

Modélisation des déterminants de la mortalité des enfants et pauvreté aux Comores

par

Jean-Pierre Lachaud, Professeur
Directeur du Centre d'économie du développement
Université Montesquieu-Bordeaux IV - France

Résumé :

Fondée sur l'enquête démographique et de santé des Comores de 1996, l'analyse des déterminants de la mortalité des enfants conduit à trois conclusions. Premièrement, plusieurs paramètres influencent la portée de la modélisation des facteurs de la santé des enfants. D'une part, des options analytiques différenciées – approches de la survie et des taux de mortalité ayant, respectivement, l'*enfant* et la *femme* comme unité d'analyse –, génèrent des résultats partiellement convergents et appréhendent des dimensions différentes de la mortalité des enfants. D'autre part, le choix des modèles économétriques semble plus important pour l'approche des taux de mortalité qu'en ce qui concerne l'analyse de la survie. Avec des données censurées, l'estimation Tobit produit de meilleurs résultats comparativement aux modèles linéaire ou Probit. Deuxièmement, à partir des informations sur les actifs des ménages, l'analyse en composante principale peut constituer une procédure adéquate pour construire un indicateur de la richesse à long terme des ménages. A cet égard, l'étude montre que le bas niveau de vie des ménages en termes d'actifs est associé à une mortalité des enfants élevée. Troisièmement, les déterminants de la mortalité infantile et infanto-juvénile sont relativement comparables. D'une part, des facteurs communs aux deux options analytiques affectent négativement la santé des enfants : (i) la localisation géographique en milieu rural et/ou dans les îles d'Anjouan et de Mohéli ; (ii) le faible niveau de vie des ménages en termes d'actifs ; (iii) des éléments communautaires, notamment la morbidité, l'insuffisante vaccination et l'absence d'accouchement assisté par du personnel qualifié. D'autre part, des caractéristiques des mères et des naissances ont un impact sur la *survie* infantile ou infanto-juvénile : (i) l'âge précoce des mères *lors de la naissance des enfants* réduit la survie de ces derniers ; (ii) le risque de décès est plus important pour les garçons que pour les filles ; (iii) la faible longueur de l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente, des naissances multiples et le rang élevé des naissances diminuent la probabilité d'atteindre le 1^{er} ou le 5^{ème} anniversaire. Par ailleurs, selon l'approche des quotients de mortalité, l'âge des mères et leur faible niveau d'éducation influencent positivement le taux de décès des enfants. Mais, ce dernier effet n'est plus significatif en termes de *survie*.

Abstract : Modeling determinants of child mortality and poverty in Comoros

Based on the demographic and health survey of the Comoros of 1996, the analysis of the determinants of child mortality arrives to three conclusions. Firstly, several parameters influence the fruitfulness of modeling the child health. On the one hand, differentiated analytical options – approaches of the survival and mortality rates having, respectively, the *child* and the *woman* as unity of analysis –, generates partially convergent results and apprehend different dimensions of child mortality. In addition, the choice of econometric models seems more important for the approach of the mortality rates than with regard to the analysis of survival. With censored data, the Tobit model produces better results compared with linear or Probit models. Secondly, the analysis in principal component can constitute an adequate procedure to build an indicator of the long-term households wealth, from informations about the assets of the households. In this respect, the study shows that the low standard of living of the households in terms of assets is associated with a high child mortality. Thirdly, the determinants of the infant and child mortality are relatively comparable. On the one hand, some common factors to both analytical options affect negatively the child health: (i) geographical localization in the rural zones and/or the islands of Anjouan and Mohéli; (ii) the low standard of living of the households in terms of assets; (iii) some community elements, in particular morbidity, the insufficiency of vaccination and the absence of childbirth assisted by qualified persons. On the other hand, characteristics of the mothers and births have an impact on the infant and child mortality: (i) the early age of the mothers *during the birth of the children* reduces the survival of the latter; (ii) the risk of death is more important for the boys than for the girls; (iii) low length intergenerational interval compared to the preceding birth, multiple births and the high rank of the births decrease the probability of reaching 1st or the 5th anniversary. Besides, according to the mortality ratio approach, the *age* of the mothers and their low level of education influence positively the rate of child mortality. But this last effect is not significant any more in terms of survival.

Mots-clés : Mortalité infanto-juvénile ; mortalité juvénile ; pauvreté.

JEL classification : I12, I31, I32

Sommaire

1.	Introduction	1
2.	Les Comores : contraintes multiples et pauvreté	1
3.	Modélisation, données et options économétriques	5
1.	<i>Le modèle</i>	5
2.	<i>Sources statistiques et spécification des variables</i>	6
3.	<i>Les options économétriques</i>	9
4.	Mortalité des enfants et pauvreté : approche relative aux femmes	10
1.	<i>La mortalité infanto-juvénile</i>	10
2.	<i>La mortalité infantile</i>	14
5.	Survie des enfants et pauvreté : approche relative aux enfants	16
1.	<i>La survie infanto-juvénile</i>	16
2.	<i>La survie infantile</i>	22
6.	Conclusion	22
	Références bibliographiques	23
	Annexes	26

1. Introduction

Dans les pays en développement, l'analyse de la pauvreté suscite une controverse quant à la conceptualisation du bien-être et aux méthodes d'investigations empiriques sous-jacentes. En particulier, certains auteurs suggèrent que l'approche du bien-être fondée sur les droits – la pauvreté étant considérée comme la privation de capacités fonctionnelles élémentaires – est susceptible de fournir des informations sur des dimensions fondamentales pour les individus, occultées par le concept de l'utilité – la pauvreté traduisant la faiblesse des ressources. Dans cette optique, l'insuffisance des facultés élémentaires nécessaires pour atteindre certains minima acceptables d'un ensemble de besoins de base, peut être, *en principe*, directement appréhendée, contrairement aux mesures de la pauvreté en termes de biens premiers, de ressources ou de revenus réels¹.

En réalité, l'évidence empirique, inhérente à quelques pays en développement, met en relief deux éléments d'analyse. D'une part, les divergences *théoriques* précédemment indiquées semblent avoir moins d'importance *en fait* – l'accroissement des ressources des ménages étant un déterminant majeur de l'accès des individus à l'éducation, la nutrition, et l'habitat et l'environnement sanitaire adéquats –, et, *a priori*, tout processus de croissance est susceptible de rehausser le niveau de capital humain de ces pays². D'autre part, la coexistence des deux «espaces» – utilité et capacités – introduit une information additionnelle indispensable en termes d'évaluation de la pauvreté et de promotion du développement humain³. Par conséquent, dans la mesure où les approches des capacités et de l'utilité sont plus

complémentaires qu'opposées, une voie de recherche fructueuse pourrait consister à identifier et approfondir les domaines de substitution et les zones de complémentarité – y compris les interactions au sein des divers espaces.

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective. Dans le contexte d'une économie insulaire peu développée, les Comores, elle tente de mieux cerner les processus d'accès à la santé, l'une des dimensions non monétaires majeures du bien-être des individus. Plus spécifiquement, l'étude a deux objectifs. Tout d'abord, il s'agit d'appréhender, à l'aide des informations de l'enquête démographique et de santé – EDS – des Comores de 1996, les déterminants de la mortalité des enfants – infantile et infanto-juvénile –, et les relations qui prévalent entre cette dernière et la pauvreté – en termes d'actifs des ménages. A l'évidence, la réduction de la mortalité des enfants constitue, non seulement un souhait des parents, mais également un objectif fondamental du système social, dans la mesure où elle peut contribuer à réduire la croissance démographique. Ensuite, la recherche propose une analyse comparative par rapport à deux options méthodologiques inhérentes à la modélisation des facteurs de la mortalité des enfants, l'une par rapport aux mères et l'autre fondée sur des données relatives aux enfants. La deuxième section présente quelques aspects de l'environnement socio-économique des Comores, et met en évidence la multiplicité des contraintes et l'ampleur de la pauvreté dans ce pays. La troisième section expose les fondements de la modélisation, les données utilisées et le choix des options économétriques. Les quatrième et cinquième sections explicitent, respectivement, les déterminants des taux de mortalité des enfants – approche en termes de femmes – et les facteurs de leur survie – approche en termes d'enfants.

2. Les Comores : contraintes multiples et pauvreté

Avec un Produit national brut par habitant estimé à 350 dollars au taux de change en 1999 – environ 1450 dollars en parité de pouvoir d'achat⁵ –, la République fédérale Islamique des Comores, archipel de l'océan Indien, au nord-ouest de Madagascar, est l'un des pays en développement les moins avancés⁶. L'histoire, la géographie, et la

¹ Ce déplacement de la *consommation individuelle* vers le *fonctionnement individuel* – les consommateurs désirent les biens pour leur valeur instrumentale et non pour leur utilité directe – est bien représenté par Sen [1981], [1992], et fonde l'approche de la pauvreté du Pnud – Pnud [1997], [2000], par exemple.

² Les investigations économétriques sur cette question sont relativement rares. Toutefois, un résultat de cette nature a été mis en évidence pour plusieurs pays – Jamaïque, Kenya, Népal, Pakistan, Roumanie et Vietnam : Appleton, Song [1999] ; Burkina Faso : Lachaud [2000c] –, même si dans certains cas, les relations obtenues sont incertaines – Ruggeri-Laderchi [1997].

³ Dans l'étude portant sur le Burkina Faso – Lachaud [2000c] –, trois effets principaux expliquent cette conclusion : (i) *un effet de niveau* – la sensibilité de l'accès aux capacités est fonction du *niveau* des dépenses des ménages ; (ii) *un effet de structure* – la relation entre le niveau de vie des ménages et l'accès aux capacités est complexifiée par l'hétérogénéité des milieux et des institutions sociales ; (iii) *un effet d'éviction* – par exemple, le non-accès *relatif* des filles à l'instruction ou à la nutrition adéquate croît avec les dépenses par tête des ménages, surtout dans le secteur rural.

⁴ Cette section est en partie fondée sur Lachaud [2000a].

⁵ Banque mondiale [2000].

⁶ Il comprend les îles de Ngazidja (Grande Comore), Mwali (Mohéli) et de Ndzuwani (Anjouan), la quatrième île de l'archipel, Mayotte (Maoré), est restée sous administration

configuration des institutions économiques, sociales et politiques expliquent les attermolements du processus de transition économique de ce pays, et le fait que, depuis son indépendance en 1975, le cheminement du développement demeure encore axé sur les dotations en ressources et les transferts externes. En effet, l'enclavement, la faiblesse des ressources naturelles, la taille limitée du marché interne, la précarité des infrastructures, la faiblesse du capital humain, l'inadaptation des technologies, la forte croissance de la population, des options de développement peu appropriées et l'inefficacité du contexte institutionnel et législatif, contribuent à maintenir le clivage entre un secteur de subsistance, essentiellement agricole et peu productif, et un secteur tertiaire excessivement développé⁷. De ce fait, aux Comores, le processus de développement est fondé, en grande partie, sur trois éléments : (i) les cultures de rente – vanille, ylang-ylang, en particulier ; (ii) l'agriculture vivrière – céréales, tubercules, fruits, légumes –, l'élevage et la pêche artisanale; (iii) les transferts externes inhérents à l'aide internationale et au maintien d'un fort courant d'émigration vers l'Europe et les îles voisines, permettant de contenir la croissance démographique rapide, tout en assurant au pays des ressources financières importantes.

Cette structure dualiste de l'économie comorienne freine doublement la dynamique du développement. Premièrement, la faible diversification de l'économie – dominée par le secteur des services, et comportant un secteur industriel très embryonnaire⁸

française. Dans cette étude, la République fédérale islamique des Comores sera désignée par «Les Comores».

⁷ L'isolement géographique rehausse les coûts de production et le prix des importations, et accroît la dépendance à l'égard des importations. En outre, l'économie insulaire des Comores se heurte à des contraintes naturelles. On observe une dépendance à l'égard de l'exportation de quelques produits agricoles soumis aux fluctuations de la demande – vanille, ylang-ylang et clous de girofle – et l'absence de gisements de minerais connus. La population de 540 000 habitants en 1999 sur un territoire de 1 860 km² limite le marché intérieur et les économies d'échelle. Du temps de la colonisation, les investissements d'infrastructures ont surtout été réalisés pour assurer l'exploitation des cultures d'exportation. Par ailleurs, la main-d'œuvre qualifiée est relativement rare, le système de formation formel peu développé et l'accès à la santé demeure limité. En l'absence de véritable politique de population, entre 1993 et 1999, le taux de croissance de la population est estimé à 2,5 pour cent – 2,7 pour cent entre 1980 et 1991. Enfin, la dégradation de l'environnement limite aussi les potentialités du secteur agricole.

⁸ En 1999, le commerce et les services constituent la source majeure de création de richesses – 47,5 pour cent –, la contribution du secteur industriel étant très faible – 13,1 pour cent.

–, est peu propice au développement du secteur privé, compte tenu des difficultés d'approvisionnement, de la faiblesse de l'investissement – code des investissements inadapté, financements introuvables, absence de confiance dans l'appareil judiciaire –, des difficultés de commercialisation – étroitesse du marché, concurrence des importations – et de production – maintenance, non maîtrise des processus de production, coût élevé des facteurs –, et de la mauvaise gestion des ressources humaines. Deuxièmement, la configuration dualiste du secteur agricole lui confère une certaine vulnérabilité. D'une part, les cultures de rente sont limitées à un nombre restreint de produits, et les recettes tirées de ces derniers sont soumises aux aléas conjoncturels de la variation des cours sur le marché international, et de la concurrence croissante des produits de synthèse inhérente aux progrès technologiques. D'autre part, les cultures vivrières demeurent liées à une agriculture de subsistance ayant des potentialités de développement relativement incertaines, à cause de la précarité des technologies utilisées et de la dégradation de l'environnement exacerbée par la pression démographique.

Ce contexte structurel de l'économie comorienne explique l'absence d'adéquation entre les espérances et les possibilités de développement au cours des 30 dernières années – bien que d'autres facteurs puissent également prévaloir⁹. Ainsi, le taux annuel de croissance du PIB réel par habitant a régulièrement diminué depuis 1968 – 1,7, 0,3 et -2,9 pour cent, respectivement, au cours des périodes 1968-79, 1979-89 et 1989-99¹⁰ –, la forte croissance jusqu'au milieu des années 1980 – plus de 5 pour cent – étant principalement due à un important programme d'investissements en infrastructures de base. En fait, il apparaît qu'entre 1968 et 1999, la croissance annuelle du PIB réel a été quasiment annihilée par le rythme de croissance de la population, une tendance qui s'est maintenue au cours des années récentes – le PIB réel par tête ayant diminué de 2,9 pour cent en 1998. Cette évolution de la production, parallèlement à une diminution du taux d'inflation depuis la

⁹ Dans le cas comorien, l'écart entre les espérances et les réalisations peut aussi avoir pour origine : (i) les gouvernements et les décideurs ont été trop optimistes compte tenu des multiples contraintes internes et externes ; (ii) les politiques de développement bien élaborées ont été neutralisées par ceux qui occupent des positions stratégiques ; (iii) la négligence des institutions dans l'élaboration des stratégies de développement.

¹⁰ Pnud-Rfic [1997] ; Banque mondiale [2000].

déévaluation de 1994¹¹ et à une réduction du déficit budgétaire¹² – a induit une baisse de la consommation réelle par tête au cours des années récentes, bien que le niveau de la consommation et de l'investissement ait pu être, en partie, soutenu par le flux d'aide au développement¹³.

En réalité, la transition économique contrariée est en même temps la conséquence de l'échec des réformes économiques exécutée ou projetée depuis le début de la décennie 1990, ces dernières pouvant susciter une nouvelle dynamique des systèmes sociaux, génératrice de conflits ouverts ou de résistances cachées. En effet, la déstabilisation de l'économie comorienne, aggravée par la faiblesse administrative et institutionnelle à gérer la crise, la baisse des cours des matières premières et l'importance de l'endettement extérieur pour financer les investissements des années 1975-85, explique la mise en œuvre, à partir de 1991, de plusieurs programmes d'ajustement structurel, ces derniers visant, notamment, à affecter l'étendue et le rôle du secteur public et para-public, et impliquant de profondes transformations sur le marché du travail – stabilisation des finances publiques, libéralisation de l'économie, désengagement de l'Etat, diminution des effectifs de la Fonction publique. En fait, l'instabilité politique des années récentes semble avoir conduit à l'ajournement de la plupart des réformes économiques. Ainsi, alors que la vulnérabilité de l'économie comorienne accentue l'ampleur des déséquilibres financiers, la fragilité des institutions politiques handicape toute tentative d'atténuer les effets de la crise économique et sociale.

Pourtant, ce ralentissement du processus de transition économique a considérablement influencé la dimension sociale du développement, en accentuant l'étendue de la pauvreté et en annihilant probablement une partie importante des efforts réalisés en matière de santé et d'éducation depuis le milieu des années 1970. Plusieurs éléments d'analyse s'inscrivent dans cette tendance.

Premièrement, une étude récente a montré que près de la moitié des ménages comoriens avaient, en 1995, des ressources inférieures au seuil de

subsistance¹⁴. Alors que la pauvreté nationale est expliquée à près de 70 pour cent par les ménages dont le chef est agriculteur, trois niveaux de privation peuvent être observés: (i) un premier groupe exhibe un taux de pauvreté parmi les ménages de 55 à moins de 65 pour cent, et englobe les agriculteurs de subsistance ; (ii) un deuxième groupe rassemble des ménages pour lesquels l'incidence de la pauvreté est située environ entre 40 et 45 pour cent : agriculteurs de rente-éleveurs, inactifs et indépendants non agricoles informels ; (iii) un troisième groupe, composé des salariés et des chômeurs, révèle un taux de pauvreté compris entre 25 et 35 pour cent. En outre, l'incidence de la pauvreté varie selon les îles et le milieu. Elle est plus élevée à Anjouan et à Mohéli – 50 à 60 pour cent des ménages – qu'en Grande Comore – un peu plus du tiers des ménages –, et ces écarts s'accompagnent d'importantes différences de ressources. En fait, près des trois quarts de l'incidence de la pauvreté nationale sont expliqués par la pauvreté rurale de Grande Comore et d'Anjouan. Par ailleurs, alors que les élasticités de la pauvreté par rapport à la dépense par tête et à l'inégalité tendent à être plus élevées en Grande Comore qu'à Anjouan ou Mohéli, l'étude montre – en supposant que l'inégalité des dépenses demeure inchangée – qu'au cours de la période 1995-98, selon la mesure de la pauvreté retenue, cette dernière aurait augmenté annuellement au rythme de 3,5 à 4 pour cent¹⁵. Sans aucun doute, la croissance économique par tête négative des années récentes a engendré une élévation de la pauvreté. En outre, les simulations indiquent que la réduction de la pauvreté sera probablement une tâche longue et difficile : la réduction de 50 pour cent de la pauvreté des ménages en 2015 implique un rythme annuel de création de richesses par habitant compris entre 2,1 et 2,5 pour cent.

Deuxièmement, les dimensions économique et sociale du développement sont étroitement liées. La dégradation du niveau de vie lors de changements de l'environnement réduit l'accès à l'éducation et à la santé. En même temps, la pauvreté du développement humain freine probablement la progression du niveau de vie moyen de la population. L'étude à laquelle il a été fait référence tend à conforter cette assertion. D'une part, l'indicateur de développement humain – IDH – était de 0,510 en 1998 – correspondant à un taux d'alphabétisation des adultes de 58,5 pour cent, un

¹¹ Le taux d'inflation serait passé de 25,3 à 3,5 pour cent entre 1994 et 1999. Economist intelligence unit [1999] ; Banque mondiale [1999c].

¹² Le déficit budgétaire est passé de -7,7 à -0,7 pour cent du PIB entre 1994 et 1999.

¹³ En 1998, la chute de la consommation privée et publique a été, respectivement, de -22,9 et -15,8 pour cent. Toutefois, pour 1999, les variations demeurent positives – 18,0 et 3,7 pour cent, respectivement. Banque mondiale [2000].

¹⁴ Lachaud [2000a]. Cette étude est fondée sur des seuils de pauvreté ancrés par rapport aux besoins nutritionnels, et une approche de la stratification *a posteriori* du marché du travail.

¹⁵ L'incidence est de – 3,2, 3,7 et 4,5 pour cent, respectivement, en Grande Comore, à Anjouan et à Mohéli.

taux brut de scolarisation tous niveaux confondus de 39 pour cent, une espérance de vie à la naissance de 59,2 ans et un indicateur de PIB de 0,44 –, ce qui traduit un niveau de développement humain relativement bas¹⁶. D'ailleurs, au cours de la période la plus récente avant l'enquête EDS de 1996 – 0-4 ans, soit 1991-96 –, les taux de mortalité infantile¹⁷, infanto-juvénile¹⁸ et juvénile¹⁹ s'élevaient, respectivement, à 77,3, 103,7 et 28,6 pour mille naissances²⁰. D'autre part, pour 1995-97, l'intensité de la pauvreté humaine – IPH-1 – correspondait à un taux de pauvreté de 49,1 pour cent dans chacune des dimensions considérées²¹. Mais, la Grande Comore a un faible taux de pauvreté monétaire, et un taux modéré de déficit en termes de développement humain, en partie lié à l'incidence de l'analphabétisme et du non-accès à l'eau potable. Par contre, à Anjouan, la pauvreté monétaire et la pauvreté humaine sont simultanément élevées, tandis que Mohéli occupe une position médiane²².

Certes, aux Comores, on ne doit pas sous-estimer les progrès réalisés au cours des trente dernières années en matière de santé. Ainsi, entre 1970 et 1998, l'espérance de vie à la naissance est passée de 48,9 à 58,8 ans, tandis que les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile – pour 1 000 naissances vivantes – ont été réduits, respectivement, de 159 à 67, et de 215 à 90²³. Par ailleurs, il importe

¹⁶ Pnud [2000]. Toutefois, l'IDH de 1990 n'était que de 0,269.

