

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>**

L'impact de l'émigration sur la fécondité, le cas de l'Albanie et du Tadjikistan

Mathias Lerch

Laboratoire de démographie et études familiales, Université de Genève

1. Introduction

Une population est susceptible de réagir dans des situations de changements socio-économiques par une variété de réponses démographiques (Davis 1963). Le paradigme « population et développement » se focalise généralement sur les interrelations entre les évolutions économiques et les mouvements naturels de la population, comme en témoignent les trois grandes conférences internationales sur la population. Quant à l'émigration internationale, son impact sur le développement dans les régions d'origine est étudié depuis les années 1970. L'implication sur la fécondité n'a cependant bénéficié que de peu d'attention. À ce jour, la majorité des études portant sur les interrelations entre migration et fécondité se focalise sur la population migrante observée dans les pays d'accueil et sur le phénomène de sélection ou d'adaptation des niveaux de fécondité en aval ou en amont de la migration. Les phénomènes migratoires représentent pourtant une stratégie endogène au système démographique de départ, affectant tant l'économie nationale que la population elle-même. Vue la circularité et les réseaux sociaux qui caractérisent la migration contemporaine, cette dernière est susceptible d'influencer la fécondité des pays d'origine et par là, de déterminer le rythme de la transition démographique.

2 Contextes et hypothèses

L'émigration des pays en transition économique et politique a été importante. Entre 600 000 et 650 000 albanais, soit 20% de la population recensée en 1989, ont quitté le pays jusqu'en 2001 pour l'Italie et la Grèce principalement (INSTAT, 2004 : 34 ; Carella *et al.*, 2004 : 10). En dépit de sa jeune structure par âge, la population a connu une décroissance pour atteindre 3,1 millions. Outre l'émigration des minorités ethniques, 18% de la population adulte du Tadjikistan, soit 600 000 personnes, quittent le pays chaque année depuis 1998 pour un travail saisonnier en Russie, et dans une moindre mesure, en Ouzbékistan ou au Kazakhstan (Erlich, 2006 : 6)¹. Le pays compte 6,1 millions d'habitants au dernier recensement.

Comment ces importants flux de population ont-ils influencé la fécondité durant la transition économique et politique ? Les deux pays offrent une variété de contextes intéressante pour l'analyse prévue. Ils affichent les plus hauts niveaux de fécondité dans leur région du monde tout en se situant à des stades différents de la transition féconde. L'Albanie est largement en avance : de 6 enfants par femme à la sortie de la Seconde Guerre Mondiale, le pays n'en comptait plus que 3 en 1990 (Falkingham et Gjoncja 2001). La baisse s'est poursuivie durant les années de transition pour atteindre le niveau de remplacement des générations au début du 21^{ème} siècle. L'évolution a été plus abrupte au Tadjikistan, qui a connu une transition de la fécondité typique de l'Asie Centrale jusqu'en 1990. Suite à son début tardif dans les années 1960, la hausse prétransitionnelle de la fécondité a été importante (de 4,5 à plus de 6 enfants par femme)² et s'est prolongée jusque dans les années 1970 pour ensuite atteindre

¹ Jones *et al.* (2007) rapportent un maximum estimé par l'OIM de 1,5 millions.

² La croissance était sans doute moins forte que les données ne le laissent croire, puisqu'en 1950 la fécondité est sous-estimée (Blum 1987 : 343).

5 enfants par femme en 1990 (Blum 1987, Shcherbakova 1996). Depuis cette date, le nombre d'enfants a chuté brutalement, soit à 4,2 en 1992 et à 3,6 en 2004 – selon les données nationales. Outre la transition économique, un effet conjoncturel lié aux différentes crises survenues durant ces années ainsi que des biais dus à un sous-enregistrement des naissances expliquent ce phénomène (Clifford 2008; Gentile 2007).

Les deux pays se situent également à des étapes différentes du « cycle de vie » migratoire. Contrairement à l'émigration tadjike très récente à dominance masculine et avant tout temporaire (Olima et Bosc, 2003), celle albanaise s'est progressivement féminisée et stabilisée dès la fin des années 1990. Le rapport de masculinité des émigrés a fortement diminué (de 410 à 240 hommes pour 100 femmes entre 1992 et 1999 ; Carella *et al.*, 2004) et les regroupements familiaux ainsi que la scolarisation de jeunes Albanais en Italie ou en Grèce sont importants (Bonifazi *et al.*, 2003 ; OCDE 2003 et 2001).

Enfin, les deux pays sont en transition économique et politique. Suite à des heurts initiaux, l'Albanie a cependant connu une croissance économique dès 1992 et se situe parmi les pays à revenus moyens inférieurs. Le Tadjikistan, par contre, est devenu un des pays les plus pauvres du monde. La guerre civile entre 1992 et 1997 ainsi que les deux famines (en 1995 et 2000-01) illustrent les états de crise qu'il a connu depuis son indépendance. Il s'agit d'ailleurs d'un des rares pays du monde dont l'Indice de développement humain a baissé durant les années 1990. Alors que la pauvreté concerne un cinquième de la population albanaise, près des deux tiers de la population tadjike vit en dessous du seuil national (World Bank, 2003 et 2005).

Cette variété de contexte nous permet de tester différentes hypothèses relatives à l'influence de la migration sur la fécondité. D'une part, la séparation physique des couples peut provoquer un retardement des naissances. D'autre part, la migration est susceptible d'exercer un effet économique et social au pays d'origine.

Si l'impact des transferts de fonds de migrants sur l'économie nationale reste contesté sur le long terme, son importance pour l'allègement de la pauvreté n'est plus à démontrer (Adams et Page, 2005). Étant donné l'ampleur des migrations albanaises et tadjikes et l'importance des motivations économiques, les retombées financières sont considérables. Le Tadjikistan figure actuellement premier rang mondial des bénéficiaires – les transferts représentant 36% du PNB en 2007 (Ratha *et al.*, 2007) – et ces flux financiers ont représenté jusqu'à 20% du PNB annuel albanaise durant les années 1990 (De Zwager *et al.*, 2005). Les migrations sont donc susceptibles de modifier les motivations économiques de la fécondité. Deux scénarii peuvent être dès lors envisagés. Les opportunités économiques liées à la mobilité peuvent augmenter le nombre d'enfants souhaité (Abernethy, 1990), si le contexte social de ces préférences reste stable. Le coût de l'entrée en union ou de l'éducation des enfants sont en outre allégés par l'apport financier étranger. De plus, la diversification des sources de revenus familiaux résultant de l'émigration (Stark et Bloom, 1985), est susceptible de maintenir le flux intergénérationnel de richesses traditionnel des parents aux enfants (Caldwell 1976) : si les enfants pourvoient à une nouvelle source de revenu indépendante de l'économie locale, les bénéfices d'une descendance nombreuse l'emportent sur les coûts et incitent au maintien d'une fécondité élevée (Stark 1981). À l'opposé, l'augmentation du standard de vie du ménage due à la migration, peut aussi mener à un renforcement de l'investissement qualitatif dans la génération suivante (en termes de santé, d'éducation scolaire, etc.), qui est souvent une dimension intergénérationnelle du projet migratoire. Le coût réel d'un enfant augmente et le flux intergénérationnel de richesses est renversé, allant des parents aux enfants. La baisse de la fécondité s'accélère ainsi par une circularité des effets « coûts » et « bénéfiques » de l'enfant (Becker, 1981 ; Caldwell, 1976).

