

# MORBIDITÉ, MORTALITÉ : problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective.

*Colloque international de Sinaia (2-6 septembre 1996)*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

**AIDELF**

# L'inégalité sociale des enfants devant la mort.

## Problèmes d'observation et de mesure

---

**Magali BARBIERI, Laurent TOULEMON**

Institut National d'Études Démographiques, Paris, France

Continuant à diminuer régulièrement depuis le début du siècle, le risque de décéder avant l'âge d'un an (taux de mortalité infantile) atteint aujourd'hui en France un niveau remarquablement bas. De 8,3 pour mille en 1985, le taux de mortalité infantile aurait baissé jusqu'à moins de 5 pour mille en 1995 selon les estimations (provisoires) les plus récentes de l'Institut national de statistique et des études économiques (INSEE) (Couet, 1996a). Cette progression s'est réalisée en dépit des doutes émis régulièrement sur la possibilité d'abaisser encore un niveau considéré comme une sorte de minimum biologique. La part des causes endogènes étant devenue prépondérante dans la mortalité infantile, tout progrès suppose la mise en œuvre de technologies médicales de pointe, lourdes et coûteuses. Pourtant, les travaux réalisés à partir des décès déclarés à l'état civil jusqu'au début des années quatre-vingt ont toujours montré de fortes différences entre les catégories sociales (Febvay et Croze, 1954; Croze, 1963; Gérard et Hémerly, 1973; Dinh *et al.*, 1980; Dinh, 1990), indiquant que la marge de manœuvre pour réduire la mortalité des enfants de milieux défavorisés demeurerait importante. De fait, la baisse de la mortalité infantile enregistrée au cours de la décennie passée pourrait résulter d'une diminution des inégalités sociales dans ce domaine. L'absence de travaux récents sur cette question ne permet pas de vérifier cette hypothèse.

Les deux sources utilisables pour étudier les différentiels de mortalité infantile en France sont d'une part l'état civil, après un appariement des avis de décès et des bulletins de naissance, et d'autre part les enquêtes « famille » réalisées à l'occasion des recensements de la population. Le but de la présente étude est de montrer que, si le couplage des données de l'état civil est la seule manière d'avoir une information très précise, les enquêtes sur gros échantillon fournissent cependant des données complémentaires, suffisamment fiables et plus riches.

### I - Les sources d'information sur la mortalité infantile

#### Les bulletins de l'état civil

La législation sur l'état civil exige que tout décès donne lieu à l'enregistrement de deux actes distincts : le bulletin de décès et l'avis de décès. Le premier est anonyme et contient des informations relatives aux circonstances et à la cause de décès ainsi que quelques caractéristiques générales du défunt (âge, sexe, état matrimonial, nationalité, résidence, profession). Le second est nominatif mais ne présente pas d'autre information que les caractéristiques d'état civil et le lieu de résidence de la personne décédée. Aucun de ces deux actes ne contient donc d'éléments sur la catégorie sociale des parents.

Pour une étude de la mortalité infantile différentielle, il convient donc de rechercher les informations relatives aux parents (profession, nationalité, statut matrimonial) sur le bulletin de naissance, puis de les combiner avec celles disponibles sur l'avis de décès par un système d'appariement systématique (rendu possible par le caractère nominatif de cet avis). En 1952, l'INSEE a mis en place un système d'observation de la mortalité infantile à partir de l'appariement des avis de décès et des bulletins de naissance. Cette technique a été utilisée pour étudier la mortalité infantile selon la catégorie socioprofessionnelle du père

pour les enfants nés en 1950-51 (Febvay et Croze, 1954), 1956-70 (Croze, 1963; Gérard et Hémerly, 1973) et 1976-83 (Dinh, 1990). Ces études se fondent sur un retour exhaustif aux bulletins de naissances, pour l'ensemble des décès de moins d'un an dans les générations concernées.

