

Limites des enquêtes rétrospectives cas de l'EASME 1992 et EASF 2002

Belarbi Zoubida

E. département sociologie

Université de Blida

Résumé

Depuis le milieu des années, plusieurs enquêtes ont été réalisées en Algérie. Il s'agit d'enquêtes rétrospectives représentatives au niveau national pour la grande majorité. Les différents indicateurs montrent une amélioration des données néanmoins ce type d'enquêtes présente certains problèmes méthodologiques. Parmi ces problèmes nous citons la censure d'individus qui auraient vécu l'événement avant ou après la période de référence. Le phénomène de troncature introduit des biais dans la mesure des tendances du phénomène étudié, l'absence de biographie peu aussi être à l'origine de confusion et d'erreurs d'interprétations.

Mots clés : enquête EASME 1992; enquête EASF 2002, indice combiné des nations unies; indice de Myers, troncature; censure; période de référence; données biographiques

ملخص

تم إنجاز العديد من المسوح منذ منتصف الثمانينات و هذه الأخيرة هي مسوح استرجاعية و أغلبها تمثيلية على المستوى الوطني. بينت العديد من المؤشرات تحسن في نوعية المعطيات إلا أن هذا النوع من المسوح يحتوي على بعض النقائص المنهجية ومن هذه المشاكل نذكر الإقصاء الذي يخص الأفراد الذين عايشوا الحدث خارج الفترة المرجعية , و ظاهرة البتر تحدث تحيزا في قياس مستويات الظاهرة المدروسة, كما أن غياب السيرة الذاتية للمستجوبين قد يؤدي إلى خلط و أخطاء في تفسير الظواهر.

Introduction

Le recours aux enquêtes pour identifier les mécanismes d'action de nombreux facteurs des phénomènes démographiques est indispensable. Car l'état civil et le recensement ne peuvent pas contenir toutes les informations nécessaires à la compréhension d'un phénomène surtout les questions concernant les attitudes et les comportements.

Plusieurs enquêtes ont été réalisées depuis l'indépendance. Nous allons dans cet article nous intéresser à deux enquêtes appartenant à un même programme. La première a été réalisée en 1992 et la seconde en 2002. L'intérêt de l'utilisation des enquêtes est la possibilité d'analyser les données à plusieurs niveaux (individuel, ménage et collectif). En effet, nous disposons de données individuelles concernant les enfants des ménages interviewés, des renseignements sur la mère, le lieu d'habitat de l'enfant, des ménages et communautaires. Les deux enquêtes sont nationales

Dans cet article nous allons décrire et évaluer la qualité des données des deux principales sources de données utilisées dans notre travail. Des indices tels que l'indice de Myers et l'indice combiné des Nations Unies seront utilisés. Nous étudierons ensuite la forme de la déclaration des différentes dates particulièrement la date de naissance. Enfin nous nous pencherons sur les limites des enquêtes rétrospectives tels que la censure, la troncature; l'exclusion des groupes à risque et l'absence des biographies.

1- Présentation des enquêtes

1-1 L'enquête Algérienne sur la santé de la mère et l'enfant (EASME 1992)

Cette enquête s'inscrit dans le cadre du Projet Pan Arabe pour le développement de l'enfance (PACHILD) réalisée par le Secrétariat général de la Ligue des Etats arabes avec l'aide financière d'AGFUND, du FNUAP, de l'OMS, de l'UNICEF et du département de statistiques des Nations Unies. Elle a été réalisée par l'Office National de la statistique (ONS) avec la collaboration du Ministère de la Santé et de la Population.

Les objectifs de l'enquête étaient :

- L'évaluation des variables liées à la planification familiale et leurs tendances;
- L'identification et l'étude des déterminants qui influent sur la santé de la mère et de l'enfant
- L'étude de la relation entre la fécondité et la santé de l'enfant;

- L'étude des facteurs environnementaux et leurs effets sur la santé de la mère et l'enfant.

L'enquête de terrain fût réalisée entre Mai et Août 1992. L'entretien direct portait sur 6133 ménages composés de 42 842 individus.

1-2 - L'enquête Algérienne sur la santé de la famille 2002 (EASF 2002)

Ce projet s'inscrit dans la continuité du projet PAPCHILD initié par la Ligue des Etats arabes. Ce programme a permis aux pays arabes de disposer des données nécessaires pour l'évaluation de l'état de santé de leur population.

Les objectifs de l'enquête étaient les suivants :

- Permettre aux pouvoirs publics de disposer des informations essentielles pour mettre en œuvre, suivre et évaluer les politiques de la santé de la population;
- Contribuer à améliorer et à consolider les programmes de santé et notamment la santé reproductive, à travers l'actualisation et l'enrichissement des bases de données existantes;
- Disposer des instruments nécessaires pour mener une politique régionale de population, le plan d'échantillonnage étant représentatif au niveau régional;
- Disposer des indicateurs à des fins de comparabilité avec les pays arabes et d'évaluer les efforts à fournir dans le domaine de la santé de la population.

Pour estimer la mortalité infantile, la taille de l'échantillon a été doublée pour cet indicateur.

Pour disposer des informations à un niveau de détail plus fin pour les indicateurs dont les estimations sont permises à partir de l'échantillon, on a eu recours à une classification des régions (Est, Ouest, Sud et Centre) en 17 sous régions selon quatre critères (l'indice synthétique de fécondité, l'analphabétisme, le rattachement au réseau d'assainissement et la proportion de la population vivant en zone éparse). Les critères utilisés ont été tirés à partir des statistiques du recensement général de la population et de l'habitat de 1998 et des enquêtes de l'Etat Civil. La classification a été faite avec le logiciel SPSS. On a tenu compte en plus des critères précédents de la contigüité géographique.