¹⁷ Les taux de mortalité infantile représentent la probabilité de décéder avant le premier anniversaire.

¹⁸ Probabilité de décéder entre la naissance et le cinquième anniversaire.

¹⁹ Probabilité de décéder après le premier et avant le cinquième anniversaire.

²⁰ Mondoha, Schoemaker, Barrère [1997].

²¹ Probabilité de décès avant 40 ans, taux d'analphabétisme des adultes et conditions de vie – eau potable, accès aux services de santé et malnutrition des enfants.

²² Par ailleurs, une approche micro-multidimensionnelle de la pauvreté en termes de «capabilities», fondée sur des indices décomposables à la fois selon des sous-groupes et des attributs – habitat, environnement sanitaire et instruction du chef de ménage –, renforce la complémentarité des analyses non monétaire et monétaire de la pauvreté, et justifie une accentuation des politiques en faveur de l'accès aux services collectifs.

²³ Pnud [2000]. L'enquête démographique et de santé de 1996 confirme la baisse de la mortalité des enfants. Les niveaux de mortalité infantile seraient passés de 138 pour mille 15-19 ans avant l'enquête, soit autour de l'année 1978, à 77 pour mille au cours de la période 0-4 ans avant l'enquête, centrée autour de l'année 1993, soit une baisse de 44 pour cent en 15 ans. La baisse de la mortalité infantile au cours des années récentes serait due essentiellement au déclin de la mortalité néonatale – probabilité de

de souligner que la mortalité des enfants comoriens demeure légèrement inférieure à celle qui prévaut, en moyenne, en Afrique subsaharienne ou dans les pays à faible revenu²⁴. Malgré tout, plusieurs dimensions de l'état sanitaire de cet archipel suggèrent que des efforts considérables doivent être encore effectués, notamment en matière de réduction de la mortalité des enfants.– particulièrement en milieu rural²⁵

En effet, réduire la mortalité des enfants constitue un objectif majeur du développement dans une double perspective. D'une part, au niveau individuel, la moindre mortalité des enfants représente une satisfaction évidente pour les parents et l'ensemble du groupe – famille, clan, ethnie – auquel ces derniers sont rattachés. D'autre part, sur un plan général, la réduction de la mortalité des enfants peut contribuer à réduire la fécondité et la forte croissance de la population. En effet, aux Comores, comme dans maints de pays en développement, les enfants représentent une assurance pour l'avenir, susceptible de pallier l'absence de sécurité sociale formelle pour les personnes âgées. D'ailleurs, dans cette économie insulaire, le rôle des transferts externes – surtout dirigés vers la Grande Comore où les normes sociales sont favorables à une forte fécondité – est inséparable de la question démographique. Or, une mortalité élevée des enfants incite les parents à accroître la fécondité du groupe, afin de s'assurer de la survie de certains d'entre eux. Dans ces conditions, l'aversion des parents pour le risque tend à contrebalancer plus que proportionnellement la probabilité de décès des enfants, et contribue à favoriser une croissance démographique élevée²⁶.

Aux Comores, dès lors que la croissance démographique élevée, non seulement annihile la progression des richesses per capita, mais également raréfie la disponibilité de terres cultivables²⁷ et contribue à la dégradation de l'environnement, la

décéder avant d'atteindre un mois. Au cours de la même période, la mortalité infanto-juvénile serait passée de 189,2 à 103,7 pour mille. Mondoha, Schoemaker, Barrère [1997].

²⁴ Pour l'Afrique subsaharienne et les pays à faible revenu, les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile sont, respectivement, de 92 et 77 pour mille à la fin des années 1990. Banque mondiale [2000].

²⁵ Voir pour une analyse de la dimension relative à la santé aux Comores, Lachaud [2000a].

²⁶ Benefo, Schultz [1996] notent deux mécanismes : (i) l'effet du remplacement ex post des enfants qui meurent ; (ii) l'effet d'adaptation des comportements par anticipation des niveaux de mortalité constatés en moyenne.

²⁷ L'impact de ce facteur est variable selon les îles. Alors qu'il existe encore des terrains disponibles en Grande Comore, la terre est relativement rare à Anjouan et Mohéli.

politique en matière de population et de planification familiale représente une composante fondamentale de toute stratégie de développement. Bien que le gouvernement comorien se soit engagé depuis le milieu des années 1980 à favoriser, directement²⁸ ou indirectement²⁹, toute action susceptible de limiter la croissance de la population, les recherches visant à appréhender les déterminants de la mortalité des enfants sont quasi-inexistantes³⁰. La présente étude propose de contribuer à l'analyse de cette question.

3. Modélisation, données et options économétriques

1. Le modèle

La présente recherche considère que le bien-être des individus peut être exprimé par une fonction d'utilité, définie par rapport à des consommations de biens et de services, et susceptible de reproduire les préférences des individus pour des ensembles alternatifs de consommations. Néanmoins, le modèle de base peut être enrichi pour mettre en évidence les relations entre les dépenses des ménages et le développement humain³¹. Supposons un ménage – en même temps producteur –, composé d'un seul individu, qui maximise la fonction d'utilité exprimée par [1].

$$U = U(H, S, L, Z, X) \quad [1]$$

où : H est la santé, S la scolarisation, L l'offre de travail, Z les biens pouvant constituer un input pour la santé – par exemple, la nourriture –, et X l'ensemble des autres biens et services. La maximisation de [1]

sous diverses contraintes – fonctions de production de santé, fonction de gains, fonction de production de biens commercialisables du ménage, budget et temps³² –, génère un ensemble de fonctions de demandes réduites pour la santé, l'éducation et les divers biens spécifiées par [2].

$$H, S, X, Z = f(P_s, P_z, P_q, d, A, T, U_h, U_w, U_q, V_h, V_w, V_q, Y) \quad [2]$$

où : P_j ($j=z,s,q$) représente les prix des biens j ; d = caractéristiques observables des membres du ménage (âge, etc.) ; A = actifs productifs du ménage ; T = la contrainte de temps ; U_h = caractéristiques appropriées de la communauté (infrastructures sanitaires, etc.) ; U_w = caractéristiques appropriées de la communauté affectant la demande de travail ; U_q = déterminants de la productivité au niveau de la communauté (le temps) ; V_h = caractéristiques non observables des ménages affectant la santé ; V_w = caractéristiques non observables des ménages affectant les gains (habileté, etc.), et V_q = déterminants non observables de la productivité au niveau des ménages (qualité du sol) ; Y = revenu de transferts.

Dans ce contexte, la littérature montre que les déterminants de la mortalité des enfants peuvent être modélisés de plusieurs manières, selon les données disponibles, les objectifs de la recherche et les hypothèses analytiques sous-jacentes. Néanmoins, le critère de l'unité d'analyse permet d'identifier deux approches de base. D'une part, l'appréhension des facteurs des *taux de mortalité* des enfants exige de prendre en considération les *femmes* comme unité d'analyse³³. D'autre part, la spécification des

²⁸ Depuis les années 1980, plusieurs programmes ont été conçus et mis en oeuvre, par exemple : (i) programme de santé maternelle et infantile, et de planification de la famille ; (ii) programme de vaccination des enfants de 0-5 ans contre les principales maladies de la petite enfance ; (iii) projet d'information, d'éducation et de communication pour sensibiliser les responsables politiques, les chefs religieux et la population aux problèmes d'espacement des naissances.

²⁹ Plus récemment, des politiques sectorielles ont été élaborées, notamment : (i) le Programme national d'élimination de la pauvreté ; (ii) le Plan national de développement sanitaire : perspective en 2010 ; (iii) le Plan directeur de l'éducation ; (iv) la Politique nationale de l'environnement.

³⁰ Bien que des éléments d'analyse figurent dans le rapport de l'EDS 1996. Mondoha, Schoemaker, Barrère [1997].

³¹ La présentation s'inspire de Singh, Squire, Strauss [1986], Pitt, Rosenzweig [1986], Appleton, Song [1999].

³² La fonction de production de santé est : $H=H(Z, L_h, d, U_h, V_h)$, où : L_h = temps consacré à la santé, d =caractéristiques observables des membres du ménage (âge, etc.), U_h = caractéristiques appropriées de la communauté (infrastructures sanitaires, etc.), V_h = caractéristiques non observables des ménages. La fonction de gains est : $W=W(d, U_w, V_w)$, où : U_w = caractéristiques appropriées de la communauté affectant la demande de travail, et V_w = caractéristiques non observables des ménages (habileté, etc.). La fonction de production du bien commercialisable Z est : $Q_z=Q(L_q, L_o, A, d, U_q, V_q)$, où : L_q = main-d'oeuvre du ménage allouée à la production, L_o = travail extérieur, A =actifs productifs du ménage, U_q = déterminants de la productivité au niveau de la communauté (le temps), et V_q = déterminants non observables de la productivité au niveau des ménages (qualité du sol). La contrainte budgétaire peut s'écrire : $P_z \cdot Z + P_s \cdot S + X = W \cdot L_w + P_q \cdot Q - W_o \cdot L_o + Y$, où : W_o = salaires des individus employés, P_j prix des biens j ($j=z,s,q$), Y =revenu de transferts. Enfin, la contrainte de temps : $T=L_h + L_w + L_q + L_l + S$, où L_l étant le temps allouée aux loisirs.

³³ Benefo, Schultz [1996], Mellington, Cameron [1999], Mackinnon [1995].

déterminants de la *survie des enfants* implique que ces derniers constituent l'unité d'analyse³⁴. Il est à remarquer que les études connues relatives à la santé des enfants, discutent plus les hypothèses sous-jacentes à une méthode donnée que les critères susceptibles de guider le choix de l'une d'entre elles³⁵. D'ailleurs, rares sont les études qui adoptent simultanément les deux approches, afin de comparer l'incidence d'un facteur donné sur la santé des enfants – par exemple, l'éducation de la mère – en fonction des choix méthodologiques effectués. Pour cette raison, dans cette étude, la modélisation des déterminants de la mortalité des enfants, dérivée de la relation [2], peut être exprimée par les équations réduites [3] et [4].

$$HM_f = m(C_{fd}, D_{fh}, C_{cd}, D_{ch}, C_m, A_m, G_m, V_e, V_f, f) \quad [3]$$

$$HS_e = s(C_{fd}, D_{fh}, C_{cd}, D_{ch}, C_m, A_m, G_m, C_{ed}, R_e, V_e, V_f, e) \quad [4]$$

Le taux de mortalité des enfants, HM_f , exprimé par [3] – l'unité d'analyse est la *femme* –, est supposé déterminé par : (i) les caractéristiques démographiques des femmes C_{fd} , et du mari ou du conjoint C_{cd} ; (ii) les dotations en capital humain des femmes D_{fh} , et du conjoint/mari D_{ch} ; (iii) les caractéristiques du ménage C_m ; (iv) les actifs du ménage A_m ; (v) la localisation spatiale du ménage G_m , et ; (vi) des facteurs communautaires liés aux enfants V_e et aux femmes V_f .

Les chances de survie des enfants, HS_e , identifiées par [4] – l'unité d'analyse est l'*enfant* – dépendent des facteurs précédents auxquels il faut ajouter : (i) les caractéristiques démographiques des enfants C_{ed} ; (ii) les caractéristiques liées à la reproduction des enfants R_e . Cette modélisation appelle plusieurs observations, successivement présentées lors de la discussion des sources statistiques, des variables et des procédures économétriques.

2. Sources statistiques et spécification des variables

La présente étude est fondée sur les données de l'enquête démographique et de santé – EDS – des Comores, réalisée en 1996 auprès d'un échantillon de femmes de 15-49 ans et d'hommes de 15-64 ans, par le Centre national de documentation et de recherche scientifique, avec l'assistance technique de Macro International Inc. Comme la plupart des EDS, les objectifs recherchés sont multiples : (i) recueillir des données à l'échelle nationale, représentatives selon le milieu rural et urbain, ainsi que pour les deux grandes îles (Grande Comore et Anjouan), et permettant de calculer divers indicateurs démographiques – taux de fécondité et de mortalité infantile et juvénile ; (ii) analyser les facteurs qui déterminent les niveaux et tendances de la fécondité et de la mortalité des enfants ; (iii) mesurer les taux de connaissance et de pratique contraceptive par méthode ; (iv) recueillir des données détaillées sur la santé maternelle et infantile ; (v) déterminer l'état nutritionnel des mères et des enfants de moins de trois ans au moyen des mesures anthropométriques ; (vi) recueillir des données détaillées sur la connaissance, les opinions et attitudes des femmes et des hommes vis-à-vis du sida³⁶. Dans l'ensemble des zones de dénombrement, l'enquête a porté sur 2 252 ménages et 3 050 femmes âgées de 15-49 ans. Par ailleurs, un sous-échantillon d'un tiers des ménages a été sélectionné au sein desquels tous les hommes de 15 à 64 ans ont été interviewés – soit 795 hommes. Dans la présente étude, la mise en oeuvre de ce type de données appelle deux observations.

³⁶ L'enquête a été réalisée entre le 17 mars et le 30 mai 1996. Afin d'atteindre ces objectifs, trois types de questionnaires ont été utilisés : (i) un questionnaire ménage permet de collecter des informations sur les membres du ménage – nombre de personnes y résidant, sexe, âge, niveau d'instruction, etc. – et sur les caractéristiques du logement – approvisionnement en eau, type de toilettes, etc. Cependant, l'objectif essentiel du questionnaire ménage est d'établir l'éligibilité des personnes à interviewer individuellement ; (ii) un questionnaire femme comprenant les dix sections suivantes : caractéristiques socio-démographiques, reproduction, contraception, grossesses et allaitement, vaccination et santé des enfants, nuptialité et activité sexuelle, préférences en matière de fécondité, caractéristiques du conjoint et activité professionnelle de la femme, sida, mesures anthropométriques ; (iii) un questionnaire individuel homme comprenant les six sections suivantes : caractéristiques socio-démographiques, reproduction, planification familiale, nuptialité et activité sexuelle, préférences en matière de fécondité, sida. Voir l'annexe du rapport de Mondoha, Schoemaker, Barrère [1997].

³⁴ Lavy, Strauss, Thomas, de Vreyer [1996], Panis, Lillard [1994], Thomas, Strauus, Enriques [1990], Guilkey, Riphahn [1998] – estimation d'une équation structurelle à l'aide de données longitudinales –, Lee, Rosenzweig, Pitt [1997], Aly, Grabowski [1990].

³⁵ Par exemple, Benefo, Schultz [1996] discutent la nature des variables dépendantes, la question d'endogénéité pour certaines d'entre elles et les critères de choix entre l'estimation d'équations réduites ou structurelles. Toutefois, l'unité d'analyse est centrée sur les taux de mortalité des enfants des femmes.

En premier lieu, l'utilisation des informations issues d'enquêtes démographiques et de santé, en général, et celle des Comores de 1996, en particulier, engendre des contraintes analytiques, parmi lesquelles trois d'entre elles doivent être soulignées. Tout d'abord, bien que les données transversales aient la capacité de fournir des informations importantes sur les causes de la mortalité des enfants, leur fécondité demeure probablement en retrait par rapport à celle des données longitudinales, susceptibles d'identifier les processus par lesquels opèrent les variables exogènes, c'est-à-dire les déterminants immédiats ou antérieurs de la mortalité³⁷. Ensuite, la plupart du temps, les enquêtes démographiques et de santé ne collectent pas d'informations sur les dépenses ou les revenus des ménages. De ce fait, lors de l'analyse économétrique des facteurs de la mortalité des enfants, il est impossible de prendre en compte, par exemple, la consommation par tête comme indicateur de niveau de vie des groupes, même si les dépenses doivent, en principe, être considérées comme endogènes³⁸. Dans la présente recherche, une estimation du niveau de vie des ménages a été réalisée à partir de certains de leurs actifs possédés – hormis la terre. Cette procédure est explicitée ci-après. Enfin, dans ce type d'enquête, les prix des biens commercialisés et des services publics ne sont pas relevés, alors qu'ils peuvent affecter l'allocation des ressources des ménages. Or, dans le cas comorien, cette information est aléatoire et difficile à obtenir par d'autres sources – hormis pour la capitale Moroni³⁹. Une observation

similaire prévaut pour les informations au niveau de la communauté. Par conséquent, dans cette étude, les prix des divers biens, notamment ceux des produits alimentaires et des services publics, ne sont pas pris en considération. Il est à remarquer, cependant, que le fait de contrôler par la localisation insulaire et le milieu, ainsi que par les actifs des ménages, permet, dans une certaine mesure, de tenir compte des écarts de coûts et de ressources. De plus, certaines informations communautaires peuvent être générées à l'aide de EDS de 1996.

En deuxième lieu, la modélisation des déterminants de la mortalité des enfants, exprimée par les relations [3] et [4] appelle une spécification des variables prises en compte. Examinons, dans un premier temps, l'équation [3]. Cette relation fait référence à un modèle dont l'unité d'analyse est toute femme ayant eu des naissances au moins 5 ans avant la date de l'enquête – le 1^{er} avril 1991. Sur un plan général, la variable dépendante se réfère au taux de mortalité des enfants par femme, exprimé selon deux optiques : (i) le taux de *mortalité infanto-juvénile*, c'est-à-dire la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant l'enquête et décédés avant leur 5^{ème} anniversaire ; (ii) le taux de *mortalité infantile* c'est-à-dire la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant l'enquête et décédés avant leur 1^{er} anniversaire. Il en résulte un échantillon de 1 333 femmes âgées de 17 à 49 ans réparties dans 1 293 ménages. La mise en oeuvre de plusieurs spécifications économétriques, sous-jacentes à la relation [3], implique différentes configurations de cette variable dépendante, qui seront ultérieurement explicitées.

S'agissant des variables explicatives, considérées comme exogènes, plusieurs facteurs sont susceptibles d'influencer la mortalité des enfants. *Tout d'abord, au niveau individuel*. L'éducation de la mère a reçu beaucoup d'attention dans la littérature, et agit probablement sur la santé des enfants par l'intermédiaire de plusieurs canaux⁴⁰ : (i) accroissement des ressources de la famille généré par l'augmentation des gains liés à la participation au marché du travail ou à l'exercice d'activités domestiques⁴¹, ou le mariage avec des personnes plus fortunées ; (ii) augmentation de la productivité des moyens consacrés à la santé inhérente à une meilleure efficacité des activités domestiques ; (iii) amélioration de l'allocation des ressources due à un accès amélioré à l'information ; (iv) impact sur les préférences des

³⁷ Par exemple, l'expérience récente des enfants par rapport aux maladies ou les effets de l'allaitement au sein. Guilkey, Riphahn [1998] soulignent ce point de vue, et estiment une équation structurelle à l'aide de données longitudinales pour les Philippines.

³⁸ En effet, les ménages effectuant des décisions simultanées en matière de consommation et de soins de santé, la consommation des ménages doit être traitée comme endogène. Un point de vue différent est toutefois présenté par Mackinnon [1995]. Il considère que pour la santé des enfants, contrairement à celle des adultes, la séparabilité du revenu peut être admise, ce qui conduit à considérer le revenu permanent – approché par la dépense – comme exogène. Soulignons que, compte tenu des informations socio-économiques sur les conjoints/maris, il est néanmoins possible de reconstituer une grande partie du revenu des ménages. Toutefois, ce dernier demeure partiel et ne concerne qu'une faible partie des groupes. En effet, dans le cas des Comores, un «revenu» du ménage aurait pu être reconstitué pour environ 400 ménages sur les 1293 unités prises en compte dans la présente étude. Cette approche n'a pas été adoptée.

³⁹ La construction de la ligne de pauvreté par la méthode du coût des besoins de base, à partir de l'enquête budget-consommation de 1995, illustre cette difficulté. Voir Lachaud [2000a].

⁴⁰ Barrera [1990] recense plusieurs effets.

⁴¹ Lachaud [1998] met en évidence le rôle des revenus féminins dans la nutrition des enfants.

ménages, compte tenu des prix, des revenus et de l'information ; (v) meilleur statut socio-économique et volonté des parents – surtout de la mère – de rehausser les investissements en capital humain en matière de nutrition et ou de formation à l'exercice d'activités domestiques, ce qui affecte la capacité de la mère à élever des enfants. Dans l'étude, l'éducation de la mère est prise en compte de deux manières – C_{rh} . D'une part, une variable binaire teste le rôle de l'alphabétisation des femmes sur la mortalité des enfants, une incidence positive pouvant être liée, par exemple, à l'accès à l'information en matière de santé pour celles qui savent lire. D'autre part, plusieurs autres variables captent les niveaux formels d'instruction – primaire, secondaire et plus. En effet, il se peut qu'une information spécifique sur la santé ne puisse être accessible, directement ou indirectement, que par le biais du système scolaire formel. On notera que ces variables prennent en compte le nombre d'années d'instruction reçues par la mère à *chaque niveau du processus éducatif*. De ce fait, les coefficients indiquent l'effet d'une année supplémentaire d'instruction sur la mortalité des enfants pour chaque niveau éducatif. Une approche similaire permet de contrôler par l'éducation du conjoint ou du mari – C_{ch} ⁴². L'âge des femmes constitue un autre facteur de la probabilité de mortalité des enfants, en partie corrélé avec l'éducation et la disponibilité des infrastructures en matière de santé. L'étude considère six classes d'âge pour les femmes – C_{fd} – allant de 17 à 49 ans – tableau 1. En effet, l'âge étant un indicateur de la santé physique et de la capacité de reproduction de la mère, on peut s'attendre à ce que la mortalité des enfants s'élève avec l'âge de cette dernière. Mais, en même temps, l'âge de la mère capte, d'une certaine manière, l'effet des générations et, par conséquent, l'impact du processus de développement comorien sur la mortalité des enfants. Ainsi, une femme comorienne de 45 ans au moment de l'enquête – en 1996 –, a de fortes chances d'avoir eu des enfants au début ou au milieu des années 1970 lorsque les infrastructures éducatives et de santé étaient moins développées. De ce fait, en moyenne, les femmes âgées ont probablement eu, non seulement plus d'enfants, mais également une proportion plus élevée de décès parmi ces derniers. Pour cette raison, les estimations économétriques des relations [3] et [4] tiennent compte du biais d'hétéroscédasticité engendré par le nombre total

d'enfants déjà nés par femme⁴³. Ajoutons que l'étude prend également en considération l'âge du conjoint ou du mari – C_{cd} .