### *Quelques résultats*

Les travaux les plus récents indiquent que l'écart entre les groupes professionnels extrêmes reste important pour les cohortes de naissance 1976-83, dernier groupe de générations pour lesquelles l'information est disponible (Dinh, 1990). Pendant toute la période 1950-1983, ce sont les enfants de « manœuvres » et de « mineurs » qui souffrent de la plus forte probabilité de décéder avant leur premier anniversaire, tandis que les plus favorisés sont les enfants de « professions libérales et cadres supérieurs » et de « cadres moyens ». En 1976-83, le rapport des taux de mortalité infantile entre les groupes extrêmes atteignait encore 1,5. Il faut toutefois noter une réduction très sensible des inégalités car ce rapport, proche de 3 au milieu des années cinquante, s'est rapidement réduit à 2,5 pendant les années soixante, et a régulièrement diminué jusqu'au début des années quatre-vingt. Nous ne disposons malheureusement pas de données plus récentes. Néanmoins, l'évolution actuelle de la mortalité adulte montre que les disparités sociales se sont accrues (Desplanques, 1993). Il paraît légitime de craindre une évolution similaire pour la mortalité des enfants, d'où l'importance de poursuivre les travaux sur la question.

### *Les lacunes du système*

Une telle approche, qui utilise les renseignements des bulletins de naissances de tous les enfants décédés, est par définition limitée aux informations contenues dans les bulletins de naissances. On peut distinguer trois types de limites.

Premièrement, l'appariement n'est pas absolument complet. Il s'effectue à partir des quelques informations disponibles dans les deux sources : commune de naissance, date de naissance et nom. Traditionnellement, le taux d'échec était très faible : inférieur à 3 % au milieu des années cinquante. (2,55 % en 1955, 1,39 % en 1956), il a progressivement diminué pour atteindre moins de 1 % pour les générations 1957-1960 (Croze, 1965). Ces échecs sont attribuables à trois facteurs : une erreur sur les informations nécessaires à l'appariement (commune de résidence, date de naissance ou nom) au moment de l'enregistrement; la naissance à l'étranger d'enfants décédés en France (et donc l'absence de certains bulletins de naissance); un changement de nom de l'enfant entre le moment de la naissance et celui du décès, suite à une adoption ou à une légitimation par mariage (la loi exige que les enfants nés hors mariage soient enregistrés sous le nom du parent ayant le premier procédé à la reconnaissance et sous le nom du père si la reconnaissance a été faite simultanément par les deux parents). C'est ce dernier facteur qui a provoqué l'accroissement progressif du taux d'échec (déjà 3 % en 1969, d'après Dinh *et al.*, 1980, et 5 % en 1984-86 selon Couet, 1996b), rendant désormais l'état civil un peu moins fiable pour l'étude des différentiels de mortalité infantile.

Beaucoup plus graves sont les limites concernant l'information recueillie sur la position sociale des parents. Traditionnellement, on a tendance à privilégier en France la catégorie socioprofessionnelle du père comme indicateur de position sociale. Pour les enfants nés hors mariage, cette information n'est pas retranscrite par les mairies sur les bulletins exploités par l'INSEE, même si elle figure sur l'acte de naissance, ce qui est le cas quand le père déclare l'enfant à l'état civil. La proportion de naissances illégitimes, inférieure à 10 % depuis le début du XIX<sup>ème</sup> siècle, s'est accrue très rapidement depuis les années soixante, pour atteindre 35 % en 1993 (Couet, 1996). Les enfants nés hors mariages sont en général reconnus par leur père dès la naissance : c'est le cas de 65 % d'entre eux en

1990, contre seulement 22 % de ceux nés en 1960 (Leridon, 1994), si bien que, parmi l'ensemble des enfants, la proportion de ceux pour lesquels on ne dispose pas d'information sur le père est passée de 5 % à 10 %. Les caractéristiques du père ne sont exploitées par l'INSEE que pour les enfants nés dans le mariage. Si les différentiels de mortalité selon le milieu socio-économique s'avéraient être plus importants parmi les enfants illégitimes que parmi les enfants nés dans le mariage, les résultats de l'INSEE se trouveraient biaisés vers une sous-estimation des différentiels.