Le nombre de ménages à enquêter par sous régions est de 600 ménages. L'enquête sur le terrain s'est déroulée du 21 septembre 2002 au 30 Novembre 2002.

2- Evaluation de la qualité des données des enquêtes:

Nous allons dans ce qui suit calculer deux indices pour évaluer la qualité des données deux enquêtes.

2-1 L'indice combiné des Nations Unis (1962):

Cet indice mesure la régularité des structures par groupe d'âge et par sexe. Il se compose de deux indicateurs qui, combinés, donneront l'indice global:

Dans notre cas on calculera un Indice net car la population provient d'un échantillon d'une enquête.

Une amélioration est observée entre les deux enquêtes. En effet, l'indice combiné des Nations Unies net est passé de 28,23 en 1992 à 19,54 en 2002. La structure ne souffre pas trop de distorsion selon le sexe et l'âge.

2-2 Indice de Myers:

L'indice de Myers exige une structure annuelle et mesure les préférences (ou les aversions) pour chacun des 10 chiffres possibles (0 à 9).

La somme des écarts en valeur absolue entre la distribution remaniée et la distribution uniforme (10%) constitue l'indice synthétique de Myers.

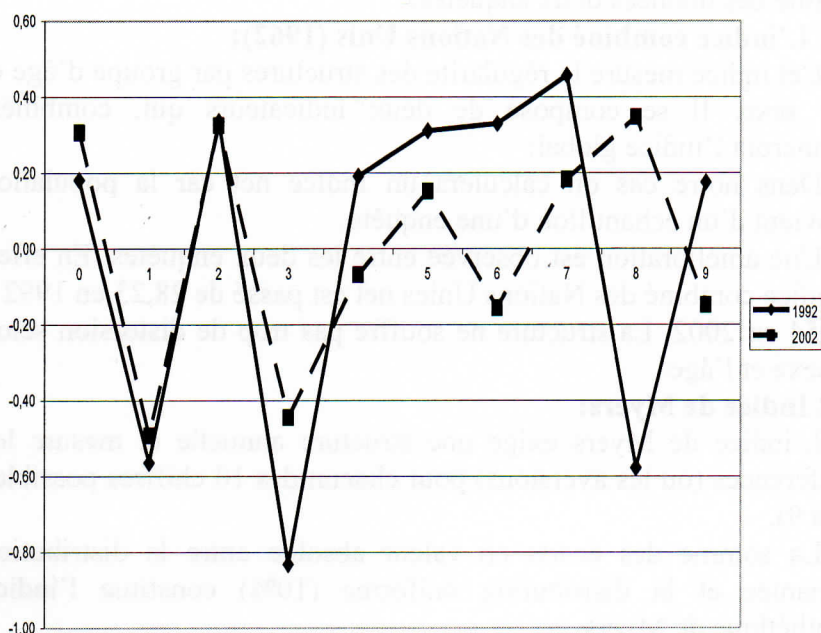
Si l'âge est bien déclaré, on n'a que peu de différence entre les effectifs remaniés et l'indice global sera pratiquement nul. En revanche, si toutes les déclarations étaient concentrées sur un seul et même chiffre (hypothèse irréaliste), il atteindrait 180» (1).

On a calculé l'indice de Myers pour les hommes et les femmes séparément.

On a représenté les écarts entre la distribution remaniée et la distribution uniforme selon les différents chiffres pour le sexe féminin dans le graphique n°6.1. En 1992, la plus forte attraction concerne les âges se terminant par le chiffre 7 puis ceux se terminant par 2 alors qu'en 2002 c'est le chiffre 8 qui enregistre la plus forte attraction suivi des âges se terminant par 2.

Les âges se terminant par le chiffre 3 enregistrent la plus forte répulsion suivie du chiffre 8 en 1992 et la plus forte répulsion est observée pour le chiffre 1 suivie du chiffre 3 en 2002.

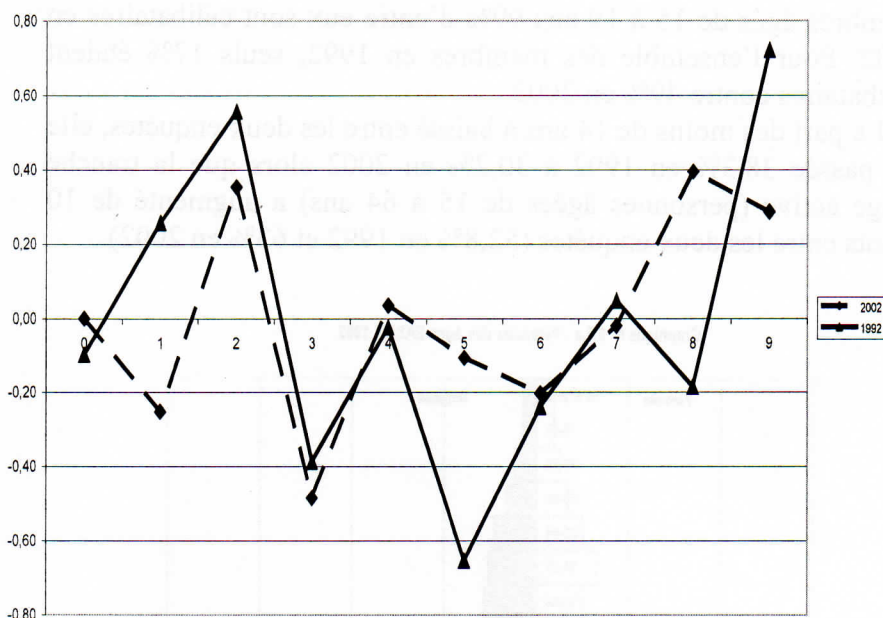
Graphique n° 6.1 : Ecart entre la distribution remaniée et la distribution uniforme selon le chiffre terminant l'âge pour le sexe Féminin



Le graphique n°6.2 représente les écarts entre la distribution remaniée et la distribution uniforme selon les différents chiffres pour le sexe masculin. En 1992, la plus forte attraction concerne les âges se terminant par le chiffre 9 puis ceux se terminant par 2 alors qu'en 2002 c'est le chiffre 8 qui enregistre la plus forte attraction suivi des âges se terminant par 2.

