui de caste.

Castes: scheduled class et populations tribales

Nous retenons comme indicateurs, la part en pourcentage de la population représentée par les castes dites défavorisées, respectivement les populations "hors-castes" (*scheduled class*) et les populations tribales (*scheduled tribes*). En terme d'emploi, des analyses [NCAER, 1999, 2001] montrent que par rapport autres catégories de la population, ces deux catégories enregistrent une proportion importante

¹³ Dans la Constitution Indienne (1949), l'école est gratuite et obligatoire pour tous les enfants jusqu'à l'âge de 14 ans.

des femmes occupant un emploi et un ratio (*femme/homme*) important. En terme d'éducation, les *SC* et les *ST* enregistrent des taux d'alphabétisation féminin faibles.

Le tableau 2 en annexe donne des précisions sur les variables utilisées (définition, caractéristiques statistiques).

II.2/ Estimation et résultats

II.2.1/ Modélisation économétrique

(i) Forme des modèles de régression

Le modèle statistique relatif à chaque variable endogène s'exprime sous la forme réduite d'une équation reliant linéairement la variable endogène aux variables exogènes choisies en fonction de leur pertinence – *a priori*- dans l'explication du phénomène étudié et de la matrice de corrélation mesurant le degré de corrélation entre les variables.

Ainsi nous obtenons pour la variable endogène relative à l'emploi, le modèle (1) à tester:

$$Y_{j1} = a_0 + a_1X_{j1} + a_2 X_{j2} + a_3 X_{j3} + a_4X_{j4} + a_5X_{j5} + a_6X_{j6} + a_7X_{j7} + \varepsilon_j \quad (1)$$

Y_{j1} est la variable endogène

X_{jk} , la *kième* ($k = 1$ à 7) variable exogène au niveau du district j ($j = 1$ à 78) observations

ε_j , terme de l'erreur lié à l'observation j , $\varepsilon_j \sim N(0, \sigma^2)$

a_k , coefficients associés aux k -variables exogènes et a_0 , le terme constant

Plus précisément, pour chaque observation j , Y_{j1} représente le "nombre de femmes *main workers* pour 100 hommes *main workers*", X_{j1} , l'index du *CIME*, X_{j2} , le taux d'urbanisation, X_{j3} , la proportion des femmes mariées dans la population féminine des 15-19 ans, X_{j4} , le taux de fécondité par femme, X_{j5} , le ratio "nombre de femmes alphabétisées pour 100 hommes alphabétisés", X_{j6} , la proportion des *scheduled class* et X_{j7} , la proportion des populations tribales.

Pour la variable endogène relative à l'éducation, nous testons le modèle (2) :

$$Y_{j2} = b_0 + b_1 Z_{j1} + b_2 Z_{j2} + b_3 Z_{j3} + b_4 Z_{j4} + b_5 Z_{j5} + b_6 X_{j6} + b_7 Z_{j7} + b_8 Z_{j8} + \varepsilon_j \quad (2)$$

Y_2 est la variable endogène

Z_{jk} , la k ème ($k = 1$ à 8) variable exogène au niveau du district j ($j = 1$ à 78) observations

ε_j , terme de l'erreur lié à l'observation j , $\varepsilon_j \sim N(0, \sigma^2)$

b_k , coefficients associés aux k -variables exogènes et b_0 , le terme constant

Plus précisément, pour chaque observation j , Y_2 représente le ratio "nombre de femmes alphabétisées pour 100 hommes alphabétisés", Z_1 , l'index du *CIME*, Z_2 , la variable "proxy" de la pauvreté, Z_3 , la part de l'agriculture dans la population, Z_4 , la proportion des femmes mariées dans la population féminine des 15-19 ans, Z_5 , le nombre de femmes *main workers*, Z_6 , le nombre d'élèves par enseignant, Z_7 , la proportion des *scheduled class* et Z_8 , la proportion des populations tribales.

(ii) Méthodologie

Pour notre analyse en coupe instantanée, nous utilisons la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires (OLS). Toutefois, nous adoptons ici une méthodologie plus robuste qui prend en compte la dépendance spatiale entre districts contigus [Drèze et Murthi, 1995; Malhotra et alii, 1995]. On dit qu'il y a dépendance spatiale lorsque la valeur que prend une variable dans un district est corrélée avec la valeur prise par cette même variable dans un autre district en raison de la proximité spatiale des deux districts. Au niveau de la régression, la dépendance spatiale se traduit par de l'autocorrélation spatiale au niveau des résidus issus du modèle estimé par les moindres carrés. Si les erreurs sont spatialement corrélées, alors l'hypothèse stochastique de base relative à la condition d'indépendance entre les erreurs (covariance entre deux erreurs nulle) n'est plus vérifiée. Il en résulte que la matrice de variance-covariance de l'erreur n'est plus de la forme $[V(\varepsilon) = \sigma^2 I]$, et donc les paramètres estimés ne sont plus efficaces. Aussi, afin de prendre en compte le problème d'autocorrélation spatiale, nous adoptons une procédure d'estimation particulière, développée dans l'économétrie spatiale [Anselin, 1988; Le Sage, 1999]. Nous procédons en deux étapes. Tout d'abord, nous testons la corrélation spatiale sur les résidus issus de la régression OLS, ensuite si l'hypothèse de corrélation est retenue, nous modélisons explicitement la dépendance spatiale dans le modèle de régression

Plus précisément, le modèle général à estimer s'écrit sous forme matricielle:

$$Y = XA + \varepsilon \quad (3)$$

Où pour n observations et k variables explicatives, Y représente le vecteur $(n,1)$ associé à la variable endogène, X , la matrice (n,k) des variables explicatives, A , le vecteur $(k,1)$ des coefficients des variables exogènes à estimer et ε , le vecteur $(1,n)$ relatif à l'erreur du modèle.