Ensuite, *au niveau du ménage*, on considère que la mortalité des enfants peut être affectée par plusieurs facteurs : (i) C_m : la composition du ménage – présence ou non du conjoint/mari – et le sexe de celui qui le gère; (ii) G_m : la localisation insulaire et selon le milieu, rural/urbain ; (iii) A_m : les actifs possédés. Le premier facteur propose d'examiner dans quelle mesure la santé des enfants dépend du statut du groupe auxquelles les femmes appartiennent, notamment par rapport aux ménages monoparentaux ou ceux qui sont gérés par une femme. Le deuxième facteur contrôle par l'appartenance insulaire et le milieu pour deux raisons. D'une part, il a été précédemment montré que l'incidence de la pauvreté était plus élevée à Anjouan et à Mohéli qu'en Grande Comore – en particulier dans le milieu rural –, et que ces écarts s'accompagnaient d'importantes différences de ressources. D'autre part, aux Comores, tout ce qui a trait à la sexualité et à la fécondité est souvent géré par des coutumes rigides, et les normes sociales favorables à une forte fécondité et un mariage précoce varient selon les îles et le milieu. Par exemple, l'impact des normes sociales influençant une fécondité élevée est plus forte en Grande Comore que dans les autres îles. Néanmoins, la présente étude tente de contrôler plus systématiquement l'effet des ressources des ménages à l'aide du troisième facteur, l'EDS de 1996 des Comores ne collectant pas de données sur les dépenses ou les revenus des ménages, mais fournissant des informations détaillées sur les actifs du groupe : propriété, accès à divers biens et services. L'approche en termes d'actifs suppose que prévaut une relation étroite entre ces derniers et un indicateur de niveau de vie des ménages, par exemple, la consommation. A cet égard, l'analyse en composante principale peut constituer une procédure adéquate pour construire un indicateur de la richesse des ménages à long terme, à partir des informations sur les actifs des EDS⁴⁴. En effet, cette technique permet de résumer l'information issue de l'ensemble des variables décrivant la possession des actifs des ménages par une dimension plus réduite – un indice –, en créant, à partir des données, des composantes

⁴² Dans l'échantillon, 85,5 pour cent des femmes ont un conjoint ou un mari.

⁴³ La variance des résidus est probablement plus faible pour les femmes ayant eu beaucoup d'enfants. Le test est explicité lors des spécifications économétriques.

⁴⁴ Filmer, Prichett [1999], Gwatkin, Rustein, Johnson, Oande, Wagstaff [2000].

orthogonales⁴⁵. L'analyse en composante principale assigne des scores à chaque actif du ménage recensé, ces derniers étant normalisés par rapport à une distribution normale de moyenne nulle et d'écart type unitaire. Ces valeurs sont ensuite utilisées pour identifier les classes de ménages. La présente recherche met en oeuvre l'analyse en composante principale non linéaire, les variables suivantes utilisées étant ordinales – 1 = non précaire et 2 = précaire : lieu d'aisance, accès à l'eau potable, type d'habitat, nombre de personnes par pièce, possession d'une mobylette, d'une radio, d'un réfrigérateur, d'un téléphone, d'une télévision, d'une auto ou d'une bicyclette⁴⁶. Il est à remarquer que la possession de terres n'est pas prise en compte pour trois raisons: (i) beaucoup de ménages, notamment ceux qui sont urbains, n'ont pas de terre ; (ii) la terre n'est peut-être pas exogène dans mesure où pour certains ménages, les informations ne concernent que son utilisation ; (iii) la relation entre la terre et le niveau de vie est complexe – dans maintes situations, ceux qui n'ont pas du tout de terre sont mieux lotis que ceux qui possèdent un petit lopin. Le modèle montre que la première composante explique 27,8 pour cent de la variance – contre 11,6 pour cent seulement pour la seconde dimension –, ce qui est conforme à ce qui prévaut dans les autres approches de ce type⁴⁷. La figure A1 en annexe affiche les coordonnées factorielles et montre l'importance de la première dimension⁴⁸. Finalement, la distribution du niveau des ménages en termes d'actifs a été divisée en trois tiers, le premier pouvant être identifié aux «pauvres».

⁴⁵ Intuitivement, la première composante principale est l'indice des variables sous-jacentes qui capture la plus grande partie de leur variation. Toutefois, l'explication des autres composantes n'est pas aisée.

⁴⁶ Les niveaux de *précarité* – = 2 – sont identifiés comme suit : (i) lieu d'aisance : fosse & latrines rudimentaires, sans lieu aisance et autres ; (ii) eau : eau de surface, citerne dans la cour et hors de la cour, autres et non déterminé (non précaire = robinet logement/cour) ; (iii) habitat : sol en terre battue, sable, gravillons, planches & autre ; (iv) nombre de personnes par pièce : # 2,5 ; (v) non possession de mobylette, de radio, de réfrigérateur, de téléphone, de télévision, d'auto ou de bicyclette.

⁴⁷ L'étude de Filmer, Prichett [1999], portant sur 46 pays, montre, pour la première composante, une part de variance expliquée relativement stable, comprise entre 20 et 30 pour cent.

⁴⁸ En ce qui concerne la première dimension, toutes les variables ont des coordonnées factorielles (positives) élevées. Sept variables sur onze ont des coefficients de corrélation avec la première dimension supérieurs à 0,5 : habitat, aisance, radio, télévision, téléphone, réfrigérateur, automobile. La figure A1 montre également que la deuxième dimension est principalement corrélée avec le nombre de personnes par pièce, la possession de mobylette ou de bicyclette, et l'accès à l'eau.

Enfin, des *facteurs communautaires* sont susceptibles d'avoir un impact sur la santé des enfants. Or, les informations communautaires n'étant pas collectées par l'EDS 1996, l'étude a tenté de reconstituer plusieurs variables inhérentes aux enfants – V_e – et aux femmes – V_f – par rapport aux grappes de l'enquête – cluster. Ces variables représentent des moyennes par grappe pour les femmes ayant eu des enfants vivants les trois dernières années, c'est-à-dire depuis janvier 1993. En effet, le questionnaire de l'EDS 1996 ne collecte des informations sur la santé que pour les enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont *vivants* et nés depuis janvier 1993 (soit 3,5 ans lors de l'enquête), et leur mère. Dans ces conditions, les variables communautaires se réfèrent à des situations moyennes en matière de santé pour des cohortes spécifiques d'enfants et de femmes, bien que dans ce dernier cas, seules celles de l'échantillon aient été considérées. Dans ce contexte, le tableau 1 met en évidence les six variables suivantes. Premièrement, la proportion par grappe des enfants de 3 mois et plus, parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993, qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou des 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (fièvre) ; (iii) de la toux au (Toux). Deuxièmement, la proportion par grappe des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 qui ont été vaccinés – BCG, polio et DTCoq. Troisièmement, la moyenne par grappe de l'indice de Quérelet – ou Indice de Masse Corporelle (IMC) – des femmes, ayant eu des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993⁴⁹. L'indice de Quérelet exprime le rapport entre le poids en kg et la taille en mètres au carré. En général, une valeur inférieure à 18,5 kg/m² est le signe d'une malnutrition aiguë. Quatrièmement, le pourcentage de femmes par grappe au cours des trois dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté par du personnel médical qualifié - médecin, infirmière, sage-femme.

La relation [4], fondée sur l'enfant comme unité d'analyse, appelle quelques observations additionnelles. Tout d'abord, la variable dépendante n'est plus le taux de mortalité par femmes, mais la survie de l'enfant. Selon les modèles économétriques considérés – voir ci-après –, la variable dépendante se réfère à l'ensemble des enfants nés 5 ans avant la date de l'enquête, vivants ou morts, soit avant leur 5^{ème} anniversaire, soit avant leur 1^{er} anniversaire, ou au logarithme de l'âge des enfants en années, la variable

⁴⁹ On prend les femmes de l'échantillon pour lesquelles on dispose de leur poids et de leur taille.

de censure étant inhérente à leur décès – 0 = morts. Ensuite, si la plupart des variables explicatives précédemment spécifiées sont prises en compte, la relation [4] suggère que certaines caractéristiques biologiques des mères et des naissances – C_{ed} , R_e – influencent la santé des enfants : (i) l'âge des mères lors des naissances ; (ii) le sexe des enfants ; (iii) l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente ; (iv) la naissance de plusieurs enfants lors d'un même accouchement⁵⁰ ; (v) le rang de la naissance.

3. Les options économétriques

L'estimation économétrique des déterminants de la mortalité des enfants a été réalisée à l'aide de plusieurs modèles fondés sur le maximum de vraisemblance. Le souci de comparer la robustesse des résultats obtenus, en fonction des modèles théoriques précédemment élaborés, explique une telle approche.

En premier lieu, l'estimation de la relation [3] est liée aux formes fonctionnelles générales exprimées par [5] et [6].

Modèle linéaire avec hétéroscédasticité multiplicative – unité d'analyse = femme :

$$\mathbf{M}_f = \mathbf{\$}'\mathbf{X}_f + \mathbf{0}'\mathbf{Y}_m + \mathbf{c}'\mathbf{Z}_c + \epsilon_f$$

$$\text{Var}(\epsilon_f) = \mathbf{F}_f^2 = \mathbf{F}^2 \exp(\mathbf{c}'\mathbf{t}_f) \quad [5]$$

Modèles non linéaires avec hétéroscédasticité multiplicative – unité d'analyse = femme :

$$\mathbf{M}_f^* = \mathbf{\$}'\mathbf{X}_f + \mathbf{0}'\mathbf{Y}_m + \mathbf{c}'\mathbf{Z}_c + \epsilon_f$$

$$\text{Var}(\epsilon_f) = \mathbf{F}_f^2 = \mathbf{F}^2 \exp(\mathbf{c}'\mathbf{t}_f) \quad [6]$$

où : (i) M_f est le taux de mortalité infantile ou infantile-juvénile par femme f ; (ii) M_f^* est une variable latente – non observable – se rapportant au taux de mortalité des enfants par femme ; (iii) X_f , Y_m et Z_m représentent, respectivement, les caractéristiques des femmes, du ménage et de la communauté ; (iv) ϵ_f se réfère au terme aléatoire ; (v) t_f indique le logarithme du nombre total d'enfants nés par femme.

La forme fonctionnelle [5] se réfère au modèle linéaire estimé par le maximum de vraisemblance, tandis que [6] se rapporte aux modèles non linéaires Tobit, Probit binaire et Probit ordonné. En effet, puisque le taux de mortalité des enfants est nul pour maintes femmes, la variable dépendante inhérente à [6] est censurée, ce qui implique l'estimation du modèle Tobit, en spécifiant [6] comme

suit : (i) $M_f = 0$ si $M_f^* \leq 0$, et $M_f = M_f^*$ si $M_f^* > 0$; (ii) ϵ_f normalement distribuée : $\epsilon_f \sim N(0, F^2 t_f)$. Le modèle Probit binaire examine les déterminants de la probabilité de taux de mortalité positifs. Dans ce cas, il vient : (i) $M_f = 0$ si $M_f^* \leq 0$, et $M_f = 1$ si $M_f^* > 0$; (ii) ϵ_f normalement distribuée : $\epsilon_f \sim N\{0, [\exp(\mathbf{c}'\mathbf{t}_f)^2]\}$. Enfin, lorsque le taux de mortalité des enfants représente le «rang» de la mortalité – la variable dépendante est égale à 0, 1 et 2 selon que le taux de mortalité des enfants est, respectivement : 0 ; $>0 \& \neq 0,2$; $>0,2$ –, le modèle Probit ordonné est estimé, la variable latente étant spécifiée selon : (i) $M_f = 0$, $M_f^* \leq 0$; (ii) $M_f = 1$, $0 < M_f^* \leq 1$; (iii) $M_f = 2$, $1 < M_f^* \leq 2$; (iv) les ϵ_f sont des paramètres à estimer avec les $\$, 0$, et $<$, tandis que $\epsilon_f \sim N\{0, [\exp(\mathbf{c}'\mathbf{t}_f)^2]\}$.

Bien qu'il soit difficile d'affirmer avec certitude quelle est la nature de l'hétéroscédasticité qui prévaut dans un modèle de régression, les modèles [5] et [6] prennent en compte cette dernière sous forme multiplicative, par rapport au log du nombre total d'enfants nés par femme, comme cela a été précédemment justifié. Les tests de Lagrange ou du rapport de vraisemblance suggèrent que les divers modèles – sauf dans le cas du Probit ordonné lié à la mortalité infantile – admettent l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés. L'estimation des ces modèles porte sur 1 333 femmes. Le tableau A1, en annexe, présente les statistiques descriptives de l'échantillon utilisé.

En deuxième lieu, l'estimation des équations [7] et [8] par le maximum de vraisemblance se réfère au modèle [4], fondée, rappelons-le, sur l'enfant comme unité d'analyse.

Modèle non linéaire avec hétéroscédasticité multiplicative – unité d'analyse = enfant :

$$\mathbf{S}_e^* = \mathbf{\$}'\mathbf{X}_f + \mathbf{0}'\mathbf{Y}_m + \mathbf{c}'\mathbf{Z}_c + \mathbf{2}'\mathbf{X}\mathbf{B}_f + \mathbf{8}'\mathbf{R}_e + \epsilon_e$$

$$\text{Var}(\epsilon_e) = \mathbf{F}_e^2 = \mathbf{F}^2 \exp(\mathbf{c}'\mathbf{t}_f) \quad [7]$$

Modèles de survie log-linéaires avec hétérogénéité – unité d'analyse = enfant :

$$\mathbf{S}_e = \mathbf{\$}'\mathbf{X}_f + \mathbf{0}'\mathbf{Y}_m + \mathbf{c}'\mathbf{Z}_c + \mathbf{2}'\mathbf{X}\mathbf{B}_f + \mathbf{8}'\mathbf{R}_e + \epsilon_e$$

$$\text{Var}(\epsilon_e) = \mathbf{F}_e^2 = \mathbf{F}^2 \exp(\mathbf{c}'\mathbf{t}_f) \quad [8]$$

où : (i) S_e^* est une variable latente se rapportant à la probabilité de survie des enfants – ensemble des enfants vivants – $S_e = 1$ si $S_e^* > 0$ – ou morts avant leur 1^{er} ou 5^{ème} anniversaire – $S_e = 0$ si $S_e^* \leq 0$ – et nés 5 ans avant la date de l'enquête ; (ii) S_e est le logarithme de l'âge des enfants en années, la variable de censure étant celle inhérente aux modalités suivantes : 1=vivant ; 0 = mort ; (iii) X_f , Y_m et Z_m ont la même signification que précédemment, tandis que $\mathbf{X}\mathbf{B}_e$ et \mathbf{R}_e indiquent, respectivement, les caractéristiques

⁵⁰ Dans la plupart des cas, il s'agit de jumeaux.

biologiques des femmes et des naissances ; (iv) ϵ se réfère au terme aléatoire ; (v) t_f indique le logarithme du nombre total d'enfants nés par femme. L'estimation porte, respectivement, sur 5 971 et 5 574 enfants. Le tableau A1, en annexe, affiche les statistiques descriptives relatives à ces échantillons.

Comme précédemment, les tests de Lagrange ou du rapport de vraisemblance permettent d'inférer l'hypothèse d'hétéroscédasticité multiplicative par rapport au nombre total d'enfants nés. Cette dernière est seulement rejetée pour le modèle Probit de survie infantile. Il est à noter que l'équation [8] est estimée à l'aide de modèles log-linéaires admettant les distributions de Weibull, normale et logistique. Ces modèles de durée tiennent compte de l'hétérogénéité, ce qui implique que l'échelle de la distribution n'est plus fixe selon les enfants, mais est fonction du log du nombre total d'enfants nés par femme. Il s'agit d'une sorte d'hétéroscédasticité multiplicative comparable à celle des modèles Tobit et Probit⁵¹.

4. Mortalité des enfants et pauvreté : approche relative aux femmes

Les estimations économétriques permettent de spécifier successivement les déterminants de la mortalité infanto-juvénile et infantile.

1. La mortalité infanto-juvénile

Les statistiques descriptives, affichées au tableau A1 en annexe, indiquent que, pour l'échantillon considéré – toute femme ayant eu des naissances au moins 5 ans avant la date de l'enquête –, le taux de mortalité infanto-juvénile s'élève à 12,5 pour cent pour l'ensemble des Comores. Cependant, ce taux varie selon les îles et le milieu. Ainsi, le taux de mortalité infanto-juvénile est quasiment deux fois plus élevé en milieu rural que dans les zones urbaines – respectivement, 13,9 et 7,9 pour cent –, et sensiblement plus haut à Mohéli et Anjouan⁵². A cet égard, l'estimation du modèle [3] – et des équations [5] et [6] – appelle plusieurs observations.

En premier lieu, sur un plan économétrique, le tableau 1 suggère deux commentaires. Tout d'abord, on constate que tous les modèles estimés admettent l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au log du nombre total d'enfants nés par femme. En effet, les tests de Lagrange – LM – ou du rapport de vraisemblance – LR – inhérents aux différents modèles rejettent l'hypothèse nulle d'homoscédasticité au seuil de un pour cent. En outre, la variance des résidus est plus faible pour les femmes ayant eu beaucoup d'enfants, comparativement à celles dont le nombre de progénitures a été relativement peu important. Par exemple, en ce qui concerne le modèle Tobit – où, avec les notations habituelles, $\text{Var}(\epsilon_f) = F^2 t_f$ –, la valeur négative du coefficient du log du nombre total d'enfants nés implique une relation inverse entre ce dernier et la variance des résidus⁵³. Ensuite, le pouvoir explicatif des modèles économétriques pris en considération apparaît relativement hétérogène. En particulier, le tableau 1 met en évidence la portée limitée du Probit binaire, comparativement aux modèles Tobit et, dans une moindre mesure, Probit ordonné et linéaire. Cette observation pourrait confirmer la supériorité du modèle Tobit sur les modèles binaires lorsque les données sont censurées, le premier utilisant davantage d'informations que les seconds – fondés uniquement sur l'existence ou non de la mortalité. Cependant, il se pourrait que, dans le cas des Comores, l'explication de la mortalité des enfants dépende plus du *niveau* des quotients de mortalité que du simple événement de cette dernière. Un tel résultat, en partie confirmé par l'estimation du Probit ordonné, est tout à fait à l'opposé de ce qui est parfois affirmé dans certaines études⁵⁴. Pour ces raisons, les commentaires qui viennent sont, en grande partie, fondés sur les résultats des estimations Tobit et Probit ordonné.

⁵¹ Greene [1997].

⁵² Ces résultats corroborent les informations du rapport général inhérent à l'EDS – Mondoha, Schoemaker, Barrère [1997] – pour la période de 10 ans précédent l'enquête. Dans ce cas, les quotients de mortalité infanto-juvénile sont de 112,6, 80,7 et 122,6 pour mille, respectivement, pour l'ensemble des Comores, le milieu urbain et les zones rurales.

⁵³ Toutefois, dans le modèle Probit binaire, le terme de variance est directement relié au nombre total d'enfants nés. Il est à remarquer que dans le modèle Probit, ce test ne permet pas toujours de discriminer entre l'hétéroscédasticité et la mauvaise spécification du modèle. Thomas [2000].

⁵⁴ Mellington, Cameron [1999], dans leur étude sur l'Indonésie, indiquent que les spécifications Logit et Tobit – non présentées – produisent des résultats identiques.

