

DÉMOGRAPHIE ET CULTURES

*Colloque international de Québec
(Canada, 25-29 août 2008)*



**ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE
A I D E L F – 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France) – <http://www.aidelf.org>**

Préférence culturelle pour les fils et déficit de filles en Chine : un lien complexe

Isabelle ATTANÉ

INED, France

Introduction

Depuis vingt-cinq ans, la Chine enregistre un déficit féminin croissant, en particulier aux jeunes âges. Cette évolution est considérée comme la conséquence directe de la baisse de la fécondité dans un contexte de préférence culturelle pour les fils, alors que les techniques de sélection prénatale du sexe se développent : les couples acceptent désormais de réduire leur descendance, mais refusent de renoncer à un fils. Aussi mettent-ils en œuvre diverses stratégies (avortements sélectifs selon le sexe, traitements discriminatoires des petites filles dans l'accès aux soins de santé à l'origine de leur surmortalité), plus ou moins conscientes, destinées à garantir leur descendance masculine (Banister, 2004 ; Li et Zhu, 2001 ; Mo Lixia, 2005).

Pourtant, dans le contexte actuel de modernisation économique, les facteurs strictement culturels de la préférence pour les fils (culte des ancêtres, perpétuation de la lignée familiale, piété filiale, etc.) sont manifestement en perte de vitesse. En outre, dans les régions urbaines en particulier, aucun des motifs habituellement avancés pour expliquer le refus des couples de renoncer à un fils, et qui sont par ailleurs encore largement valides dans les régions rurales (absence d'un système de retraite, transmission de la terre, patrilocalité du mariage), n'est en effet, *a priori*, susceptible d'agir sur les couples citadins. Aussi devient-il de plus en plus malaisé d'expliquer que le rapport de masculinité des naissances et la mortalité infantile des filles, eu égard à celle des garçons, continuent de se détériorer.

La transmission des valeurs traditionnelles, en l'occurrence la préférence pour les fils, s'opère donc de manière paradoxale. La société chinoise évolue, l'économie se libéralise ; pourtant, le maintien de la femme dans un statut social secondaire – trait fondamental de la société traditionnelle – constitue le premier facteur des discriminations dont elles sont victimes sur le plan démographique. L'objectif de cette communication sera de mettre en évidence les paradoxes de la permanence de ce trait de la culture traditionnelle qu'est la préférence pour les fils dans un contexte de modernisation économique et sociale, d'en analyser les manifestations démographiques et d'en rechercher les déterminants.

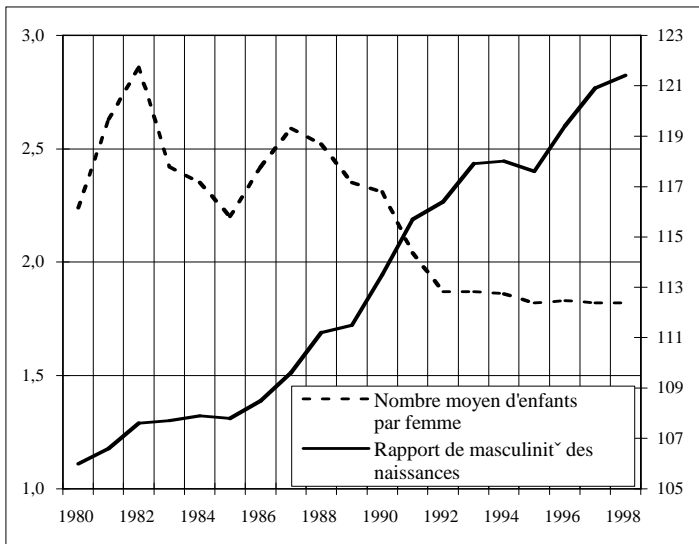
1. Des garçons de plus en plus nombreux

1.1. Un déséquilibre croissant du rapport de masculinité des naissances dans un contexte de baisse rapide de la fécondité

Le déséquilibre du rapport de masculinité des naissances, perceptible à l'échelle du pays dès les premières années de la décennie 1980 (Coale et Banister, 1994) a été largement confirmé par les opérations de collecte ultérieures. La proportion de garçons à la naissance, qui était de 107,2 au recensement de 1982, a en effet rapidement augmenté par la suite, passant à 111,3 au recensement de 1990, puis à 116,9 au recensement de 2000 et à 118,9 à l'enquête intercensitaire de 2005 (PCO, 1993 ; PCO, 2002 ; SSB, 2007).

En outre, ce déséquilibre est désormais patent dans l'immense majorité des provinces¹ chinoises. Onze d'entre elles sur 31 enregistraient en effet, en 2000, un rapport de masculinité des naissances supérieur à 120 (dont trois dans lesquelles il était supérieur à 135 : Jiangxi, Guangdong et Hainan), tandis que trois seulement affichaient encore une valeur conforme au niveau habituellement observé, entre 103 et 106 garçons pour 100 filles (Chahnazarian, 1988) : le Guizhou (105,4), le Qinghai (103,5) et le Xinjiang (106,7) (cf. tableau en annexe). À l'instar de ce qui a été montré par Banister (2004), ce sont donc surtout les provinces principalement peuplées de l'ethnie majoritaire han, à savoir celles du sud, du sud-est et du centre du pays, qui sont concernées par la surmasculinité des naissances.

GRAPHIQUE 1 : ÉVOLUTION DU NOMBRE MOYEN D'ENFANTS PAR FEMME ET DU RAPPORT DE MASCULINITÉ DES NAISSANCES, 1980-1999



Sources : Nombre moyen d'enfants par femme en 1980-1989 : Chen, Coale, 1993 ; Nombre moyen d'enfants par femme en 1990-1998 et rapports de masculinité des naissances : Attané, 2007.

Pour la Chine comme pour les autres pays asiatiques connaissant à l'heure actuelle une surmasculinité anormale des naissances, un lien direct a été établi entre la détérioration du rapport de masculinité des naissances et la réduction de la fécondité (Bhat et Zavier, 2007 ; Croll, 2000 ; Gu, Roy, 1995 ; Kim Doo-Sub, 2005). Dans le cas de la Chine, la politique de l'enfant unique mise en œuvre en 1979 a été régulièrement avancée comme étant le facteur déclencheur d'une intervention accrue des couples dans la composition de leur descendance (Li Yongping, 1993 ; Nie Jingbao, 2005 ; Tu Ping, 1993). Or, si ces deux événements ont en effet coïncidé sur le plan chronologique, le premier n'a eu, en lui-même, qu'une responsabilité indirecte dans le développement du second. Car, comme nous avons eu l'occasion de le démontrer (Attané, 2002), cette politique imposant un enfant par couple n'a eu que peu d'effet sur la fécondité, celle-ci s'étant maintenue au-dessus de 2,3 enfants par femme durant toute la première moitié de la décennie 1980. Soulignons en outre que l'essentiel de la baisse de la

¹ Administrativement, la Chine est découpée en 22 provinces, 5 régions autonomes, 4 municipalités et 2 régions autonomes spéciales : Hong Kong (depuis 1997) et Macao (depuis 1999). Par souci de concision, nous les regroupons ici sous le terme générique de « province ».

fécondité s'est opéré en deux phases : la première, au cours de la décennie 1970, alors que la population était sous le coup de mesures autorisant deux enfants dans les villes et trois à la campagne ; la seconde, au début de la décennie 1990, sous le coup des profonds bouleversements socioéconomiques intervenus à la suite des réformes (Attané, 2007). Dans la décennie 1980, alors que la coercition visant à faire respecter la norme de l'enfant unique était à son comble, la fécondité n'a pour ainsi dire pas baissé. C'est pourtant à partir de cette époque que le déséquilibre des sexes à la naissance s'est aggravé.

De manière évidente, la baisse de la fécondité proprement dite a constitué une incitation majeure, pour les couples, à intervenir sur la composition par sexe de leur descendance (graphique 1). Une corrélation négative forte existe en effet entre le niveau de la fécondité et celui du rapport de masculinité des naissances sur l'ensemble de la période 1980-1999 (avec un coefficient de corrélation $r = -0,865^2$). Mais lorsqu'on dissocie les données relatives aux deux décennies, la corrélation n'est plus évidente que sur la décennie 1990 (avec $r = -0,900$ sur 1989-1999, contre $r = -0,038$ sur la période 1980-1989) qui, au contraire de la précédente, a été marquée par une nouvelle baisse de la fécondité. Il apparaît ainsi que, si la politique de l'enfant unique³ a, dans les premières années de son application, échoué à faire baisser la fécondité, elle a en revanche incité les couples à intervenir de manière de plus en plus active sur la composition par sexe de leur descendance, propension qui n'a fait que croître dans les années 1990, alors que la fécondité enregistrait une nouvelle baisse et que se développaient des techniques modernes et efficaces permettant de déterminer le sexe de l'enfant durant la grossesse.