Afin de tester la présence d'autocorrélation spatiale sur les résidus e_j (j observations) issus de l'estimation de (3) par les moindres carrés, nous exprimons l'erreur ε sous la forme:

$$\varepsilon = \rho W \varepsilon + \upsilon \quad (4)$$

avec υ , l'erreur du modèle (4) tel que $\upsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$, ρ , une mesure du degré d'autocorrélation spatiale des erreurs. W ¹⁴ est la matrice de contiguïté (n,n) traduisant la proximité spatiale entre districts.

Un certain nombre de tests statistiques permettent de tester la présence d'autocorrélation spatiale [Le Sage, 1999] à partir de la série résiduelle issue de la régression OLS de (3). Dans le cadre de notre analyse, nous retenons deux statistiques de test¹⁵: le I de Moran et le multiplicateur de Lagrange (LM). Sous l'hypothèse nulle ($\rho = 0$) d'absence d'autocorrélation spatiale, la première statistique de test suit une loi normale centrée réduite $N(0,1)$ tandis que la seconde est distribuée selon une loi χ^2 à un degré de liberté, le seuil critique de première espèce étant fixé à 5%.

Si l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale est acceptée, il est alors possible d'interpréter les paramètres estimés (\hat{A}) de la régression (3). En revanche, dans le cas contraire, il faut alors intégrer la dépendance spatiale existante en tant que variable exogène parmi les variables exogènes dans le cadre d'un "modèle à dépendance spatiale" (modèle *SAR*, *Spatial Autoregressive model* (5)) estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Si les propriétés stochastiques *iid* relatives à l'erreur de ce modèle sont vérifiées, on peut alors interpréter la significativité des coefficients estimés de ρ et de A .

Soit le modèle à dépendance spatiale (5) à tester dans le cas où l'hypothèse nulle ($\rho = 0$) est rejetée par les tests statistiques de Moran et de LM , la dépendance spatiale en tant que variable explicative (WY) représentant l'effet des relations de proximité spatiale sur la variation de la variable endogène:

$$Y = \rho WY + XA + \eta \quad (5)$$

¹⁴ Lorsque deux districts i et j sont contigus, le point de la matrice associé aux coordonnées (i,j) prend la valeur 1, sinon 0 dans le cas contraire. Il en résulte que W est une matrice symétrique.

¹⁵ Cf la construction des statistiques de test (I de Moran et LM) dans l'annexe statistique

W est la matrice de contiguïté, η correspond à l'erreur du modèle (5) et doit notamment vérifier la propriété stochastique d'absence d'autocorrélation spatiale. Autrement dit, il s'agit d'examiner si le fait d'inclure la dépendance spatiale à travers la variable WY , permet d'éliminer la dépendance spatiale au niveau de l'erreur. Dans cette perspective, il faut exprimer l'erreur η sous la forme:

$$\eta = \lambda W\eta + \mu \quad (6)$$

avec μ , l'erreur du modèle (6) tel que $\mu \sim N(0, \sigma^2 I)$ et λ mesurant le degré de dépendance spatiale au niveau de η .

Pour le test statistique de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale ($\lambda=0$), on utilise la statistique de test $LMSAR$ ¹⁶ [Le Sage, 1999] distribuée selon une loi de χ^2 à un degré de liberté sous l'hypothèse nulle ($\lambda=0$), au seuil critique de première espèce à 5%. Dans le cas où l'hypothèse nulle est acceptée, il est alors possible d'interpréter les résultats issus de l'estimation de (6). Dans le cas contraire, il faut poursuivre la procédure d'estimation dans le cadre d'un modèle complet (*Spatial general model*)¹⁷ mesurant et traitant de cette autocorrélation spatiale "inexpliquée" qui se manifeste au niveau de η .

En conclusion, dans le cadre de notre étude appliquée aux districts indiens, nous adoptons cette méthodologie économétrique pour tester les modèles spécifiés (1) et (2) afin de prendre en compte les dépendances spatiales éventuelles au niveau des observations.

II.2.2/ Résultats

(i) *Tests statistiques*

Pour certaines séries (taux d'urbanisation, part de l'agriculture, l'indice de développement *CIME*), certains districts se distinguent très fortement des autres districts. Il s'agit notamment des capitales des Etats de l'Andhra Pradesh, Karnataka, Tamil-Nadu, respectivement Hyderabad, Bangalore, Chennai dont les niveaux de développement économique et de modernisation sont très élevés. L'importance en "taille" de ces districts a pour effet de jouer un rôle significatif dans la variation inter-districts des ratios (*femme/homme*) dans les domaines de l'emploi et de l'éducation.. Nous estimons les modèles (1) et (2) en affectant les variables explicatives (indice de développement, taux d'urbanisation et part de

¹⁶ Cf la construction de la statistique de test dans l'annexe statistique.