Tableau 1 : Coefficients de régression des estimations par le maximum de vraisemblance des déterminants de la mortalité infanto-juvénile - < 5 ans ; unité d'analyse = femmes - Comores 1996

Paramètres Variables	Maximum de vraisemblance ¹		Tobit ^{1,2}			Probit binaire ^{1,3}			Probit ordonné ^{1,4}			
	\$	t ⁵	\$	t ⁵	Effets marginaux	\$	t ⁵	Effets marginaux	\$	t ⁵	Ef.mg. (0) ⁶	Ef.mg. (2) ⁷
Constante	0,1193	1,770**	-0,2533	-1,634**	-0,1183**	-4,9881	-1,656**	-0,1697	-0,1685	-1,289	0,2285	-0,1969
Alphabétisation des femmes⁸	0,0014	0,091	0,0084	0,264	0,0039	0,7244	1,244	0,0246	0,0176	0,692	-0,0239	0,0206
Education des femmes⁹												
Primaire	0,0019	0,500	0,0032	0,423	0,0015	-0,1060	-0,685	-0,0036	-0,0032	-0,462	0,0043	-0,0037
Secondaire	-0,0070	-1,172	-0,0467	-2,853*	-0,0218*	-0,5078	-1,511	-0,0172	-0,0403	-2,472*	0,0546*	-0,0471*
Age des femmes¹⁰												
25-29 ans	-0,0345	-1,403	-0,0398	-0,650	-0,0186	-1,7093	-2,051*	-0,0581*	-0,0399	-0,663	0,0541	-0,0466
30-34 ans	-0,0065	-0,267	0,0875	1,456	0,0409	-0,7970	-0,883	-0,0271	0,0633	1,134	-0,0858	0,0739
35-39 ans	-0,0061	-0,251	0,1035	1,707**	0,0484**	-1,0667	-1,159	-0,0362	0,0793	1,410	-0,1075	0,0926
40-44 ans	0,0442	1,714**	0,2024	3,252*	0,0946*	-0,3284	-0,330	-0,0111	0,1594	2,527*	-0,2161*	0,1862*
45-49 ans	0,0288	1,092	0,1831	2,859*	0,0856*	-0,5308	-0,528	-0,0180	0,1186	1,957*	-0,1609*	0,1386*
Présence du mari/conjoint¹¹	0,0075	0,451	0,0096	0,275	0,0044	0,9641	1,124	0,0327	0,0011	0,038	-0,0015	0,0013
Femme chef de ménage¹²	0,0045	0,331	0,0014	0,050	0,0006	0,8451	1,248	0,0287	0,0056	0,237	-0,0076	0,0066
Education du mari/conjoint⁹												
Primaire	-0,0032	-1,308	-0,0075	-1,330	-0,0035	-0,1478	-1,260	-0,0050	-0,0048	-1,026	0,0065	-0,0056
Secondaire	-0,0028	-0,781	-0,0080	-0,910	-0,0037	-0,3442	-1,400	-0,0117	-0,0056	-0,774	0,0076	-0,0065
Age du mari/conjoint												
Age	-0,0002	-0,247	-0,0001	-0,068	-0,0001	0,0225	0,488	0,0007	0,0002	0,102	-0,0002	0,0002
(Age) ²	-0,0004	-0,354	-0,0008	-0,288	-0,0004	-0,0758	-1,000	-0,0257	-0,0005	-0,243	0,0007	-0,0006
Niveau de vie du ménage¹¹												
Intermédiaires	0,0177	1,413	0,0503	1,871**	0,0235**	0,4241	0,841	0,0144	0,0362	1,464	-0,0491	0,0423
Pauvres	0,0588	0,441	0,0484	1,712**	0,0226**	0,7444	1,091	0,0253	0,0400	1,591 ²¹	-0,0543 ²¹	0,0468 ²¹
Localisation spatiale¹²												
Grande Comore, urbain	0,0274	0,936	0,0548	0,809	0,0256	1,3686	1,180	0,0465	0,0416	0,757	-0,0565	0,0486
secondaire	0,0422	1,858**	0,1210	2,199*	0,0565*	0,6675	0,680	0,0227	0,0864	1,727**	-0,1171*	0,1009**
Grande Comore, rural	0,0208	0,825	0,0882	1,503	0,0412	-0,7771	-0,481	-0,0264	0,0576	1,147	-0,0781	0,0673
Anjouan urbain	0,0568	2,348*	0,1762	3,041*	0,0824*	1,7126	1,360	0,0582	0,1187	2,116*	-0,1610*	0,1387*
Anjouan rural	0,0608	2,135*	0,1767	2,675*	0,0826*	1,0119	0,887	0,0344	0,1324	2,142*	-0,1796*	0,1547*
Mohéli												
Variables communautaires												
1. Enfants												
Fièvre ¹³	0,0003	0,834	0,0006	0,789	0,0003	0,0172	1,177	0,0005	0,0003	0,544	-0,0004	0,0004
Toux ¹³	0,0003	0,953	0,0008	1,216	0,0004	-0,0058	-0,380	-0,0001	0,0006	1,095	-0,0008	0,0007
Diarrhée ¹³	0,0002	0,667	0,0003	0,419	0,0001	0,0287	1,573	0,0009**	0,0001	0,263	-0,0002	0,0002
Vaccination ¹⁴	-0,0003	-0,973	-0,0005	-0,759	-0,0002	0,0370	1,711**	0,0012*	-0,0004	-0,656	0,0005	-0,0004
2. Femmes												
Indice de Quérelet ¹⁵	-0,0003	-0,074	0,0009	0,165	0,0004	-0,0663	-0,629	-0,0022	-0,0002	-0,048	0,0003	-0,0002
Accouchement assisté ¹⁶	-0,0006	-2,742*	-0,0007	-1,675**	-0,0003**	-0,0382	-0,365	-0,1300	-0,0006	-1,539	0,0008	-0,0007
F	0,2405	18,823*	0,6942	6,842*	-	-	-	-	-	-	-	-
u(2) ¹⁷	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1327	3,588*	-	-
Hétéroscélasticité multiplicative	-0,4211	-6,580*	-0,4625	-6,366*	-0,0616*	1,5783	6,347*	0,1302*	-0,7948	-5,714*	0,0068*	-0,0320*
Log nombre d'enfants nés/femme												
Log vraisemblance		441,64			-606,15			-823,85				-1214,92
P ² (sig)		61,35 (0,000)			121,57 (0,000)			175,01 (0,000)				169,97 (0,000)
LM/LR ¹⁸		92,53 (0,000) ²⁰			970,91 (0,000)			33,38 (0,000)				37,57 (0,000) ²²
% cas bien classés		-			-			63,2				57,6
ZM ¹⁹		-			-			0,88				-
N		1333			1333			1333				1333

(1) Modèle avec hétéroscélasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés ; (2) La variable dépendante est le taux de mortalité infanto-juvénile - mortalité des moins de 5 ans - défini comme la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête et décédés avant leur 5^{ème} anniversaire ; (3) La variable dépendante est égale à 1 si le taux de mortalité infanto-juvénile est supérieur à zéro ; (4) La variable dépendante est égale à 0,1 et 2 selon que le taux de mortalité infanto-juvénile est, respectivement : 0 ; >0 & # 0,2 ; >0,2 ; (5) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le \$ et l'erreur type; (6) Deux effets marginaux sont seulement indiqués. Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur 0 de la variable dépendante; (7) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur la plus élevée - 2 - de la variable dépendante ; (8) Oui = 1 ; (9) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation - «spline» ; (10) Base = 15-24 ans ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composante principale - voir le texte ; base = riches ; (12) Base = Moroni (capitale) ; (13) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3,5 ans lors de l'enquête) qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3,5 ans lors de l'enquête) qui ont été vaccinés du BCG, polio et DTCQ ; (15) Moyenne par zone (cluster) de l'indice de Quérelet ou Indice de Masse Corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3,5 ans lors de l'enquête - on prend les femmes de l'échantillon pour lesquelles on le poids et la taille). L'indice de Quérelet s'exprime comme le rapport entre le poids en kg et la taille en mètres au carré - en général, une valeur inférieure à 18,5 kg/m² exprime une malnutrition aiguë ; (16) Pourcentage de femmes par zone (cluster) au cours des trois dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié - médecin, infirmière, sage-femme ; (17) Paramètres des seuils estimés ; (18) Test de Lagrange LM ou du rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscélasticité par rapport au nombre total d'enfants nés ; (19) Modèle développé par Zavoina et McKelvey [1975] ; (20) Test de Lagrange de Breusch & Pagan ; (21) Significatif à 11 pour cent; (22) LR.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête EDS 1996.

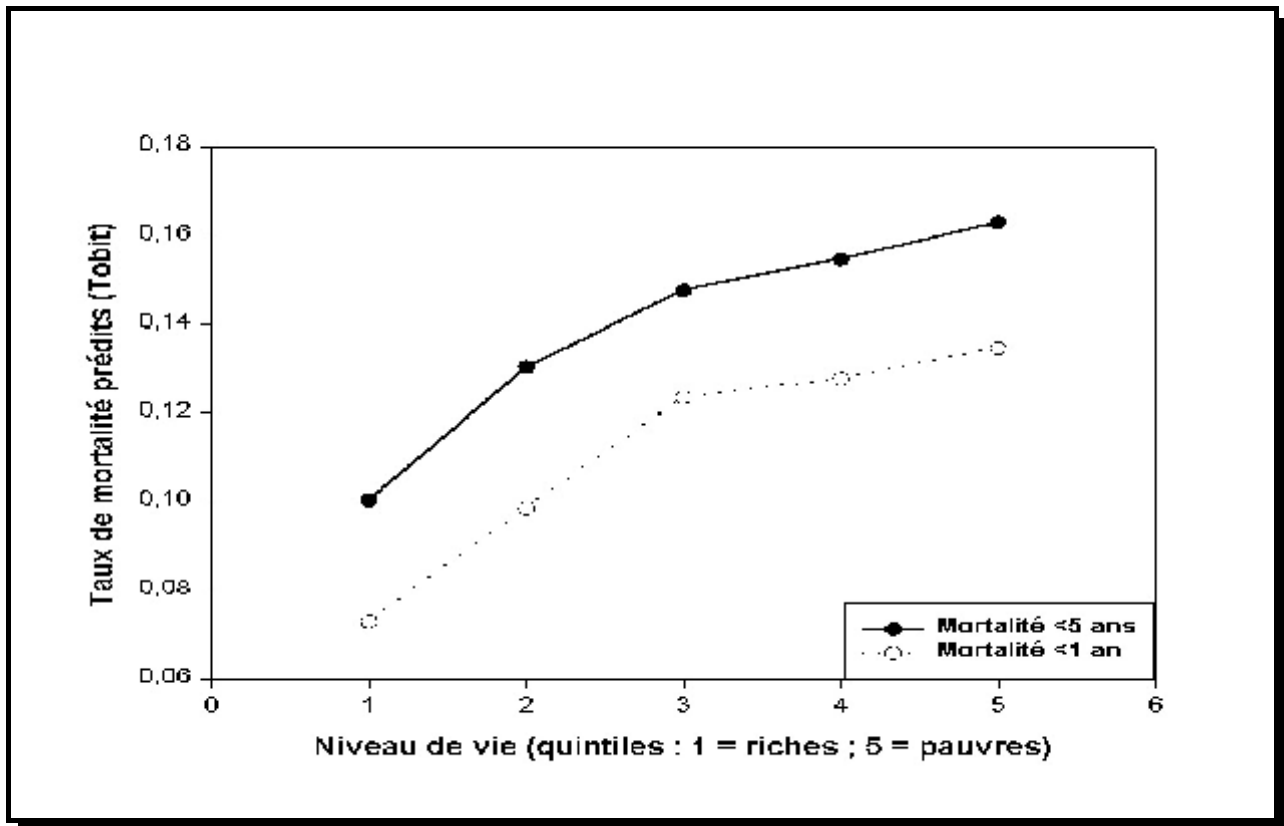


Figure 1 : Taux de mortalité des enfants prédits - Tobit - selon le niveau de vie des ménages en termes d'actifs - Comores 1996

En deuxième lieu, la présente étude identifie plusieurs déterminants de la mortalité infanto-juvénile. Premièrement, le niveau d'instruction des mères. Le modèle Tobit suggère que le taux de mortalité infanto-juvénile est inversement relié au niveau d'éducation secondaire ou plus des femmes ayant eu des enfants. Les effets marginaux indiquent qu'une variation d'une année d'instruction secondaire ou plus des mères réduit le taux de mortalité infanto-juvénile de 0,02 points, toutes choses égales par ailleurs. L'estimation Probit ordonné tend à confirmer ce résultat, le coefficient relatif à l'instruction secondaire étant négatif et significatif⁵⁵. Dans ce cas, l'effet marginal de la variation d'une année d'instruction secondaire sur $\text{Prob}[M_f = 0]$ – c'est-à-dire lorsque le taux de mortalité infanto-juvénile est nul – est positif et égal à 0,055, alors qu'il a une valeur négative de -0,047 sur $\text{Prob}[M_f = 2]$ – c'est-à-dire lorsque le taux de mortalité infanto-juvénile est supérieur à 0,2. On notera que l'alphabétisation des femmes et les années d'instruction primaire n'influencent pas la mortalité infanto-juvénile, toutes choses étant égales par ailleurs. Cette conclusion corrobore en partie celles du rapport inhérent à l'EDS de 1996, puisque ce dernier,

fondé sur des statistiques descriptives, mettait en évidence – pour la période de 10 ans précédent l'enquête – l'effet de l'instruction primaire et secondaire des femmes sur la réduction de la mortalité infanto-juvénile. Quoiqu'il en soit, le rôle de l'éducation des femmes – notamment de l'éducation formelle – en matière de réduction de la mortalité des enfants semble vérifié dans la plupart des études réalisées selon cette approche – l'unité d'analyse étant la femme – en Afrique ou en Asie. Mais, en même temps, lorsque l'on contrôle par un ensemble de facteurs inhérents aux femmes, aux ménages ou à la communauté, les effets de l'éducation sur la mortalité semblent plus faibles, et ne sont réellement significatifs que lorsque les femmes ont eu accès un certain niveau d'instruction – secondaire, par exemple⁵⁶. Dans ces conditions, le canal de transmission principal entre l'éducation de la mère et la santé de l'enfant pourrait être l'augmentation des gains liée au marché du travail et un meilleur accès à l'information.

Deuxièmement, comme l'on pouvait s'y attendre, l'âge des mères – indicateur de la santé

⁵⁵ Dans le modèle Probit binaire, le signe du coefficient est négatif, mais le seuil de signification est de 13 pour cent.

⁵⁶ Un résultat de ce type est indiqué par : (i) Benefo, Schultz [1996] – Côte d'Ivoire et Ghana ; Mackinnon [1995] – Ouganda, et ; (iii) Mellington, Cameron [1999] – Indonésie. Dans le cas de la Côte d'Ivoire et du Ghana, l'effet d'une année d'instruction secondaire réduit la mortalité de 0,02 points.

physique et de la capacité de reproduction – influence directement le taux de mortalité infanto-juvénile. Toutefois, le modèle Tobit montre que l'accroissement de la mortalité infanto-juvénile avec l'âge des mères ne survient qu'à partir de 35 ans – et surtout à partir de 40 ans –, relativement aux femmes âgées de 15-24 ans, un résultat en partie corroboré par les modèles Probit ordonné et linéaire. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, le taux de mortalité infanto-juvénile croît de 0,048 et 0,095 points pour les femmes âgées, respectivement, de 35-39 ans et 40-44 ans, par rapport à celles qui ont 15-24 ans. L'estimation Probit binaire suggère d'ailleurs que la probabilité de mortalité des enfants diminue lorsque les mères ont 25-29 ans, comparativement aux plus jeunes. Il est à remarquer que cette variable capte, en partie, l'effet du processus de développement comorien, dans la mesure où les familles les plus jeunes ont probablement eu un meilleur accès – quantitatif et qualitatif – aux infrastructures sanitaires. En d'autres termes, les femmes les plus âgées ont eu non seulement davantage d'enfants, mais également une proportion plus importante de décès parmi ces derniers. Les coefficients précédents tendraient à montrer que les progrès en matière de réduction de la mortalité infanto-juvénile sont intervenus à partir du début des années 1980⁵⁷. Rappelons, cependant, que les estimations tiennent compte du biais d'hétéroscédasticité engendré par le nombre d'enfants nés par femme.

Troisièmement, la localisation spatiale constitue un facteur de la mortalité infanto-juvénile aux Comores. Les statistiques descriptives inhérentes au tableau A1, en annexe, montrent que les taux de mortalité infanto-juvénile sont plus élevés à Mohéli et à Anjouan qu'en Grande Comore⁵⁸, et dans les zones rurales, comparativement au milieu urbain. La plupart des estimations économétriques – sauf le modèle Probit binaire – confirment et affinent ce résultat – tableau 1. Par exemple, le modèle Tobit suggère que, toutes choses égales par ailleurs, le taux de mortalité infanto-juvénile croît de 0,056, 0,082 et 0,083 points, respectivement, dans les campagnes de Grande Comore, d'Anjouan et à Mohéli, comparativement à Moroni, la capitale. Par contre, comme le préfigure le tableau A1, les modèles économétrique ne montrent aucune variation de mortalité infanto-juvénile entre les milieux urbains de Grande Comore et d'Anjouan. Sans

aucun doute, aux Comores, la réduction de la mortalité infanto-juvénile exige des actions prioritaires ciblés dans le milieu rural, notamment à Anjouan.

Quatrièmement, bien que la localisation spatiale capte, en partie, le niveau de vie des ménages⁵⁹, la présente étude met en évidence l'impact de ce dernier – appréhendé en termes *d'actifs des ménages* à l'aide de l'analyse en composante principale –, sur la mortalité des enfants. Le modèle Tobit du tableau 1 montre que, lorsque l'on contrôle par les caractéristiques des femmes – âge, instruction, etc. –, du mari ou conjoint – âge, instruction, etc. –, des ménages – structure, localisation spatiale –, et un ensemble de variables communautaires liées aux enfants et aux mères, les taux de mortalité infanto-juvénile argumentent de 0,02 points environ dans les ménages pauvres – ceux appartenant aux 30 pour cent du bas de la distribution – ou intermédiaires – les 30-65 pour cent de la distribution –, comparativement à ceux qui sont localisés dans le haut de la distribution. La figure 1 affiche les taux de mortalité infanto-juvénile prédits par le modèle Tobit en fonction du niveau de vie en termes d'actifs des ménages. L'estimation Probit ordonné confirme partiellement ce résultat, le coefficient de la variable pauvreté étant positif mais significatif à 11 pour cent seulement. Cette relation positive entre la pauvreté des ménages en termes d'actifs et l'ampleur des taux de mortalité infanto-juvénile recoupe, dans une certaine mesure, l'association entre l'IPH-1 et l'incidence de la pauvreté monétaire, par ailleurs mise en évidence aux Comores⁶⁰.

Cinquièmement, les variables communautaires prises en considération par le modèle ont un impact relativement mineur sur la mortalité des enfants. Il en est ainsi, en partie, parce que ces variables, reconstituées selon les procédures précédemment indiquées, demeurent des approximations de certains facteurs communautaires, et, en partie, parce que le contrôle par la localisation spatiale capte probablement certains effets inhérents aux moyennes selon les grappes de l'enquête. Néanmoins, le modèle Tobit indique clairement que, toutes choses égales par ailleurs, l'accouchement assisté par du personnel de santé qualifié est en mesure de réduire l'incidence de la mortalité infanto-juvénile. En effet, le coefficient du pourcentage de femmes par zone (cluster) ayant eu au cours des trois dernières années, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical

⁵⁷ En considérant que les femmes de moins de 35 ans au moment de l'enquête ont eu leurs enfants, en moyenne, à l'âge de 20 ans.

⁵⁸ En ce qui concerne la Grande Comore et Anjouan, l'écart ne prévaut qu'entre les zones rurales.

⁵⁹ On rappelle que près des trois quarts de l'incidence de la pauvreté des Comores sont expliqués par la pauvreté rurale de la Grande Comore et d'Anjouan. Voir la section 2, ci-avant.

⁶⁰ Lachaud [2000a].

qualifié – médecin, infirmière, sage-femme – est négatif et significatif. Le tableau A1 en annexe montre que si 51,2 pour cent des femmes ont eu un accouchement assisté pour au moins un enfant, l'incidence n'est que de 42,0 pour cent en milieu rural – 29,3 pour cent à Anjouan –, contre 82,9 pour cent dans les villes⁶¹. Il est à remarquer que la proportion d'accouchements assistés par du personnel qualifié est plus importante qu'en Afrique subsaharienne, une situation qui s'explique par la configuration physique de cet archipel.

2. La mortalité infantile

La présente étude montre que la configuration et les déterminants de la mortalité infantile exhibent plus de similitudes que de différences, comparativement aux quotients de mortalité pour les enfants décédés avant leur 5^{ème} anniversaire précédemment spécifiés – tableau 2.

En premier lieu, l'analyse met en exergue trois éléments fondamentaux suggérant une proximité de situation entre les quotients de mortalité infantile et infanto-juvénile. Tout d'abord, le tableau A1 en annexe indique que, pour l'échantillon considéré – toute femme ayant eu des naissances au moins 5 ans avant la date de l'enquête –, le taux de mortalité infantile s'élève à 10,6 pour cent pour l'archipel comorien. Toutefois, ce quotient varie selon les îles et le milieu. Ainsi, le taux de mortalité infantile est presque deux fois plus élevé en milieu rural que dans les zones urbaines – respectivement, 11,7 et 7,0 pour cent –, et beaucoup plus important à Mohéli et Anjouan⁶². Ensuite, l'estimation du modèle [3] suggère que le taux de mortalité infantile est directement lié – comme le quotient de mortalité infanto-juvénile – à l'instruction – niveau secondaire – à l'âge de la mère, à la localisation géographique, à certaines variables communautaires – accouchements assistés de personnels qualifiés – et au niveau de vie des ménages en termes d'actifs. En outre, dans la plupart des cas,

les effets marginaux sont comparables à ceux qui prévalent pour la mortalité infanto-juvénile. Par exemple, une variation d'une année d'instruction secondaire ou plus des mères réduit le taux de mortalité infantile de 0,018 points, toutes choses égales par ailleurs –, contre 0,022 points pour la mortalité infanto-juvénile. La figure 1 affiche les taux de mortalité infantile prédits par le modèle Tobit en fonction du niveau de vie des ménages en termes d'actifs, et met en évidence une évolution comparable pour les deux quotients de mortalité. Enfin, compte tenu des données censurées, le modèle Tobit produit également de meilleurs résultats que les spécifications alternatives⁶³.

En deuxième lieu, la spécificité de la mortalité infantile est toutefois mise en évidence par quelques éléments d'analyse inhérents au tableau 2. Ainsi, le taux de mortalité infantile croît dès que l'âge des femmes atteint 30 ans, relativement à celles ayant 15-24 ans. Ce résultat pourrait être lié à l'importance de la mortalité néonatale – probabilité de décéder avant d'atteindre un mois – pour les femmes les plus jeunes. On observe aussi que, outre l'impact des accouchements non assistés de personnel qualifié, la mortalité infantile est directement influencée par l'incidence de certaines maladies. Par exemple, l'étude montre l'incidence moyenne, par grappe de l'enquête, de la toux des enfants au cours des 24 dernières heures ou des deux dernières semaines sur les quotients de mortalité. Enfin, toutes choses égales par ailleurs, en Grande Comore, la variance de la mortalité infantile selon le milieu est plus faible que

⁶¹ Ces informations corroborent celles qui figurent dans le rapport de l'EDS de 1996 – Modoha, Schoemaker, Barrère [1997] –, bien qu'elles concernent les naissances de la période 0-35 mois précédant l'enquête. En effet, il est indiqué que 52 pour cent des accouchements ont bénéficié de l'assistance de personnel qualifié.