Les âges se terminant par le chiffre 5 enregistrent la plus forte répulsion suivie du chiffre 3 en 1992. Le chiffre le plus répulsif en 2002 est le 3 suivi du 1.

Graphique n° 6.2 : Ecart entre la distribution remaniée et la distribution uniforme selon le chiffre terminant l'âge pour le sexe Masculin



Pour évaluer la qualité des données nous allons appliquer certains tests concernant les naissances et les décès afin d'avoir une appréciation sur la qualité de ces données. Ces deux composantes sont nécessaires pour le calcul des taux ou des quotients de la mortalité infantile.

2-3 Pyramide des âges

La pyramide des âges est un outil statistique d'étude démographique. Il représente la répartition de la population par tranche d'âge et par sexe à un instant donné, sous la forme d'un double historique.

La forme de la pyramide dépend de la fécondité, de la mortalité et de la migration. Il existe différents profils des pyramides des âges.

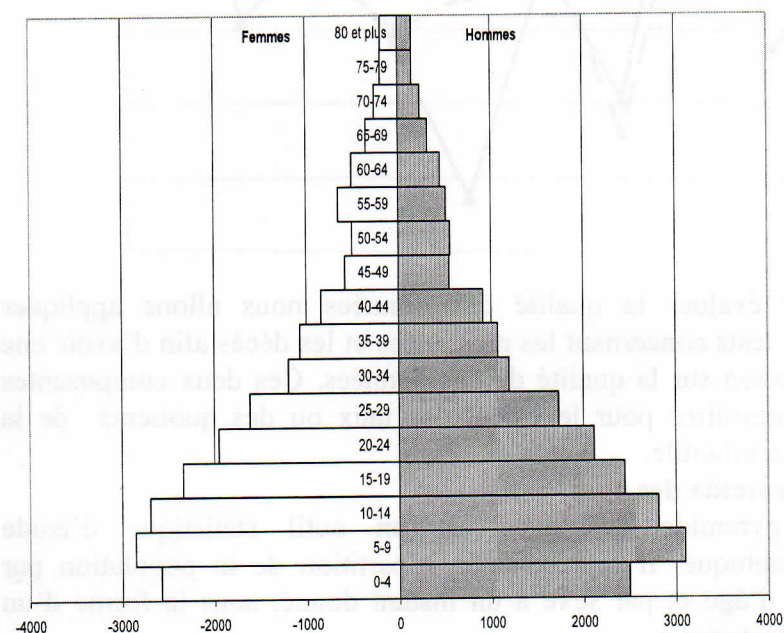
La base de la pyramide en 1992 était plus large, le nombre moyen d'enfants par femmes était de 4 alors qu'il n'est que de 2 en 2002. La proportion des enfants de moins de six ans en 1992 s'élevait à 15,16% et à moins de 10% en 2002.

La série des valeurs des effectifs décroît avec l'âge jusqu'à la tranche d'âge 50-59 ans pour le sexe féminin en 1992 ce phénomène n'est pas retrouvé en 2002 ce qui confirme l'hypothèse de transfert de femme de moins de 55 ans dans ce groupe par les enquêtrices afin d'alléger leur travail de collecte.

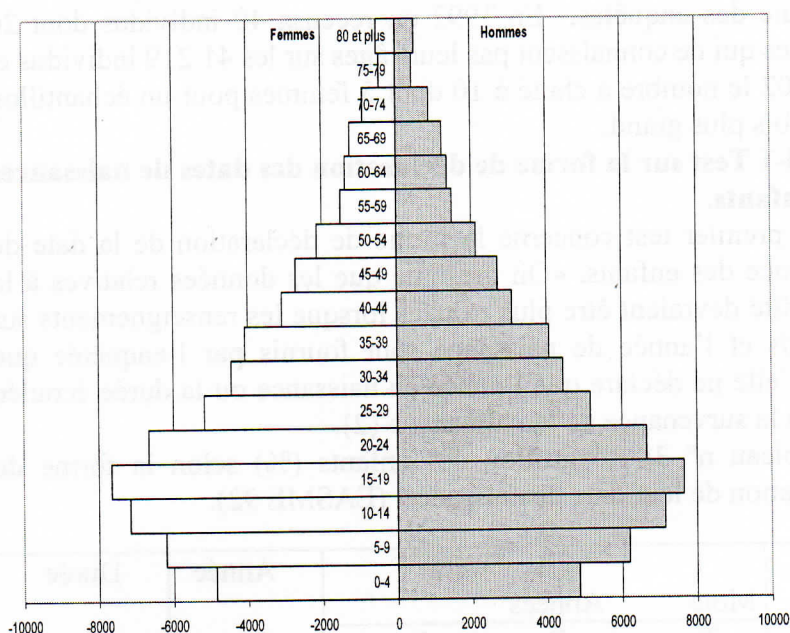
Le groupe d'âge de 15 à 19 ans est le plus volumineux en 2002 pour les deux sexes. Cette situation peut s'expliquer par la baisse de la fécondité et le recul de l'âge au mariage. En effet, parmi les membres âgés de 15 à 19 ans 99% d'entre eux sont célibataires en 2002. Pour l'ensemble des membres en 1992, seuls 17% étaient célibataires contre 49% en 2002.