1.2. Une surmortalité anormale des filles aux jeunes âges

Au niveau national, un recul important de la mortalité s'est opéré depuis 1950 (Banister, 1987). Or, ces progrès n'ont pas été équitablement partagés entre les différentes couches de la population et de fortes disparités provinciales persistent, en particulier concernant les chances de survie des enfants (tableau A en annexe). En outre, parallèlement à la détérioration du rapport de masculinité des naissances et comme cela a été montré par différents auteurs (Li Bohua, 1994 ; Das Gupta *et al.*, 2002 ; Li et Zhu, 2001), la surmortalité des filles à l'échelle nationale n'a cessé de s'accroître depuis les années 1970.

Hill et Upchurch (1995) ont déterminé l'avantage féminin observé, dans des circonstances habituelles, dans la mortalité des enfants, en établissant le rapport du taux de mortalité infantile des filles à celui des garçons à 0,778 pour un quotient de mortalité infanto-juvénile masculine compris entre 25 et 50%, et à 0,767 pour un quotient de mortalité infanto-juvénile masculine inférieure à 25%. En Chine, cet avantage n'était déjà plus respecté en 1973-75, avec un rapport de 0,875. Depuis lors, la situation n'a cessé de se dégrader. Ce rapport atteignait en effet 0,948 en 1981, 1,156 en 1990 et 1,465 en 2000, ce qui indique que les progrès dans la mortalité infantile réalisés durant cette période ont donc surtout bénéficié aux garçons.

La plupart des provinces chinoises enregistrent une surmortalité anormale des filles avant leur premier anniversaire. En 1990, le rapport des taux de mortalité infantile s'établissait dans une fourchette allant d'un niveau conforme aux niveaux attendus, comme à Shanghai (0,80), à près de trois fois cette valeur (2,32) au Guangxi. En 2000, l'amplitude du phénomène n'a que peu varié, le rapport s'établissant entre 0,89 (au Xinjiang) et 2,33 (au Jiangxi), mais la situation globale s'est fortement détériorée, y compris dans les grandes municipalités de Shanghai et Pékin où les rapports du taux de mortalité infantile des filles à celui des garçons sont passés de

² Cette corrélation a été réalisée à partir de données annuelles entre 1980 et 1999 avec, en abscisses, le rapport de masculinité des naissances et, en ordonnées, le nombre moyen d'enfants par femme.

³ Notons qu'à partir de 1984, les couples en milieu rural ont, en règle générale, été autorisés à avoir un deuxième enfant.

0,857 à 1,006 et de 0,800 à 1,084 respectivement entre 1990 et 2000. Nous sommes donc déjà en mesure d'avancer que le développement rapide des avortements sélectifs entre 1990 et 2000, qui se traduit par le déséquilibre croissant des sexes à la naissance, n'a donc *a priori* pas eu d'effet de substitution sur les négligences dans le traitement des filles à l'origine d'un décès prématuré, ces deux pratiques discriminatoires s'étant développées simultanément.

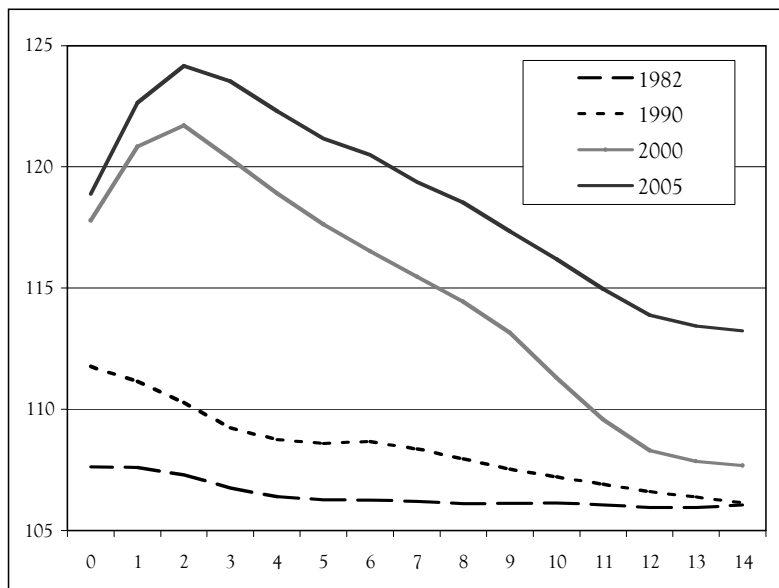
En 1990, en effet, une forte corrélation était déjà visible entre le rapport de masculinité des naissances et la surmortalité infantile des filles au niveau des provinces ($r = 0,588$, $p = 0,001$). Dix ans plus tard, cette corrélation est devenue plus étroite encore ($r = 0,851$ et $p = 0,000$), soulignant ainsi l'accentuation des discriminations envers les filles⁴. Cette évolution tend en outre à prouver que les négligences dans le traitement des filles et entraînant un décès prématuré viennent de plus en plus souvent en renfort de la sélection prénatale du sexe suivie d'un avortement, et vice-versa. Ces deux pratiques discriminatoires se sont donc considérablement développées et, contrairement à ce qu'on aurait pu *a priori* imaginer, la première – qui peut être qualifiée de pratique discriminatoire « traditionnelle » – n'est donc pas supplantée par la seconde, qui fait appel à des techniques modernes. Notons que Zhang Erli (2005) a également montré la corrélation étroite existant localement, au niveau des préfectures, entre ces deux pratiques discriminatoires, les préfectures caractérisées par un déséquilibre important du rapport de masculinité des naissances présentant également une surmortalité accrue des filles. La préférence pour les fils dans un contexte de baisse de la fécondité encourage donc au développement des diverses pratiques discriminatoires qui, loin de s'exclure mutuellement, se conjuguent au contraire pour creuser localement le déficit de filles, à l'inverse de l'hypothèse de substitution développée par Goodkind (1996).

1.3. Une masculinisation de la population enfantine

Conséquence de l'élévation constante du rapport de masculinité des naissances depuis les années 1980 et d'une détérioration simultanée de la situation des filles, par rapport à celle des garçons, en matière de mortalité infantile, on assiste à une masculinisation rapide de la population enfantine (Graphique 2). Alors que le rapport de masculinité chez les enfants de moins de quinze ans se situe en principe, compte tenu de la légère surmortalité masculine à chaque âge de la vie, en deçà du rapport de masculinité des naissances, il atteint en Chine des valeurs anormalement élevées : 113,6 garçons pour 100 filles en 2000 et 118,1 en 2005, contre une valeur encore voisine des niveaux attendus en l'absence de discriminations des filles en 1982 : 106,4. A tous les âges avant 15 ans, le rapport de masculinité s'est en outre fortement détérioré depuis 1982.

⁴ Ces corrélations ont été réalisées à partir de données annuelles de 1990 et 2000 avec, en abscisses, le rapport de masculinité des naissances et, en ordonnées, le rapport du taux de mortalité infantile des filles à celui des garçons (présentés dans le tableau A en annexe).

GRAPHIQUE 2 : RAPPORT DE MASCULINITÉ CHEZ LES ENFANTS DE MOINS DE 15 ANS, 1982-2005.



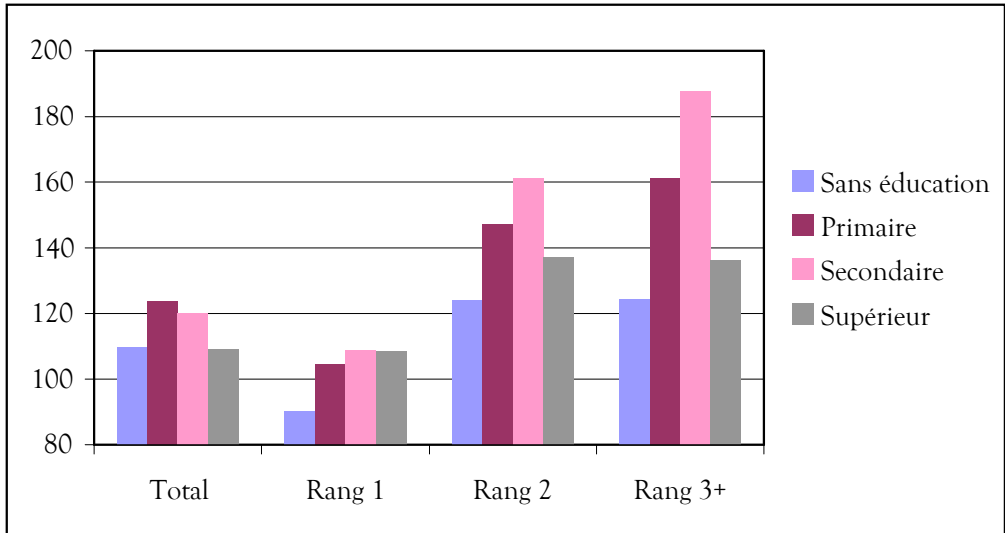
Sources : Calculs effectués d'après les données des recensements et enquêtes correspondants (Pco, 1985 ; Pco, 1993 ; Pco, 2002 ; SSB, 2007).