L'effet social de la migration sur les comportements reproductifs dépend du différentiel de fécondité entre les pays d'origine et d'accueil. Selon Fargues (2006), le processus d'adaptation des comportements féconds des migrants aux normes prévalant dans le pays

d'accueil peut avoir un impact sur les évolutions dans le pays d'origine. Les réseaux sociaux – liant le migrant aux non-migrants tout en constituant un filtre des perceptions macro-structurelles dans le processus décisionnel de l'individu (Boyd 1989) – servent de moteur aux transferts de valeurs, de comportements et d'identités au pays d'origine. Ces « remittances sociales » (Levitt 1998) sont d'une importance particulière dans le domaine de la reproduction. Le concept de l'interaction sociale proposé par Bongaarts et Watkins (1996) est très semblable et s'applique spécifiquement au domaine de la fécondité en insistant particulièrement sur la fonction d'information. Le degré d'interaction sociale (ou l'ouverture d'un réseau) affecte l'échange d'idées et de valeurs, l'évaluation de leur signification ainsi que l'influence sociale sur une décision individuelle (voir aussi Montgomery et Casterline, 1996). Les migrants internationaux peuvent bel et bien provoquer une telle ouverture et diffuser de nouveaux comportements reproductifs du pays d'accueil vers les régions d'origine.

La prévalence respective des impacts économiques et sociaux est déterminée par la position d'un pays dans sa transition de la fécondité. La diffusion internationale des comportements est considérée importante pour le déclenchement de la transition (soit lors de l'absence de relation entre développement et fécondité ; Bryant, 2007), alors que le niveau de développement détermine la rapidité de la diffusion du nouveau comportement au cours d'une transition engagée (Bongaarts et Watkins, 1996).

3. Données et méthodes

Pour les besoins de cette étude, les données individuelles du Living Standard Measurement Surveys (LSMS) de l'Albanie et du Tadjikistan, récoltés respectivement en 2002 et 2003, sont exploitées. Cette enquête auprès des ménages touche divers aspects de la vie ; y sont recensées des informations portant sur la situation socio-économique et les comportements migratoires des ménages ainsi que sur les histoires génésiques de toutes les femmes. Le LSMS albanais concerne 3 599 ménages (regroupant 16 521 individus) représentatifs de l'ensemble de la population, interrogés entre avril et juillet 2002. 4 156 ménages (regroupant 26 141 individus) ont été interrogés au Tadjikistan entre juin et juillet 2003. L'échantillonnage est basé sur des listes d'unités d'habitations au dernier recensement. Les échantillons sont stratifiés (par région et type de résidence) et tirés en grappe en deux étapes. Dans une première étape, des grappes de ménages (définies géographiquement) ont été sélectionnées au hasard à l'intérieur des strates, proportionnellement à leur taille. Ensuite, des ménages ont été sélectionnés au hasard à l'intérieur de chacune des grappes choisies.

L'avantage certain du LSMS – par rapport aux enquêtes démographiques classiques – réside dans la richesse d'informations relatives à la migration. Cette dernière est cependant contrebalancée par les erreurs d'échantillonnage liées aux problèmes d'effectifs de femmes (concernées par la migration). Nous les limitons par l'agrégation de plusieurs années d'observations et groupes d'âges.

Outre les problèmes de sélection démographique et de validité des réponses – inhérents à toute enquête rétrospective, certains biais concernent aussi l'estimation de la migration. D'un point de vue technique, on observe une définition restrictive des migrations internationales permanentes d'anciens membres du ménage³. En effet, ils sont recensés parmi les enfants des femmes, avec leur date de décohabitation parentale ainsi que le pays de résidence actuel. D'autres émigrants permanents (dont la mère ne réside pas dans le ménage ou n'a pas été interrogée) ne sont pas identifiés par le LSMS. Étant donné que l'enquête albanaise a administré le module « fécondité » à l'ensemble des femmes âgées d'au moins 15 ans, la probabilité d'identifier un émigrant permanent est supérieure à zéro uniquement pour les ménages comptant au moins une femme féconde âgée de 35 ans et plus. Au Tadjikistan, ce

³ Établis depuis plus de 6 mois à l'étranger.

module a uniquement été administré aux femmes âgées de 15 à 49 ans. Il est dès lors impossible d'identifier un nombre réaliste de migrants internationaux permanents. La migration tadjike étant surtout temporaire, ce problème reste limité. En effet, l'enquête identifie toutes les migrations temporaires (d'une durée d'au moins trois mois durant les six années précédant l'enquête) effectuées par les résidents du ménage. Cependant, les migrations illégales ne sont pas nécessairement toutes indiquées.

Définitions des populations sous étude

Ces limites nous imposent un échantillon restreint de femmes. En Albanie, sont considérés les comportements féconds de 3 658 femmes non-migrantes (internationales), âgées de 15 à 54 ans au moment de l'enquête, résidant dans un ménage qui compte au moins une femme féconde âgée de 35 ans et plus. Afin d'assurer la comparaison entre les deux pays, l'échantillon tadjik est défini de la même manière. Il comprend 5 316 femmes non-migrantes âgées de 15 à 49 ans au moment de l'enquête⁴. Ces échantillons représentent 80% de l'ensemble des femmes interviewées des tranches d'âge précitées.

Nous excluons ainsi de notre analyse les jeunes femmes (âgées moins de 35 ans) qui mènent un mode de vie « moderne » en résidant en couple (avec leurs enfants) ou seules. De ce fait, les contextes multi-générationnels, peu propice à la baisse de la fécondité, sont surestimés : les coûts des enfants sont partagés au sein du ménage intergénérationnel et donc plus diffus, les obligations économiques envers les nombreux membres freinent les possibilités d'investissements qualitatifs dans les enfants et les femmes sont contrôlées socialement par le linéage (Mason, 2001 : 162-163).

Méthodes

Les comportements féconds des albanaises et tadjikes à partir de 1990 sont décrits selon le statut migratoire variant dans le temps (défini au niveau du ménage avec une année de décalage), afin d'estimer tant la *sélection* en terme de fécondité que l'*impact migratoire* sur les comportements reproductifs.