¹⁷ Cf LeSage [1999] pour la spécification de ce modèle et les méthodes de régression associées

l'agriculture) d'une variable *dummy* pour les districts (Bangalore, Chennai, Hyderabad) afin de neutraliser les effets de ces districts dans l'explication des endogènes.

L'application de la méthodologie économétrique décrite ci-dessus a conduit en termes de tests statistiques aux résultats suivants. En ce qui concerne le modèle (1) caractérisant la position relative des femmes par rapport aux hommes dans le domaine de l'emploi, les tests statistiques du *I* de Moran et de *LM* sur les résidus issus de la régression OLS du modèle, conduisent à accepter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale ($\rho = 0$) puisque nous obtenons les résultats suivants pour le *I* de Moran ($I = 1,58 < 1,96^{18}$) et pour la statistique de test *LM* ($LM = 1,25 < 3,85^{19}$). Il en résulte qu'au final, la méthode des moindres carrés a été appliquée à la régression (1). En revanche, pour le modèle (2) relatif au "ratio femme/hommes" dans le domaine de l'éducation, les tests du *I* de Moran et de *LM*, respectivement ($I = 2,8 > 1,96$) et ($LM = 4,33 > 3,85$) concourent à rejeter l'hypothèse nulle ($\rho = 0$) d'absence d'autocorrélation spatiale. La variable relative à la dépendance spatiale (WY_2) affectée du coefficient ρ à estimer, est alors intégrée dans le groupe des variables exogènes dans le cadre d'un modèle *SAR*, en d'autres termes, cette nouvelle variable explicative est incluse en tant qu'indice d'autocorrélation spatiale. A partir des résidus issus de l'estimation –méthode du maximum de vraisemblance- du modèle à dépendance spatiale *SAR*, le résultat du test statistique basé sur la statistique de test $LMSAR$ ($LMSAR = 1,25 < 3,85$) conduit à accepter l'hypothèse nulle ($\lambda=0$) d'absence d'autocorrélation spatiale au niveau des résidus issus du modèle *SAR*. Finalement, les résultats du modèle (2) (sous la forme d'un modèle *SAR* prenant en compte les effets de la proximité spatiale entre districts sur la variable endogène) sont obtenus par la méthode du maximum de vraisemblance.

Aussi, une fois les modèles (1) et (2) estimés, respectivement par la méthode OLS et la procédure de *SAR*, nous avons testé la propriété stochastique de normalité sur les résidus issus de ces régressions. Pour vérifier la normalité, nous utilisons le test statistique de Jarque-Bera dont la statistique de test *JB* est distribuée selon une loi de χ^2 à deux degrés de liberté sous l'hypothèse nulle de normalité. Pour le modèle (1), nous acceptons l'hypothèse de normalité des résidus car nous obtenons ($JB = 1.37 < 5.99^{20}$). En revanche, pour le modèle (2), nous rejetons l'hypothèse de normalité des résidus ($JB=40.19 > 5.99$). Comme le nombre des observations est relativement élevé ($n=78$), nous faisons l'hypothèse qu'asymptotiquement, le vecteur des coefficients estimés (\hat{A}) est distribué selon une loi normale.

¹⁸ On rappelle que le *I* de Moran suit une loi normale $N(0,1)$. Au seuil de 5%, la valeur critique correspondante est de: 1,96

¹⁹ On rappelle que la statistique *LM* suit une loi χ^2 (1). Au seuil de 5%, la valeur critique correspondante est de 3,85

²⁰ La valeur critique associée à la loi χ^2 à deux degrés de liberté est égale à 5.99

(ii) Emploi et éducation

Les tableaux (3) et (4) en annexe résumant respectivement les résultats issus des régressions séparées (1) et (2) correspondant respectivement aux variables endogènes Y_1 et Y_2 . Ces tableaux nous donnent des informations d'une part, sur la significativité statistique –mesurée par le *t de Student*- de chaque variable exogène dans l'explication de la variable endogène, et d'autre part sur le sens de variation – signe des coefficients estimés- des relations entre l'endogène et chaque exogène. Enfin, les coefficients estimés obtenus permettent également de mesurer l'effet total –en terme d'ampleur- d'une variable exogène sur la variable endogène. Pour les deux régressions, nous remarquons que la constante est significative à 5% pour le modèle (1) et à 1% pour le modèle (2).