La part des moins de 14 ans a baissé entre les deux enquêtes, elle est passée 38,3% en 1992 à 30,2% en 2002 alors que la tranche d'âge active (personnes âgées de 15 à 64 ans) a augmenté de 10 points entre les deux enquêtes (52,8% en 1992 et 63% en 2002).

Graphique n° 6.3.a : Pyramide des Ages EASME 1992



Graphique n° 6.3.b : Pyramide des Ages EASF 2002



2-3 Test sur la forme de déclaration des dates de naissances des membres du ménage

La proportion des réponses ne sait pas et valeurs manquantes représentent 11,6% des réponses en 1992 et 9,77% en 2002. L'année de naissance est connue pour la majorité des individus de l'enquête (plus de 99% selon les deux enquêtes).

Le mois n'est pas connu pour plus du dixième de l'échantillon en 1992, mais une légère amélioration est observée en 2002. La proportion des réponses «ne sait pas» et «valeurs manquantes» est plus importante chez les femmes et la différence entre les deux sexes pour le mois est significative au seuil de 5% pour les deux enquêtes. Pour l'année, la différence n'est pas significative au seuil de 5% à cause des faibles effectifs.

On connaît le mois et l'année de naissance pour 88,4% des individus de l'échantillon. On observe une plus forte proportion des hommes connaissant le mois de leur naissance que les femmes (90 % pour les hommes contre 86,8 % pour les femmes). Une légère amélioration est observée en 2002. Les proportions des individus ayant déclaré le mois et l'année de leur naissance est égal 90,2 % pour l'ensemble, 91 % pour les hommes et 89,4% pour les femmes.

Les personnes qui ne connaissent ni l'année ni le mois de leurs naissances représentent 1% de l'ensemble des enquêtés dans chacune des enquêtes. En 1992 on recensa 40 individus dont 26 femmes qui ne connaissent pas leurs âges sur les 41 219 individus et en 2002 le nombre a chuté à 10 dont 5 femmes pour un échantillon trois fois plus grand.

2-3-1 Test sur la forme de déclaration des dates de naissances des enfants.

Le premier test concerne la forme de déclaration de la date de naissance des enfants. «On présume que les données relatives à la fécondité devraient être plus exactes lorsque les renseignements sur le mois et l'année de naissance sont fournis par l'enquêtée que lorsqu'elle ne déclare que l'année de naissance ou la durée écoulée depuis la survenance de la naissance» (2).

Tableau n° 3: Répartition des enfants (%) selon la forme de déclaration de leur date de naissance (EASME 92).

Effectif	Et			Année Seulement	Durée Écoulée/ Age
	Mois Tous rang	Années Rang 1	Dernier rang		
260	91,04	87,27	96,91	6,72 %	2,10 %
66	%	%	%		

Nous connaissons pour plus de 90 % des naissances l'année et le mois de naissance. Les données concernant les naissances des derniers rangs sont meilleures que celles du premier rang. En effet les naissances des derniers rangs sont les plus récentes et les oublis sont moins fréquents.

2-3-2 Test sur la parité

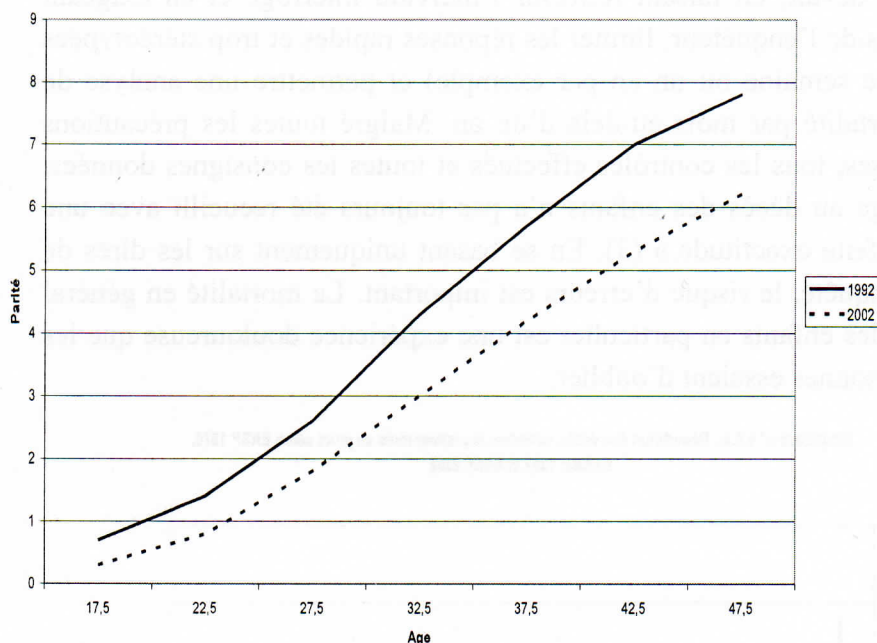
En vue d'évaluer la couverture des naissances vivantes, nous allons considérer la parité déclarée selon l'âge de la mère. En l'absence de toute augmentation de la fécondité, la parité déclarée doit croître avec l'âge de la mère.

Afin de réduire le phénomène d'attraction et de répulsion de certains âges, nous regroupons les femmes en classe quinquennale d'âges. Les résultats obtenus se sont avérés satisfaisants. La couverture des naissances est acceptable.

Les courbes de la parité entre les deux enquêtes suivent le même schéma. L'écart entre les deux courbes croît avec l'augmentation de l'âge de la mère. La fécondité a baissé à tous les âges mais à des

rythmes différents. Les plus fortes baisses sont observées aux âges élevés.