Ensuite, des analyses longitudinales multi-variées en temps discret permettent d'identifier l'impact « propre » du statut migratoire variant dans le temps sur le calendrier et l'intensité de la fécondité des femmes durant les cinq années précédant l'enquête : soit *1998-2002 pour l'Albanie* et *1999-2003 pour le Tadjikistan*. Les fichiers personnes-années sont analogues à une cohorte fictive formée d'une multitude de progression en âge partant de niveaux différents. L'hypothèse sous-jacente à nos modèles est la stabilité des caractéristiques durant la période précédant les années sous observation, qui varie entre 0 et 31 années (femmes âgées de 15 et 46 ans au début de la période d'observation). Nous adoptons une perspective individuelle et ménagère en contrôlant les déterminants classiques suivants de la fécondité :

- Le type de résidence, distinguant les zones rurales et urbaines.
- Le niveau de formation atteint : soit au plus le niveau primaire 1, le niveau primaire 2 (obligatoire) et les niveaux post-obligatoires. L'interaction entre le statut migratoire et le niveau de formation permet de vérifier l'hypothèse d'une préférence pour la qualité plutôt que pour la quantité d'enfants.
- Le niveau de vie du ménage, indiqué par un indice basé sur une analyse en composantes principales sur les biens possédés par le ménage (voir Filmer et Pritchett, 2001) et mis en trois classes. L'interaction entre le statut migratoire et cet indice est susceptible d'indiquer l'impact du coût de l'enfant sur la fécondité.

⁴ Résidant dans un ménage comptant au moins une femme féconde âgée de 35-49 ans ou une femme âgée de 50 ans et plus.

L'impact du statut migratoire sur le calendrier de la fécondité, soit l'âge à la première naissance, est estimé par un modèle de régression logistique. L'impact sur l'intensité de la fécondité est estimé par un modèle de régression de Poisson (voir Schoumaker, 2004/5).

4. Résultats

4.1. La fécondité selon le statut migratoire

Près d'un cinquième des tadjikes sont concernées par la migration, presque essentiellement temporaire, contre 41% en Albanie. La prévalence de la perception de transferts de fonds est cependant égale parmi les migrantes de ces deux pays (légèrement inférieure à 40%).

Le Tableau 1 montre les différences de calendrier et d'intensité de la fécondité des femmes migrantes⁵ avant et après l'évènement migratoire comparés aux femmes non-migrantes. Les migrantes albanaises sont positivement sélectionnées en ce qui concerne les comportements reproductifs. Elles ont connu une première naissance en moyenne un an plus tôt (23,5 ans) que les non-migrantes (24,5 ans), que se soit dans les régions urbaines ou rurales. L'analyse de la descendance finale théorique⁶ suggère que les albanaises concernées par la migration sont sélectionnées parmi les plus fécondes (3,3 contre 3 enfants par femme non-migrante), particulièrement dans les milieux urbains.

Les conséquences de la migration provoquent cependant une diminution de l'intensité de la fécondité : la descendance finale théorique devient légèrement inférieure (2,9) à celles des non-migrantes, particulièrement dans les régions rurales (diminution de 0,5 pour atteindre 3 enfants contre 3,3 pour les non migrantes). Cette évolution contraste pourtant avec l'indice conjoncturel de fécondité⁷, égal pour les femmes migrantes et non-migrantes durant les 5 années précédant l'enquête (soit de 2,1 enfants par femme). En effet, la baisse du nombre d'enfant dans les cohortes est contrebalancée par un rajeunissement du calendrier des naissances. En Albanie, la migration semble donc accélérer le rythme (initial) de la formation d'une famille moins nombreuse.

On observe l'inverse au Tadjikistan. La sélection démographique par la migration en ce qui concerne le calendrier fécond est insignifiante : l'âge au premier enfant se situe autour des 20,5 ans, indépendamment du statut migratoire. Les femmes migrantes sont par contre sélectionnées selon l'intensité de la fécondité. La descendance finale théorique est plus faible en amont de la migration que chez les non-migrantes (3,8 contre 4,1), principalement dans les milieux ruraux.

L'émigration d'un membre du ménage retarde ensuite d'une année la première naissance (pour avoir lieu en moyenne à 21,5 ans). L'intensité de la fécondité devient cependant plus importante : la descendance théorique s'élève à 4,3 enfants par femme et dépasse ainsi la fécondité des non-migrantes de 0,2 enfant. Cette hausse est particulièrement importante dans les régions rurales (soit de 0,5 enfants). Conjointement à la mesure longitudinale, l'indice conjoncturel de fécondité est plus élevé pour les migrantes (4,8) comparées aux non-migrantes (4 enfants par femme). Il semble donc que le déficit initial de naissances soit rattrapé après l'émigration aux âges plus élevés.

⁵ Nous utilisons par la suite l'expression « migrantes » comme synonyme à l'expression « femmes concernées par l'émigration d'un membre du ménage ».

⁶ La parité atteinte est standardisée par sa durée d'exposition au risque (soit le Draft, voir Tabutin, 2006). En multipliant la moyenne de ces taux annuels de fécondité individuelle par 35, soit le nombre d'années fécondes entre 15 et 49 ans, nous obtenons une descendance finale théorique – sous l'hypothèse d'une constance des parités atteintes par âge dans le temps.

⁷ En raison des effectifs restreints, le nombre total de naissances (entre 1998 et avril 2002 pour l'Albanie et 1999 et juin 2003 pour le Tadjikistan) est rapporté aux personnes-années vécues des femmes selon le statut migratoire.

TABLEAU 1 : INDICATEURS DU CALENDRIER ET DE L'INTENSITÉ DE LA FÉCONDITÉ DES FEMMES
SELON LE STATUT MIGRATOIRE, ALBANIE 1998-2002 ET TADJIKISTAN 1999-2003.

	ALBANIE						TADJIKISTAN					
	Total		Urbain		Rural		Total		Urbain		Rural	
	Valeur	Effectif	Valeur	Effectif	Valeur	Effectif	Valeur	Effectif	Valeur	Effectif	Valeur	Effectif
Âge moyen au premier enfant												
Avant mig	23.5	864	24.2	352	23.2	512	20.7	664	20.7	132	20.7	532
Non mig	24.5	1258	25.0	699	24.2	559	20.2	2856	20.7	813	20.1	2043
Après mig	23.4	675	24.8	269	23.0	406	21.5	377	21.6	86	21.4	291
Descendance finale théorique												
(basée sur Draft)	3.31	1226	2.90	541	3.50	685	3.78	850	3.63	192	3.81	658
Non mig	3.00	2013	2.58	1143	3.32	870	4.09	4353	3.69	1346	4.21	3007
Après mig	2.92	1304	2.65	544	3.03	760	4.29	963	3.89	221	4.37	742
Indice conjoncturel de fécondité												
Non mig	2.13	2250					3.97	4533				
Mig	2.11	1072					4.79	493				

Sources : ALSMS 2002 et TLSMS 2003, indicateurs basés sur des effectifs pondérés. Note: « avant migration » se réfère à l'année du dernier événement jusqu'à l'émigration d'un membre du ménage; « après migration » et « non migrantes » se réfère à l'année du dernier événement après l'émigration ou de l'enquête. Seuls les événements à partir de 1990 sont retenus. Voir note de bas de page 6 et 7 pour les méthodes de calcul de la descendance finale théorique et l'ICF.