2. Le passage à l'acte discriminatoire : déterminants et processus en œuvre

Les facteurs à l'origine d'une masculinisation de la population chinoise, en particulier celle des enfants, font, depuis la fin des années 1980, l'objet d'une littérature abondante (Coale et Banister, 1994 ; Hull, 1990 ; Johansson et Nygren, 1991 ; Zeng *et al.*, 1993). La communauté scientifique s'accorde sur le fait que cette tendance résulte principalement de deux pratiques discriminatoires envers les filles : les avortements sélectifs selon le sexe et les négligences dans le traitement des filles, débouchant sur leur surmortalité aux jeunes âges (Attané, 2006 ; Banister, 2004 ; Mo Lixia, 2005 ; Xie Zhengming, 2002). Si les déterminants socioculturels à l'origine des discriminations des filles, tels que la patrilocalité du mariage, la perpétuation de la lignée familiale, le culte des ancêtres, la piété filiale prônée par le confucianisme, etc. sont bien connus (Das Gupta *et al.*, 2002 ; Edlund, 1999 ; Li Rongshi, 1998), leurs déterminants socio-économiques apparaissent en revanche de manière moins évidente (Banister, 2004 ; Guilamoto, 2005 ; Zhang Liping, 2005). En outre, les processus en œuvre, la manière dont chacun de ces déterminants influence le passage à l'acte discriminatoire et les mécanismes selon lesquels ils interagissent en se renforçant ou, au contraire, en s'annulant mutuellement, sont difficiles à saisir (Goodkind, 1996). On sait par exemple que des variables comme le niveau d'instruction, le niveau de vie, la densité des infrastructures médicales ou la propension des couples à cohabiter avec un parent âgé, sont susceptibles d'influencer la préférence pour les fils et le passage à l'acte discriminatoire, mais le sens dans lequel ces variables opèrent n'est pas *a priori* évident. L'exemple de l'Inde montre que les avortements sélectifs sont, contrairement à ce que l'on aurait pu imaginer, plus fréquents au sein des populations éduquées et qu'une émancipation des femmes œuvre donc paradoxalement plutôt en la défaveur des petites filles (Bhat et Zavier, 2007). Une observation similaire peut être faite pour la Chine, où le rapport de masculinité des naissances passe, au recensement de 2000, de 109,7 garçons pour 100 filles chez les femmes sans instruction à 123,6 chez les mères

ayant un niveau d'éducation primaire et à 119,9 chez celles ayant un niveau d'études secondaires, et retombe en dessous de 110 (109,3) chez les femmes ayant suivi des études supérieures (graphique 4).

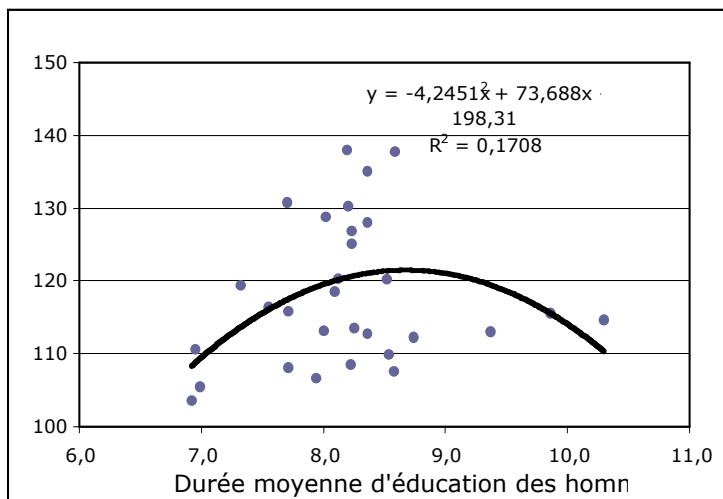
GRAPHIQUE 4 : RAPPORT DE MASCULINITÉ DES NAISSANCES SELON LE RANG ET LE NIVEAU D'ÉDUCATION DE LA MÈRE – CHINE, 2000.



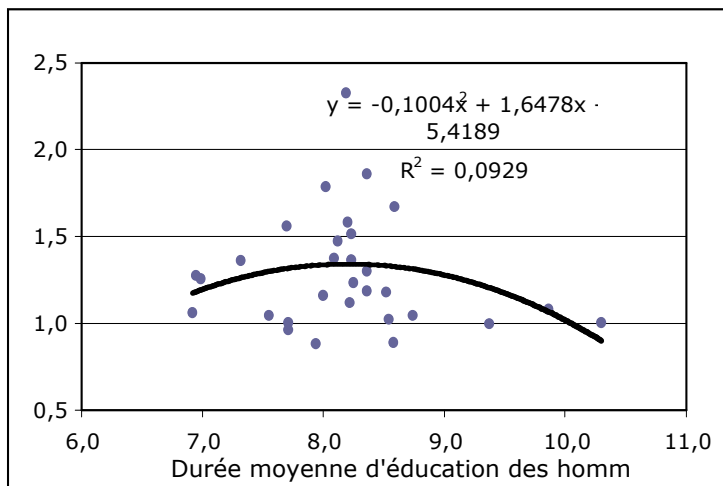
Note : La valeur de 90,4 chez les rangs 1 sans éducation liée au petit nombre de femmes sans éducation ayant eu leur premier enfant en 1999-2000.

Alors que l'éducation est communément perçue comme un facteur d'amélioration du statut des femmes, à la fois parce qu'elle leur permet généralement d'accéder à une activité économique plus valorisante et mieux rémunérée et parce qu'elle est en principe associée à des comportements plus favorables à la survie des enfants de même qu'à une baisse de la fécondité, il semble qu'elle constitue au contraire un facteur plutôt aggravant des discriminations des filles, avec lesquelles elle entretiendrait donc des relations beaucoup plus complexes.

GRAPHIQUE 5 : RAPPORT DE MASCULINITÉ DES NAISSANCES
ET DURÉE MOYENNE D'ÉDUCATION DES HOMMES, EN 2000.



GRAPHIQUE 6 : SURMORTALITÉ INFANTILE DES FILLES
ET DURÉE MOYENNE D'ÉDUCATION DES HOMMES



Les graphiques 5 et 6 montrent, à niveau moyen d'éducation équivalent, une grande diversité des situations de discrimination. La courbe polynomiale en forme de « U renversé » qui décrit la relation entre le rapport de masculinité des naissances et la durée moyenne d'éducation des hommes confirme cependant l'observation faite précédemment (graphique 4), selon laquelle lorsque le niveau moyen d'éducation est soit relativement faible, soit relativement élevé, les discriminations des filles tendent, en moyenne, à être moins prononcées, alors qu'un niveau d'éducation intermédiaire s'accompagne de situations plus diversifiées, même si les coefficients de corrélation restent très faibles. La même corrélation linéaire réalisée avec la durée moyenne d'éducation des femmes, non présentée ici, montre une

tendance comparable, alors qu'aucune corrélation n'est visible a priori, avec la surmortalité infantile des filles.

Ainsi, les interactions qui s'opèrent, quand elles sont décelables, sont parfois difficiles à expliquer. Afin d'isoler les circonstances qui, en Chine, tendent à favoriser les discriminations des filles, et notamment de mieux comprendre le rôle joué par le niveau d'éducation des parents sur leur propension à adopter des comportements discriminatoires, nous procédons ici à une analyse de la situation à partir de données agrégées au niveau des différentes provinces chinoises.