. Emploi

Développement économique et modernisation

Le développement économique (mesuré par l'indice *CIME* en termes d'infrastructures) joue un rôle très significatif (au seuil de 1%) et positif sur la position relative des femmes dans l'emploi. Autrement dit, les districts se caractérisant par le développement d'infrastructures, notamment dans les secteurs des transports, des systèmes d'irrigation ou du bâtiment sont susceptibles d'offrir des opportunités en termes d'emplois autant à la main d'œuvre masculine que féminine. Le cas des districts ruraux est particulièrement intéressant dans la mesure où il y a un effet d'accroissement des opportunités dans le domaine de l'emploi qui est d'autant plus fort que l'"industrialisation rurale" est importante. En effet, le phénomène d'industrialisation rurale (observé dans les districts situés dans le Tamil-Nadu, le Kerala) rompt la dualité entre les secteurs rural et urbain. Un système de transports dans les zones rurales développé favorise la mobilité géographique – sans conduire au phénomène de migration permanente des travailleurs- qui encourage les femmes rurales à exercer un emploi à l'extérieur de leur village, d'une part, dans des zones plus développées en tant qu'ouvrières, domestiques; d'autre part, dans des zones agricoles -situées hors de leur village- en tant qu'ouvrières agricoles. De même, les constructions de routes, de chantiers dans les zones rurales permettent-elles d'offrir des emplois non-agricoles à la main d'œuvre féminine. Dans un contexte de développement significatif des services (poste, communication, banque) dans les zones rurales, les femmes rurales ayant un niveau d'instruction plus élevé ont alors la possibilité d'exercer un emploi plus qualifié. Ce phénomène est particulièrement observé dans les districts ruraux dans le Tamil-Nadu et le Kerala, où par rapport aux autres régions, la proportion des femmes ayant un niveau d'instruction supérieure est plus importante. A cela, il faut ajouter le développement de plus en plus important des activités non-agricoles (services et commerces) informelles dans les zones rurales qui encouragent l'accès des femmes à l'emploi.

Le facteur "urbanisation" ne joue pas de rôle significatif dans les variations inter-districts du statut relatif des femmes dans le domaine d'emploi. Cela tient au fait que pour de nombreux districts notamment dans le Tamil-Nadu, le Kerala, et certains districts du Karnataka, la dualité entre les secteurs urbain et rural est moins nette en raison du phénomène d'industrialisation croissante des zones rurales.

Mariage, fécondité

La variable relative au mariage mesurant la proportion des femmes mariées dans la population féminine des 15-19 ans joue un rôle très significatif (à 1%) et positif sur la variable endogène relative à l'emploi. Force est de constater qu'on observe de fortes différences entre les districts pour cette variable. La plus faible proportion de femmes âgées de 15-19 ans mariée est observée dans les districts situés dans la région du Kerala dont la particularité est d'avoir un ratio (*femme/homme*) en terme d'éducation le plus élevé au niveau de l'Inde du Sud et au niveau national. En revanche, l'indicateur relatif au mariage est faiblement corrélé avec le niveau d'urbanisation. Ce résultat est inattendu dans la mesure où en général les femmes des zones rurales se marient plus jeunes que les femmes des zones urbaines. La relation très significative et positive entre le ratio (*femme/homme*)s dans l'emploi et le statut des femmes dans le mariage souligne l'importance accordée à la valeur économique de la femme dans le ménage. La cellule familiale ne donne pas véritablement lieu à un arbitrage entre les activités domestiques et les activités économiques productives.

Par ailleurs, la fécondité ne joue pas de rôle significatif (aux seuils de 1%, 5% et 10%) sur le ratio (*femme/homme*)s dans l'emploi. En revanche sa significativité à 15% et le signe positif du coefficient qui lui est associé montre qu'il n'y a pas d'arbitrage réel entre les fonctions reproductive et productive.

L'ensemble de ces résultats traduit l'importance de l'effet-revenu par rapport à l'effet de substitution entre la fonction économique productive et la fonction domestique productive des femmes. Autrement dit, les femmes entrent relativement tôt dans la vie familiale en tant que mère et épouse, et en même temps continuent d'exercer un emploi dans un contexte d'accroissement des opportunités dans l'emploi lié au développement économique et à l'apparition de nouvelles formes d'activités (mobilité géographique – décourageant les migrations permanentes- des travailleurs, secteur informel).

Education des femmes

La variable relative à l'éducation des femmes, mesurée par le ratio (*femme/homme*) en terme d'alphabétisation a un impact très significatif à 1% et négatif sur la position relative des femmes par rapport aux hommes dans l'emploi. Ce résultat indique que plus les disparités entre hommes et femmes dans le domaine de l'éducation sont importantes, plus cela conduit à une réduction des disparités entre les deux genres dans l'accès à l'emploi. Ce résultat contradictoire précise la nature des rapports de genre dans le domaine de l'emploi. Plus précisément, lorsque les femmes exercent effectivement un

emploi, il s'agit le plus souvent d'emplois très faiblement qualifiés et rémunérés, sans garantie de protection sociale (main d'œuvre, salariat agricole, emploi domestique) qui ne requiert pas un niveau d'alphabétisation élevé. Aussi, la relation entre ces deux ratios est non-linéaire dans le sens où les femmes ayant un faible niveau d'instruction occupent davantage un emploi (non qualifié) pour subvenir aux besoins du ménage, les femmes d'un niveau d'instruction plus élevé choisissent pour la plupart d'assumer pleinement (en temps) leur rôle de mère et d'épouse -il en résulte une participation moins importante des femmes sur le marché du travail- et un niveau d'éducation supérieur encourage les femmes à occuper des emplois "modernes", notamment dans le secteurs des services.