⁶² Ces résultats sont en accord avec ceux du rapport général inhérent à l'EDS – Modoha, Schoemaker, Barrère [1997] – pour la période de 10 ans précédant l'enquête. Dans ce cas, les quotients de mortalité infantile sont de 83,7, 68,3 et 90,0 pour mille, respectivement, pour l'ensemble des Comores, le milieu urbain et les zones rurales.

⁶³ Les estimations Probit binaire et Probit ordonné sont un peu meilleures que dans le cas de la mortalité infanto-juvénile. En outre, l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés est rejetée pour ce dernier.

Tableau 2 : Coefficients de régression des estimations par le maximum de vraisemblance des déterminants de la mortalité infantile - < 1 ans ; unité d'analyse = femmes - Comores 1996

Paramètres Variables	Maximum de vraisemblance ¹		Tobit ^{2,3}			Probit binaire ^{2,3}			Probit ordonné ^{2,4}			
	\$	t ⁵	\$	t ⁵	Effets margi-naux	\$	t ⁵	Effets margi-naux	\$	t ⁵	Ef.mg. (0) ⁶	Ef.mg. (2) ⁷
Constante	0,0734	1,182	-0,4567	-2,295*	-0,1668*	-4,2831	-2,262*	-0,3646*	-1,2147	-2,274*	0,4425*	-0,3470*
Alphabétisation des femmes⁸	0,0074	0,495	0,0364	0,911	0,0132	0,6421	1,639**	0,0546**	0,1440	1,333	-0,0525	0,0412
Education des femmes⁹												
Primaire	0,0022	0,588	0,0022	0,225	0,0008	-0,0256	-0,266	-0,0021	-0,0116	-0,418	0,0042	-0,0033
Secondaire	-0,0052	-0,906	-0,0470	-2,412*	-0,0171*	-0,2007	-1,171	-0,0170	-0,0796	-1,542	0,0290	-0,0227
Age des femmes¹⁰												
25-29 ans	-0,0207	-0,864	-0,0340	-0,477	-0,0124	-0,6267	-1,231	-0,0533	-0,1603	-0,946	0,0584	-0,0458
30-34 ans	0,0124	0,524	0,1373	1,934*	0,0501*	0,1677	0,316	0,0142	0,2087	1,238	-0,0761	0,0596
35-39 ans	0,0036	0,151	0,1227	1,711**	0,0448**	-0,2462	-0,431	-0,0209	0,1518	0,885	-0,0553	0,0434
40-44 ans	0,0493	1,946*	0,2348	3,146*	0,0857*	0,4044	0,661	0,0344	0,4576	2,555*	-0,1667*	0,1307*
45-49 ans	0,0355	1,366	0,2079	2,722*	0,0760*	0,2562	0,414	0,0218	0,2901	1,530	-0,1057	0,0829
Présence du mari/conjoint¹¹	0,0184	1,113	0,0444	0,996	0,0162	0,6146	1,193	0,0523	0,1389	1,127	-0,0506	0,0397
Femme chef de ménage¹²	-0,0021	-0,153	-0,0072	-0,200	-0,0026	0,1750	0,456	0,0149	0,0067	0,067	-0,0024	0,0019
Education du mari/conjoint¹³												
Primaire	-0,0027	-1,116	-0,0046	-0,658	-0,0017	-0,0634	-0,917	-0,0053	-0,0126	-0,674	0,0046	-0,0036
Secondaire	-0,0028	-0,804	-0,0113	-0,981	-0,0041	-0,1781	-1,432	-0,0151	-0,0375	-1,156	0,0137	-0,0107
Age du mari/conjoint¹⁴												
Age	-0,0009	-1,050	-0,0029	-1,119	-0,0010	-0,0174	-0,685	-0,0014	-0,0077	-1,172	0,0028	-0,0022
(Age) ²	0,0005	0,395	0,0027	0,761	0,0009	0,0053	0,136	0,0004	0,0076	0,789	-0,0028	0,0022
Niveau de vie du ménage¹¹												
Intermédiaires	0,0266	2,140*	0,0979	2,828*	0,0357*	0,7404	2,302*	0,0630*	0,2799	2,994*	-0,1020*	0,0800*
Pauvres	0,0131	0,986	0,0854	2,323*	0,0312*	0,6189	1,575	0,0526	0,2541	2,481*	-0,0926*	0,0726*
Localisation spatiale¹²												
Grande Comore, urbain	0,0208	0,717	0,0579	0,672	0,0211	0,2866	0,402	0,0243	0,1437	0,606	-0,0524	0,0411
secondaire	0,0229	1,015	0,0930	1,336	0,0340	0,1980	0,330	0,0168	0,2593	1,340	-0,0945	0,0741
Grande Comore, rural	0,0200	0,797	0,0919	1,230	0,0336	0,1179	0,152	0,0100	0,2400	1,131	-0,0874	0,0686
Anjouan urbain	0,0468	1,945*	0,1847	2,506*	0,0674*	1,3647	1,905**	0,1161**	0,5065	2,422*	-0,1845*	0,1447*
Anjouan rural	0,0434	1,532	0,1587	1,928*	0,0580*	0,9433	1,284	0,0803	0,4493	1,981*	-0,1637*	0,1283*
Mohéli												
Variables communautaires												
1. Enfants												
Fièvre ¹³	0,0001	0,391	0,0003	0,311	0,0001	0,0094	1,038	0,0008	0,0012	0,482	-0,0004	0,0003
Toux ¹³	0,0005	1,546	0,0016	1,948*	0,0006	0,0004	0,045	0,0001	0,0034	1,448	-0,0012	0,0010
Diarrhée ¹³	-0,0001	-0,024	-0,0003	-0,391	-0,0001	0,0048	0,482	0,0004	-0,0009	-0,381	0,0003	-0,0003
Vaccination ¹⁴	-0,0001	-0,192	0,0001	0,054	0,0001	0,0254	2,049*	0,0021*	0,0018	0,723	-0,0007	0,0005
2. Femmes												
Indice de Quérelet ¹⁵	0,0001	0,003	0,0021	0,290	0,0008	-0,0235	-0,341	-0,0020	0,0018	0,093	-0,0007	0,0005
Accouchement assisté ¹⁶	-0,0006	-3,012*	-0,0011	-1,902**	-0,0004**	-0,0040	-0,653	-0,0003	-0,0026	-1,652**	0,0009**	-0,0007*
F	0,2193	18,823*	0,6251	8,720*	-	-	-	-	-	-	-	-
u(2) ¹⁷	-	-	-	-	-	-	-	-	0,3909	13,570*	-	-
Hétéroscédasticité multiplicative	-0,3113	-4,863*	-0,3016	-5,141*	-0,0339*	0,9457	6,032*	0,1414*	-	-	-	-
Log nombre enfants nés/femme												
Log vraisemblance		450,33			-657,70			-780,97				-1107,53
P ² (sig)		34,62 (0,000)			102,01 (0,000)			161,02 (0,000)				111,83 (0,000)
LM ¹⁸		52,26 (0,000) ²⁰			1674,06 (0,000)			70,51 (0,000)				0,68 (0,409) ²⁰
% cas bien classés		-			-			65,7				65,2
ZM ¹⁹		-			-			0,75				-
N		1333			1333			1333				1333

(1) Modèle avec hétéroscédasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés ; (2) La variable dépendante est le taux de mortalité infantile - mortalité des moins de 1 ans - défini comme la proportion des enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête et décédés avant leur 1^{er} anniversaire ; (3) La variable dépendante est égale à 1 si le taux de mortalité infantile est supérieur à zéro ; (4) La variable dépendante est égale à 0,1 et 2 selon que le taux de mortalité infantile est, respectivement: 0 ; >0 & # 0,2 ; >0,2 ; (5) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le \$ et l'erreur type; (6) Deux effets marginaux sont seulement indiqués. Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur 0 de la variable dépendante; (7) Dérivées partielles calculées par rapport à la moyenne de caractéristique pour la valeur la plus élevée - 2 - de la variable dépendante ; (8) Oui = 1 ; (9) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation - «spline»; (10) Base = 15-24 ans ; (11) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composante principale - voir le texte ; base = riches; (12) Base = Moroni (capitale); (13) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3,5 ans lors de l'enquête) qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (14) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3,5 ans lors de l'enquête) qui ont été vaccinés du BCG, polio et DTCq ; (15) Moyenne par zone (cluster) de l'indice de Quérelet ou Indice de Masse Corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3,5 ans lors de l'enquête - on prend les femmes de l'échantillon pour lesquelles on le poids et la taille). L'indice de Quérelet s'exprime comme le rapport entre le poids en kg et la taille en mètres au carré - en général, une valeur inférieure à 18,5 kg/m² exprime une malnutrition aiguë ; (16) Pourcentage de femmes par zone (cluster) au cours des trois dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié - médecin, infirmière, sage-femme ; (17) Paramètres des seuils estimés ; (18) Test de Lagrange LM ou du rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR<3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscédasticité par rapport au nombre total d'enfants nés ; (19) Modèle développé par Zavoina et McKelvey [1975]; (20) LR.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.
Source : A partir des bases de données de l'enquête EDS 1996.

celle de la mortalité infanto-juvénile. En effet, par rapport à Moroni, la variation de la mortalité infantile rurale n'est pas significative. Mais, dans cette île, les ratios de mortalité néonatale sont les plus faibles.

5. **Survie des enfants et pauvreté : approche relative aux enfants**

1. **La survie infanto-juvénile**

Le tableau 3, affichant les coefficients de régression des estimations économétriques [7] et [8] du modèle [4], suggère plusieurs observations.

En premier lieu, les approches de la survie infanto-juvénile – l'enfant est l'unité d'analyse – et des taux de mortalité – la femme est l'unité d'analyse –, fondées sur le même échantillon, mettent en évidence des déterminants communs de la mortalité. En effet, l'estimation Probit binaire et les modèles de survie log-linéaires montrent que trois déterminants de la survie des enfants, précédemment indiqués, sont statistiquement significatifs. Tout d'abord, la localisation géographique dans le milieu rural et/ou dans les îles d'Anjouan et de Mohéli réduit la survie infanto-juvénile, relativement à la capitale, Moroni. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, le fait pour des ménages d'habiter Anjouan, plutôt que Moroni, diminue la probabilité de survie infanto-juvénile de 0,06 – modèle Probit binaire. Les statistiques descriptives présentées à l'annexe A1 montrent d'ailleurs les écarts de probabilité de survie selon l'espace. Alors que pour l'ensemble des Comores, 85,0 pour cent des enfants nés 5 ans au moins avant la date de l'enquête ont atteint leur 5^{ème} anniversaire, les pourcentages sont de 90,8 et 83,3 pour cent, respectivement, en milieux urbain et rural. De même, des écarts prévalent entre les zones urbaines de Grande Comore et d'Anjouan – respectivement, 0,923 et 0,891 –, tout comme entre les campagnes des ces deux îles – 0,860 et 0,802, respectivement. Le milieu rural et les îles d'Anjouan et de Mohéli sont les plus vulnérables en termes de mortalité des enfants, par rapport à Moroni.

Ensuite, le niveau de vie des ménages en termes d'actifs apparaît à nouveau comme un facteur de la mortalité des enfants, bien que le contrôle par la localisation spatiale capte, en partie, l'effet de la richesse des ménages. Certes, dans les modèles de survie, comparativement à ceux qui impliquent les taux de mortalité, d'une part, le seuil de signification des coefficients du niveau de vie est moins élevé, et, d'autre part, ce sont surtout les enfants des ménages intermédiaires qui sont les plus affectés par les décès

avant leur 5^{ème} anniversaire – tableaux 1 et 3. Néanmoins, la figure 2 met en évidence la relation inverse entre la probabilité de survie des enfants, prédite par l'estimation Probit binaire, et l'accès des ménages à différents actifs⁶⁴. De même, l'effet marginal du Probit binaire montre que, toutes choses étant égales par ailleurs, la probabilité de survie infanto-juvénile est réduite de 0,02, environ, pour les enfants issus des ménages ayant un niveau de vie moyen, par rapport à ceux qui sont les plus riches. La relation entre la pauvreté monétaire – les actifs étant une approximation des dépenses – et les déficits en matière de santé, bien que complexe, est probablement un acquis empirique solide pour maints pays en développement – les Comores, en particulier⁶⁵.

Enfin, l'analyse montre l'impact des facteurs communautaires sur la survie infanto-juvénile. Tous les modèles indiquent nettement que, toutes choses égales par ailleurs, l'accouchement assisté par du personnel de santé qualifié est en mesure de rehausser la survie infanto-juvénile. En effet, le coefficient du pourcentage de femmes par zone (cluster) ayant eu au cours des trois dernières années, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié – médecin, infirmière, sage-femme – est positif et significatif pour les modèles Probit binaire et log-linéaires – tableau 3. De même, des modèles de survie log-linéaires, fondés sur une distribution de Weibull ou logistique, montrent l'impact positif de la vaccination – BCG, polio et DTCoq⁶⁶ – des enfants sur leur survie, et l'effet négatif sur cette dernière de l'incidence de certaines maladies – toux⁶⁷.

En deuxième lieu, les analyses de survie, fondées sur des données EDS⁶⁸, enrichissent la

décéder avant leur 5^{ème} anniversaire. Au cours de la même période, 85,0% des enfants nés au moins 5 ans avant la date de l'enquête ont atteint leur 5^{ème} anniversaire. Les écarts de probabilité de survie selon l'espace sont les suivants : Moroni (0,923), Grande Comore (0,891), Anjouan (0,860), Mohéli (0,802). Le milieu rural et les îles d'Anjouan et de Mohéli sont les plus vulnérables en termes de mortalité des enfants, par rapport à Moroni. Ensuite, le niveau de vie des ménages en termes d'actifs apparaît à nouveau comme un facteur de la mortalité des enfants, bien que le contrôle par la localisation spatiale capte, en partie, l'effet de la richesse des ménages. Certes, dans les modèles de survie, comparativement à ceux qui impliquent les taux de mortalité, d'une part, le seuil de signification des coefficients du niveau de vie est moins élevé, et, d'autre part, ce sont surtout les enfants des ménages intermédiaires qui sont les plus affectés par les décès avant leur 5^{ème} anniversaire – tableaux 1 et 3. Néanmoins, la figure 2 met en évidence la relation inverse entre la probabilité de survie des enfants, prédite par l'estimation Probit binaire, et l'accès des ménages à différents actifs⁶⁴. De même, l'effet marginal du Probit binaire montre que, toutes choses étant égales par ailleurs, la probabilité de survie infanto-juvénile est réduite de 0,02, environ, pour les enfants issus des ménages ayant un niveau de vie moyen, par rapport à ceux qui sont les plus riches. La relation entre la pauvreté monétaire – les actifs étant une approximation des dépenses – et les déficits en matière de santé, bien que complexe, est probablement un acquis empirique solide pour maints pays en développement – les Comores, en particulier⁶⁵. Enfin, l'analyse montre l'impact des facteurs communautaires sur la survie infanto-juvénile. Tous les modèles indiquent nettement que, toutes choses égales par ailleurs, l'accouchement assisté par du personnel de santé qualifié est en mesure de rehausser la survie infanto-juvénile. En effet, le coefficient du pourcentage de femmes par zone (cluster) ayant eu au cours des trois dernières années, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié – médecin, infirmière, sage-femme – est positif et significatif pour les modèles Probit binaire et log-linéaires – tableau 3. De même, des modèles de survie log-linéaires, fondés sur une distribution de Weibull ou logistique, montrent l'impact positif de la vaccination – BCG, polio et DTCoq⁶⁶ – des enfants sur leur survie, et l'effet négatif sur cette dernière de l'incidence de certaines maladies – toux⁶⁷.

⁶³ Renefa, Schultz [1996], Mellington, Cameron [1999], Mellington [1995].

Tableau 3 : Coefficients de régression des estimations par le maximum de vraisemblance des déterminants de la probabilité de survie infantile - <5 ans ; unité d'analyse = enfants - Comores 1996

Paramètres Variables	Probabilité de survie			Modèles de survie log-linéaires					
	Probit binaire ^{1,2}			Distribution de Weibull ^{1,3}		Distribution normale ^{1,3}		Distribution logistique ^{1,3}	
	\$	t ⁴	Effets marginaux	\$	t ⁴	\$	t ⁴	\$	t ⁴
Constante	1,2585	3,052*	0,2017*	10,1199	4,114*	11,2786	4,496*	9,6712	3,917*
Alphabétisation des femmes⁵	0,0197	0,214	0,0031	0,3747	0,698	0,2828	0,528	0,4504	0,829
Education des femmes⁶									
Primaire	-0,0132	-0,533	-0,0021	-0,1760	-1,249	-0,1467	-1,025	-0,1751	-1,208
Secondaire	-0,0009	-0,020	-0,0001	0,0148	0,045	0,1016	0,322	0,1068	0,312
Age des femmes lors des naissances⁷									
20-24 ans	0,2845	3,445*	0,0456*	1,8424	3,913*	1,6989	3,312*	1,8997	3,895*
25-29 ans	0,2432	2,547*	0,0389*	1,5334	2,778*	1,5953	2,688*	1,7675	3,134*
30-34 ans	0,3916	3,169*	0,0627*	2,6222	3,582*	2,4545	3,274*	2,8696	3,900*
\$ 35 ans	0,3206	2,019*	0,0513*	1,8801	2,074*	2,0499	2,199*	2,3366	2,572*
Présence du mari/conjoint⁸	-0,0013	-0,013	-0,0001	0,1453	0,249	0,0072	0,011	-0,0304	-0,051
Femme chef de ménage⁹	0,0164	0,200	0,0026	0,1864	0,403	0,3962	0,792	0,3138	0,662
Education du mari/conjoint⁶									
Primaire	0,0332	2,002*	0,0053*	0,2294	2,278*	0,2212	2,166*	0,2547	2,474*
Secondaire	0,0194	0,737	0,0031	0,1473	0,828	0,0954	0,561	0,1275	0,719
Age du mari/conjoint									
Age	0,0049	0,928	0,0007	0,0196	0,630	0,0323	0,972	0,0251	0,794
(Age) ²	-0,0024	-0,324	-0,0003	0,0064	0,147	-0,0189	-0,409	-0,0087	-0,196
Niveau de vie du ménage⁸									
Intermédiaires	-0,1207	-1,528 ¹⁷	-0,0193 ¹⁷	-0,7230	-1,554 ¹⁷	-0,8552	-1,773 ^{**}	-0,7929	-1,669 ^{**}
Pauvres	-0,0178	-0,214	-0,0028	-0,2435	-0,492	-0,3533	-0,694	-0,3602	-0,721
Localisation spatiale⁹									
Grande Comore, urbain secondaire	-0,1589	-0,768	-0,0254	-0,6995	-0,506	-0,7461	-0,587	-0,8166	-0,594
Grande Comore, rural	-0,3305	-2,058*	-0,0529*	-2,0544	-1,926*	-1,9975	-1,994*	-2,1544	-2,018*
Anjouan urbain	-0,2481	-1,414	-0,0397	-1,6326	-1,403	-1,9993	-1,858 ^{**}	-1,8952	-1,642 ^{**}
Anjouan rural	-0,4001	-2,392*	-0,0641*	-2,5078	-2,258*	-2,8130	-2,715*	-2,7821	-2,217*
Mohéli	-0,3959	-2,067*	-0,0634*	-2,6062	-2,134*	-2,3982	-2,005*	-2,6035	-2,104*
Sexe des enfants – masculin	-0,1248	-2,144*	-0,0199*	-0,7971	-2,416*	-0,7911	-2,281*	-0,8394	-2,501*
Intervalle intergénérisque – naissance précédente (mois)	0,0115	5,083*	0,0018*	0,0648	6,341*	0,0762	6,323*	0,0892	6,649*
Jumeau¹⁰	-0,9392	-6,003*	-0,1505*	-5,924	-8,652*	-6,1205	-7,196*	-6,1034	-8,353*
Rang de naissance¹⁰									
2-3ème naissance	-0,3313	-3,469*	-0,0531*	-2,5342	-4,299*	-2,4511	-4,028*	-2,8742	-4,776*
4-6ème naissance	-0,2925	-2,663*	-0,0468*	-2,7759	-4,103*	-2,8380	-4,355*	-3,3486	-5,153*
\$7ème naissance	-0,3903	-2,760*	-0,0625*	-3,6214	-4,276*	-3,9530	-4,891*	-4,5104	-5,658*
Variables communautaires									
1. Enfants									
Fièvre ¹¹	-0,0027	-1,331	-0,0004	-0,0139	-1,130	-0,0113	-1,007	-0,0126	-1,002
Toux ¹¹	-0,0018	-1,008	-0,0002	-0,0142	-1,348	-0,0166	-1,482	-0,0176	-1,639 ^{**}
Diarrhée ¹¹	-0,0011	-0,612	-0,0001	-0,0044	-0,418	-0,0047	-0,408	-0,0048	-0,440
Vaccination ¹²	0,0026	1,364	0,0004	0,0199	1,796 ^{**}	0,0178	1,449	0,0208	1,807 ^{**}
2. Femmes									
Indice de Quérelet ¹³	0,0053	0,350	0,0008	0,0403	0,427	0,0087	0,089	0,0310	0,324
Accouchement assisté ¹⁴	0,0038	3,023*	0,0006	0,0252	3,430*	0,0240	3,141*	0,0251	3,376*
F	-	-	-	3,9450	10,432*	8,5321	19,618*	4,4840	17,237*
Hétéroscélasticité multiplicative									
Log nombre enfants nés/femme	0,1710	3,365*	-0,0410*	0,1027	2,442*	-	-	-	-
Log vraisemblance			-2313,86		-4590,72		-4541,74		-4578,74
P ² (sig)			276,24 (0,000)		308,17 (0,000)		288,41 (0,000)		309,63 (0,000)
LM/LR ¹⁵			11,47 (0,000) ¹⁸		6,45 (0,011) ¹⁹		1,38 (0,239) ¹⁹		- (-) ²⁰
% cas bien classés			85,2		-		-		-
ZM ¹⁶			0,41		-		-		-
N			5791		5791		5791		5791

(1) Modèle avec hétéroscélasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés. Dans le cas des modèles de survie, cette approche se réfère à l'hétérogénéité du paramètre d'échelle de la distribution ; (2) La variable dépendante se réfère à l'ensemble des enfants vivants – valeur égale à 1 – ou morts avant leur 5^{ème} anniversaire – valeur égale à 0 – et nés 5 ans avant la date de l'enquête ; (3) La variable dépendante est le logarithme de l'âge des enfants en années, la variable de censure étant celle inhérente à la note (2) : 1=vivant ; 0 = mort ; (4) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le \$ et l'erreur type ; (5) Oui = 1 ; (6) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation – «spline» ; (7) Base = <20 ans ; (8) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composante principale – voir le texte ; base = riches ; (9) Base = Moroni (capitale) ; (10) Base = première naissance ; (11) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3.5 ans lors de l'enquête) qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (12) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3.5 ans lors de l'enquête) qui ont été vaccinés du BCG, polio et DTC0q ; (13) Moyenne par zone (cluster) de l'indice de Quérelet ou Indice de Masse Corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3.5 ans lors de l'enquête). L'indice de Quérelet s'exprime comme le rapport entre le poids en kg et la taille en mètres au carré – en général, une valeur inférieure à 18,5 kg/m² exprime une malnutrition aiguë ; (14) Pourcentage de femmes par zone (cluster) au cours des trois dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié - médecin, infirmière, sage-femme ; (15) Test de Lagrange LM ou du rapport de vraisemblance LR ; un LM ou LR <3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscélasticité par rapport au nombre total d'enfants nés ; (16) Modèle développé par Zavoina et McKelvey [1975] ; (17) Significatif à 12 pour cent ; (18) LM ; (19) LR ; (20) # 0.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête EDS 1996.