2.1. Quels déterminants socio-économiques des discriminations des filles ?

Alors que la plupart des études existantes se fondent sur le rapport de masculinité infantile (avant 1 an) ou juvénile (1-5 ans) (c'est-à-dire sur des indicateurs cumulant les effets des avortements sexo-sélectifs et ceux des négligences de traitement à l'origine d'une surmortalité des filles) pour tenter de mettre à jour les déterminants des discriminations envers les filles, l'analyse menée ici distingue ces deux pratiques discriminatoires en partant du postulat que chacune d'elle est susceptible d'être dictée par des circonstances différentes.

Afin d'analyser les déterminants des discriminations des filles telles que révélées par le déséquilibre du rapport de masculinité des naissances (utilisé comme un proxy de la pratique d'avortements sexo-sélectifs) et par la surmortalité infantile féminine (utilisée comme un proxy des négligences dans le traitement des filles en matière de santé préventive et curative), et donc de mettre en évidence la relation susceptible d'exister entre diverses caractéristiques socioéconomiques et démographiques et la propension des couples à intervenir de manière active sur la composition par sexe de leur descendance, nous avons réalisé une série de régressions statistiques⁵. Dans ce but, nous avons identifié sept séries de variables : 1) une variable témoignant du niveau de vie et de développement socioéconomique : revenu moyen des résidents urbains et ruraux (en milliers de yuans) ; 2) une variable décrivant le niveau minimal de confort du logement comme un proxy de l'extrême pauvreté, à savoir la proportion de ménages dont le logement n'est pas équipé en eau potable et en toilettes indépendantes ou collectives ; 3) une variable indiquant le niveau d'exposition aux media : nombre de téléviseurs pour 100 ménages ; 4) des variables mesurant l'accès aux infrastructures de santé, à savoir le nombre de structures de santé pour 1 000 habitants et le nombre de maternité et d'hôpitaux pour enfants pour 100 000 habitants ; 5) des variables relatives au niveau d'éducation, à savoir la durée moyenne d'éducation des hommes et des femmes, en années ; 6) des variables décrivant la fécondité et les contraintes imposées par la politique de contrôle des naissances, à savoir la fécondité observée, la fécondité « politique » et le niveau de résistance aux mesures de contrôle des naissances ; enfin 7) des variables témoignant de la propension des couples à prendre en charge au moins un parent âgé, qui peut être utilisée comme un proxy du degré d'attachement aux valeurs traditionnelles de solidarité familiale, à savoir la proportion de ménages composés d'au moins trois générations et celle des personnes âgées de 60 ans ou plus dépendant financièrement d'un membre de leur famille, ces variables témoignant en outre de la pression familiale susceptible d'être exercée sur les couples pour sélectionner le sexe d'un enfant.

⁵ Le Tibet a été exclu de cette analyse du fait de données lacunaires.

TABLEAU 1 : RÉGRESSION LINÉAIRE MULTIPLE ENTRE DIVERSES VARIABLES SOCIO-ÉCONOMIQUES ET DÉMOGRAPHIQUES ET LE RAPPORT DE MASCULINITÉ DES NAISSANCES.

Coefficient de détermination multiple					0,959
R ² ajusté					0,864
Valeur P de la statistique F					0,000
Observations					30
	<i>Coefficients</i>	<i>SE</i>	<i>Statistique t</i>		<i>Probabilité</i>
Constante	-111,4122				
Revenu moyen	-1,0521	0,6765	-1,5551		
Extrême pauvreté	0,3154	0,0800	3,9396	***	p = 0,001
Exposition aux media	0,2382	0,0824	2,8908	***	p = 0,010
Structures de santé	-3,4789	1,1568	-3,0075	***	p = 0,008
Maternités et hôpitaux pour enfants	-1,2058	0,6458	-1,8671		
Durée moyenne d'éducation des hommes	17,6825	5,1104	3,4601	***	p = 0,003
Durée moyenne d'éducation des femmes	-1,2347	3,2612	-0,3786		
Fécondité « politique »	13,2237	4,2012	3,1476	***	p = 0,006
Fécondité observée (ISF)	7,8533	2,8670	2,7392	**	p = 0,014
Résistance à la politique de contrôle des naissances	-0,0859	0,0449	-1,9161		
Familles composées de 3 générations ou +	1,7782	0,3079	5,7753	***	p = 0,000
% de pers, âgées de 60+ dépendant financièrement d'un membre de la famille	0,2153	0,1002	2,1475	**	p = 0,046

Nota : Les variables explicatives utilisées dans cette régression sont définies dans le texte.

Source : Proportions de ménages non équipés en toilettes et eau courante (utilisées pour constituer la variable « extrême pauvreté »), durée moyenne d'éducation des hommes et des femmes, et proportions de ménages composés de trois générations ou plus : China's 2000 census (PCO 2002 ; PCO 2003). Proportion of personnes de 60 ans+ dépendant financièrement d'un membre de leur famille : China's population yearbook (SSBP 2005) ; Revenu annuel moyen des résidents urbains et ruraux (en milliers de yuans) ; nombre de postes de télévision pour 100 ménages (utilisées pour la variable « exposition aux media »), nombre de structures de santé pour 1 000 habitants, nombre de maternités et d'hôpitaux pour enfants pour 100 000 habitants : State Statistical Bureau (SSB 2004) ; ISF en 2000 : Guo 2004. Fécondité « politique » : Guo et al. 2003. Niveau de résistance à la politique de contrôle des naissances : Attané 2002.

TABLEAU 2 : RÉGRESSION LINÉAIRE MULTIPLE ENTRE DIVERSES VARIABLES SOCIO-ÉCONOMIQUES ET DÉMOGRAPHIQUES ET LA SURMORTALITÉ INFANTILE DES FILLES.

	<i>Coefficients</i>	<i>SE</i>	<i>Statistique t</i>	<i>Probabilité</i>
Coefficient de détermination multiple				0,901
R ² ajusté				0,679
Valeur P de la statistique F				0,0004
Observations				30
Constante	-6,2048			
Revenu moyen	-0,0376	0,0343	-1,0978	
Extrême pauvreté	0,0091	0,0041	2,2510	** p = 0,038
Exposition aux média	0,0061	0,0042	1,4582	
Structures de santé	-0,0410	0,0586	-0,7000	
Maternités et hôpitaux pour enfants	-0,0278	0,0327	-0,8514	
Durée moyenne d'éducation des hommes	0,7827	0,2588	3,0243	*** p = 0,008
Durée moyenne d'éducation des femmes	-0,2383	0,1651	-1,4428	
Fécondité « politique »	0,2707	0,2127	1,2722	
Fécondité observée (ISF)	0,3571	0,1452	2,4599	** p = 0,025
Résistance à la politique de contrôle des naissances	-0,0008	0,0023	-0,3393	
Familles composées de 3 générations ou +	0,0306	0,0156	1,9597	p = 0,067
% de pers. âgées de 60+ dépendant financièrement d'un membre de la famille	0,0108	0,0051	2,1189	** p = 0,049

Source : Idem Tableau 1

2.2. Des mécanismes complexes

Cette analyse statistique réalisée sur des données agrégées au niveau des provinces montre tout d'abord que les variables socioéconomiques et démographiques sélectionnées expliquent une bonne partie de la variation du rapport de masculinité des naissances (avec un R² ajusté de 0,864) de même que celle, mais dans une moindre mesure, des négligences de traitement envers les filles à l'origine de leur surmortalité infantile (avec un R² ajusté de 0,679) (tableaux 1 et 2). Il apparaît cependant que, alors les variables sélectionnées mettent assez clairement en évidence les déterminants des avortements sélectifs, ceux susceptibles, toutes choses égales par ailleurs, d'influencer la surmortalité infantile des filles paraissent plus complexes. Néanmoins, divers points communs apparaissent.

Contrairement à ce qui avait été suggéré notamment par Banister (2004) et par Guilmoto (2005), par exemple (voir ci-dessous dans la discussion), notre analyse ne met pas en évidence de relation entre l'indicateur de niveau de vie qu'est le revenu moyen des résidents urbains et ruraux et le passage à l'acte discriminatoire. Mais alors que le revenu moyen n'entretient pas de relation linéaire avec la propension des couples à discriminer leur fille, la grande pauvreté telle qu'approchée par l'absence dans le logement d'équipements de base tels que l'eau potable ou des toilettes, est, toutes choses égales par ailleurs, positivement associée à cette propension. Ainsi, la relation positive significative entre la grande pauvreté et la surmortalité des filles (avec $p = 0,038$) au niveau des provinces illustre le calcul coûts/bénéfices opérés par les familles pauvres qui, du fait de la forte hausse des coûts de la santé à la suite de la réforme du système de santé conduite au milieu des années 1980, sont moins disposées à s'endetter pour faire soigner un enfant quand il s'agit d'une fille que quand il s'agit d'un garçon, comme cela a été montré par Li et Zhu, 2001. Mais les avortements sélectifs sont également positivement associés à la grande pauvreté (avec $p = 0,001$), ce qui invalide *a priori* la thèse du caractère rédhibitoire du coût de l'acte discriminatoire dans la décision de discriminer qui est d'ailleurs confirmée par l'absence de corrélation entre les

comportements discriminatoires et le revenu moyen des résidents urbains et ruraux. La seule variable liée au niveau de développement qui entretient une relation positive significative (avec $p = 0,010$) avec le rapport de masculinité à la naissance est l'exposition aux media telle qu'approchée par la densité de postes de télévision pour 100 ménages. Cependant, la relation de cette variable avec la surmortalité infantile des filles n'est pas mise en évidence par l'analyse.