La relation décroissante entre les deux ratios mise en évidence exprime donc l'existence d'inégalités de genre dans l'emploi qui se situe plus au niveau de la nature de l'emploi exercé (qualification, salaires, sécurité) que dans l'accès au marché du travail.

Scheduled class et Scheduled tribes

La proportion des *scheduled class* ($t=0.22$) et *scheduled tribes* ($t=0.75$) ne joue pas de rôle significatif sur le ratio hommes-femmes dans l'emploi. Il semble donc que par rapport aux régions situées dans l'Inde du Nord, l'Inde du Sud se caractérise par une stratification moins prononcée de la société.

. Education

Développement économique

La variable "développement économique" mesurée par l'indice du *CIME* joue un rôle positif significatif uniquement à 10%. Le développement d'infrastructures semble donc ne pas jouer de rôle significatif sur le ratio (*femme/homme*) dans l'éducation .

Pauvreté

La variable relative à la pauvreté mesurée par la proportion des exploitations de petite taille ne joue pas de rôle significatif ($t = 0,38$) sur le ratio homme-femme au niveau de l'éducation. Ce résultat est surprenant car *a priori* on s'attend à ce que la part des ménages les plus défavorisés expliquent négativement une partie de la variation du ratio (*femme/homme*) dans l'éducation dans la mesure où les ménages à faible revenu vont davantage mettre l'accent sur la participation de tous les membres du ménage (quels que soient l'âge et le sexe) à des activités économiques productives qu'investir dans l'éducation. Aussi, afin de poursuivre l'examen de la relation entre ce ratio et la pauvreté, ce résultat implique de réfléchir sur la pertinence de la variable *proxy* utilisée et de prendre en considération un meilleur indicateur de mesure de la pauvreté à l'échelle du district.

Part agricole

L'indicateur mesurant la proportion agricole dans la population exerce un rôle très significatif (à 1%) et négatif sur le ratio (*femme/homme*) dans l'éducation. Ce résultat confirme les prédictions dans la mesure où les activités agricoles intensives en main d'œuvre requiert la contribution productive des membres composant le ménage selon différentes stratégies (diversification des sources de revenus, migrations des membres masculins). Par ailleurs, certaines zones géographiques du Sud de l'Inde (Tamil-Nadu) se caractérisent principalement par un système agricole basé sur la culture du riz qui nécessite une main d'œuvre féminine (pour les tâches repiquage du riz). Il en résulte un investissement dans l'éducation relativement faible pour les femmes lorsque la part de l'agriculture est importante.

Mariage

Ce facteur ne joue pratiquement pas de rôle significatif ($t=0.034$) sur les disparités (*femme/homme*) en terme d'éducation. *A priori*, on s'attendait à ce que la proportion des femmes mariées dans la population féminine de 15-19 ans -reflétant la position des femmes (mesure de l'autonomie) dans la société- influe les disparités dans la mesure où l'âge au mariage tend à reculer avec le niveau d'instruction. Or, le résultat statistique obtenu illustre le contraire.

Accès des femmes à l'emploi

La proportion des femmes occupant un emploi "régulier" dans la population occupée totale exerce un rôle très significatif (à 1%) et négatif sur le ratio (*femme/homme*) dans l'éducation. Comme nous l'avions indiqué dans l'interprétation des résultats pour le modèle (1), les emplois occupés par les femmes sont des activités très peu qualifiés et faiblement rémunérés qui n'exigent pas un niveau d'instruction élevé. Ce résultat vient illustrer l'arbitrage effectué au niveau du ménage entre les préoccupations économiques -à travers la contribution productive des membres du ménage – et l'investissement dans l'éducation . Ainsi, au Kerala, un certain nombre de mesures politiques dans le domaine social (qualité et importance des infrastructures dans l'éducation et la santé, syndicat des travailleurs avec une forte représentation féminine, planning familial, médias) et de lutte contre la pauvreté (subventions en rations alimentaires, subventions agricoles, politique de logement pour les sans-abris) ont affecté positivement le bien-être des populations rurales. Ceci a eu des effets bénéfiques sur le comportement des ménages ruraux dont le revenu par tête s'est sensiblement amélioré. Il en résulte que les ménages ont éprouvé de moins en moins le besoin de diversifier les ressources entre les membres du ménage, et ont davantage mis l'accent sur l'avenir de leurs enfants en particulier des filles en les envoyant à l'école, afin de leur garantir des opportunités sociales et économiques.

Offre d'éducation

L'offre d'éducation mesurée par le nombre d'élèves par enseignant n'exerce pas de rôle significatif sur le ratio (*femme/homme*) dans l'éducation. La variation inter-districts de ce ratio ne repose donc pas véritablement sur l'importance relative des actions politiques menées en matière d'éducation.

Scheduled class et Scheduled tribes

Comme pour l'emploi, la proportion des *scheduled class* ($t=0.55$) et *scheduled tribes* ($T=0.26$) ne joue pas de rôle significatif sur le ratio hommes-femmes dans l'emploi. Il semble donc que par rapport aux régions situées dans l'Inde du Nord, l'Inde du Sud se caractérise par une stratification de la société moins forte.

Discussion et conclusion

En premier lieu, les variables relatives à la stratification sociale de la population par caste (variable *scheduled class* et *scheduled tribes*) et par revenu (proportion des exploitations de petite taille) ne sont pas déterminantes dans les variations inter-districts des relations de genre.