Graphique n°6.4 : Déclaration déclarée selon l'âge de la mère durant les deux enquêtes



2-3-3 Test sur l'âge au décès

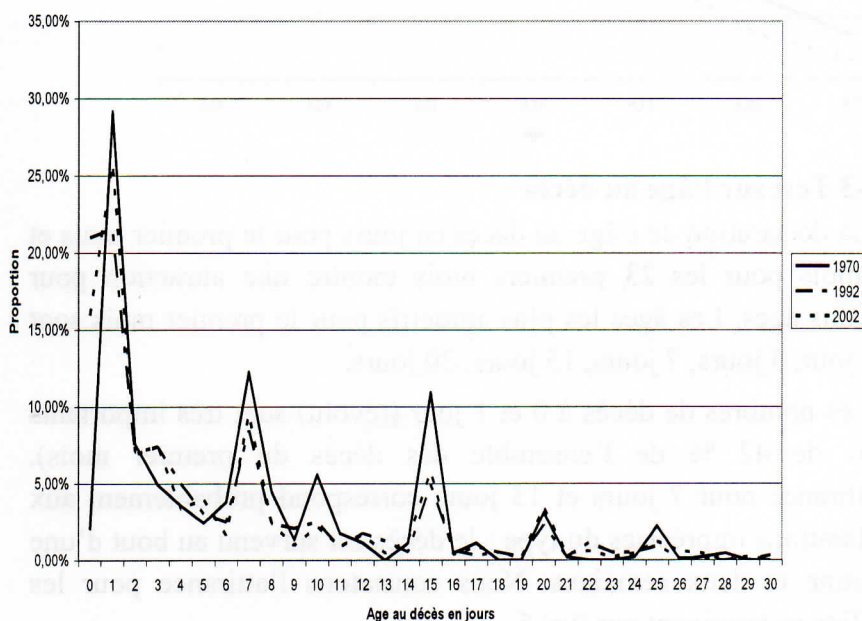
La déclaration de l'âge au décès en jours pour le premier mois et en mois pour les 23 premiers mois montre une attraction pour certains âges. Les âges les plus attractifs pour le premier mois sont 0, 1 jour, 3 jours, 7 jours, 15 jours, 20 jours.

Les nombres de décès à 0 et 1 jour (révolu) sont très importants (plus de 42 % de l'ensemble des décès du premier mois). L'attraction pour 7 jours et 15 jours correspond probablement aux déclarations imprécises du type : le décès est survenu au bout d'une semaine et deux semaines. Nous constatons l'attraction pour les chiffres se terminant par 0 et 5.

La distribution des décès en jours du premier mois suit le même schéma pour les trois enquêtes de 1970 (Etude Nationale des Statistiques de la population enquête réalisée en 1970. Elle a couvert le Nord de l'Algérie) et celle de 1986 (Enquête nationale de la fécondité réalisée en 1986) et 1992. Le phénomène d'attraction est

plus important pour l'enquête de 1970. «Les enquêtés devaient préciser l'âge au décès de leur enfant en jours s'il était survenu avant un mois, en mois ensuite jusqu'à trois ans, en années au-delà. On devait, en faisant réfléchir l'individu interrogé et en exigeant plus de l'enquêteur, limiter les réponses rapides et trop stéréotypées (une semaine ou un an par exemple) et permettre une analyse de mortalité par mois au-delà d'un an. Malgré toutes les précautions prises, tous les contrôles effectués et toutes les consignes données, l'âge au décès des enfants n'a pas toujours été recueilli avec une parfaite exactitude.» (3). En se basant uniquement sur les dires de l'enquêté, le risque d'erreurs est important. La mortalité en général et des enfants en particulier est une expérience douloureuse que les personnes essaient d'oublier.

Graphique n° 6.6.b : Répartition des décès survenus le premier mois en jours selon ENSP 1970, EASME 1992 et EASF 2002

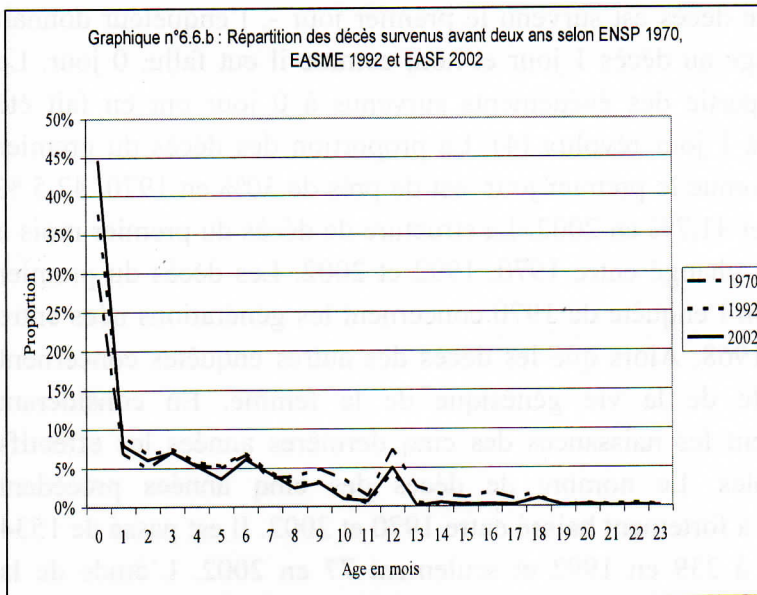


En ce qui concerne les décès du premier jour, la plus faible valeur a été observée en 1970. «Les nombres de décès à 1 jour révolu sont très importants: ils correspondent à la forte mortalité survenant juste après la naissance, dans les premières heures de la vie; il y a eu simplement confusion chez les enquêteurs entre les

âges révolu 0 jour et 1 jour; face à une déclaration de l'enquêtée, du genre – le décès est survenu le premier jour -, l'enquêteur donnait comme âge au décès 1 jour et non, comme il eut fallu, 0 jour. La majeure partie des événements survenus à 0 jour ont en fait été déclarés à 1 jour révolu» (4). La proportion des décès du premier mois survenue le premier jour est de près de 30% en 1970, 42,5 % en 1992 et 41,7% en 2002. La structure de décès du premier mois a fortement changé entre 1970, 1992 et 2002. Les décès du premier mois selon l'enquête de 1970 concernent les générations nées entre 1966 et 1968. Alors que les décès des autres enquêtes concernent l'ensemble de la vie génésique de la femme. En considérant uniquement les naissances des cinq dernières années les effectifs sont faibles. Le nombre de décès des cinq années précédant l'enquête a fortement baissé entre 1970 et 2002. Il est passé de 1534 en 1970, à 239 en 1992 et seulement 77 en 2002. L'étude de la mortalité en utilisant les enquêtes nécessite de gros échantillons pour calculer les niveaux de mortalité.