Cette distorsion croissante pourrait être à l'origine de l'apparente réduction des inégalités sociales dans la mortalité infantile observée pendant les années soixante-dix. Il devient donc de plus en plus utile d'utiliser des indicateurs de position sociale de la mère, mais l'étude des différentiels restera nécessairement assez fruste, puisque de nombreuses mères n'ont pas de profession, et que l'on ne dispose pas d'autres indicateurs dans les bulletins de l'état civil. En particulier, le niveau d'éducation de la mère ne figure pas sur les actes d'état civil, si bien qu'une étude de la mortalité infantile selon le niveau de scolarité atteint par la mère est impossible; or des travaux menés à l'étranger ont montré que le niveau d'instruction maternelle était la variable la plus déterminante pour la santé et la mortalité des enfants (Gourbin, 1994).

Enfin, dernière limitation, les études fondées sur les appariements des bulletins d'état civil ne peuvent se situer qu'au niveau individuel. Or des études « à plusieurs niveaux » peuvent se révéler très utiles, par exemple pour repérer des familles dans lesquelles le risque de décéder avant un an serait important pour tous les enfants. Par ailleurs, les comportements de remplacement d'un enfant décédé ne peuvent être repérés à partir des bulletins de naissance.

### **Les enquêtes sur les familles**

Dans les régions du monde ne disposant pas d'un bon état civil, les travaux portant sur les différentiels de mortalité infantile utilisent des enquêtes par sondage représentatives au niveau national, comme celles issues des deux programmes internationaux de l'Enquête mondiale sur la fécondité (Cleland et Scott, 1987) et des Enquêtes démographiques et de santé (Ayad et Barrère, 1991). Nous disposons en France d'enquêtes rétrospectives sur gros échantillons, intitulées « enquêtes famille ». Associées aux recensements de la population depuis 1954, les enquêtes famille ont pour principal objectif l'étude des structures familiales, de la nuptialité et des comportements reproducteurs, en liaison avec les variables socio-démographiques de base. Dans 2 % des ménages de France métropolitaine, un questionnaire particulier, le « bulletin d'étude des familles », déposé en même temps que le bulletin individuel du recensement, est adressé aux femmes âgées de 18 à 64 ans. La dernière enquête famille, qui date de 1990, concernait 340.000 femmes, mères de 580.000 enfants. Le fichier de l'enquête réunit les informations du questionnaire et certaines informations issues des bulletins individuels du recensement des membres du ménage (diplôme de la femme et de son conjoint, présence des enfants de la femme...).

### ***Des données plus complètes que l'état civil***

Les enquêtes famille sont donc centrées sur l'étude de la fécondité différentielle (Deville, 1972; Desplanques, 1987) : les bulletins de l'enquête de 1990 contiennent des indicateurs de position sociale comme le diplôme et la catégorie socioprofessionnelle de la femme, ainsi que des informations sur les interruptions d'activité. Comme l'unité d'observation est la mère, il est possible d'étudier la mortalité au sein des fratries, ainsi que le remplacement d'un enfant décédé (Léry et Vallin, 1975). Les informations sur le conjoint

sont limitées à la profession du mari (ou du dernier mari, pour les femmes mariées plusieurs fois), et éventuellement complétées par le bulletin individuel du recensement du conjoint actuel. On connaît également les professions des père et mère de la femme « quand elle avait dix ans ».

### *Les problèmes spécifiques aux enquêtes famille*

Malgré ces nombreux avantages, les enquêtes famille ne constituent pas la panacée. Bien que très importante, la taille de l'échantillon impose d'opérer certains regroupements, d'autant plus que le plan de sondage aréolaire de l'enquête conduit à des variances plus élevées que dans un tirage aléatoire simple. De plus, comme les décès sont rares, les erreurs de codage et de saisie introduisent un « bruit » relativement important. A ces problèmes s'ajoutent les questions concernant la représentativité de l'échantillon pour le sujet qui nous intéresse ici : les enfants dont la mère échappe à l'enquête ont très probablement été soumis à un risque de mortalité plus élevé que les autres (orphelins, enfants dont la mère ne réside pas en ménage ordinaire). A l'inverse, les enfants nés hors de France, mais dont la mère réside en France<sup>(1)</sup>, sont inclus dans l'échantillon, mais l'on ne connaît pas leur lieu de naissance.