En revanche, les variables économiques liées à l'environnement régional (développement économique et à la modernisation) jouent un rôle relativement très significatif dans les variations inter-districts du ratio (*femme/homme*)s en termes d'emploi et d'éducation. L'effet des variables relatives au statut et à l'autonomie des femmes est également significatif dans la variation des ratios.

Aussi, il ressort des estimations économétriques (relation positive significative entre le ratio (femme/homme) dans l'emploi et le développement économique, l'arbitrage significatif entre le taux d'activité et l'éducation), que la valeur économique de la femme plus que sa valeur sociale est déterminante. La femme est valorisée pour sa contribution dans les activités économiques productives. Par conséquent, en matière de revenu et d'emploi, diverses stratégies au sein du ménage sont effectuées en utilisant le potentiel et les capacités productives des femmes. L'implication des femmes dans l'économie est d'ailleurs fortement liée à l'environnement régional au niveau de chaque district (niveau de développement économique, infrastructures, part de l'agriculture). Ainsi, les variables relatives au contexte économique à l'échelle du district, en développant des opportunités d'exercer un emploi à l'extérieur de la sphère domestique, expriment la manière dont les femmes sont intégrées dans la sphère économique. Dans ce cadre, les perceptions sociales vis-à-vis du genre féminin se modifient car elles ne sont pas déterminées par des valeurs culturelles et régionales –de nombreuses études avaient souligné des inégalités de genre dans les régions où le patriarcat et la réclusion sont largement répandus- mais plutôt par des considérations économiques, et contribuent donc à réduire les disparités homme-femme en terme de contribution économique et productive au ménage.

Plus précisément, les variations inter-district du ratio (*femme/homme*) dans l'emploi résultent plus des différences en terme d'environnement économique régional que du degré des inégalités de genre. Toutefois, force est de constater l'existence d'inégalités de genre au niveau de la nature des emplois. Les plupart des emplois qu'occupent les femmes –parfois très jeunes- sont des activités très faiblement qualifiées, très pénibles, à faible revenu et sans réelle garantie (sécurité, protection sociale). Aussi, au niveau du ménage, les femmes n'exercent pas forcément un contrôle direct sur les revenus en raison du pouvoir de négociation (rapport de force) au sein du couple et de la structure familiale traditionnelle de la famille élargie dans laquelle certains membres (les parents du mari, les aînés) exercent le pouvoir de décision.

En conclusion, alors que les variables relatives au développement et à l'environnement économique étaient peu déterminantes dans l'explication des variations inter-régionales des inégalités de genre à l'échelle des districts, au niveau national [Murthi et *alii*, 1995; Malhotra, 1995], il ressort de notre analyse, l'importance à accorder à l'environnement régional économique dans l'explication de la variation de la position relative des femmes dans l'Inde du Sud. Dans cette zone géographique, la femme a un statut relatif (par rapport aux hommes) plus favorable que dans d'autres régions de l'Inde. Plus précisément, plus que les perceptions sociales -fondées sur des valeurs culturelles, religieuses- vis-à-vis du genre féminin, c'est la fonction de "socialisation économique" –grâce à l'emploi- exercée par les femmes qui est mise en évidence. En revanche, la fonction de "socialisation sociale" –par l'éducation- n'est pas assurée. En d'autres termes, par rapport aux hommes, les femmes restent encore peu réceptives aux idées nouvelles (accès aux médias, méthodes contraceptives modernes), et restent relativement très dépendante au ménage pour lequel elles s'investissent -en temps- dans les activités économiques productives (emploi) et domestiques.

L'amélioration des relations de genre -à travers la position relative des femmes dans la société- fondée sur la socialisation à la fois économique et sociale des femmes, doit donc s'opérer en mettant l'accent sur l'éducation, non seulement en terme quantitatif, mais aussi qualitatif. Cela suppose un engagement décentralisé (de l'Etat au district), autonome, informatif, ciblé, effectif des politiques auprès des populations locales en matière d'éducation.