De manière inattendue, la densité des infrastructures médicales est négativement associée à la pratique d'avortements sélectifs (avec $p = 0,008$ et un coefficient de régression de $-3,48$) au niveau des provinces : toutes choses égales par ailleurs, en effet, plus cette densité est forte, plus le rapport de masculinité des naissances diminue, tandis qu'aucun lien ne semble exister avec la densité des maternités et hôpitaux pour enfants. On aurait pourtant pu s'attendre à ce qu'une plus forte densité des structures et personnels de santé facilite *a priori* l'accès aux techniques de détermination prénatale du sexe, puis éventuellement à l'avortement. Mais cela est infirmé par notre analyse qui montre au contraire qu'une plus forte densité des infrastructures médicales tendrait, à l'échelle des provinces et toutes choses égales par ailleurs, à développer un sentiment de contrôle social qui atténuerait la fréquence des avortements sélectifs. On pourrait également s'attendre à ce que cela permette, dans une certaine mesure, de pallier les défaillances parentales dans le recours aux soins de santé, permettant ainsi de limiter le nombre de décès infantile de filles, mais cela n'est pas confirmé par notre analyse.

On observe par ailleurs une relation positive, au niveau des provinces, entre les avortements sélectifs et la pension des couples à cohabiter avec au moins un grand parent (avec $p = 0,000$), tandis qu'une relation linéaire peu significative est mise en évidence avec la surmortalité infantile des filles (avec $p = 0,067$). La cohabitation avec au moins un parent âgé reflète dans une certaine mesure l'adhésion aux valeurs traditionnelles de solidarité familiale, dont la piété filiale prônée par le confucianisme, de même que la pression familiale que les couples sont susceptibles de subir de la part de la vieille génération pour sélectionner le sexe de l'enfant. Cela peut aussi refléter les lacunes du système de retraites, dont la plupart des personnes âgées sont exclues et qui sont de ce fait contraintes de cohabiter avec un enfant faute de revenu personnel suffisant. Ce dernier argument est également soutenu par la relation positive et statistiquement significative qui existe entre les comportements sexo-sélectifs et la proportion de personnes âgées de 60 ou plus dépendant financièrement d'un membre de leur famille (avec $p = 0,046$ pour le rapport de masculinité des naissances et $p = 0,049$ pour la surmortalité infantile des filles). L'absence de système de retraites dans les campagnes semble donc pouvoir être considérée, toutes choses égales par ailleurs, comme un déterminant des discriminations des filles au niveau des provinces, dans un contexte de précarité socioéconomique croissante.

Logiquement, les couples subissant des pressions pour réduire le nombre de leurs enfants ou plus enclins à réduire spontanément leur descendance devraient, du fait de la préférence traditionnelle pour les fils, être plus à même de sélectionner le sexe de leurs enfants. Mais à ce stade, une contradiction doit être soulignée : la relation positive et statistiquement significative entre le rapport de masculinité des naissances et le niveau de la fécondité observée aussi bien que celui de la fécondité « politique », définie dans le cadre de la politique de contrôle des naissances (avec $p = 0,014$ et $p = 0,006$ respectivement). Étant donné que pour une augmentation d'un point de la fécondité observée et de la fécondité « politique », le rapport de masculinité est, toutes choses égales par ailleurs, susceptible d'augmenter de $+7,85$ et $+13,23$ points respectivement, les contraintes relatives à la taille de la famille peuvent être, au niveau provincial, considérées comme un déterminant de la sélection prénatale du sexe. Une telle relation positive apparaît également entre la fécondité observée et la surmortalité des filles (avec $p = 0,025$ et un coefficient de régression de $+0,357$), pour laquelle aucune relation avec la fécondité « politique » n'est cependant mise en évidence.

Avec la fécondité observée, la variable la plus fortement associée au rapport de masculinité des naissances est le niveau d'éducation. Il y a en effet une relation positive significative entre la

durée moyenne d'éducation des hommes et le rapport de masculinité des naissances (avec $p = 0,003$), le coefficient de régression élevé ($= +17,68$) témoignant, toutes choses égales par ailleurs, de l'impact important, au niveau des provinces, que l'éducation est à même d'avoir sur les comportements discriminatoires⁶. Cette relation positive confirme l'observation selon laquelle les avortements sélectifs sont plus fréquents parmi les populations éduquées qui sont mieux informées de ces pratiques (Bignami-Van Assche, 2004 ; Edlund, 1999). La durée moyenne d'éducation des hommes est également positivement et significativement associée à la surmortalité infantile des filles au niveau des provinces (avec $p = 0,008$) : toutes choses égales par ailleurs, plus le niveau d'éducation des hommes augmente, plus la surmortalité infantile des filles est forte, avec un coefficient de régression élevé, égal à $+0,783$ impliquant que, pour une hausse d'une unité de la durée moyenne d'éducation des hommes, la surmortalité infantile des filles (dont l'échelle de mesure se situe, pour les provinces chinoises, entre 0,7 et 2,3) est susceptible d'augmenter de $+0,783$ point, toutes choses égales par ailleurs. Comme cela a été suggéré par Murthi *et al.* (1995, p 764) dans le cas de l'Inde, si l'éducation des hommes est positivement associée à la mortalité des filles, cela tient au fait que l'éducation des hommes réduit la mortalité des garçons davantage que celle des filles, d'où un accroissement de l'écart entre les sexes. Une évolution similaire semble donc affecter les comportements en Chine.

2.3. Fécondité, éducation et discriminations des filles : une relation ambivalente

Il ressort de l'analyse statistique menée ci-dessus que, au niveau des provinces et toutes choses égales par ailleurs, les discriminations des filles en phase pré- et post-natale entretiennent une relation linéaire significative en particulier avec quatre types de variables : 1) l'extrême pauvreté ; 2) le niveau de la fécondité ; 3) le niveau d'éducation des hommes ; et 4) le niveau de solidarité existant avec la génération des grands-parents, exprimé par la proportion de ménages composées d'au moins trois générations et par celle de personnes âgées de 60 ans ou plus dépendant financièrement d'un membre de leur famille.

Que l'extrême pauvreté puisse, au niveau agrégé des provinces et toutes choses égales par ailleurs, favoriser les pratiques discriminatoires envers les filles est cohérent, le choix de réduire sa descendance, notamment sa descendance féminine, étant alors dicté par des contraintes économiques : n'étant en mesure d'entretenir qu'un petit nombre d'enfants, les couples préfèrent alors un fils, qui représente à terme un soutien financier pour sa famille du fait de la pratique traditionnelle du mariage patrilocal et de l'absence d'un système de retraites généralisé. La relation linéaire positive entre les discriminations des filles et le niveau de solidarité intergénérationnelle est également cohérente, ce dernier reflétant, dans une certaine mesure, l'adhésion aux valeurs traditionnelles alimentant la préférence pour les fils, de même que la pression familiale que les couples sont susceptibles de subir de la part de la génération des grands-parents pour sélectionner le sexe de l'enfant.