En ce qui concerne les décès de 1 à 23 mois, nous observons une attirance pour les multiples de 3, soit les âges mois 3, 6, 9, 12 et 18 mois. La même situation est relevée dans l'enquête ENSP 1970.

L'attraction la plus importante concerne l'âge 12 mois. Cette attraction peut affecter la mesure de la mortalité infantile. Nous observons les pics aux mêmes âges pour les différentes enquêtes, sauf à six mois où une plus forte attraction est enregistrée en 1986.



La distribution des décès en jours du premier mois et en mois pour les 23 premiers mois suit le même schéma pour les trois enquêtes de 1970, 1992 et 2002.

3- Les limites méthodologiques des deux enquêtes

La limite d'âge des femmes incluses dans les enquêtes démographiques provoque le phénomène de troncature.

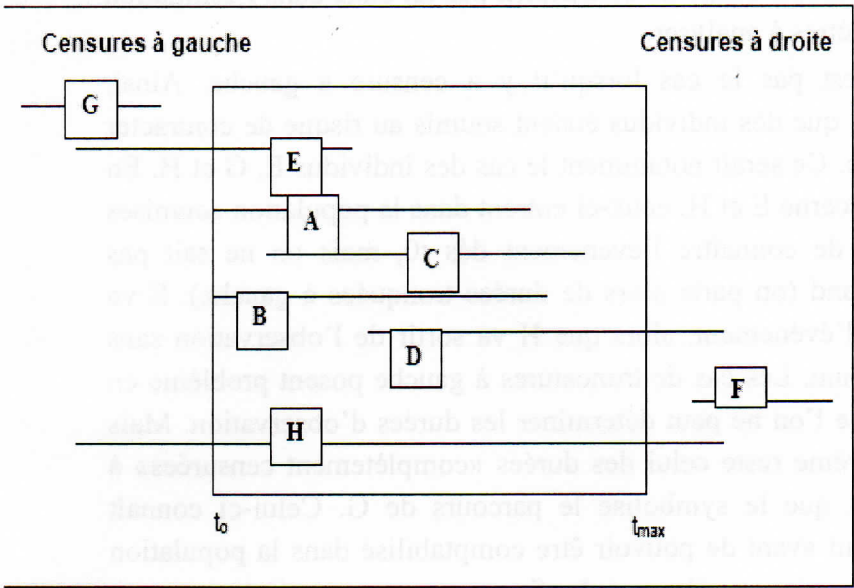
Si on connaît le moment au cours duquel l'individu entre dans la population soumise au risque, mais où l'individu n'a pas connu l'événement au moment de l'enquête, on parle alors de censure à droite. Le terme censure à gauche est quand à lui employé dans le cas des individus pour qui on ne connaît pas le moment d'entrée dans la population soumise au risque ou dans le début d'observation est supérieur au moment d'entrée dans la population soumise au risque de connaître l'événement.

Un schéma permet de distinguer les différents cas de censure les plus souvent rencontrés (5). Dans ce schéma un rectangle représente ce qui s'appelle une fenêtre d'observation, la largeur de cette fenêtre correspond à l'intervalle de temps qui sépare le temps t_0 et le temps maximum $t_{\max}$ (moment de l'enquête) d'observation de la

population soumise au risque de connaître l'événement (figure 1). Pour illustrer ce schéma, nous observons que l'événement étudié est de contracter un épisode diarrhéique chez les enfants de moins de six ans. Au temps t_0 .

Graphique n° 1: Censures et troncatures

Figure 2 : censures et troncatures



Pour illustrer ce schéma, nous reprenons l'exemple de Jean Marie Lagoff L'événement étudié est le mariage de personnes célibataires et ne vivant pas en couple. Au temps t_0 (par exemple, à l'âge de 15 ans).

L'individu A et l'individu B sont soumis au risque de connaître l'événement dès cet instant t_0 . Sur ce schéma, C et D entrent un peu plus tard dans la population soumise au risque. Ainsi, si l'on s'intéresse au mariage en Suisse, et si C et D sont des personnes étrangères et célibataires arrivant en suisse bien après qu'ils aient 15 ans, alors ils entrent dans la population de personnes soumises au risque de se marier à l'âge qu'ils avaient lors de leur entrée en suisse. A et C vont se marier durant la période d'observation alors que D quitte la fenêtre au moment de l'enquête. On parle dans le cas

de D, d'une troncature sur la droite (6). B, en revanche voit sa durée censurée avant qu'il sorte d'observation.

Dans la plupart des cas, les sorties d'observation interviennent de manière indépendante de l'occurrence de l'événement. Indépendance veut dire ici que ces sorties d'observation interviennent de façon aléatoire. En d'autre terme, les censures et les troncatures à droite ne constituent pas un biais dans l'estimation des paramètres à analyser.