4.2. L'impact de la migration sur le calendrier et l'intensité de la fécondité

Le calendrier de la première naissance

L'effet évident de l'âge atteint durant l'intervalle sur le risque d'une première naissance est bien visible dans les deux échantillons (Tableau 2⁸). La plupart des déterminants classiques de la fécondité n'ont pas d'impacts significatifs sur le risque d'une première naissance, surtout au Tadjikistan (modèle 2a et b). La fécondité a cependant tendance à être plus différenciée en Albanie comme l'indiquent les *odds ratio* (O.R.). Le différentiel de risque selon le lieu de résidence est faible, voire inexistant au Tadjikistan, tandis que les femmes albanaises résidant dans des ménages pauvres retardent significativement la première naissance (O.R.=0,79*) par rapport au profil moyen. Les mêmes tendances s'observent pour les femmes faiblement formées.

L'émigration est le principal déterminant socio-économique, qui influence significativement le calendrier de la première naissance. Alors qu'en Albanie cet impact est indépendant de la perception de fonds, au Tadjikistan l'influence est plus forte et statistiquement plus significative si une migration est économiquement bénéfique⁹. Si ces résultats restent stables après l'intégration des variables susmentionnées dans le modèle, leurs effets diffèrent selon le pays sous étude : alors que l'impact est plus faible et rajeunit le calendrier de la première naissance en Albanie (O.R.=1,16*), la migration économiquement bénéfique provoque un vieillissement significatif de celui-ci au Tadjikistan (O.R.=0,43**). En outre, ces impacts respectifs se renforcent après considération de leurs interactions avec le niveau de formation des femmes (pour atteindre respectivement 1,58** en Albanie et 0,40* au Tadjikistan), et dans une moindre mesure, le niveau de vie du ménage.

Ainsi, la première naissance est significativement retardée chez les migrantes à fur à mesure que le niveau de formation augmente (soit des O.R. de 2,05* et 0,63** pour les albanaises faiblement et supérieurement formées ; modèle 3a). La même relation s'observe en ce qui concerne le niveau de vie (O.R. de 1,2* et 0,81*, modèle 4a). Ces effets interactifs sont indépendants les uns des autres et contrastent avec la relation absente ou inverse chez les non-migrantes.

Au Tadjikistan, les termes d'interactions sont non-significatifs mais les O.R. indiquent des tendances. Alors que le niveau de formation des migrantes a un impact semblable à celui observé en Albanie, les migrantes tadjikes aux deux extrémités de l'échelle économique des ménages ont tendance à reporter leur première naissance, comparativement aux migrantes de niveau de vie moyen.

Le nombre d'enfants

L'effet significatif de l'âge atteint durant l'intervalle sur le nombre d'enfants indique bien la forme en U inversé d'une courbe de fécondité, bien que son apex se situe au niveau des jeunes âges de la maternité au Tadjikistan (Tableau 3¹⁰, modèle 1a et b). Les conjonctures de la fécondité sont cependant différentes dans les deux pays. En Albanie, la parité atteinte est négativement associée au risque d'une naissance supplémentaire. La fécondité a tendance à tomber en dessous du seuil de remplacement des générations, alors qu'au Tadjikistan les femmes tendent davantage vers la barre des deux enfants.

⁸ Note de lecture du tableau : un odds ratio supérieur (inférieur) à l'unité peut être interprété comme un risque supérieur (inférieur), par rapport à la modalité de référence, de l'avènement rapide d'une naissance.

⁹ Nous retenons donc cette dernière variable dans le modèle tadjik, ce qui se justifie par l'importance du phénomène.

¹⁰ Note de lecture du tableau : un odds ratio supérieur (inférieur) à l'unité peut être interprété comme un risque accru (inférieur), par rapport à la modalité de référence, d'avoir des enfants durant la période considérée

TABLEAU 2 : DÉTERMINANTS DU RISQUE D'UNE PREMIÈRE NAISSANCE, RÉSULTATS D'UNE ANALYSE DE SURVIE EN TEMPS DISCRET, FEMMES NON-CÉLIBATAIRES, 1998-2002 EN ALBANIE ET 1999-2003 AU TADJIKISTAN.

Variables	ALBANIE			TADJIKISTAN					
	Modèle 1a Odds Ratio	Modèle 2a Odds Ratio	Modèle 3a Odds Ratio	Modèle 4a Odds Ratio	Modèle 1b Odds ratio	Modèle 2b Odds ratio	Modèle 3b Odds ratio	Modèle 4b Odds ratio	
Age atteint (Alb. Tadj.)									
Au plus 20 ans 18 ans	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
21 ans et plus 19-21 ans	1.68 ***	1.78 ***	1.82 ***	1.78 ***	1.49 ***	1.50 ***	1.50 ***	1.50 ***	
22 ans et plus					0.64 ***	0.63 ***	0.64 ***	0.63 ***	
Statut migratoire									
Non-migrante	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
Migrante	1.16 *	1.14 *	1.58 **	1.13 ns	0.43 **	0.43 **	0.40 *	0.01 ns	
Niveau d'éducation atteint									
Inférieur		0.72 ns	0.96 ns	0.73 ns		0.87 ns	0.86 ns	0.86 ns	
Moyen		1.00 ns	1.00 ns	1.00 ns		1.00 ns	1.00 ns	1.00 ns	
Supérieur		1.04 ns	0.87 ns	1.04 ns		1.15 ns	1.16 ns	1.17 ns	
Type de résidence									
Urbain		0.87 ns	0.88 ns	0.86 ns		0.99 ns	0.99 ns	0.99 ns	
Rural		1.00 ns	1.00 ns	1.00 ns		1.00 ns	1.00 ns	1.00 ns	
Niveau de vie									
Inférieur		0.79 ns	0.77 ns	0.80 ns		0.93 ns	0.94 ns	0.94 ns	
Moyen		1.00 ns	1.00 ns	1.00 ns		1.00 ns	1.00 ns	1.00 ns	
Supérieur		1.08 ns	1.07 ns	1.05 ns		1.04 ns	1.05 ns	1.04 ns	