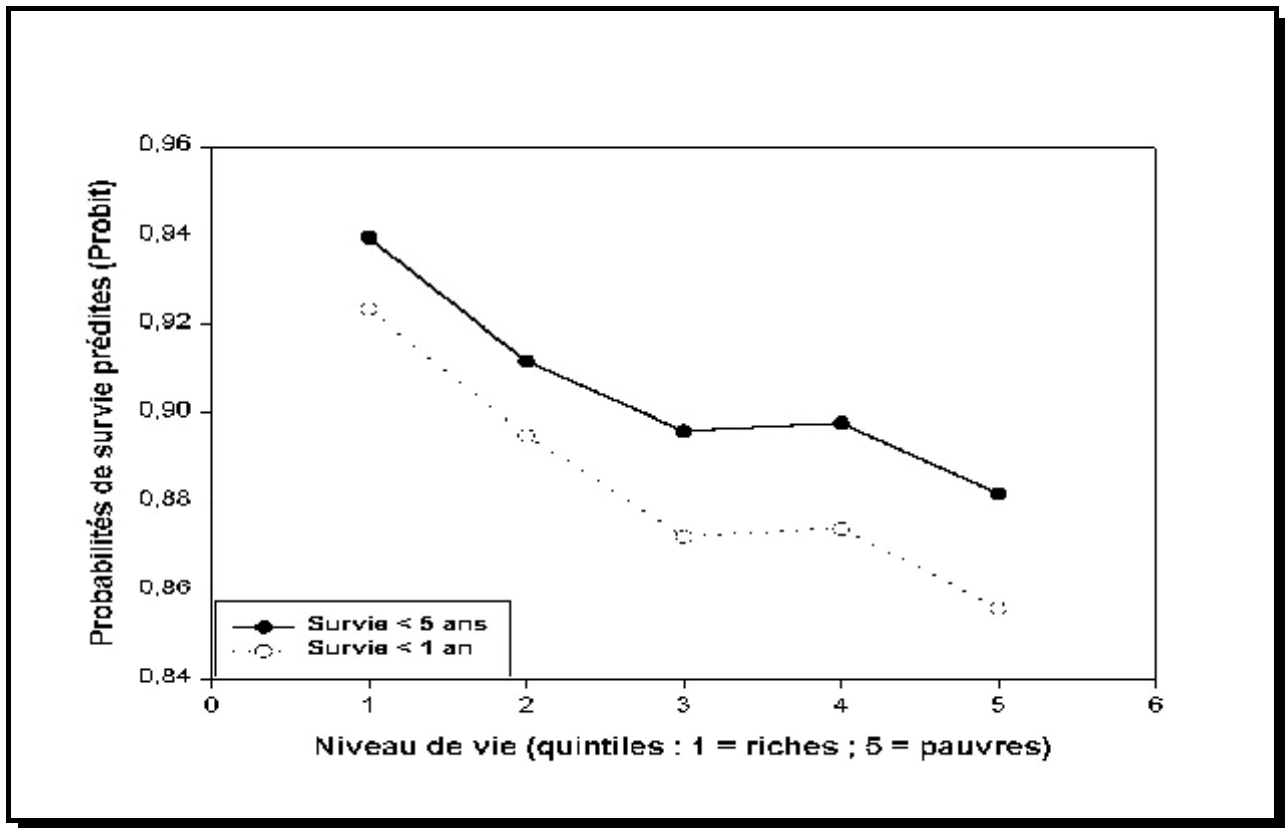


Figure 2 : Probabilités de survie des enfants prédites - Probit binaire - selon le niveau de vie des ménages en termes d'actifs - Comores 1996

compréhension des facteurs de la santé des enfants, comparativement aux approches des taux de mortalité. En effet, selon la présente recherche, plusieurs autres éléments inhérents aux caractéristiques de la mère et de naissances ont un impact sur la survie infanto-juvénile.

Premièrement, observons préalablement que l'éducation de la mère n'est plus un paramètre significatif influençant la survie des enfants. Comme cela a été précédemment indiqué, les effets de l'éducation de la mère peuvent se diffuser selon plusieurs canaux, notamment l'amélioration directe du processus productif – bonne compréhension des conseils lors des visites prénatales –, un meilleur accès à l'information et la préférence pour des soins de santé moderne. Dans le cas présent, le contrôle par l'intervalle intergénérisque et l'âge des mères lors des naissances pourrait capter ce processus de diffusion de l'information associé à une meilleure éducation. Par exemple, aux Comores, le niveau d'instruction des femmes influence très nettement le type d'allaitement⁶⁹, l'utilisation de la contraception⁷⁰, l'âge

de la première union⁷¹, l'exposition au risque de grossesse⁷² et la fécondité désirée⁷³. Quoiqu'il en soit, il apparaît difficile d'indiquer si, lorsque l'on contrôle par les caractéristiques des mères et des naissances,

ceux issus de mères de niveau secondaire ont reçu le sein le premier jour plus fréquent que les enfants de mères sans instruction – 75,0 contre 70,0 pour cent.

⁷⁰ Le taux de prévalence contraceptive est de 17 pour cent pour les femmes sans instruction, mais de 35 pour cent pour celles qui ont le niveau secondaire. D'ailleurs, les femmes les moins scolarisées sont celles qui ont le moins entendu les messages sur la contraception familiale.

⁷¹ Le niveau d'instruction est le facteur qui influence le plus nettement l'âge d'entrée en première union. Parmi les femmes de 25-49 ans, celles sans instruction se sont mariées – âge médian de 17,8 ans – 5,6 ans plus tôt – âge médian de 23,4 ans – que celles qui ont atteint un niveau secondaire ou plus. Mondoza, Schoemaker, Barrère [1997].

⁷² La non-susceptibilité se définit comme la période pendant laquelle une femme n'est pas soumise au risque de grossesse, soit par suite d'aménorrhée – intervalle séparant la naissance de l'enfant et le retour de l'ovulation – et/ou d'abstinence – intervalle pendant lequel la femme s'abstient de rapport sexuel – post-partum. La durée de non-susceptibilité est de 10,5 et 7,2 mois, respectivement, pour les femmes sans instruction et de niveau secondaire et plus.

⁷³ L'écart entre la fécondité actuelle et la fécondité désirée est de 1,6 et 0,6 enfants, respectivement, pour les femmes sans instruction et celles ayant acquis le niveau secondaire ou plus.

⁶⁹ L'allaitement de l'enfant a un effet nutritif et antibactérien. Néanmoins, il est efficace s'il débute dans les 24 heures, sinon l'enfant reçoit à la place du lait maternel divers liquides susceptibles de la mettre en contact avec divers agents pathogènes. Or, aux Comores, si la quasi-totalité des enfants ont été allaités,

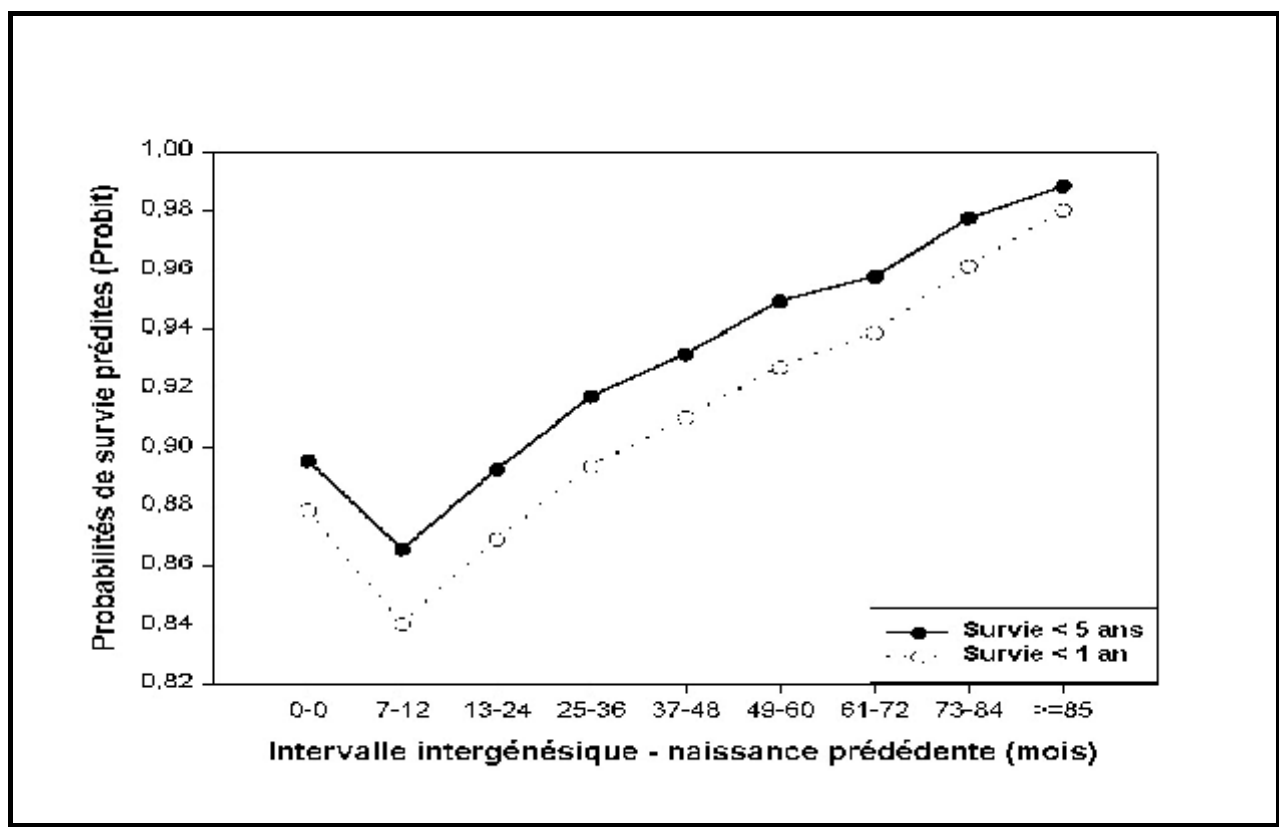


Figure 3 : Probabilités de survie des enfants prédites - Probit binaire - selon l'intervalle intergénérisique par rapport à la naissance précédente - Comores 1996

l'absence de relation statistiquement significative entre l'éducation des femmes et la survie infanto-juvénile est due à une mauvaise spécification du modèle ou à une interaction entre certaines variables⁷⁴. D'ailleurs, dans la littérature consacrée à cette question, les résultats apparaissent relativement mitigés⁷⁵. On notera, cependant, que les modèles de survie de la présente étude mettent en évidence l'impact positif et significatif de l'instruction primaire du mari ou du conjoint.

Deuxièmement, l'âge des mères lors de la naissance des enfants est un facteur de la survie infanto-juvénile. En effet, quel que soit le modèle économétrique utilisé, la probabilité de survie avant le 5^{ème} anniversaire croît avec l'âge des mères, comparativement à celles qui avaient moins de 20 ans

⁷⁴ Le retrait des variables liés aux caractéristiques des mères et des naissances ne modifie pas les coefficients relatifs à l'éducation des femmes. Il en est de même si cette variable est codée en années. Il est vrai que 85,6 pour cent des femmes de l'échantillon sont sans instruction..

⁷⁵ Certaines études sur la survie des enfants mettent en évidence le rôle de l'éducation des mères - Singh [1994], Guilkey, Riphahn [1998], Panis, Lillard [1994], Barrera [1990]-, alors que l'inverse prévaut pour d'autres - Lavy, Strauss, Thomas, Vreyer [1996], Aly, Grabowski [1990]. Toutefois, une telle observation doit être reliée au type de modèle économétrique pris en compte.

lors de l'accouchement. Toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de décéder avant l'âge de 5 ans, pour un enfant issu d'une mère de moins de 20 ans, augmente d'une valeur comprise entre 0,04 à 0,06, comparativement à ceux dont les mères appartiennent aux groupes d'âges 20-39 ans. Il semble que cette conclusion puisse s'expliquer par la mortalité néonatale. Ainsi, le risque de décéder en période néonatale est quasiment deux fois plus élevé pour un enfant né d'une femme de moins de 20 ans - 77,2 pour cent - que pour un enfant issu d'une femme de 20-29 ans - 38,2 pour cent. Ce résultat est toutefois surprenant dans la mesure où la proportion de femmes ayant accouché à l'aide d'un personnel médical est plus élevée parmi les plus jeunes. Par contre, entre un et cinq ans, l'âge de la mère à la naissance influe peu sur le risque de décès des enfants. Dans ce contexte, il importe de souligner que la probabilité de survie infanto-juvénile croît fortement lorsque les femmes ont environ 30 ans. Par exemple, selon le modèle Probit binaire, les effets marginaux relatifs à l'âge des mères à la naissance sont de 0,039 et 0,063, respectivement, pour celles de 25-29 ans et 30-34 ans. Par conséquent, un âge de procréation trop précoce, lié à une union et/ou un rapport sexuel précoces, accroît les risques de mortalité des enfants.

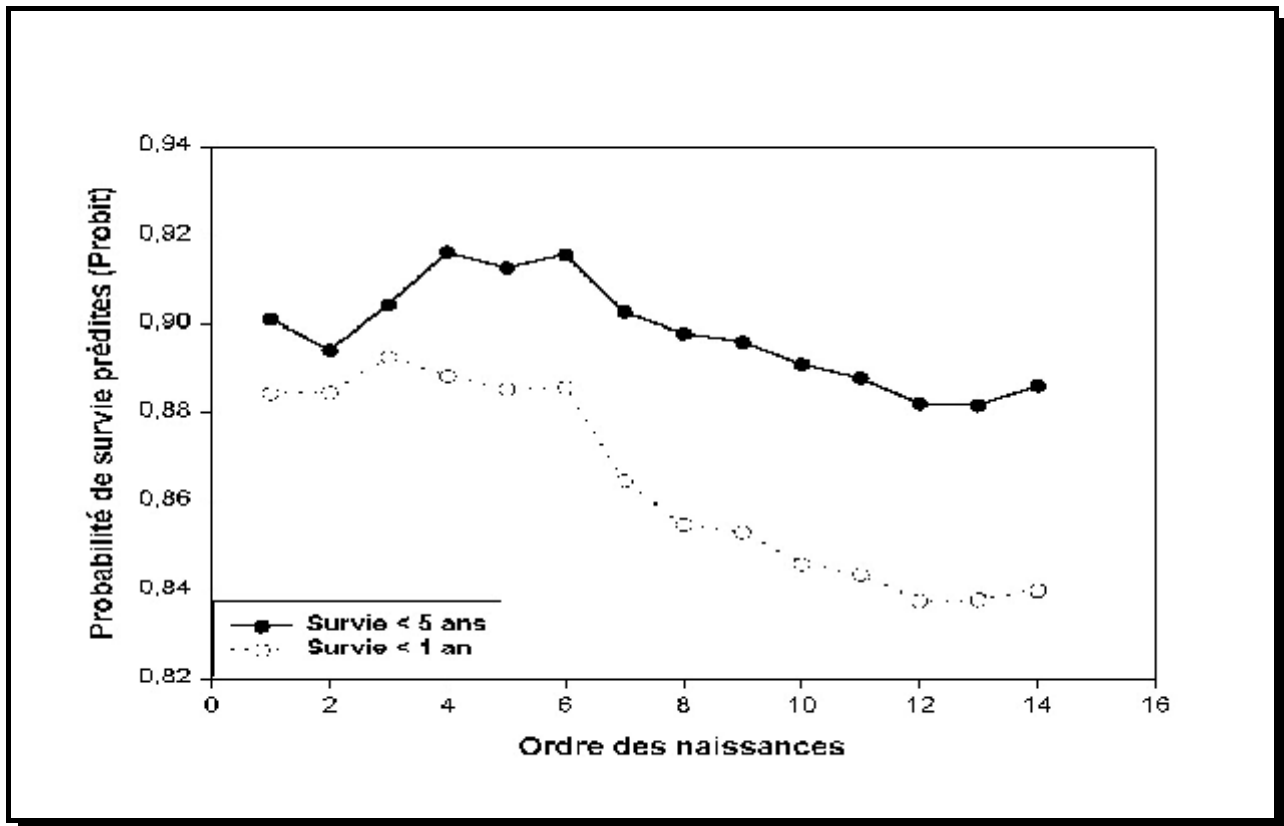


Figure 4 : Probabilités de survie des enfants prédites - Probit binaire - selon le rang de la naissance - Comores 1996

Troisièmement, l'étude montre que la survie infanto-juvénile est liée au sexe des enfants. Tous les modèles indiquent un coefficient de régression relatif aux garçons négatif et significatif, ce qui implique que le risque de décès des garçons est plus élevé que celui des filles. L'effet marginal inhérent au modèle Probit binaire est cependant assez faible – $-0,02$. Un tel résultat prévaut dans beaucoup de populations et s'explique, en partie, par le fait qu'au cours des premiers mois, la vulnérabilité des garçons est plus importante que celle des filles, alors qu'entre une et cinq années, la mortalité est quasiment identique selon le genre. Notons que les filles sont un peu plus fréquemment allaitées le premier jour que les garçons, et que la durée moyenne d'allaitement est plus longue pour les premières⁷⁶.

Quatrièmement, plusieurs éléments inhérents à la naissance des enfants influencent la survie infanto-juvénile. Tout d'abord, le rôle de l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente. Quels que soient les modèles mis en oeuvre, le coefficient de régression relatif à l'intervalle intergénéral est positif et significatif. De ce fait, la probabilité de survie infanto-juvénile croît avec la longueur de l'intervalle intergénéral inhérent à la

naissance précédente. En effet, des intervalles courts, en particulier de moins de deux années, réduisent la récupération des capacités physiologiques des femmes, ce qui augmente le risque de mortalité des enfants. L'effet marginal stipule qu'une variation de l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente de 12 mois rehausse la probabilité de survie infanto-juvénile de $0,02$, toutes choses égales par ailleurs – tableau 3, 3^{ème} colonne⁷⁷. La figure 3 illustre cette relation⁷⁸. On observe en particulier que la probabilité de survie infanto-juvénile est inférieure à $0,90$ lorsque les intervalles n'excèdent pas deux années. Ce résultat corrobore l'analyse descriptive de l'enquête EDS des Comores, mais n'est pas en accord avec les conclusions inhérentes à certaines études fondées sur des données longitudinales⁷⁹. Ensuite, des naissances multiples – $4,0$ pour cent dans l'échantillon considéré – réduisent la probabilité d'atteindre le 5^{ème} anniversaire. Les coefficients relatifs aux jumeaux sont négatifs et significatifs dans tous les modèles. Enfin, le rang de la naissance affecte la mortalité des enfants. En effet, tous les coefficients des variables

⁷⁷ L'effet marginal a été multiplié par 12.

⁷⁸ Un intervalle de 0 est indiqué, ce qui signifie une seule naissance dans le ménage.

⁷⁹ Guilkey, Riphahn [1998] trouvent cette variable non significative, mais font référence à des études où elle l'est.

⁷⁶ Mondoha, Schoemaker, Barrère [1997].