Bibliographie

- Agarwal, B. [1994], *A Field of One's Own: Gender and land rights in South Asia*, Cambridge University Press
- Agarwal, B. [1997], "Bargaining and Gender relations: Within and Beyond the Household", *Feminist Economics*, 3(1), pp 1-51
- Anselin, L. [1988], *Spatial Econometrics: Models and Method*, Kluwer Press
- Behrman, J. R., et Deolalikar, A. (1988), "Health and nutrition", *Handbook of Development Economics*, ed Chenery and Srinivasan, North-Holland
- Boserup, E. [1970], *Women's Role in Economic Development*, St Martin's Press, New-York
- Chiappori, P-A.. [1992], "Collective labor supply and welfare", *Journal of Political Economy*, 100(3), pp 437-467
- Dasgupta, P.[1993], *An Inquiry into Well-Being and Destitution*, Clarendon Press.
- Das Gupta, M., Mari Bhat, P.N. [1997], "Fertility decline and manifestation of sex bias in India", *Population Studies*, 51, pp 307-315
- Deaton, A. [1997], *The Analysis of Household Survey: A Microeconometric Approach to Development Policy*, John Hopkins University Press
- Drèze, J., Murthi, M. [2000], "Fertility, Education and Development: Further Evidence from India", Working Paper n°20, *London School of Economics*, London
- Drèze, J., Sen, A. [1995], *India: Economic Development and Social Opportunity*, Oxford University Press
- Echevarria, C., Moe, K. [2000], "On the need for Gender in Dynamic Models ", *Feminist Economics*
- Filmer, D. King, E. and Pritchett, L. [1998], "Gender Disparity in South Asia: Comparisons between and within Countries", *Working Paper*, World Bank Research, January
- Harris, B. [1990], "The intrafamily distribution of hunger in South Asia, in *The political economy of hunger*, vol , Ed. Drèze et Sen, Clarendon Press
- Hoddinott, J., Haddad, L. [1995], "Does female income share influence household expenditures? Evidence from the Côte d'Ivoire", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1), p 77-96
- "Does female income share influence household expenditures? Evidence from the Côte d'Ivoire", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1), p 77-96
- Kishor, S. [1993], "'May God Give Sons to All': Gender and Child Mortality in India", *American Sociological Review*, 58
- Le Sage, J. [1999], *Spatial Econometrics*, Document HTML, University of Toledo, USA
- Locoh, T., Labourie-Racape et Tichit, C., [1996], Genre et développement. Des pistes à suivre, Documents et manuels du CEPED, n°5.

- Lundberg, S., Pollak, R. [1993], "Separate spheres bargaining and the marriage market", *Journal of Political Economy*, 101 (6), pp 988-1010
- Malhotra, A., Vanneman, R, and Kishor, S. [1995], "Fertility, Patriarchy, and Development in India", *Population and Development Review*, 21(2), 281-306
- Manser M., Brown, M.[1980], "Marriage and household decisionmaking: A bargaining analysis", *International Economic Review* 21(1), pp 31-44
- McElroy, M. [1990], "The empirical content of Nash-bargained household behavior", *Journal of Human Resources*, 25(4), pp 559-583
- McElroy, M., Horney, J.[1981], "Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand", *International economic review*, 22(2), pp 333-349
- Miller, B. [1982], *The Endangered Sex, Neglect of Female Children in Rural North India*, Cornell University Press.
- 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): 745-782
- National Council of Applied Economic Research. [1999], *Indian Human Development Report*, Oxford University Press, New Delhi
- National Council of Applied Economic Research [2001], *South India Human Development Report*, Oxford University Press, New Delhi
- Quisumbing, A., de la Brière, B. [2000], "Women's assets and intrahousehold allocation in rural Bangladesh: Testing measures of bargaining power", *Working paper*, CSAE, Oxford
- Quisumbing, A., Maluccio, J. [2000], "Intrahousehold allocation and gender relations: New empirical evidence from four developing countries", *Working Paper*, CSAE , Oxford
- Radja, K., Dubois, J-L. [2000], "Les progrès dans la modélisation du comportement des ménages: Quelles implications pour la conception des enquêtes sur les conditions de vie?", *Cahiers du GRATICE*, n°18, Premier semestre 2000, Université de Paris XII-Val de Marne.
- Ray, D. [1997], *Development Economics*, Princeton University Press
- Rosenzweig, M., Schultz, P. [1982], "Market Opportunities, Genetic Endowments and Intrafamily Resource Distribution: Child Survival in Rural India", *American Economic Review*, 72(4): 803-815.
- Sen, A.[1985], *Commodities and Capabilities*, North-Holland, Amsterdam.
- Sen, A. [2000], *Un nouveau modèle économique*, Editions O. Jacob, Paris.
- Strauss, J., Thomas, D. [1995], "Human resources: Empirical modelling of household and Decisions", *Handbook of Development Economics*, in Chenery and Srinivasan (Ed.), North-Holland.
- Ulph, D. [1988], "A general noncooperative Nash model of household consumption behavior", *Working paper*, University of Bristol

- Véron, J. [2000], "Sexe, genre et développement: de l'analyse des données à celle des relations", communication au Colloque *Chaire Quetelet, Population et développement II*, Louvain-la-Neuve, 21-24 novembre 2000.
- Wooley, F. [1988], "A Non-Cooperative Nash Model of Family Decision Making, *Working Paper*, London School of Economics and Political Science, TIDI/125

Tableau 1

Indicateurs sociaux, démographiques et économiques par Etat

	Indice de fécondité (nombre d'enfants par femme) (1)	Désavantage des filles en terme de survie (%) (2)	Taux d'alphabétisation (ratio (femme/homme)s en %) (3)	Part de "workers" (ratio F/M en %) (4)	IDH (5)
Andhra Pradesh	2.7	-6.2	0.51	0.59	0.397
Bihar	4.6	14.4	0.37	0.16	0.306
Gujarat	3.2	6.2	0.58	0.35	0.465
Haryana	3.7	17.5	0.50	0.22	0.514
Karnataka	2.9	-3.4	0.58	0.53	0.475
Kerala	1.7	-10.5	0.93	0.56	0.651
Madhya Pradesh	4.2	4.4	0.39	0.47	0.344
Maharashtra	2.9	-2.0	0.59	0.60	0.532
Orissa	3.1	- 4.3	0.52	0.28	0.348
Punjab	3.0	10.6	0.72	NC	0.586
Rajasthan	4.5	9.8	0.24	0.20	0.347
Tamil Nadu	2.1	-2.8	0.63	0.45	0.483
Uttar Pradesh	5.2	15.3	0.36	0.13	0.292
West Bengal	4.57	1.0	0.61	0.13	0.457
India	5.02	5.3	0.53	0.32	