Interaction												
Migrante & Niv. éduc. inf.	947	947	2.05 *	947	224	1730	1730	58.01	ns	ns	0.69	ns
Migrante & Niv. éduc. moyen.	224	224	1.00	224	224	421	421	1.00	ns	421	1.00	421
Migrante & Niv. éduc. sup.	1067	984	0.63 *	978	978	2001	2003	0.00	ns	1997	0.42	2000
Migrante & Niv. vie inf.												
Migrante & Niv. vie moyen.												
Migrante & Niv. vie sup.												
N non-féconde	947	947		947	224	1730	1730			1730		1730
N féconde	224	224		224	224	421	421			421		421
-2 Log L	1067	984		978	978	2001	2003			1997		2000
BIC	1072.9	1005.1		1005.3	1005.8	2028	2013			2030		2034

Sources : ALSMS 2002 et TLSMS 2003. Note : seuil de significativité statistique * <0.1, ** <0.05, *** <0.01.

TABLEAU 3 : DÉTERMINANTS DU NOMBRE DE NAISSANCES PAR FEMME. RÉSULTAT D'UNE RÉGRESSION DE POISSON SUR LES FICHIERS PERSONNES-ANNÉES, FEMMES NON-CÉLIBATAIRES, 1998-2002 EN ALBANIE ET 1999-2003 AU TADJIKISTAN.

Variables	ALBANIE						TADJIKISTAN									
	Modèle 1a		Modèle 2a		Modèle 3a		Modèle 4a		Modèle 1b		Modèle 2b		Modèle 3b		Modèle 4b	
	Odds Ratio	Stat. Sign.	Odds Ratio	Stat. Sign.	Odds Ratio	Stat. Sign.	Odds Ratio	Stat. Sign.	Odds Ratio	Stat. Sign.	Odds Ratio	Stat. Sign.	Odds Ratio	Stat. Sign.	Odds Ratio	Stat. Sign.
Age atteint																
Moins de 25 ans	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
25-34 ans	1.16	ns	1.29	**	1.28	**	1.29	**	0.76	***	0.78	***	0.78	***	0.78	***
35 ans et plus	0.23	***	0.27	***	0.27	***	0.27	***	0.27	***	0.27	***	0.27	***	0.27	***
Parité atteinte	0.75	***	0.72	***	0.72	***	0.72	***								
Aucun enfant																
Un enfant																
Au moins deux enfants																
Statut migratoire																
Non-migrante	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
Migrante	1.00	ns	0.99	ns	0.91	ns	1.13	ns	0.76	***	0.75	***	0.61	**	0.77	**
Niveau d'éducation atteint																
Inférieur			0.85	ns	0.99	ns	0.85	ns			1.00	ns	0.99	ns	1.00	ns
Moyen			1.00		1.00		1.00				1.00		1.00		1.00	
Supérieur			0.94	ns	0.87	ns	0.94	ns			0.94	ns	0.92	ns	0.94	ns
Lieu de résidence																
Urbain			0.82	**	0.81	**	0.81	**			0.88	**	0.88	**	0.88	**
Rural			1.00		1.00		1.00				1.00		1.00		1.00	

Niveau de vie ménager												
Inférieur												ns
Moyen	1.22	*	1.22	*	1.30	**	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06	1.06
Supérieur	1.00	ns	1.00	ns	1.00	ns	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	ns
Interaction												
Migrante & niv. éduc. inf.	1.00	ns	1.01	ns	1.07	ns	0.92	0.92	0.92	0.92	0.93	ns
Migrante & niv. éduc. moyen	0.47	ns	0.47	ns	0.83	ns	1.20	1.20	1.20	1.20	1.28	ns
Migrante & niv. éduc. sup.	1.00	ns	1.00	ns	1.00	ns	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	ns
Migrante & niv. vie inf.	1.25	ns	1.25	ns	0.83	ns	0.97	0.97	0.97	0.97	0.95	ns
Migrante & niv. vie moyen												
Migrante & niv. vie sup.												
N	11145	11145	11145	11145	11145	11145	13101	13101	13101	13101	13101	13101
LogLik	-2157	-2147	-2145	-2183	-5050	-5042	-5041	-5041	-5041	-5041	-5041	-5042
Deviance/DF	0.273	0.271	0.271	0.278	0.492	0.490	0.490	0.490	0.490	0.490	0.491	0.491

Sources : ALSMS 2002 et TLSMS 2003. Note : seuil de significativité statistique * <0.1, ** <0.05, *** <0.01.

Parmi les déterminants traditionnels de la fécondité, le lieu de résidence est discriminant dans les deux pays : l'intensité de la fécondité est significativement plus faible dans les régions urbaines comparés aux milieux ruraux (soit des OR de 0,81** en Albanie et 0,88** au Tadjikistan ; modèle 2a et b). En Albanie, le niveau de vie constitue cependant le principal déterminant du nombre de naissances : on note un risque accru de fécondité pour les femmes pauvres (OR=1,22* ; modèle 2a). À l'inverse, la fécondité tadjike ne semble guère se différencier selon ces caractéristiques socio-économiques.

Le statut migratoire est en effet le principal déterminant du nombre de naissances au Tadjikistan et diminue significativement l'intensité de la fécondité (OR=0,61** ; modèle 2b). Ce résultat contraste avec l'absence de différentiel de risque entre migrantes et non-migrantes en Albanie. Or, la fécondité des femmes migrantes dépend du niveau de formation et de vie dans ce pays. Les deux termes d'interactions sont, certes, non-significatifs mais peuvent indiquer des tendances. Le risque de naissances semble augmenter avec l'accroissement du niveau de formation atteint parmi les femmes migrantes. À l'inverse, les femmes pauvres concernées par la migration ont tendance à limiter leur descendance, contrairement aux non migrantes.

5. Discussion

L'analyse descriptive indique deux relations différentes entre migration et fécondité, que se soit en amont ou en aval du phénomène migratoire. En Albanie, les femmes migrantes sont sélectionnées parmi les plus fécondes, caractérisées par un calendrier des naissances plus jeune que les non-migrantes. Au Tadjikistan, la migration concerne les femmes les moins fécondes, dont le calendrier reproductif est identique à celui des non-migrantes. Si, comme au Mexique, la charge démographique sur les ressources du ménage peut inciter l'homme à l'émigration (Lindstrom and Giorguli, 2007), une pression réduite accroît certainement les opportunités migratoires, particulièrement si elles sont associées à des coûts élevés. La disparité de calendrier, observée en Albanie, s'accroît après la migration, alors qu'un vieillissement de la fécondité se dessine chez les migrantes tadjikes. Le départ d'un membre du ménage provoque cependant une baisse de l'intensité de la fécondité en Albanie, contrairement à l'augmentation du nombre d'enfant des femmes concernées au Tadjikistan.