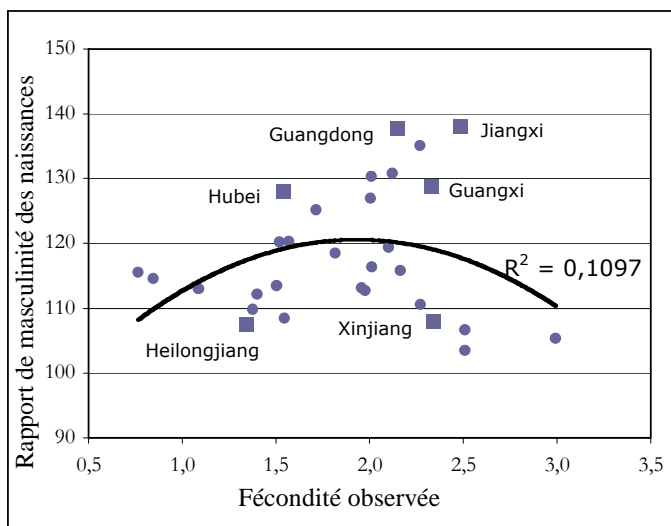
La relation entre fécondité, éducation et discriminations des filles semble en revanche beaucoup plus complexe. Comment expliquer, en effet, que, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de la durée moyenne d'éducation puisse aller dans le sens d'un accroissement des discriminations envers les filles ? Il est pourtant communément admis, comme évoqué précédemment, que l'éducation œuvre en principe en faveur d'une amélioration du statut des femmes, à la fois parce qu'elle entraîne, chez les parents, des pratiques plus favorables à la survie des enfants (et donc *a fortiori* des filles) et parce que, en permettant aux femmes d'accéder à des activités économiques à la fois plus gratifiantes et mieux rémunérées,

⁶ Soulignons que, après suppression de la variable « durée moyenne d'éducation des hommes » dans la régression, la variable « durée moyenne d'éducation des femmes » devient alors significative et la relation positive (avec $p = 0,0007$ et un coefficient de régression de $+8,342$ dans la relation linéaire avec le rapport de masculinité des naissances, et $p = 0,041$ et un coefficient de régression de $+0,197$ dans la relation linéaire avec la surmortalité des filles).

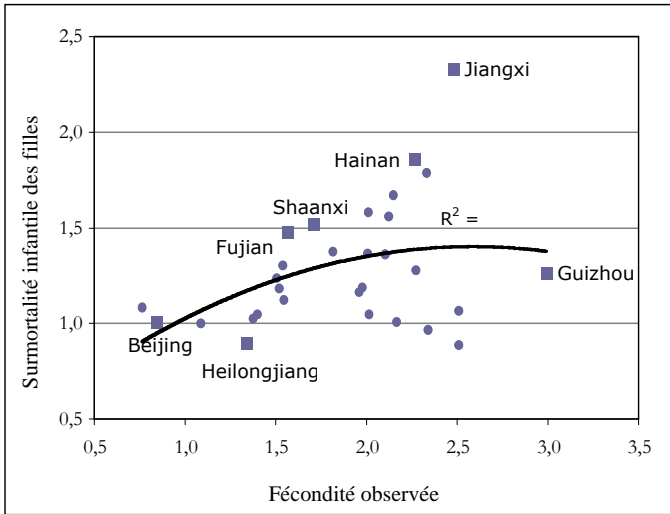
elle les valorise socialement, enrayant ainsi progressivement les processus discriminatoires dont elles sont victimes. En outre, il est vraisemblable que l'éducation joue dans le sens d'une limitation de la transmission des valeurs culturelles traditionnellement favorables aux garçons.

Afin de clarifier cette apparente contradiction, une hypothèse consiste à considérer que la variable « éducation » pourrait n'influencer les discriminations des filles que par effet de ricochet, du fait de la corrélation négative extrêmement forte existant, à l'échelle des provinces chinoises, entre fécondité et éducation (avec $r = -0,788$ entre la fécondité et la durée moyenne d'éducation des femmes et $r = -0,824$ entre la fécondité et la durée moyenne d'éducation des hommes, et $p = 0,000$ dans les deux cas). Ainsi, l'ampleur des discriminations pourrait être directement reliée à la fécondité, mais seulement indirectement au niveau d'éducation.

GRAPHIQUE 7 : CORRÉLATION ENTRE LE RAPPORT DE MASCULINITÉ DES NAISSANCES ET LA FÉCONDITÉ OBSERVÉE, CHINE – EN 2000.



GRAPHIQUE 8 : CORRÉLATION ENTRE LA SURMORTALITÉ INFANTILE DES FILLES ET LA FÉCONDITÉ OBSERVÉE, CHINE – EN 2000.



Il apparaît que toutes les provinces chinoises avec un rapport de masculinité des naissances supérieur à 115 garçons pour 100 filles en 2000 (16 provinces) ont une fécondité comprise entre 1,5 et 2,5 enfants par femme, tandis que celles avec un rapport de masculinité des naissances inférieur à 110 (8 provinces) ont une fécondité soit très basse (inférieure à 1,6 enfant par femme) soit très au-dessus de la moyenne nationale, c'est-à-dire supérieure à 2,3 enfants par femme⁷. S'il convient d'interpréter prudemment une telle observation sur des données agrégées, il n'en reste pas moins que ce résultat alimente l'hypothèse encore relativement inexplorée selon laquelle les comportements discriminatoires envers les filles, en particulier la pratique d'avortements sélectifs, apparaîtraient comme une composante additionnelle mais temporaire de la transition de la fécondité dans un contexte de forte préférence pour les fils. Comme cela a été suggéré pour la Corée du Sud (Kim et Song, 2007), une fécondité très basse passant en dessous de 1,5 enfant par femme est à même de réduire mécaniquement le déséquilibre du rapport de masculinité des naissances, la sélection du sexe intervenant principalement sur les naissances de rang 2 ou plus. Dans le cas de la Chine, cette hypothèse est cohérente avec la relation positive et statistiquement significative, mise en évidence par la régression multiple, qui existe entre les discriminations des filles (à savoir le rapport de masculinité des naissances et la surmortalité infantile des filles) et le nombre moyen d'enfants par femme, sachant que ce dernier est également très fortement corrélé au niveau d'éducation.

Ce constat suggère que les comportements discriminatoires envers les filles surviendraient principalement à un niveau intermédiaire de la fécondité (et donc en moyenne, à un niveau d'éducation intermédiaire), lorsque les familles font face à une nécessité plus aiguë de sélectionner le sexe de leur enfant. En effet, lorsque la fécondité est, en moyenne, relativement élevée (et donc que, en moyenne, le niveau d'éducation est relativement bas), les chances d'avoir « naturellement » un fils sans en avoir préalablement sélectionné le sexe sont mécaniquement plus grandes. Par contre, lorsque la fécondité est très basse à l'échelle d'une province (une situation associée en moyenne à un niveau d'éducation relativement élevé), cela signifie que les familles n'ayant qu'un seul enfant – qui n'ont donc pas encore mis en œuvre de

⁷ Ces indices synthétiques de fécondité sont tirés de Guo Zhigang, 2004.

stratégie sexo-sélective – sont en moyenne plus nombreuses, réduisant ainsi les pratiques discriminatoires au niveau provincial. Cette hypothèse est illustrée par la forme en « U renversé » de la courbe polynomiale qui décrit la relation observée au niveau des provinces, même si les coefficients de corrélation sont très faibles (Graphiques 7 et 8). Cela mériterait cependant d'être étayé par une analyse plus approfondie.

Conclusion

Cette analyse a permis, dans une certaine mesure, de mettre en lumière l'influence de diverses caractéristiques socioéconomiques et sociodémographiques sur la propension des couples à intervenir sur le sexe de leur descendance. Elle souligne en outre la complexité des processus en œuvre dans l'exercice des discriminations, d'autant plus difficiles à saisir que ces pratiques discriminatoires se répandent et touchent donc des populations aux caractéristiques socioéconomiques de plus en plus diversifiées. Il est enfin intéressant de souligner que les déterminants des discriminations des filles par l'avortement sélectif ne sont pas nécessairement identiques à ceux de la surmortalité féminine. Les stratégies familiales à l'origine du passage à l'acte discriminatoire sont donc extrêmement complexes et susceptibles de varier en fonction des contraintes auxquelles la famille est soumise.

Dans une revue exhaustive des déterminants susceptibles d'influencer le déséquilibre des sexes aux jeunes âges, Banister (2004) n'avait constaté aucune relation franche entre les discriminations des filles et diverses caractéristiques telles que le niveau d'éducation, la pauvreté ou le niveau de développement socio-économique, la seule variable jouant un rôle évident étant, selon elle, l'appartenance à l'ethnie han qui, plus que n'importe quelle autre, discriminerait ses filles. L'analyse faite au niveau des districts par Guilmo (2005) à partir des données du recensement de 1990 avait conclu que le rapport de masculinité chez les enfants de moins de cinq ans n'était corrélé à aucune variable économique, les seules corrélations positives franches ayant été relevées avec le niveau d'instruction et le niveau d'urbanisation. Notre analyse aboutit à des conclusions plus nuancées, qui témoignent de l'influence du contexte socio-économique sur la propension des couples à discriminer leurs filles.