On soupçonne une tendance de certaines mères à ne pas évoquer, dans la liste des enfants qu'elles ont « mis au monde », leurs enfants décédés. On pourrait à l'inverse imaginer que certaines femmes aient tendance à inclure des enfants mort-nés parmi leurs enfants<sup>(2)</sup>. Or la mortinatalité mesurée à partir de l'état civil est importante par rapport à la mortalité infantile : 18 mort-nés et 51 décès avant un an, pour 1000 naissances en 1950; et la place relative de la mortinatalité s'est accrue au cours du temps : 5,9‰ en 1990, à comparer avec une mortalité infantile de 7,3‰. Si certains mort-nés sont inclus dans la rétrospective des naissances, l'estimation de la mortalité infantile risque de s'en trouver beaucoup augmentée.

L'enquête ayant lieu auprès des femmes âgées de 18 à 64 ans en 1990, les enfants dont la mère est née avant 1925 ne figurent pas dans l'échantillon. Par ailleurs, l'enquête recueille des informations (état matrimonial, profession, diplôme) sur la situation au moment de l'entretien, et non pas à la naissance de l'enfant. Cependant, les dates de mariage permettent, dans la grande majorité des cas, de connaître la légitimité de l'enfant, à l'exception des femmes mariées plus de deux fois, pour lesquelles on ne dispose que de la date des premier et dernier mariages.

Enfin, on sait seulement si chaque enfant est vivant ou mort au moment de l'enquête; on ne connaît donc pas l'âge au décès ni la date de décès des enfants morts. On doit donc estimer le niveau de la mortalité infantile à partir des proportions d'enfants décédés avant l'enquête<sup>(3)</sup>.

L'exploitation des données de 1990<sup>(4)</sup> nous permet ici de tester l'utilisation des enquêtes famille pour une étude de la mortalité infantile différentielle.

<sup>(1)</sup> Le terme « France » doit s'entendre ici comme « France métropolitaine ». L'enquête famille couplée au prochain recensement sera pour la première fois étendue aux départements d'outre-mer.

<sup>(2)</sup> Dans l'enquête de 1990, Les questions étaient formulées ainsi : « 4) Avez-vous eu des enfants ? Comptez tous les enfants que vous avez mis au monde ou que vous avez adoptés, y compris, le cas échéant, ceux qui sont maintenant décédés. Si oui : Combien ? 5) Renseignements relatifs à vos enfants. Utilisez une ligne pour chacun des enfants mentionnés à la question 4, y compris ceux qui sont décédés. Commencez par l'aîné et continuez dans l'ordre des naissances. »

<sup>(3)</sup> On utilise les tables de mortalité par génération disponibles dans (Meslé 1996), sans tenir compte d'une éventuelle répartition différente des décès par âge dans les différents groupes sociaux, au sein de chaque génération.

<sup>(4)</sup> L'accès aux données a été obtenu dans le cadre d'une convention entre l'INSEE et l'INED.

## II - L'enquête famille de 1990 est une source fiable pour l'étude de la mortalité infantile

### Les enfants morts sont maintenant bien déclarés

Les réponses sur le décès des enfants lors de l'enquête famille de 1962 conduisaient à une sous-estimation importante, de l'ordre de 30 %, de la mortalité infantile. La sous-estimation croissait avec l'ancienneté de la naissance, passant de 20 % pour les naissances des cinq années précédant l'enquête à 35 % pour les naissances plus anciennes (Deville 1972). Parmi les raisons possibles de cette sous-estimation de la mortalité infantile, la sous-déclaration par les mères de leur(s) enfant(s) décédé(s) est la plus probable<sup>(5)</sup>. L'importance de la sous-déclaration n'a aucune raison d'être identique dans les différents groupes sociaux, et les différentiels mis en évidence pourraient refléter, au moins en partie, la propension inégale à déclarer un enfant décédé. Devant une sous-déclaration aussi massive, il avait été décidé de ne rien publier sur la mortalité infantile (Deville, 1972).