SOURCES

- (1) Census of India [1991]
- (2) Murthi, Guio et Drèze [1995]
- (3) et (4) NCAER [1999]
- (5) NCAER [2001]

Tableau 2

VARIABLES	(1)	(2)	DEFINITION (indicateurs)
<i>Variables endogène mesurant la position relative des femmes par rapport aux hommes dans le domaine de l'emploi et de l'éducation</i>			
Y ₁	44.72	14.80	Ratio défini par le nombre de femmes occupant un emploi régulier (female main workers) pour 100 hommes occupant un emploi régulier (%) (Calcul sur la base de la population totale employée)
Y ₂	67.83	15.45	Ratio défini par le nombre de femmes alphabétisées pour 100 hommes alphabétisés (%)
<i>Variables "développement économique et de modernisation"</i>			
Développement économique	96.44	0.19	Indice de développement (index)
Pauvreté	34.23	16.08	Part des exploitations agricoles de petite taille parmi les exploitations agricoles (%)
Urbanisation	24.69	13.40	Taux d'urbanisation (%)
Part agricole	59.04	19.53	Part de l'emploi agricole dans la population totale (%)
<i>Variables "développement social"</i>			
Mariage	35.81	24.04	Pourcentage des femmes mariées dans la population féminine des 15-19 ans (%)
Fécondité	2.94	0.56	Taux de fécondité (Nos)
Emploi des femmes	28.01	7.23	Part des femmes (female main workers) occupant un emploi régulier dans la population occupée totale (%)
Offre d'éducation	45.99	10.43	Nombre d'élèves par enseignant (Nos)
<i>Stratification sociale</i>			
SC			Part de la population <i>scheduled class</i> dans la population totale (%)
ST			Part des populations tribales dans la population totale (%)

Note (1) Moyenne (2) Ecart-type

Tableau 3

Résultats de l'estimation du modèle 1 (emploi): méthode OLS

Variable	Coefficient	t-statistic
Constante	39.19503	2.604369**
Développement éco	0.168183	5.5349009***
Urbanisation	-0.068966	-0.816281
Mariage	0.241141	3.170919***
Fécondité	3.467886	1.518845
Education	-0.388029	-3.332869***
SC	0.050022	0.218457
ST	0.182313	0.748091
R ² ajusté = 0.6162 Variance résiduelle n Observation = 78 k variables explicatives (sans la constante) =7		

* Significatif à 10%

** Significatif à 5%

*** Significatif à 1%

Tableau 4

Résultats de l'estimation du modèle 2 (Education): Spatial Autoregressive Model, méthode du maximum de vraisemblance

Variable	Coefficient	t-statistic
Constante	53.220451	6.128403***
Développement	0.033906	1.682461*
Part Agricole	-0.199730	-4.745850***
Pauvreté	0.015710	0.378594
Mariage	0.001591	0.033751
Emploi femme	-0.542537	-3.999312***
Offre éducation	-0.090843	-1.217678
SC	0.073390	0.549140
ST	0.035539	0.258807
Indice d'autocorrélation Spatiale	0.608243	8.458904***
R ² ajusté = 0.8741 Log-likelihood= -347.55824 Variance résiduelle=26.58 n Observation = 78 k variables explicatives (sans la constante)=9		

* Significatif à 10%

** Significatif à 5%

*** Significatif à 1%

ANNEXE STATISTIQUE

I de Moran (Z_I)

$$Z_I = [I - E(I)] / V(I)^{1/2} \sim \chi^2(1)$$

Avec $I = (n/s)[e'We]/e'e$

$$M = (I - X(X'X)^{-1})$$

$$d = (n - k)(n - k + 2)$$

$$E(I) = (n/s)tr(MW)/(n-k)$$

$$V(I) = (n/s)^2 [tr(MW MW') + tr(MW)^2 + (tr(MW))^2]/d - E(I)^2$$

X est la matrice des variables exogène

X' , la transposée de X

W représente la matrice de contiguïté

e = résidus issus de l'estimation

s = variance résiduelle

tr = trace

Multiplicateur de Lagrange (LM) :

$$LM = (1/T)[(e'We)/\sigma^2]^2 \sim \chi^2(1)$$

avec $T = tr(W + W') * W$

Statistique de test pour le modèle SAR: LM_{SAR}

$$LM_{SAR} = (e'We/\sigma^2)[T_{22} - (T_{21})^2 var(\rho)] \sim \chi^2(1)$$

avec $T_{22} = tr(W * W + W'W)$

$$T_{21} = tr(W * WA^{-1} + W'WA^{-1})$$

$$A = (I_N - \rho W)$$

$var(\rho)$ est l'estimateur par le maximum de vraisemblance de la variance de ρ (ρ est le coefficient de corrélation spatiale sur Y)