Cette étude nous amène en outre à relativiser l'effet de la politique de limitation des naissances *per se* sur la propension des couples à éliminer une fille par un avortement sélectif ou par des négligences de traitement. Elle entretient en effet, au niveau agrégé des provinces et toutes choses égales par ailleurs, une relation forte avec la pratique des avortements sélectifs, tandis que la surmortalité infantile des filles semble davantage liée au niveau de la fécondité observée, qui peut être considérée comme la fécondité « possible » compte tenu des contraintes socioéconomiques (essentiellement la pauvreté) et de celles imposées par la politique de contrôle des naissances. Mais cette relation ne s'opère pas dans la direction attendue. Ainsi, alors que la baisse de la fécondité du moment – et notamment son passage en dessous du seuil de remplacement des générations dans les années 1990 – associée à la mise à disposition à grande échelle de techniques modernes de détermination prénatale du sexe, a indiscutablement contribué à la détérioration du rapport de masculinité des naissances au niveau national, elle a, selon Banister (2004), constitué un facteur plus aggravant que déterminant. Il ressort en effet que, au niveau agrégé des provinces, le passage à l'acte discriminatoire entretient une relation linéaire avec diverses caractéristiques socio-économiques et démographiques, dont certaines, comme la densité des infrastructures médicales, ont un rôle assez inattendu.

L'influence jouée par le niveau d'éducation sur la propension des couples à discriminer leurs filles a également été confirmée par cette recherche, ce qui souligne les effets pervers de la modernisation économique et sociale qui, loin d'atténuer les discriminations envers les filles, tendrait au contraire à les renforcer. Ainsi, une meilleure éducation des hommes serait d'abord favorable à la survie des garçons, ce qui augmenterait mécaniquement l'écart entre les sexes.

En Chine, à l'instar des autres pays du continent asiatique connaissant une surmasculinité aux jeunes âges (à savoir l'Inde, Taiwan et la Corée du Sud), la détérioration du rapport de masculinité des naissances a largement coïncidé avec la mise à disposition à grande échelle des techniques de détermination prénatale du sexe, tandis que la surmortalité infantile féminine n'a fait que s'aggraver depuis les années 1980, en dépit de l'amélioration du niveau de vie global et de l'augmentation du capital éducatif. La détérioration de la survie des filles du fait des avortements sélectifs et des négligences de traitement apparaît donc comme aussi inéluctable que la baisse de la fécondité elle-même. Elle se présente ainsi comme une composante supplémentaire, mais peut-être seulement transitoire, du processus de transition démographique qui pourrait affecter durablement la croissance et la structure de la population chinoise (Attané, 2006 ; Cai and Lavelly, 2003).

BIBLIOGRAPHIE

- ATTANÉ Isabelle, 2006. « The Demographic Impact of a Female Deficit in China, 2000-2050 », *Population and Development Review*, vol. 32, n° 4, 755-770.
- ATTANÉ Isabelle, 2007. *Masculinisation de la population chinoise : tendances, faits et perspectives*, Mémoire d'habilitation à diriger des recherches, Université de Versailles-Saint Quentin-en-Yvelines.
- ATTANÉ Isabelle, 2002. « China's family planning policy : An overview of its past and future », *Studies in Family Planning*, 33(1), 103-113.
- BANISTER Judith, 1987. *China's changing population*, Stanford: Stanford University Press.
- BANISTER Judith, 2004. « Shortage of girls in China today », *Journal of Population Research*, Vol.21, n° 1, 19-45.
- BHAT Mari, ZAVIER Francis A. J., 2007. « Factors influencing the use of sex selection technologies and sex ratio at birth in India », in Attané I., Guilmo (Eds), *Female deficit in Asia : Trends and perspectives*, Paris : Cicred, in press.
- BIGNAMI-VAN ASSCHE Simona, 2004. « A different perspective on the imbalance of the reported sex ratios at birth in rural China », *Stanford Journal of East-Asian Affairs*, 4 (2), 50-67.
- CHAHNAZARIAN Anouch, 1988. « Determinants of the sex ratio at birth : review of recent literature », *Social biology*, vol. 35, n° 3-4, 215-235.
- CHEN Shengli, COALE Ansley, 1993. *Zhongguo ge sheng shengyu lii shouce, 1940-1990 (Fertility data for Chinese provinces, 1940-1990)*, Beijing : Zhongguo renkou chubanshe, 215 p.
- COALE Ansley, BANISTER Judith, 1994. « Five decades of missing females in China », *Demography*, Vol. 31, n° 3, 459-479.
- CROLL Elizabeth, 2000. *Endangered daughters, discrimination and development in Asia*, Routledge, London and New York, 207 p.
- DAS GUPTA Monica *et al.*, 2002. « Why is son preference so persistent in East and South Asia ? A cross country study of China, India and the Republic of Korea », Policy Research Working Paper, 2942, *The World Bank Development Research Group Public Service and Rural Development*, 34 p.
- EDLUND Lena, 1999. « Son preference, sex ratios and marriage patterns », *Journal of political economy*, 107 (6), 1275-1303.

- GOODKIND Daniel, 1996. « On substituting sex preferences strategies in East Asia : Does prenatal sex selection reduce postnatal discrimination ? », *Population and Development Review*, 22 (1), 111-125.
- GUILMOTO Christophe Z., 2005. « A Spatial and Statistical Examination of Child Sex Ratio in China and India », in Attané Isabelle, Véron Jacques (Eds), *Gender Discriminations among Young Children in Asia*, Pondicherry : Ceped-French Institute of Pondicherry, 134-165.
- GUO Zhigang, 2004. « Dui zhongguo 1990 niandai shengyu shuiping de yanjiu yu taolun » (« Discussion on fertility level in China's provinces in 2000 »), *Renkou yanjiu (Population research)*, 28 (2), 10-19.
- GUO Zhigang, ZHANG Erli, GU Baochang, WANG Feng, 2003. « Cong zhengce shengyu lü kan zhongguo shengyu zhengce de duo yangxing » (« Diversity of fertility policy in China by considering 'policy' fertility »), *Renkou yanjiu (Population research)*, 27 (5), 1-10.
- HILL Kenneth, UPCHURCH Dawn, 1995. « Gender differences in child health : evidence from the demographic and health survey », *Population and Development Review*, 21 (1), 127-150.
- HULL Terence, 1990. « Recent trends in sex-ratio at birth in China », *Population and Development Review*, 16. 1, 63-83.
- JOHANSSON Sten, NYGREN Ola, 1991. « The missing girls of China : A new demographic account », *Population and Development Review*, 17 (1), 35-51.
- KIM Doo-sub, SONG Yoo-Jean, 2007. « Does religion matter ? A study of regional variations in sex ratio at birth in Korea », in Attané I and Guilmoto C.Z. (Eds), *Watering the neighbour's garden: The growing demographic female deficit in Asia*, Paris : Ciced, 183-206.
- LI Bohua, 1994. « Zhongguo chusheng xingbiebi de jinqi qushi » (« Recent trends in sex ratio at birth in China : evidence from birth registration in hospitals »), *Renkou yanjiu (Population research)*, 4, 1-9
- LI Rongshi, 1998. « An analysis of the sex-ratio at birth in impoverished areas in China », *Chinese Journal of Population Science*, 10 (1), 65-73.
- LI Shuzhuo, ZHU Chuzhu, 2001. *Zhongguo er'tong shengcun xingbie chayi de yanjiu he shixian (Research and community practice on gender difference in child survival in China)*, Beijing : Zhongguo renkou chubanshe, 488 pages.
- LI Yongping, 1993. « Tai'er xingbie jiangding de liuyinchan dui chusheng ying'er xingbiebi de yingxiang » (Influence des avortements différentiels selon le sexe sur le rapport de masculinité à la naissance »), *Renkou yanjiu (Recherche en démographie)*, 17 (5), 21-25, 13.
- MO Lixia, 2005. « Dangqian woguo nongcun jumin de shengyu yiyuan yu xingbie bianhao yanjiu » (« Fertility intention and sex preference in rural China »), *Renkou yanjiu (Population research)*, 2, 62-68.
- MURTHI Mamta, GUIO Anne-Catherine, DREZE Jean, 1995. « Mortality, fertility and gender-bias in India, A district-level analysis », *Population and development review*, 21 (4), 745-782)
- NIE Jingbao, 2005. *Behind the silence, Chinese voices on abortion*, Oxford : Rowman & Littlefield Publishers, 294 p.
- PCO, 1985. Population Census Office and National Bureau of Statistics of China, *Zhongguo 1982 nian renkou pucha ziliao (Données du recensement de 1982)*, Beijing : Zhongguo renkou chubanshe, 674 p.
- PCO, 1993. Population Census Office and National Bureau of Statistics of China, *Zhongguo 1990 nian renkou pucha ziliao*, Beijing : Zhongguo renkou chubanshe, 4 volumes.