Dans l'enquête famille de 1990, la proportion d'enfants décédés n'est plus systématiquement inférieure à celle déduite des chiffres de l'état civil (figure 1A). Pour les naissances anciennes de plus de dix ans, la sous-déclaration est encore manifeste, et augmente avec la durée depuis la naissance : il manque 10 % des décès avant un an parmi les naissances de 1980 et 20 % pour les naissances de 1950 (figure 1B). Cependant, pour les naissances des années 1985 à 1988, la mortalité infantile d'après l'enquête de 1990 est supérieure de 10 % à celle déduite de l'état civil. L'excès de mortalité infantile atteint même 25 % pour les naissances de 1989. De même que l'hypothèse de sous-déclaration des naissances apparaît raisonnable pour les naissances antérieures à 1980, l'excès de décès d'enfants nés dans les cinq ans avant l'enquête provient très probablement d'une « surdéclaration » des enfants décédés. Avec une mortalité de l'ordre de 7‰ et une mortalité infantile de 8‰ dans les années quatre-vingt, il suffit que 12 % des mort-nés soient déclarés dans l'enquête comme enfants nés vivants puis décédés pour expliquer l'excès de décès observé. Depuis 1972, le bulletin de mort-né inclut une question sur le prénom de l'enfant, « s'il en a reçu », et depuis 1988, le prénom de l'enfant est demandé sans autre précaution, ce qui incite fortement les mères à inclure les enfants mort-nés dans leur descendance. Cependant, cette hypothèse n'explique pas le changement brutal observé entre 1981 et 1984.

Une autre explication est possible. L'enquête famille inclut des enfants nés à l'étranger, mais dont la mère réside en France au moment de l'enquête. Si l'on estime que 2 % des enfants de moins de 5 ans, dont la mère réside en France, sont nés à l'étranger (y compris les enfants décédés), et si la mortalité de ces enfants est de 40‰, contre 10‰ pour les enfants nés en France, on arrive à une mortalité apparente de 10,6‰, soit 6 % de plus que celle calculée à partir de l'état civil. En l'absence d'information sur la fécondité des migrantes avant la migration, ou sur l'influence d'un décès infantile sur la migration vers la France, on ne peut être plus précis. Cette hypothèse pourrait expliquer la moitié de la surdéclaration apparente des années quatre-vingt.

<sup>(5)</sup> Les autres possibilités seraient que les enfants figurent dans ce tableau, mais comme enfants vivants, ou bien que les femmes qui ont eu des enfants décédés aient, plus que les autres, échappé à l'enquête sur les familles. La première hypothèse peut être écartée, car le questionnaire de l'enquête contenait deux questions explicites (« L'enfant est-il actuellement vivant ? Écrivez : OUI ou NON » et « Date de décès (s'il y a lieu) : Jour Mois Année »). La seconde est plus plausible, les femmes célibataires n'ayant pas participé à l'enquête de 1962. Comme la mortalité infantile est supérieure pour les enfants illégitimes, et que les femmes qui ne se sont pas mariées entre la naissance de leur enfant et le recensement n'ont pas participé à l'enquête, la proportion d'enfants décédés est sous-estimée. Mais ce facteur ne peut expliquer qu'une partie de la sous-estimation : avec près de 7 % de naissances illégitimes, et une surmortalité de 50% (voir *infra*), le déficit dû aux naissances illégitimes n'est que de 10%, en supposant qu'il n'y ait aucun mariage après la naissance d'un enfant illégitime. Depuis 1982, rappelons le, l'enquête famille s'adresse également aux femmes célibataires.