Tel n'est pas le cas lorsqu'il y a censure à gauche. Ainsi, supposons que des individus étaient soumis au risque de contracter la diarrhée. Ce serait notamment le cas des individus E, G et H. En ce qui concerne E et H, ceux-ci entrent dans la population soumises au risque de connaître l'événement dès t_0 , mais on ne sait pas depuis quand (on parle alors de durées tronquées à gauche). E va connaître l'événement, alors que H va sortir de l'observation sans l'avoir connu. Les cas de troncatures à gauche posent problème en ce sens que l'on ne peut déterminer les durées d'observation. Mais le cas extrême reste celui des durées «complètement censurées» à gauche tel que le symbolise le parcours de G. Celui-ci connaît l'événement avant de pouvoir être comptabilisé dans la population soumise au risque. Ce cas de figure se rencontre, notamment, lorsque le temps t_0 correspond à un événement initial qui résulte d'un effet de sélection. En ce qui concerne les sciences sociales, des effets de censure et de troncature à gauche peuvent être rencontrées dans le cas de données d'enquêtes par panel.

Graphique n° 2 : Cohorte de naissances selon l'âge de la mère à la naissance de l'enfant

Age de la mère à la naissance	0-4	5-9	10-14	15-19
	20-24	25-29	30+	
- 20 ans	x	x	x	x
	x	x		
20-24 ans	x	x	x	x
	x			
25-29 ans	x	x	x	x
30-34 ans	x	x	x	
35-39 ans	x	x	x	
40-44 ans	x	x		
45-49 ans	x			
Tous âges	x	x	x	x
	x	x		

x : groupe concerné

Le phénomène de troncature introduit des biais dans la mesure des tendances de la mortalité observée. La mortalité n'est pas uniforme tout au long de la vie génésique. Les enfants des mères plus âgées n'ont aucune chance de figurer dans l'échantillon car la mère a été exclue initialement (plus de 49 ans ou 55 ans). «La mortalité relative à la cohorte des enfants nés 10-14 ans avant l'enquête peut subir une légère sous-estimation de niveau du fait de l'exclusion des naissances données par les femmes les plus âgées (40 ans et plus) et qui généralement constituent la part des naissances exposées à une forte probabilité de décès» (7).

Pour contrecarrer l'effet de troncature les nations unies proposent deux méthodes, la première se limite aux cohortes non affectées par le phénomène et la seconde est à l'ajustement des indices observés dans les cohortes tronquées.

En utilisant la première méthode on analyse la tendance de la mortalité des enfants à travers les cohortes 0-4, 5-9, 10-14 et 15-19 en limitant l'examen aux naissances correspondant aux âges maternels inférieurs à 30 ans.

La méthode de l'ajustement quant à elle suppose que la répartition de la mortalité par âge maternel ainsi que la distribution des naissances par âge maternel que l'on observe dans la cohorte la

plus récente (celles des cinq dernières années précèdent l'enquête) ne diffèrent pas de celles que l'on observerait dans les autres cohortes plus anciennes. Ainsi, on utilise l'information complète obtenue pour la cohorte 0-4 ans pour procéder à l'ajustement des indices observés dans les cohortes incomplètes. L'ajustement consiste à appliquer aux indices tronqués des coefficients de correction calculés spécialement pour chaque cohorte.

3-1 Exclusion des groupes à haut risque

La méthode de collecte utilisée recueille les informations des femmes en vie pendant l'enquête. «Les mères décédées, ainsi que leurs enfants sont exclus du champ d'investigation alors que le risque de mortalité est plus élevé parmi ces derniers qui sont supposés vivre sous le parrainage d'autres que leurs propres parents» (8).

Dans ce type d'enquête, l'âge des femmes éligibles appartient à un intervalle qui exclut dans certains cas les enfants les plus vulnérables. Dans les deux enquêtes EASME et PAPFAM, on exclut les femmes de moins de 15 ans et les femmes non mariées. Cette sélection ne permettra pas de représenter une catégorie d'enfants exposés à de plus grand risque d'où une sous estimation de la mortalité et la morbidité des enfants. «De même, les enfants issus de femmes âgées de plus de 55 ans ayant procréé 40 ans avant la date de l'enquête ont été exclues. Cette exclusion entraîne une sous estimation de la mortalité selon les générations. En effet, les enfants nés de femmes de plus de 50 ans au moment de l'enquête et de plus de 40 ans au moment de leur naissance ont certainement encouru des risques de mortalité plus élevés, eu égard aux niveaux de mortalité infantile qui ont prévalu» (9).

La mortalité maternelle est plus élevée pour les femmes de bas niveau économique et peu instruites. Les moyens dont elles disposent limitent leurs utilisations des soins de santé moderne. «En outre, l'effet de cette surmortalité maternelle pourrait être plus sensible sur les indicateurs de mortalité quand les périodes auxquelles ils se rapportent sont plus éloignées de la date de l'enquête. En effet, plus la naissance de l'enfant est éloignée plus il

est probable que la mère ne soit plus vivante en particulier lorsqu'elle est sans instruction, pauvre ou réside dans un milieu rural» (10).

La différence n'est pas uniquement dans la mortalité, «les taux de prévalence des maladies, qui ne peuvent être calculés que pour les enfants toujours en vie sont probablement sous-estimés à cause de l'exclusion systématique des enfants décédés. En effet, il n'est pas exclu que les enfants de mère à haut risque, qui ont une forte mortalité, ne soient pas décédés de ces mêmes maladies infectieuses qui sont les principales causes de mortalité (11).

3-2 Absence de biographie

Les enquêtes collectent des données sur la famille, la localité à une date donnée. Dans de nombreuses analyses, on essaie de mettre en exergue le rôle des facteurs socio-économiques et culturels sur la santé des enfants. Des biais peuvent être introduits si les données n'étaient pas les mêmes lors de la survenue d'un événement à l'enfant (décès ou maladie).