- PCO, 2002. Population Census Office and National Bureau of Statistics of China, *Tabulation on the 2000 Population Census of the People's Republic of China*, Beijing : China Statistics Press, 3 volumes, 1906 p.
- PCO, 2003. Population Census Office and National Bureau of Statistics of China, *Tabulation on the 2000 Population Census of the People's Republic of China at the district level*, Beijing : China Statistics Press.
- SSB, 2004, (STATE STATISTICAL BUREAU). *2004 Zhongguo tongji nianjian (2004 Statistical Yearbook of China)*, Beijing : Zhongguo tongji chubanshe, 1011 pages.
- SSB (STATE STATISTICAL BUREAU), 2007. *2005 Nian quanguo 1% renkou chouyang diaocha ziliao*, Beijing : Zhongguo tongji chubanshe, 852 p.
- SSBP, 2005 (STATE STATISTICAL BUREAU), 2005. *2004 Zhongguo renkou tongji nianjian (2004 China's population statistical yearbook)*, Beijing : Zhongguo tongji chubanshe, 344 pages.
- TU Ping, 1993. « Wo guo chusheng ying'er xingbiebi wenti tantao », (« Discussion sur le problème du rapport de masculinité des naissances en Chine »), *Renkou yanjiu (Recherches en démographie)*, 1, 6-13.
- XIE Zhenming, 2002. « Yinqi zhongguo chusheng xingbiebi biangao de san yaosu » (« Three determinants of the sex ratio at birth in China »), *Renkou yanjiu (Population research)*, 26 (5), 14-18.
- ZENG Yi, GU Baochang, TU Ping *et al.*, 1993. « Woguo jinnian lai chusheng xingbiebi sheng gao yuanyin ji qi houguo fenxi » (« Trends and analysis of the increase of sex ratio at birth in China »), *Renkou yu jingji (Population and economics)*, 1, 3-15.
- ZHANG Liping, 2005. « Wo guo chusheng xingbiebi quyue chayu yanjiu », (« Geographic disparities in sex ratio at birth in China »), *Renkou yanjiu (Population research)*, Vol. 29, supplement, 118-122.

ANNEXE

TABLEAU A : RAPPORT DE MASCULINITÉ DES NAISSANCES, SURMORTALITÉ INFANTILE DES FILLES ET VARIABLES SOCIOÉCONOMIQUES ET CONTEXTUELLES DANS LES PROVINCES - CHINE, VERS 2000.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Pékin	114,6	1,006	14658	2,3	27,3	145,2	4,6	0,5	10,30	9,65	1,086	0,85	29	14,4	23,4
Tianjin	113,0	0,999	10245	9,4	34,4	130,3	3,1	1,7	9,37	8,59	1,167	1,09	39	15,6	31,8
Hebei	118,5	1,375	4543	28,3	13,0	125,3	3,0	2,4	8,09	7,38	1,592	1,82	71	18,9	54,3
Shanxi	112,8	1,188	4645	34,1	14,8	115,5	2,7	3,8	8,36	7,67	1,487	1,98	93	18,0	54,6
Mongolie intérieure	108,5	1,122	5118	57,4	47,1	105,8	3,3	4,7	8,22	7,27	1,602	1,55	49	13,2	44,7
Liaoning	112,2	1,048	6272	41,9	5,6	118,2	2,9	2,6	8,74	8,06	1,383	1,40	25	16,1	29,9
Jilin	109,9	1,025	5595	50,3	23,8	117,0	2,7	2,5	8,54	7,92	1,450	1,38	61	16,9	37,9
Heilongjiang	107,5	0,892	5477	42,2	22,3	110,7	2,3	5,0	8,58	7,91	1,392	1,34	80	14,8	48,4
Shanghai	115,5	1,084	17164	0,9	22,0	177,8	3,4	0,6	9,86	8,71	1,060	0,77	21	15,1	11,9
Jiangsu	120,2	1,181	7492	34,9	28,1	138,8	2,0	1,6	8,52	7,18	1,060	1,52	59	21,1	46,8
Zhejiang	113,1	1,163	10781	31,2	34,8	156,6	3,7	1,6	8,00	6,90	1,467	1,96	42	15,6	44,2
Anhui	130,8	1,561	3967	78,5	29,2	122,9	1,2	1,9	7,70	6,23	1,480	2,12	94	19,0	46,2
Fujian	120,3	1,475	7457	51,8	56,2	139,6	3,2	2,4	8,12	6,83	1,481	1,57	128	20,0	61,7
Jiangxi	138,0	2,328	4195	75,0	51,0	125,6	2,3	2,9	8,19	6,88	1,464	2,48	121	22,7	51,5
Shandong	113,5	1,236	6056	69,5	9,7	116,8	1,6	1,4	8,25	6,91	1,453	1,51	53	12,9	56,1
Henan	130,3	1,581	3847	68,9	17,1	113,7	1,3	1,5	8,20	7,21	1,505	2,01	77	20,1	50,5
Hubei	128,0	1,303	5170	59,0	34,7	122,0	2,2	1,8	8,36	7,13	1,466	1,54	92	20,5	42,9
Hunan	126,9	1,367	4584	72,1	29,0	115,4	3,1	2,2	8,23	7,33	1,479	2,01	88	20,3	55,0
Guangdong	137,8	1,672	10258	36,3	39,3	134,3	1,6	0,4	8,59	7,55	1,413	2,15	73	19,7	57,2
Guangxi	128,8	1,788	4282	65,7	54,5	116,3	3,2	0,4	8,02	7,07	1,527	2,33	90	19,5	53,1

Hainan	135,0	1,859	4974	52,2	67,2	98,9	3,4	3,1	8,36	6,92	2,137	2,27	88	20,3	45,3
Chongqing	115,8	1,007	4958	67,1	54,3	120,5	3,6	1,5	7,71	6,80	1,188	2,17	46	21,6	42,6
Sichuan	116,4	1,047	4074	72,0	12,6	116,8	4,4	2,5	7,55	6,55	1,273	2,01	46	23,9	42,8
Guizhou	105,4	1,259	3110	74,0	22,1	87,1	2,9	2,5	6,99	5,22	1,667	2,99	98	18,5	47,7
Yunnan	110,6	1,277	3660	45,2	57,9	93,2	2,9	3,4	6,95	5,66	2,006	2,27	91	22,5	57,6
Shaanxi	125,2	1,517	3852	70,7	24,1	117,3	3,1	2,5	8,23	7,16	1,514	1,71	86	21,2	47,7
Gansu	119,4	1,362	3322	67,2	27,0	107,8	3,7	3,7	7,32	5,70	1,559	2,10	117	27,8	49,5
Qinghai	103,5	1,065	3841	57,6	29,0	103,4	5,1	9,5	6,92	5,26	2,104	2,51	96	23,5	54,8
Ningxia	108,0	0,966	4081	56,3	15,4	117,8	2,6	4,6	7,71	6,32	2,116	2,34	94	16,4	45,0
Xinjiang	106,7	0,886	4260	41,9	36,8	106,6	3,4	3,7	7,94	7,50	2,366	2,51	102	11,5	30,1

- 1) Rapport de masculinité des naissances en 2000
- 2) Rapport du taux de mortalité infantile des filles à celui des garçons en 2000
- 3) Revenu moyen des résidents urbains et ruraux, en yuans
- 4) Proportion de ménages dont le logement n'est pas équipé en eau potable
- 5) Proportion de ménages dont le logement n'est pas équipé en toilettes indépendantes ou collectives
- 6) Nombre de téléviseurs pour 100 ménages
- 7) Nombre de structures de santé pour 1000 habitants
- 8) Nombre de maternités et d'hôpitaux pour enfants pour 100 000 habitants
- 9) Durée moyenne d'éducation reçue par les hommes
- 10) Durée moyenne d'éducation reçue par les femmes
- 11) Fécondité « polinique »
- 12) Fécondité observée
- 13) Niveau de résistance aux mesures de contrôle des naissances sur une échelle allant de 0 à 130, des valeurs élevées attestant d'une forte résistance
- 14) Proportions de ménages regroupant trois générations ou plus
- 15) Proportions de personnes âgées de 60 ans ou plus dépendant financièrement d'un membre de leur famille

Source : voir tableau I.