Les résultats sont cependant plus nuancés après le contrôle des déterminants socio-économiques de la fécondité. En Albanie, la migration anticipe légèrement la venue du premier enfant, toutes choses égales par ailleurs. Si l'on considère la sélection positive des migrantes selon le calendrier fécond, on peut conclure à l'absence d'impact du statut migratoire sur l'arrivée de la première naissance. Au Tadjikistan, par contre, le statut migratoire est clairement associé au vieillissement du calendrier reproductif.

Alors que les effets de calendrier sont différents, la migration a un impact « propre » négatif sur l'intensité de la fécondité dans les deux pays. Il est cependant moins important en Albanie. Si l'intensité de la fécondité albanaise ne diffère pas significativement selon le statut migratoire, cela ne veut pas dire qu'il n'a pas d'impact sur le nombre d'enfants : étant donné que ces migrantes sont sélectionnées parmi les femmes les plus fécondes, l'absence de différentiel observée ici, indique un alignement de leur nombre d'enfants à celui des non-migrantes. Au Tadjikistan, les migrantes sont négativement sélectionnées selon l'intensité de la fécondité. L'impact du statut migratoire observé ici indique donc un maintien, sinon un renforcement de ces comportements différenciés après le départ d'un membre du ménage.

Trois aspects contextuels peuvent expliquer la diversité des impacts observés. D'une part, les migrants tadjiks sont principalement des hommes mariés (Olima et Bosc, 2003). L'impact de la séparation physique des couples est donc plus important dans ce pays. La distance géographique qui sépare la Russie du Tadjikistan ne facilite d'ailleurs pas les retours

temporaires. En Albanie, par contre, les migrants sont majoritairement célibataires et émigrent dans les pays frontaliers (INSTAT 2004 ; Papaganagos et Sanfey, 2001).

D'autre part, l'impact de la diffusion sociale de nouvelles pratiques dans le domaine de la reproduction est probablement plus important au Tadjikistan. Étant donnée le stade précoce dans la transition de la fécondité, la contraception est encore relativement peu répandue¹¹, comparé à l'Albanie, et peut donc être davantage développée. La diffusion des connaissances et de la prévalence des moyens contraceptifs modernes par les migrants s'observe par exemple au Guatemala, un pays au taux de fécondité proche du Tadjikistan (Lindstrom et Munoz-Franco, 2005). La migration tadjike étant plus récente, l'effet de rupture prévaut sans doute sur le phénomène de diffusion social des comportements.

Enfin, la différence des évolutions relatives aux normes familiales dans les deux pays suggère une dernière explication. Les normes liées à la fondation d'une famille semblent tellement fortes en Albanie que le calendrier de la première naissance a été remarquablement stable durant les années 1990, contrairement aux naissances successives (Aasve et *al.*, 2006). L'impact social de la migration se limite probablement à la fécondité de rang supérieur. En Asie centrale, par contre, un retardement de l'ensemble du calendrier reproductif s'observe depuis l'indépendance (Agadjanian et Makarova, 2003 ; Shcherbakova, 1996). La succession des crises sociales et économiques a été déterminante pour ce phénomène au Tadjikistan (Clifford et *al.*, 2008) et l'émigration internationale semble donc l'accentuer.

Les analyses semblables à la nôtre, effectuées au Mexique, rejoignent nos conclusions relatives à un vieillissement de la fécondité par la migration (Massey and Mullan, 1984 ; Lindstrom et Giorguli, 2002 ; White et Potter, 2007). Les résultats concernant l'Espagne moderne, le Portugal historique et le Kerala en Inde, synthétisés par Demont (2004 : 40-43), indiquent les mêmes tendances.

La migration exerce cependant aussi des effets indirects sur la fécondité. D'une part, elle altère l'impact du niveau de vie sur le calendrier de la première naissance. Les bénéfices (attendus) de l'émigration semblent lever les difficultés financières, qui empêchent la fondation précoce d'une famille. Un certain malthusianisme de la fécondité (Cosio-Zavala, 1995), observé parmi les femmes pauvres en Albanie, est évité. L'inverse s'observe au Tadjikistan : les femmes pauvres concernées par la migration économiquement bénéficiaire ont tendance à retarder leur première naissance. En effet, les ménages migrants tadjiks vivent dans des situations d'extrême pauvreté, particulièrement dans les régions rurales, dont la sévérité est certes réduite par les bénéfices de la migration mais pas totalement évincée (Falkingham, 2000 ; Jones et *al.*, 2007 ; World Bank, 2005).

D'autre part, la migration diminue aussi indirectement le nombre d'enfant en Albanie : alors que les pauvres sont associées à une fécondité plus élevée (comme l'ont déjà constaté Aasve et *al.*, 2005¹²), les femmes migrantes ont tendance à échapper à cette « trappe de la pauvreté ». En effet, les ménages bénéficiaires en Albanie se situent le plus souvent au-dessus du seuil de pauvreté (après perception des fonds ; WB, 2003) : le fait de bénéficier de *remittances* leur permet d'y échapper (Carletto et *al.*, 2004). L'Albanie ayant atteint le stade final de la transition féconde, l'impact économique semble donc plus important que l'effet social de la migration. Au Tadjikistan, par contre, les bénéfices de la migration n'ont pas d'impact économique sur la fécondité, puisqu'ils combattent avant tout l'extrême pauvreté.

¹¹ Elle concerne moins d'un tiers des femmes fécondes de notre échantillon.

¹² L'effet de la pauvreté, mesurée par le revenu ou la consommation, sur le nombre d'enfants est relativement faible (Aasve et *al.*, 2005), voir inexistant (Gjonca et *al.*, 2008) en Albanie. Nos résultats divergents pourraient résulter de la sélection de l'échantillon (surreprésentation des contextes familiaux traditionnels) et du choix d'une mesure basée sur les biens possédés par le ménage. L'indicateur est certainement moins soumis à des variations temporelles, que peuvent aussi engendrer les bénéfices de la migration.

Le rôle du niveau d'éducation mérite un dernier commentaire. Le calendrier de fécondité vieillit généralement avec l'augmentation du niveau atteint, en raison de sa durée, des opportunités qu'il procure sur le marché du travail et du pouvoir croissant qu'il procure aux femmes au sein du couple. Or, ce phénomène concerne avant tout les migrantes dans les deux pays sous étude. La migration semble donc initier cette diffusion des comportements, dont les prémisses ont déjà été constatées en Albanie par INSTAT (2005). Le retardement de la formation d'une famille peut d'ailleurs accroître les opportunités migratoires féminines, comme cela a été constaté au Mexique (Lindstrom et Giorguli, 2007) ou dans le cas des mouvements internes au Pérou (White et *al.*, 1995).