Tableau 4 : Coefficients de régression des estimations par le maximum de vraisemblance des déterminants de la probabilité de survie infantile - < 1 ans ; unité d'analyse = enfants - Comores 1996

Paramètres Variables	Probabilité de survie			Modèles de survie log-linéaires			
	Probit binaire ^{1,2}			Distribution de Weibull ^{1,3}		Distribution normale ^{1,3}	
	\$	t ⁴	Effets marginaux	\$	t ⁴	\$	t ⁴
Constante	1,2031	3,693*	0,2160*	14,1647	3,810*	15,4114	4,238*
Alphabétisation des femmes ⁵	0,0020	0,027	0,0003	0,3036	0,400	0,0376	0,052
Education des femmes ⁶							
Primaire	-0,0164	-0,829	-0,0029	-0,2744	-1,396	-0,2233	-1,159
Secondaire	0,0005	0,013	0,0000	-0,0359	-0,077	0,0456	0,107
Age des femmes lors des naissances ⁷							
20-24 ans	0,1993	3,061*	0,0341*	2,3391	3,356*	1,8663	2,623*
25-29 ans	0,1885	2,467*	0,0319*	2,0524	2,630*	1,7099	2,120*
30-34 ans	0,2809	2,905*	0,0443*	3,3072	3,245*	2,5666	2,520*
\$ 35 ans	0,2295	1,880**	0,0362**	2,4735	2,012*	1,9384	1,549
Présence du mari/conjoint ⁸	-0,0753	-0,902	-0,0131	-0,9421	-1,095	-0,6155	-0,698
Femme chef de ménage ⁹	0,0191	0,291	0,0034	0,2446	0,368	0,4394	0,632
Education du mari/conjoint ⁶							
Primaire	0,0200	1,490	0,0036	0,2616	1,789**	0,2117	1,500
Secondaire	0,0095	0,448	0,0017	0,1452	0,556	0,0867	0,362
Age du mari/conjoint							
Age	0,0092	2,155*	0,0016*	0,0798	1,746**	0,0810	1,741**
(Age) ²	-0,0097	-1,655**	-0,0017**	-0,0674	-1,083	-0,0745	-1,175
Niveau de vie du ménage ⁸							
Intermédiaires	-0,1791	-2,790*	-0,0333*	-1,7467	-2,420*	-1,8112	-2,572*
Pauvres	-0,0868	-1,289	-0,0158	-0,9322	-1,276	-0,8435	-1,183
Localisation spatiale ⁹							
Grande Comore, urbain secondaire	-0,1532	-0,903	-0,0299	-1,1679	-0,573	-1,1819	-0,662
Grande Comore, rural	-0,2079	-1,580	-0,0383	-2,1867	-1,377	-2,1043	-1,485
Anjouan urbain	-0,2424	-1,695**	-0,0489**	-2,4428	-1,449	-2,7296	-1,807**
Anjouan rural	-0,3305	-2,446*	-0,0639*	-3,3746	-2,084*	-3,5210	-2,419*
Mohéli	-0,2641	-1,716**	-0,0546*	-2,9625	-1,670**	-2,7095	-1,641**
Sexe des enfants – masculin	-0,0955	-2,099*	-0,0171*	-0,0486	-2,225*	-0,9767	-2,034*
Intervalle intergénéral – naissance précédente (mois)	0,0106	6,035*	0,0019*	0,1380	5,829*	0,1058	5,437*
Jumeau ¹⁰	-0,8033	-8,234*	-0,2142*	-8,0021	-7,279*	-8,2416	-6,175*
Rang de naissance ¹⁰							
2-3ème naissance	-0,2582	-3,334*	-0,0489*	-3,3629	-3,893*	-2,5263	-3,003*
4-6ème naissance	-0,3272	-3,888*	-0,0637*	-4,3909	-4,553*	-3,3318	-3,638*
7ème naissance	-0,4487	-4,298*	-0,0980*	-5,8287	-4,918*	-4,6592	-4,073*
Variables communautaires							
1. Enfants							
Fièvre ¹¹	-0,0010	-0,611	-0,0001	-0,0099	-0,555	-0,0111	-0,613
Toux ¹¹	-0,0030	-2,047*	-0,0005*	-0,0323	-2,093*	-0,0291	-1,843**
Diarrhée ¹¹	0,0002	0,169	0,0000	0,0025	0,164	0,0011	0,073
Vaccination ¹²	0,0013	0,865	0,0002	0,0185	1,152	0,0153	0,894
2. Femmes							
Indice de Quérelet ¹³	0,0029	0,235	0,0005	0,0492	0,352	0,0076	0,054
Accouchement assisté ¹⁴	0,0035	3,617*	0,0006*	0,0386	3,464*	0,0362	3,252*
F	-	-	-	5,8583	9,684*	10,5311	11,866*
Hétéroscélasticité multiplicative							
Log nombre enfants nés/femme	-	-	-	-	-	-	-
Log vraisemblance			-1884,86		-3713,55		-3671,91
P ² (sig)			261,08 (0,000)		296,34 (0,000)		272,51 (0,000)
LM/LR ¹⁵			3,06 (0,080) ¹⁷		2,36 (0,125) ¹⁸		- (-) ¹⁹
% cas bien classés			88,4		-		-
ZM ¹⁶			0,33		-		-
N			5574		5574		5574

(1) Modèle avec hétéroscélasticité multiplicative par rapport au log du nombre total d'enfants nés. Dans le cas des modèles de survie, cette approche se réfère à l'hétérogénéité du paramètre d'échelle de la distribution ; (2) La variable dépendante se réfère à l'ensemble des enfants vivants – valeur égale à 1 – ou morts avant leur 1^{er} anniversaire – valeur égale à 0 – et nés 5 ans avant la date de l'enquête ; (3) La variable dépendante est le logarithme de l'âge des enfants en années, la variable de censure étant celle inhérente à la note (2) : 1=vivant ; 0 = mort ; (4) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le \$ et l'erreur type ; (5) Oui = 1 ; (6) Nombre d'années pour chaque niveau d'éducation – «spline» ; (7) Base = <20 ans ; (8) Le niveau de vie des ménages est déterminé par rapport aux actifs à l'aide d'une analyse en composante principale – voir le texte ; base = riches ; (9) Base = Moroni (capitale) ; (10) Base = première naissance ; (11) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3.5 ans lors de l'enquête) qui ont eu au cours des 24 dernières heures ou 2 dernières semaines : (i) la diarrhée (Diarrhée) ; (ii) de la fièvre (Fièvre) ; (iii) de la toux (Toux) ; (12) Proportion par zone (cluster) des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3.5 ans lors de l'enquête) qui ont été vaccinés du BCG, polio et DTCoq ; (13) Moyenne par zone (cluster) de l'indice de Quérelet ou Indice de Masse Corporelle (IMC) des femmes ayant eu des enfants de 3 mois et plus parmi ceux qui sont vivants et nés depuis janvier 1993 (soit 3.5 ans lors de l'enquête). L'indice de Quérelet s'exprime comme le rapport entre le poids en kg et la taille en mètres au carré – en général, une valeur inférieure à 18,5 kg/m² exprime une malnutrition aiguë ; (14) Pourcentage de femmes par zone (cluster) au cours des trois dernières années ayant eu, pour au moins un enfant, un accouchement assisté de personnel médical qualifié - médecin, infirmière, sage-femme ; (15) Test de Lagrange LM ou du rapport de vraisemblance LR : un LM ou LR < 3,84 montre que le modèle rejette l'hypothèse d'hétéroscélasticité par rapport au nombre total d'enfants nés ; (16) Modèle développé par Zavoina et McKelvey [1975] ; (17) LM ; (18) LR ; (19) # 0.

Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.

Source : A partir des bases de données de l'enquête EDS 1996.

binaires spécifiant les classes du rang des naissances sont négatifs et statistiquement significatifs, quels que soient les modèles économétriques mis en oeuvre. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, la survie infanto-juvénile diminue avec le rang de la naissance des enfants, relativement à la naissance de rang un. Ce résultat tendrait à contredire partiellement les enseignements de l'analyse descriptive de l'enquête EDS des Comores, pour laquelle les quotients de mortalité infanto-juvénile demeurent élevés pour les naissances de premier rang, diminuent lorsque ce dernier est inférieur sept, puis remontent ensuite, ces différences s'expliquant par l'importance de la mortalité néonatale pour le rang un. En réalité, la présente étude montre que la mortalité infanto-juvénile n'est pas reliée de manière linéaire au rang de la naissance. Par exemple, les effets marginaux du modèle Probit binaire suggèrent que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de survie croît pour les naissances de rangs 4-6, relativement aux rangs 2-3. Par la suite, la probabilité de survie infanto-juvénile diminue franchement pour les naissances de rangs supérieurs à six. Il importe de souligner que la présente étude examine l'impact du rang de la naissance sur la mortalité des enfants, en contrôlant par une ensemble de paramètres liés aux caractéristiques des femmes, des ménages, des naissances et de la communauté. Quoiqu'il en soit, un rang élevé de naissance représente un risque accru de mortalité, toutes choses étant égales par ailleurs. La figure 4 affiche les probabilités prédites de survie inhérentes au modèle Probit binaire, et met en évidence la non-linéarité précédemment indiquée. Par ailleurs, les figures A2 et A3, en annexe, indiquent l'allure des fonctions de survie et de hasard lorsqu'une distribution Weibull est considérée.

2. La survie infantile

Pour l'ensemble des Comores, les statistiques descriptives – tableau A1 en annexe – montrent que 88,3 pour cent des enfants nés 5 ans au moins avant la date de l'enquête ont atteint leur 1^{er} anniversaire. Toutefois, des écarts selon le milieu prévalent, les pourcentages étant de 92,9 et 86,9, respectivement, dans les villes et les campagnes. De même, des écarts sont observés entre les zones urbaines de Grande Comore et d'Anjouan – respectivement, 0,941 et 0,915 –, tout comme entre les campagnes de ces deux îles – 0,894 et 0,840, respectivement. Le milieu rural et les îles d'Anjouan et de Mohéli demeurent les plus vulnérables en termes de mortalité des enfants, par rapport à Moroni – même si la probabilité de survie

avant le 1^{er} anniversaire est légèrement supérieure à celle inhérente avant l'âge de 5 ans.

Le tableau 4, affichant les coefficients de régression des estimations économétriques [7] et [8] inhérentes au modèle [4], montre que les déterminants de la survie infantile sont quasiment identiques à ceux de la survie infanto-juvénile. Comme précédemment, trois facteurs communs aux approches de la survie – l'*enfant* est l'unité d'analyse – et aux taux de mortalité – la *femme* est l'unité d'analyse –, affectent négativement la santé des enfants : (i) la localisation géographique dans le milieu rural et/ou dans les îles d'Anjouan et de Mohéli, relativement à la capitale, Moroni ; (ii) le faible niveau de vie des ménages en termes, bien que le contrôle par la localisation spatiale capte, en partie, l'effet de la richesse des ménages – figure 2 ; (iii) des facteurs communautaires, notamment l'incidence de certaines maladies respiratoires et l'accouchement non-assisté par du personnel qualifié.

De même, plusieurs caractéristiques de la mère et des naissances ont, comme précédemment, un impact sur la survie infantile⁸⁰: (i) l'âge des mères *lors de la naissance des enfants* est inversement liée à la survie infantile ; (ii) le risque de décès est plus important pour les garçons que pour les filles ; (iii) la longueur de l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente – figure 3 –, des naissances multiples et le rang des naissances affectent la probabilité d'atteindre le 1^{er} anniversaire – figure 4. S'agissant de ce dernier facteur, on doit souligner que les effets marginaux du modèle Probit binaire – tableau 4, 3^{ème} colonne – sont plus élevés que ceux inhérents à la survie infanto-juvénile – tableau 3, 3^{ème} colonne. Cela signifie, comme le montre la figure 4, que la réduction de la survie infantile est beaucoup plus sensible au rang des naissances que la survie infanto-juvénile, toutes choses étant égales par ailleurs.

Enfin, il est à remarquer que tous les modèles économétriques [7] et [8] prédisent des probabilités de survie infantile inférieures à celles de la survie infanto-juvénile, alors que les statistiques descriptives indiquent que la première est légèrement plus élevée que la seconde. Cette situation apparaît nettement lors de l'examen des figures 2 à 4. Par contre, les taux de mortalité infantile prédits par les modèles [5] et [6] corroborent les informations de l'analyse descriptive.

⁸⁰ Observons également que l'éducation de la mère n'est plus un paramètre significatif influençant la survie des enfants.

6. Conclusion

Fondée sur l'enquête démographique et de santé des Comores de 1996, l'analyse des déterminants de la mortalité des enfants permet de formuler trois conclusions principales.

Premièrement, la portée de la modélisation des facteurs de la santé des enfants dépend largement des objectifs recherchés, des hypothèses adoptées, des sources statistiques utilisées et des modèles économétriques mis en oeuvre. A cet égard, l'étude fait apparaître deux éléments. D'une part, à partir des informations inhérentes aux enquêtes démographiques et de santé, en l'occurrence celle des Comores de 1996, des options analytiques différenciées génèrent des résultats partiellement convergents et appréhendent des dimensions différentes des facteurs de la mortalité des enfants. En effet, si les approches de la survie – l'*enfant* est l'unité d'analyse – et des taux de mortalité – la *femme* est l'unité d'analyse –, fondées sur le même échantillon, mettent en évidence des déterminants communs de la mortalité – infantile ou infanto-juvénile –, les premières semblent enrichir considérablement la compréhension de la santé des enfants, dans la mesure où elles prennent mieux en compte les caractéristiques de la mère et des naissances. D'autre part, le choix des modèles économétriques semble plus important pour l'approche des taux de mortalité qu'en ce qui concerne l'analyse de la survie. L'étude montre qu'avec des données censurées – le taux de mortalité des enfants –, le modèle Tobit – avec hétéroscédasticité multiplicative lié au nombre total d'enfants nés par femme –, produits des résultats sensiblement supérieurs à ceux des modèles linéaire ou Probit.

Deuxièmement, l'analyse en composante principale peut constituer une procédure adéquate pour construire un indicateur de la richesse à long terme des ménages, à partir des informations sur leurs actifs – l'EDS de 1996 des Comores ne collectant pas de données sur les dépenses ou les revenus des ménages, mais fournissant des informations détaillées sur les actifs du groupe : propriété, accès à divers biens et services. Ainsi, l'étude indique que le niveau de vie des ménages en termes d'actifs est un facteur de la mortalité des enfants – bien que le contrôle par la localisation spatiale capte, en partie, l'effet de la richesse des ménages –, cette dernière étant d'autant plus élevée que les groupes sont pauvres. La relation entre la pauvreté monétaire – les actifs du ménage pouvant être considérés comme une approximation des dépenses – et les déficits en matière de santé, bien que complexe, est probablement un acquis

empirique solide pour maints pays en développement, en général, et les Comores, en particulier.

Troisièmement, les déterminants de la survie infantile sont quasiment identiques à ceux de la survie infanto-juvénile. D'une part, trois facteurs communs aux approches de la survie et des taux de mortalité affectent négativement la santé des enfants : (i) la localisation géographique dans le milieu rural et/ou dans les îles d'Anjouan et de Mohéli, relativement à la capitale, Moroni ; (ii) le faible niveau de vie des ménages en termes d'actifs ; (iii) des facteurs communautaires, notamment l'incidence de certaines maladies respiratoires, l'insuffisante vaccination et l'accouchement non-assisté par du personnel qualifié. D'autre part, plusieurs caractéristiques des mères et des naissances ont un impact sur la survie infantile ou infanto-juvénile – l'*enfant* est l'unité d'analyse : (i) l'âge des mères *lors de la naissance des enfants* est inversement liée à la survie; (i) le risque de décès est plus important pour les garçons que pour les filles ; (iii) la longueur de l'intervalle intergénéral par rapport à la naissance précédente, des naissances multiples et le rang des naissances affectent la probabilité d'atteindre le 1^{er} ou le 5^{ème} anniversaire. Par ailleurs, l'approche par rapport aux taux de mortalité – la *femme* est l'unité d'analyse – suggère deux dimensions additionnelles ayant un impact sur la santé des enfants : (i) l'âge des mères – indicateur de la santé physique et de la capacité de reproduction – influence directement le taux de mortalité infanto-juvénile – à partir de 35 ans – et infantile – dès 30 ans ; (ii) le taux de mortalité des enfants est inversement relié au niveau d'éducation secondaire ou plus des mères. Mais, l'éducation de la mère n'est plus un paramètre significatif influençant la *survie* des enfants, ses effets pouvant se diffuser selon plusieurs canaux, notamment l'amélioration directe du processus productif, un meilleur accès à l'information et la préférence pour des soins de santé moderne. Dans le cas présent, le contrôle par l'intervalle intergénéral et l'âge des mères lors des naissances pourrait capter ce processus de diffusion de l'information associé à une meilleure éducation.

De telles conclusions pourraient inciter à préférer la modélisation par rapport aux taux de mortalité lorsque l'endogénéisation de ces derniers apparaît opportune en matière de fécondité. Par contre, les approches en termes de survie, en particulier à l'aide de données longitudinales, semblent plus adaptées pour expliciter les facteurs de la mortalité des enfants.

Références bibliographiques

- Aly, H. Y. 1990. «Education and child mortality in Egypt», *World Development*, vol. 18, n/5, pp.733-742.
- Appleton, S., Song, L. 1999. *Income and human development at the household level: evidence from six countries*, Washington, mimeo, version révisée, Banque mondiale.
- Barrera, A. 1990. «The role of maternal schooling and its interaction with public health programs in child health production», *Journal of Development Economics*, vol. 32, pp. 69-91.
- . 1991. «The interactive effects of mother's schooling and unsupplemented breastfeeding on child health», *Journal of Development Economics*, vol. 34, pp. 81-98.
- Banque mondiale 2000. *Comoros at a glance*, http://www.worldbank.org/data/countrydata/aag/com_aa_g.pdf
- Benefo, K., Schultz, T.P. 1996. «Fertility and child mortality in Côte d'Ivoire and Ghana», *The World Bank Economic Review*, vol. 10, n/1, pp. 123-158.
- Dasgupta, M. 1994. «What motivates fertility decline? : A case study from the Punjab, India», dans l'ouvrage publié sous la direction de Egro, B, Hammaraskold, M., *Understanding reproductive change*, Lund, Suède, Lund University Press.
- Economist intelligence unit, 1999. *Country report. Comoros 4th quarter 1998*, www.eiu.com.
- Filmer, D., Pritchett, L. 1999. *The effect of household wealth on educational attainment around the world: demographic and health survey evidence*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Greene, W.H. 1997. *Econometric analysis*, New-Jersey, Prentice-Hall, Inc.
- Guilkey, D.K. 1998. «The determinants of child mortality in the Pilippines: estimation of a structural model», *Journal of Development Economics*, vol. 56, pp. 281-305.
- Gwatkin, D. R., Rustein, S., Johnson, K., Oande, R., Wagstaff, A. 2000. *Socio-economic differences in health, nutrition, and population in Comoros*, Washington, mimeo, Banque mondiale.
- Harvey, A. 1976. «Estimating regression models with multiplicative heteroskedastivity», *Econometrica*, vol. n/44, pp.461-465.
- Kanbur, R., Squire, L. 1999. *The evolution of thinking about poverty: exploring the interactions*, Washington,, mimeo, septembre, Banque mondiale.
- Lachaud, J.-P. 1998. «Gains féminins, allocation des biens et statut nutritionnel des enfants au Burkina Faso», *Revue d'économie du développement*, n/2, pp.3-53.
- . 2000a. *La pauvreté aux Comores : concepts, mesure et analyse*, Moroni, Pnud/Ilo.
- . 2000b. *Pauvreté et inégalité en Afrique. Contribution à l'analyse spatiale*, Bordeaux, série de recherche n/4, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- . 2000c. *Dépenses des ménages, développement humain et pauvreté au Burkina Faso : substitution ou complémentarité ?*, Bordeaux, document de travail n/49, Université Montesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.
- Lavy, V., Strauss, J., Thomas, D., de Vreyer, P., 1996. «Quality of health care, survival and health outcomes in Ghana», *Journal of Health Economics*, vol. 15, pp. 333-357.
- Lee, L.-f., Rosenzweig, M.R., Pitt, M.M. 1997. «The effects of improved nutrition, sanitation, and water quality on child health in high-mortality populations», *Journal of Econometrics*, vol. 77, pp. 209-235.
- Mackinnon, J. 1995. *Health as an informational good: The determinants of child nutrition and mortality during political and economic recovery in Uganda*, Oxford, Centre for the Studies of African Economics, WPS/95-9.
- Mellington, N., Cameron, L. 1999. *Female education and child mortality in Indonesia*, Melbourne, Research paper 693, The University of Melbourne, Department of economics.
- Mondoha, K.A., Schoemaker, J., Barrère, M. 1997. *Enquête démographique et de santé, Comores, Moroni, Centre national de documentation et de recherche scientifique*.
- Panis, C.W.A., Lillard, L.A. 1994. «Health inputs and child mortality: Malaysia», *Journal of Health Economics*, vol. 13, pp. 455-489.
- Pitt, M.P., Rosenzweig, M.R.1986. «Agricultural prices, food consumption, and the health and productivity of Indonesia farmers», dans l'ouvrage publié sous la directions de Singh, I., Squire, L., Strauss, J : *Agricultural household models. Extensions, applications ans policy*, Washington, Banque mondiale.
- Pnud 1997. *Rapport mondial sur le développement humain 1997*, Paris, Economica.
- Pnud 2000. *Rapport mondial sur le développement humain 2000*, Bruxelles, De Boeck. Université

Pnud-Rfic, 1997. *Comores. Développement humain et élimination de la pauvreté. Eléments pour une stratégie nationale*, Paris, Editions Frison-Roche.

Ray, R. 1998. *Child health and its determinants in developing countries: a cross country comparison*, Hobart, School of Economics, mimeo, University of Tasmania.