Un exemple de confusion est celui d'un centre de santé qui vient d'être installé dans une localité juste avant l'enquête. Expliquer le niveau de mortalité par la présence du centre de santé n'est pas judicieuse et induit en erreur. Certaines données du moment se prêtent assez mal à l'analyse des déterminants de la mortalité et de la santé des enfants.

En recueillant des informations sur de longues périodes telle que la vie génésique d'une femme. En effet «en interrogeant seulement les mères en 1992 sur leur vie génésique et sur la naissance et la survie de leurs enfants qui s'étalent sur une période de 35 ans ne reflète qu'une partie des multiples facettes de la réalité. Les événements lointains de deux ou trois décennies rapportés aux caractéristiques individuelles du moment créent un écart relatif dans les résultats en raison des mobilités sociale et géographique des personnes» (12). La même situation est relevée pour les données de l'enquête 2002 puisqu'on a interviewé les mères en 2002 sur leur vie génésique.

Dans le cas de la mortalité et la morbidité, en essayant d'établir des relations entre l'événement et les caractéristiques des parents et de l'environnement actuel on suppose que les conditions socio-économiques restent inchangés dans le temps ce qui n'est pas toujours vrai et peut introduire des biais dans l'interprétation des résultats. Les caractéristiques de la mère peuvent changer du début de la vie génésique jusqu'au moment de l'enquête. La variable instruction de la mère peut connaître un changement dans le temps. L'interprétation des résultats pour les événements lointains doivent être fait avec beaucoup de précaution. «Les données de l'enquête se focalisent sur les conditions présentes et ne cernent pas les dynamiques de changement. Le fait de ne pas disposer de données sur la biographie détaillée des parents peut entraîner des interprétations erronées en ce qui concerne la mortalité des enfants. Par rapport aux événements subis, on doit tenir compte du passé et de l'appartenance des parents d'enfants décédés de telles ou telles catégories sociales et culturelles en procédant par une collecte de données biographiques» (13).

Conclusion

De nombreuses enquêtes ont été réalisées depuis l'indépendance à nos jours. Peu de travaux ont exploités ses enquêtes. Pour certaines enquêtes le rapport final est introuvable (enquête santé de 1990). L'accès aux bases de données des enquêtes reste très difficile. Les enquêtes peuvent être réalisées par plusieurs organismes. Nous citons l'office national des statistiques, l'institut national de la santé publique et le CENEAP. L'inexistence d'un organisme qui rassemblera l'ensemble des données disponibles limite l'utilisation de toutes les informations.

Les deux enquêtes sur lesquelles ce travail a porté sont l'enquête EASME réalisée en 1992 et EASF de 2002. Ces deux enquêtes appartiennent au même programme et elles ont été réalisées par le même organisme qui est l'office national des statistiques. L'enquête de 1992 était représentative au niveau national alors que celle de 2002 est représentative au niveau régional. Des différences importantes concernant les indicateurs socio-démographiques existent entre les différentes régions.

Les populations cibles en 1992 étaient la mère et l'enfant alors qu'en 2002 on a essayé d'approcher toute la famille.

Le calcul de l'indice combiné des nations unies montre que les structures par âges et sexe des deux enquêtes peuvent être utilisées. Une amélioration est observée entre les deux enquêtes. En effet, l'indice combiné des Nations Unies net est passé de 28,23 en 1992 à 19,54 en 2002.

Les différents tests appliqués aux variables concernant les naissances et les décès ne présentent pas des distorsions graves et le seul problème rencontré est l'attraction pour certains âges. Ce phénomène se retrouve pour les deux enquêtes avec la même ampleur en dépit de la durée séparant les deux enquêtes.

Dans ce type d'enquête, l'âge des femmes éligibles appartient à un intervalle qui exclut dans certains cas les enfants les plus vulnérables. Dans les deux enquêtes EASME et PAPFAM, on exclut les femmes de moins de 15 ans, les femmes non mariées et les femmes de plus de 49 ans. Cette sélection ne permettra pas de représenter une catégorie d'enfants exposés à de plus grand risque d'où une sous estimation de la mortalité et la morbidité des enfants.

Ces deux enquêtes souffrent aussi du problème de la période de référence qui peut induire des censures à gauche ou à droite.

Références Bibliographiques

- 1- Tabutin D. (2001), Théorie du changement démographique, Syllabus UCL; Diffusion universitaire CIACO, Belgique, p.31.
- 2- Akoto E. (1993), Déterminants socio-culturels de la mortalité des enfants en Afrique Noire. Hypothèses et recherche d'explication, Louvain La Neuve, Edition Academia, p.43.
- 3- TABUTIN Dominique (1976), Mortalité infantile et juvénile en Algérie, Travaux et documents cahier de l'INED n° 77, PUF France, p.106.
- 4- TABUTIN Dominique; idem.
- 5- Lagoff J.M, (2003), Modélisation des événements du parcours de vie : Une introduction, Laboratoire de Démographie et d'études familiales Université de Lausanne, 27p.

- 6- Yamaguchi Kazuo (1991). Event History Analysis. Newbury Park: Sage Publications
- 7- Brouckerhoff, Martin, and Laurie DeRose. "Parental Education and Child Survival: Can the DHS Tell Us Anything New?" Health Transition Review 4, no. 2 (October 1994): 192-196.
- 8- Brahimi R. (2004), Intervalles intergénéralique et mortalité des enfants en Algérie, Thèse de Doctorat, Université de Montréal, p.67.
- 9- Rutstein SO, (1984), « Fertility Levels, Trends and Differentials 1995-1999. », DHS Comparative Reports No.2. ORC Macro. Calverton, MD.
- 10- Brouckerhoff, Martin, and Laurie DeRose. Op.cit.
- 11- Brahimi R, Op.cit, p.69.
- 12- Brahimi R, Op.cit, p 70 .