Souvent initiées par les femmes les plus éduquées, on remarque cependant dans les deux contextes l'absence d'une transition vers un investissement accru dans un nombre limité d'enfants. La fécondité a plutôt tendance à augmenter avec l'accroissement du niveau de formation des migrantes, particulièrement en Albanie, ce qui contraste avec la relation inverse entre ces deux variables observée parmi l'ensemble de la population (Aasve et *al.*, 2006). L'accroissement spectaculaire du niveau d'éducation des femmes sous le régime communiste et durant la transition est pourtant considéré comme le principal déterminant de la transition de la fécondité albanaise (Gjonca et *al.*, 2008). Notre observation mériterait une analyse approfondie.

6. Conclusion

L'interrelation entre différentes réponses démographiques est particulièrement pertinente dans des contextes de changements socio-économiques rapides et importants, tels qu'on les observe dans les pays en transition. Les populations albanaises et tadjikes ont connu à la fois une baisse de la fécondité et des mouvements de populations internationaux considérables. Nos analyses indiquent une interrelation entre ces deux phénomènes, la migration soutenant la transition féconde au niveau national. Les modèles multi-variés, appliqués aux données individuelles du Living Standard Measurement Survey, montrent que les femmes concernées par une émigration d'un ancien membre de leur ménage retardent leur calendrier reproductif et ont moins d'enfants que les non-migrantes. Ces phénomènes sont plus importants au Tadjikistan qu'en Albanie en raison des contextes socio-démographiques spécifiques. En effet, les impacts de l'émigration sur la fécondité peuvent se manifester de trois manières différentes.

D'une part, la migration sépare les couples et retarde ainsi les naissances, particulièrement au Tadjikistan. D'autre part, les migrants sont susceptibles de diffuser des nouvelles valeurs relatives à la reproduction dans leur pays d'origine puisque les flux sont concentrés dans un nombre limité de pays d'accueil, caractérisés par une très faible fécondité. Cet aspect semble également le plus important au Tadjikistan, en raison de sa position peu avancée dans la transition de la fécondité : les phénomènes de diffusion sociale l'emportent sur les influences économiques de la migration. Ces dernières allègent la pauvreté et modifient les motivations économiques de la fécondité en Albanie. En effet, ce pays se situe dans la phase finale de sa transition féconde et se caractérise par un niveau de développement plus élevé qu'au Tadjikistan. Les effets économiques semblent prépondérants.

Si l'impact négatif de l'émigration sur la baisse de la fécondité est prouvé dans notre échantillon sélectionné, on peut supposer des effets encore plus prononcés dans des contextes de vie davantage « modernes » non considérés par notre étude. Cependant, nos données nous permettent seulement d'observer cet impact sur une courte période des histoires génésiques des femmes. Au vu de la conjoncture actuelle dans les deux contextes, nous pouvons supposer un faible, sinon l'absence d'un rattrapage du déficit de naissances. Les conclusions tirées des études comparables, relatives au Mexique, divergent selon le niveau d'analyse. Lindstrom et Giorguli (2002) ont observé un retardement et un rattrapage subséquent du déficit parmi les femmes concernées par la migration, tandis que White et Potter (2007) montrent un

vieillessement de la fécondité sur l'ensemble du cycle reproductif des mexicaines résidant dans des communautés à forte émigration. La prise en compte de différents niveaux d'analyse est donc nécessaire dans un contexte marqué par un exode important, puisque l'effet social et économique sur la fécondité touche également les non-migrantes.

Nous avons peu insisté sur la causalité inverse, soit l'influence de la fécondité sur la migration. Les opportunités migratoires sont probablement plus nombreuses pour les femmes sans enfants ou les familles restreintes. À l'inverse, la charge démographique sur les ressources familiales peut accroître la pression à l'émigration.

Comprendre pleinement les interrelations entre ces réponses démographiques et le contexte socio-économique nécessiterait une approche intégrée.

BIBLIOGRAPHIE

- AASVE, Arnstein, Arjan GJONCA and Letizia MENCARINI (2006). *The highest fertility in Europe – for how long ? The analysis of fertility change in Albania based on individual data*, ISER Working Paper 2006-56, Colchester : University of Essex.
- AASVE, Arnstein, Henriette ENGELHART, Francesca FRANCAVILLA [et al.] (2005). *Fertility and Poverty in less developed countries : a comparative analysis*, ISER Working Paper 2005-13, Colchester : University of Essex.
- ABERNETHY, Virginia (1996). « Environmental and Ethical Aspects of International Migration », in *International Migration Review* 30(1), Special Issue : Ethics, Migration, and Global Stewardship, pp. 132-150.
- ADAMS, Richard H and John PAGE (2005). « Do international Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries ? », in *World Development*, 33 (10), pp. 1645-1669.
- AGADJANIAN, Victor and Ekaterina MAKAROVA (2003). « From Soviet Modernization to Post-Soviet Transformation : Understanding Marriage and Fertility Dynamics in Uzbekistan », in *Development and Change*, 34(3), pp. 447-473.
- BLUM, Alain (1987). « La transition démographique dans les Républiques orientales d'URSS », in *Population*, 42 (2), 337-358.
- BONGAARTS, John and Susan COTTS WATKINS (1996). « Social Interactions and Contemporary Fertility Transitions », in *Population and Development Review* 22 (4), pp. 639-682.
- BONIFAZI, Corrado et Dante SABATIO (2003). « Albanian migration to Italy : what official data and survey results can reveal », in *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 29 (6) : 967-995.
- BOYD, Monica (1989). « Family And Personal Networks In International Migration : recent Developments And New Agendas », in *International Migration Review*, 23 (3), pp. 638-670.
- BRYANT, John (2007). « Theories of Fertility Decline and the Evidence from Development Indicators », in *Population and Development Review*, 33 (1), pp. 101-127.
- CARELLA, Maria, Eros MORETTI and Anna PATERNO (2004). *Les émigrations internationales de l'Albanie : une étude comparée des estimations locales et internationales*, Papier présenté lors du Colloque internationale de Budapest « Les migrations internationales : Observation, analyse et perspectives », AIDELF, Séance 5, 20-24 septembre 2004.
- CARLETTO, Calogero, Benjamin DAVIS, Marco STAMPINI [et al.] (2004). *Internal Mobility and International Migration in Albania*, ESA Working, Paper No. 04-13, Agricultural and

Development Economics Division, The Food and Agriculture Organization of the United Nations.