Ruggeri Laderchi, C. 1997. «Poverty and its many dimensions: The role of the income as an indicator», *Oxford Development Studies*, vol. 25, n/3, pp.345-360..

Shi, A. 1999. *How access to urban potable water and sewerage connections affects child mortality*, Washington, mimeo, Banque mondiale.

Schultz, T.P. 1997. «Assessing the productive benefits of nutrition and health: An integrated human capital approach», *Journal of Econometrics*, vol. 77, pp. 141-158.

Sen, A. 1981. *Poverty and famines. An essay on entitlement and deprivation*. Oxford, Clarendon Press.

-. 1985. *Commodities and capabilities*. Amsterdam, North-Holland.

-. 1987. *The standard of living*. Amsterdam, North-Holland.

-. 1992. *Inequality reexamined*. Oxford, Clarendon Press.

Singh, R.D. 1994. «Fertility-mortality variations across LDCs: Women's education, labor force participation, and contraceptive-use», *Kyklos*, vol.42, pp. 209-229.

Singh, I., Squire, L., Strauss, J.1986. «The basic model: theory, empirical results, and policy conclusions», dans l'ouvrage publié sous la directions de Singh, I., Squire, L., Strauss, J : *Agricultural household models. Extensions, applications ans policy*, Washington, Banque mondiale.

Thomas, A. 2000. *Econométrie des variables qualitatives*, Paris, Dunod.

Thomas, D., Strauss, J., Henriques, M.-H. 1990. «Child survival, height for age and household characteristics in Brazil», *Journal of Development Economics*, vol. 33, pp. 197-234.

Annexes

Tableau A1 : Statistiques descriptives relatives aux estimations de la mortalité des enfants - Comores 1996

Ile/milieu	Grande Comore				Anjouan				Mohéli		Ensemble					
	Urbain		Rural		Urbain		Rural		Ensemble		Urbain		Rural		Total	
	O	F	O	F	O	F	O	F	O	F	O	F	O	F	O	F
Taux de mortalité <5 ans	0,080	0,188	0,125	0,176	0,078	0,149	0,156	0,192	0,157	0,211	0,079	0,172	0,139	0,185	0,125	0,184
Taux de mortalité <1 an	0,071	0,185	0,102	0,167	0,068	0,149	0,137	0,193	0,134	0,211	0,070	0,170	0,117	0,181	0,106	0,178
Taux de mortalité <5 ans >0	0,263	0,442	0,430	0,496	0,323	0,469	0,535	0,499	0,500	0,503	0,289	0,454	0,473	0,499	0,431	0,495
Taux de mortalité <1 an >0	0,228	0,421	0,338	0,473	0,256	0,438	0,442	0,497	0,397	0,492	0,240	0,428	0,380	0,487	0,348	0,476
Alphabétisation des femmes	0,49	0,50	0,34	0,47	0,30	0,46	0,12	0,33	0,31	0,46	0,40	0,49	0,26	0,44	0,29	0,46
Education des femmes (années)																
Primaire	2,0	2,7	1,1	2,2	1,5	2,5	0,4	1,5	1,4	2,4	1,8	2,6	0,9	2,0	1,10	2,18
Secondaire	0,7	1,6	0,3	1,3	0,5	1,4	0,1	0,5	0,3	1,0	0,6	1,5	0,2	1,0	0,33	1,18
Age des femmes (%)																
15-24 ans	0,05	0,22	0,07	0,25	0,05	0,22	0,04	0,20	0,17	0,38	0,05	0,22	0,07	0,25	0,06	0,24
25-29 ans	0,15	0,35	0,16	0,36	0,15	0,36	0,20	0,40	0,21	0,41	0,15	0,36	0,18	0,38	0,17	0,38
30-34 ans	0,22	0,41	0,20	0,40	0,20	0,40	0,23	0,42	0,23	0,42	0,21	0,41	0,21	0,41	0,21	0,41
35-39 ans	0,27	0,45	0,26	0,44	0,31	0,46	0,23	0,42	0,14	0,35	0,29	0,45	0,24	0,43	0,25	0,43
40-44 ans	0,14	0,35	0,17	0,37	0,17	0,37	0,14	0,35	0,12	0,32	0,15	0,36	0,15	0,36	0,15	0,36
45-49 ans	0,17	0,38	0,15	0,36	0,12	0,33	0,17	0,37	0,14	0,35	0,15	0,36	0,15	0,36	0,15	0,36
Présence du mari/conjoint	0,68	0,47	0,78	0,41	0,72	0,45	0,79	0,41	0,86	0,35	0,70	0,46	0,79	0,41	0,77	0,42
Femme chef de ménage	0,29	0,45	0,20	0,40	0,29	0,46	0,30	0,46	0,22	0,42	0,29	0,45	0,24	0,43	0,25	0,43
Nombre d'enfants nés/femme	4,7	2,6	4,9	2,5	5,6	2,7	6,7	3,0	5,6	2,8	5,1	2,7	5,6	2,8	5,5	2,8
Education du mari/conjoint (années)																
Primaire	1,1	2,5	0,5	1,7	1,4	2,7	0,3	1,2	0,6	1,8	1,3	2,6	0,4	1,5	0,6	1,9
Secondaire	31,8	21,2	40,8	19,4	35,6	19,7	40,2	16,2	35,1	17,5	33,5	20,6	40,1	18,2	38,6	19,0
Age du mari/conjoint (années)																
Niveau de vie du ménage (%)	0,56	0,50	0,34	0,47	0,60	0,49	0,15	0,36	0,29	0,46	0,58	0,50	0,27	0,44	0,34	0,47
Riches	0,33	0,47	0,38	0,49	0,23	0,42	0,37	0,48	0,28	0,45	0,29	0,45	0,37	0,48	0,35	0,48
Intermédiaires	0,11	0,32	0,28	0,45	0,17	0,38	0,48	0,50	0,42	0,50	0,14	0,35	0,36	0,48	0,31	0,46
Pauvres																
Variables communautaires¹																
1. Enfants																
Fièvre	51,8	20,5	53,6	18,1	38,1	16,5	45,6	17,6	54,4	18,3	45,8	20,0	50,8	18,3	49,7	18,8
Toux	42,2	21,5	38,6	20,1	42,6	16,2	42,5	19,6	55,0	11,4	42,4	19,3	41,3	19,9	41,5	19,7
Diarrhée	22,6	20,2	18,0	16,2	28,9	15,1	27,2	17,0	31,4	18,7	25,4	18,4	22,3	17,4	23,0	17,7
Vaccination	84,7	14,7	84,6	12,2	71,2	16,1	54,6	20,9	74,0	11,9	78,9	16,7	73,1	21,2	74,4	20,4
2. Femmes																
Indice de Quérelet	23,5	2,2	22,0	2,1	23,1	3,0	22,8	1,3	24,8	1,9	23,3	2,6	22,5	2,0	22,7	2,2
Accouchement assisté	85,3	17,6	49,4	23,5	79,8	26,0	29,3	29,9	45,0	31,7	82,9	21,8	42,0	28,2	51,2	31,9
Accès aux actifs du ménage²																
Habitat	0,74	0,44	0,58	0,49	0,60	0,49	0,19	0,39	0,29	0,46	0,68	0,47	0,42	0,49	0,48	0,50
Personnes/pièce <2,5	0,57	0,50	0,53	0,50	0,27	0,45	0,15	0,36	0,22	0,42	0,44	0,50	0,37	0,48	0,39	0,49
Lieu d'aisance	0,33	0,47	0,16	0,36	0,55	0,50	0,14	0,35	0,24	0,43	0,42	0,50	0,16	0,36	0,22	0,41
Accès à l'eau	0,12	0,32	0,02	0,14	0,72	0,45	0,35	0,48	0,29	0,46	0,38	0,49	0,16	0,36	0,21	0,41
Possession d'une voiture	0,10	0,30	0,05	0,23	0,03	0,17	0,01	0,09	0,06	0,25	0,07	0,25	0,04	0,19	0,05	0,21
Possession d'une bicyclette	0,05	0,21	0,02	0,14	0,05	0,22	0,01	0,09	0,09	0,29	0,05	0,22	0,02	0,14	0,03	0,16
Possession d'une mobylette	0,01	0,08	0,01	0,07	0,03	0,17	0,00	0,05	0,03	0,16	0,02	0,13	0,01	0,08	0,01	0,09
Possession d'une radio	0,75	0,43	0,55	0,50	0,64	0,48	0,33	0,47	0,46	0,50	0,70	0,46	0,47	0,50	0,52	0,50
Possession d'un réfrigérateur	0,23	0,42	0,07	0,25	0,11	0,32	0,01	0,07	0,05	0,22	0,18	0,39	0,04	0,20	0,08	0,26
Possession d'un téléphone	0,09	0,29	0,02	0,12	0,08	0,26	0,00	0,05	0,03	0,16	0,09	0,28	0,01	0,11	0,03	0,17
Possession d'une télévision	0,23	0,42	0,08	0,27	0,24	0,43	0,01	0,07	0,05	0,22	0,23	0,42	0,05	0,22	0,09	0,29
N (femmes)	171	-	583	-	113	-	368	-	78	-	304	-	1029	-	1333	-
Pourcentage enfants vivants <5^e an.	0,923	0,267	0,860	0,347	0,891	0,312	0,802	0,398	0,824	0,381	0,908	0,287	0,833	0,373	0,850	0,357
Pourcentage enfants vivants <1^{er} an.	0,941	0,236	0,894	0,308	0,915	0,279	0,840	0,366	0,861	0,346	0,929	0,257	0,869	0,337	0,883	0,322
Age femmes lors des naissances (%)																
<20 ans	0,24	0,43	0,25	0,43	0,21	0,41	0,22	0,41	0,28	0,45	0,23	0,42	0,24	0,42	0,23	0,42
20-24 ans	0,32	0,47	0,30	0,46	0,31	0,46	0,30	0,46	0,34	0,47	0,31	0,46	0,31	0,46	0,31	0,46
25-29 ans	0,25	0,43	0,25	0,43	0,27	0,44	0,25	0,44	0,20	0,40	0,26	0,44	0,25	0,43	0,25	0,43
30-34 ans	0,14	0,35	0,14	0,34	0,14	0,35	0,14	0,35	0,14	0,34	0,14	0,35	0,14	0,35	0,14	0,35
\$ 35 ans	0,05	0,22	0,07	0,25	0,06	0,25	0,08	0,27	0,04	0,20	0,06	0,23	0,07	0,26	0,07	0,25
Naissances	0,51	0,50	0,50	0,50	0,54	0,50	0,47	0,50	0,49	0,50	0,52	0,50	0,49	0,50	0,49	0,50
Sexe des enfants – masculin	23,0	21,7	23,7	22,3	21,2	20,1	20,0	18,1	18,4	17,0	22,1	21,0	21,7	20,4	21,8	20,5
Inter. intergénérisque/nais.préc. (mois)	0,03	0,18	0,04	0,21	0,02	0,13	0,03	0,17	0,06	0,23	0,03	0,16	0,04	0,19	0,04	0,19
Jumeau																
Rang de la naissance																
1ère naissance	0,25	0,43	0,25	0,43	0,22	0,41	0,19	0,39	0,23	0,42	0,23	0,42	0,22	0,42	0,23	0,42
2-3ème naissance	0,35	0,48	0,36	0,48	0,34	0,47	0,31	0,46	0,34	0,48	0,35	0,48	0,34	0,47	0,34	0,47
4-6ème naissance	0,30	0,46	0,29	0,45	0,32	0,47	0,31	0,46	0,30	0,46	0,31	0,46	0,30	0,46	0,30	0,46
\$7ème naissance	0,10	0,30	0,10	0,30	0,13	0,33	0,19	0,39	0,12	0,33	0,11	0,32	0,14	0,35	0,13	0,34
N (enfants)³	672	-	2301	-	605	-	1889	-	324	-	1277	-	4514	-	5791	-

(1) Voir le tableau 1 pour la description des variables ; (2) Non-précarité = 1 ; précarité = 0 ; (3) Les données se rapportent à l'échantillon comprenant les enfants morts avant leur 5^{ème} anniversaire – sauf pour le pourcentage d'enfants vivants <1 an. La plupart des informations ne variant pas.

Source : A partir des bases de données de l'enquête EDS 1996..

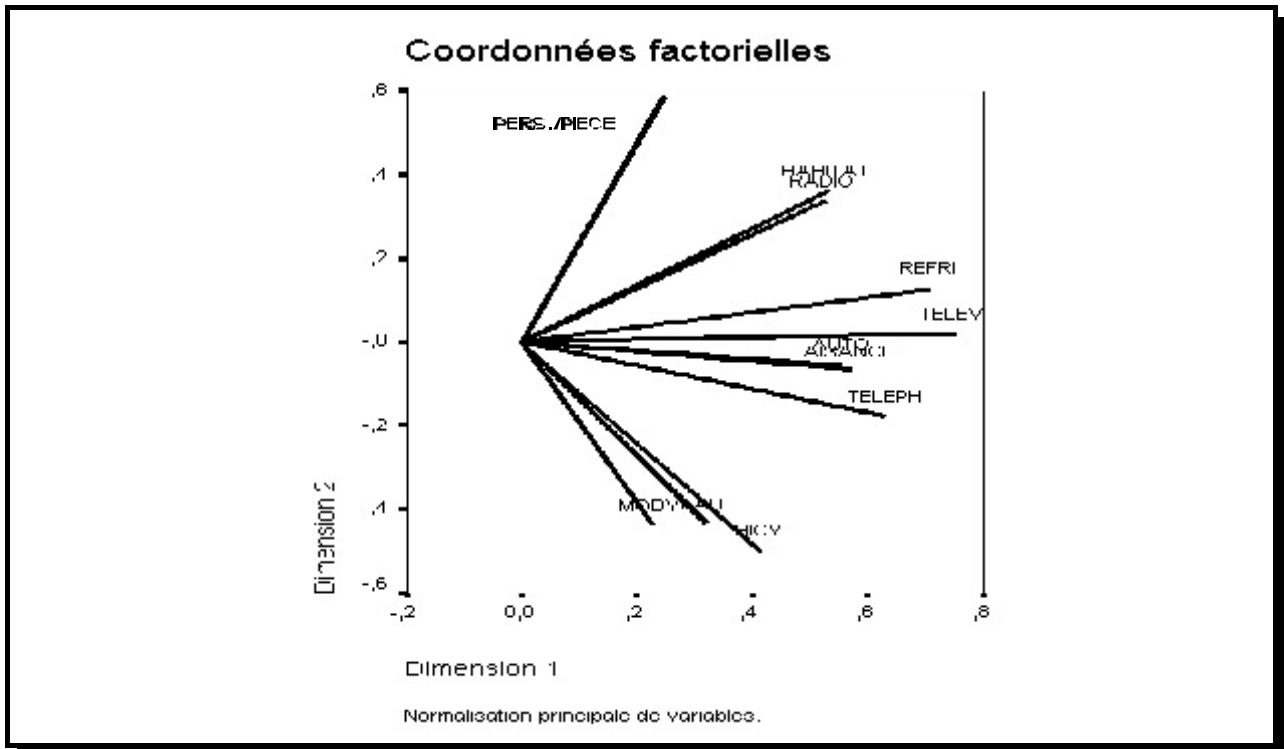


Figure A1 : Niveau de vie des ménages en termes d'actifs : analyse en composante principale - Comores 1996

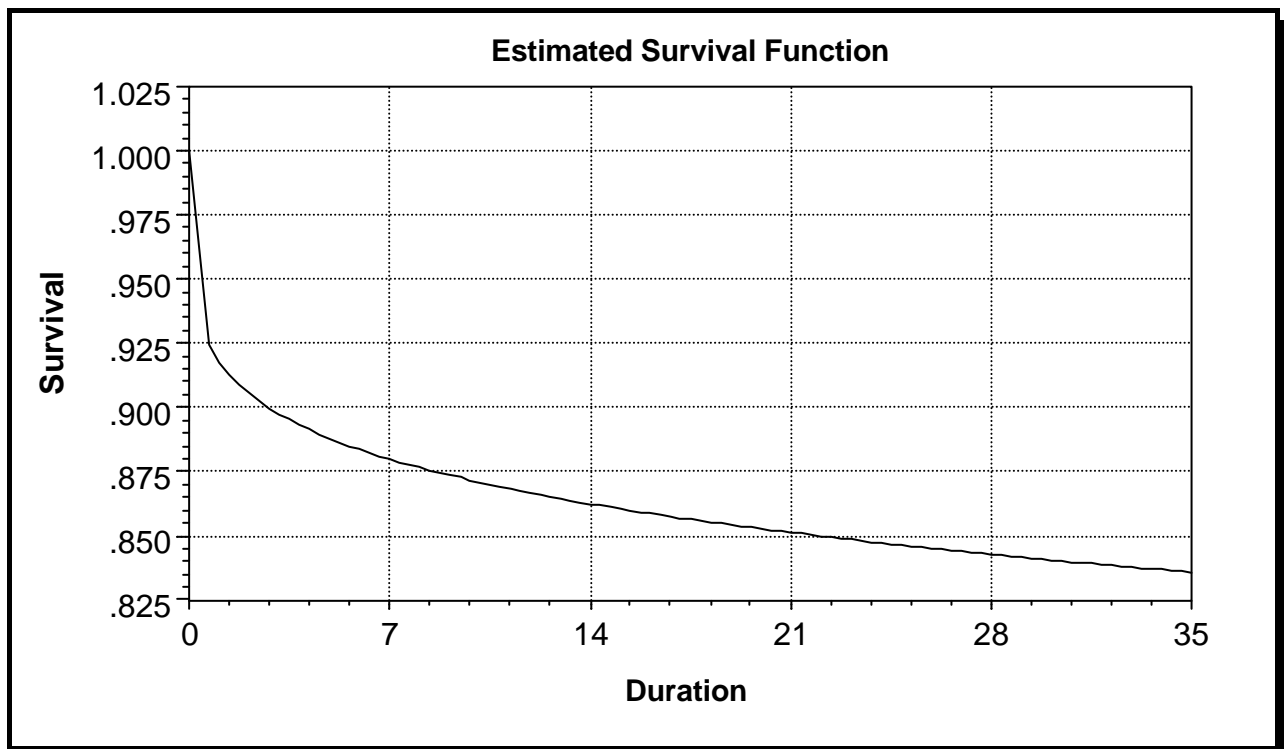


Figure A2 : Fonction de survie : échantillon des enfants vivants ou morts avant leur 5^{ème} anniversaire et nés 5 ans avant la date de l'enquête - Comores 1996

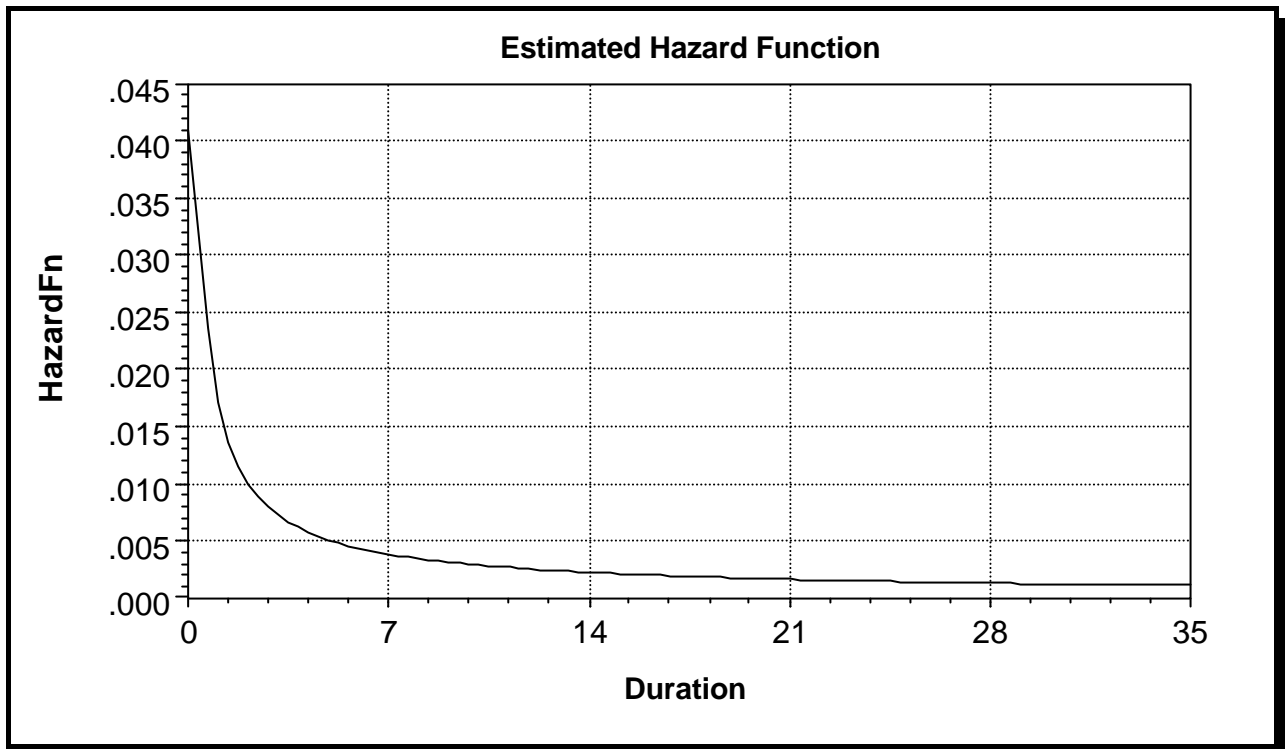


Figure A3 : Fonction de hasard : échantillon des enfants vivants ou morts avant leur 5^{ème} anniversaire et nés 5 ans avant la date de l'enquête - Comores 1996