- CASTERLINE, John B. (2001). « The Pace of Fertility Transition : National Patterns in the Second Half of the Twentieth Century », in *Population and Development Review*, 27 (Supplement : Global Fertility Transition), 17-52.
- COSIO-ZAVALA, Maria (1995). « Inégalité économiques et sociales et transition de la fécondité en Amérique Latine », in Chaire Quételet, 2002 : *Transitions démographiques et sociétés*, Institut de Démographie, Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Académia/L'Harmattan, 1995, 401-414.
- CLIFFORD, Davis (2008). « Post-Soviet Economic Crisis and Fertility Decline : Parity-Specific Trends in Tajikistan », Paper presented at the Population Association of America meeting, New Orleans, April 17-19, 2008
- DAVIS, Kingsley (1963). « The Theory of Change and Response in Modern Demographic History », in *Population Index*, 29(4), pp. 345-366.
- DEMONT, Floriane (2004). *L'impact des migrations masculines circulaires sur les sociétés féminisées d'origine 19^{ème} 20^{ème} siècle*, Mémoire de Licence en Histoire Économique, Faculté des Sciences Économiques et Sociales, Université de Genève.
- DE ZWAGER, Nicolaas, Ilir GEDESHI, Etleva GERMENJI [et al.], (2005). *Competing for Remittances*, Tirana : IOM.
- ERLICH, Aaron (2006). « Tadjikistan : From Refugee Sender to Labor Exporter », in *Migration Information Source*, Migration Policy Institute, accessed on-line 18.10.07.
- FALKINGHAM, Jane and Arjan GJONCA (2001). « Fertility Transition in Communist Albania, 1950-90 », in *Population Studies*, 55 (3), 309-318.
- FALKINGHAM, Jane (2000). *Women and Gender Relations in Tadjikistan*, Tadjikistan Country Briefing Paper.
- FARGUES, Philippe (2006). *The Demographic Benefit of International Migration : Hypothesis and Applications to Middle Eastern and North African Contexts*, World Bank Policy Research Working, Paper 2050.
- FILMER, Deon and Lant H. PRITCHETT (2001). « Estimating Wealth Effects without Expenditure Data-or Tears : An Application to Educational Enrollements in States of India », in *Demography*, 38 (1), pp. 115-132.
- GJONCA, Arjan, Arnstein AASSVE and Letizia MENCARINI (2008). « Albania: Trends and patterns, proximate determinants and policies of fertility change », in *Demographic Research*, 19,(11), pp. 261-292.
- INSTAT (2004). *Migration in Albania*, Tirana : INSTAT.
- JONES, Larissa, Richard BLACK and Ronald SKELDON (2007). *Migration and Poverty Reduction in Tadjikistan*, Working Paper C11, Development Research Center on Migration, Globalisation and Poverty, Brighton, University of Sussex.
- LEWITT, Peggy (1998). « Social Remittances : Migration Driven Local-Level forms of Cultural Diffusion », in *International Migration Review*, 32 (4), pp. 926-948.
- LINDSTROM, David P. and Silvia GIORGULI SAUCEDO (2007). « The interrelationship between fertility, family maintenance and Mexico-U.S. migration », in *Demographic Research* 17(28), pp. 821-58.
- LINDSTROM, David P. and Elisa MUNO-FRANCO (2005). « Migration and the diffusion of Modern Contraceptive Knowledge and Use in Rural Guatemala », in *Studies in Family Planning*, 36 (4), pp. 277-288.

- LINDSTROM, David P. and Silvia GIORGULI SAUCEDO (2002). « The Short- and Long-Term Effects of U.S. Migration Experience on Mexican Women's Fertility », in *Social Forces* 80(4), pp. 1341-1368.
- MASON OPPENHEIM, Karen (2001). « Gender and Family Systems in the Fertility Transition », in *Population and Development Review*, 27 (Supplement: Global Fertility Transition), pp. 160-176).
- MASSEY, Douglas S. and Brendan P. MULLAN (1984). « A Demonstration of the Effect of Seasonal Migration on Fertility », in *Demography*, 21 (4), pp. 501-517.
- MONTGOMERY, Mark R. and John B. CASTERLINE (1996). « Social learning, social influence, and new models of fertility », *Population and Development Review*, 22, Supplement : Fertility in the United States : New Patterns, New Theories, 151-175.
- OECD (2001). *Trends in International Migration*, Paris : OCDE Publication, pp. 176-180 / 192-197.
- OECD (2003). *Trends in International Migration*, Paris : OCDE Publication, pp. 185-188 / 199-204.
- OLIMOVA, Saodat and Igor BOSC (2003). *Labour Migration from Tadjikistan*, International Organisation for Migration in Cooperation with the Sharq Scientific Research Center.
- PAPAGANAGOS, Harry and SANFEY Peter (2001). « Intention to emigrate in transition countries : the case of Albania », in *Journal of Population Economics*, 14, pp. 491-504.
- RATHA, Dilip, Sanket MOHAPATRA, K. M. VIJAYALAKSHMI and Zhimei XU (2007). « Remittances Trends 2007 », in *Migration and Development Brief 3*, Development Prospects Group, Migration and Remittances Team, World Bank.
- SCHOUMAKER, Bruno (2004/5). « Une approche personnes-périodes pour l'analyse des histoires génésiques », in *Population*, 59, pp. 783-796.
- SHCHERBAKOVA, Ekaterina (1996). « Les processus démographiques dans l'espace post-soviétique », in *Population & Société*, Numéro 314.
- STARK, Oded and David E. BLOOM (1985). « The New Economics of Labor Migration », in *The American Economic Review*, 75 (2), Papers and Proceedings of the Ninety-Seventh Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 173-178.
- STARK, Oded (1981). « The Asset Demand for Children During Agricultural Modernization », in *Population and Development Review*, 7 (4), pp. 671-675.
- TABUTIN, Dominique (2006). « Indicateurs de fécondité, de mortalité des enfants et de nuptialité au niveau individuel », in Caselli, Vallin et Wunsch (eds) : *Démographie : analyse et synthèse*, vol. VIII, Paris : INED, pp. 399-418.
- WHITE, Kari and Joseph E. POTTER (2007). *The effect of community migration on women's marriage and fertility in high migrant sending states in Mexico*, University of Texas Austin, Paper presented at the U.S. Binational Conference on Migration and Social Policy Research, November 8-9 2007 in San Diego.
- WHITE, Michael, Lorenzo MORENO and Shenyang GUO (1995). « The Interrelation of Fertility and Geographic Mobility in Peru : A Hazards Model Analysis », in *International Migration Review*, 29 (2), pp. 429-514.
- WORLD BANK (2005). *Republic of Tadjikistan Poverty Assessment Update*, Report N° 30853-TJ, Human Development Sector Unit, Central Asia country Unit, Europe and Central Asia.
- WORLD BANK (2003). *Albanian Poverty Assessment*, Report N° 26213-AL, Human Development Sector Unit, Europe and Central Asia Region.