### Les contrastes sociaux apparaissent précisément

La comparaison de la mortalité infantile apparente dans l'enquête famille et de la mortalité calculée par l'INSEE à partir des bulletins de l'état civil permet par ailleurs d'observer directement la sous-déclaration des décès dans chaque groupe social, pour les naissances légitimes.

FIGURE 1a. TAUX DE MORTALITÉ INFANTILE (EN P. 1000) SELON LA GÉNÉRATION.  
COMPARAISON ENTRE L'ENQUÊTE FAMILLE DE 1990 (TAUX AJUSTÉ) ET LES DONNÉES DE L'ÉTAT-CIVIL

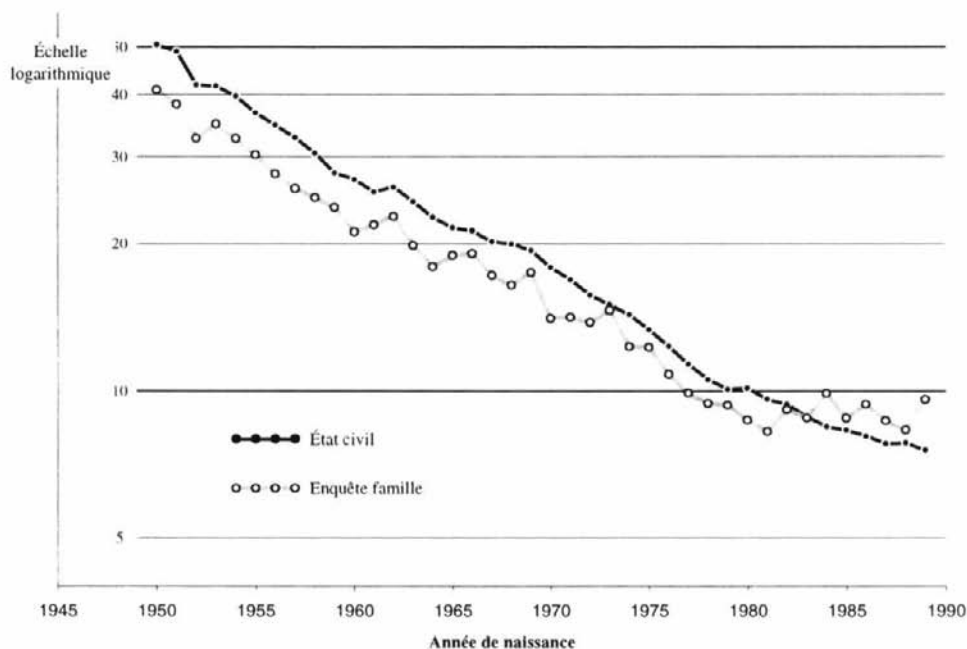
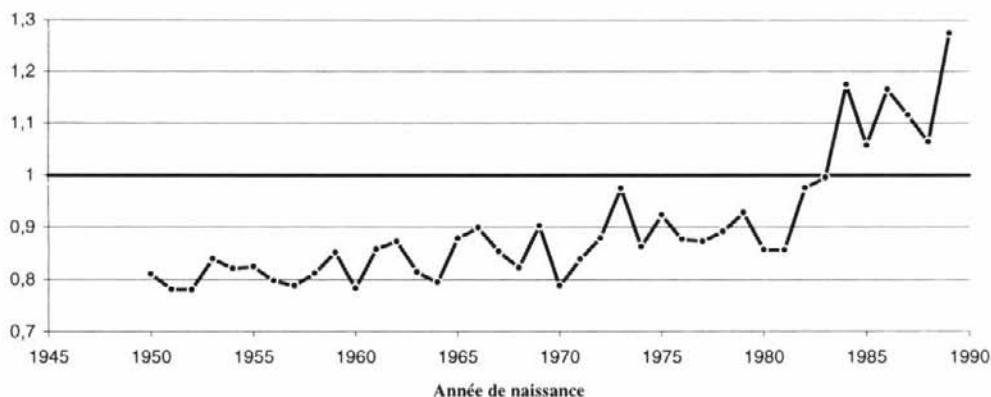
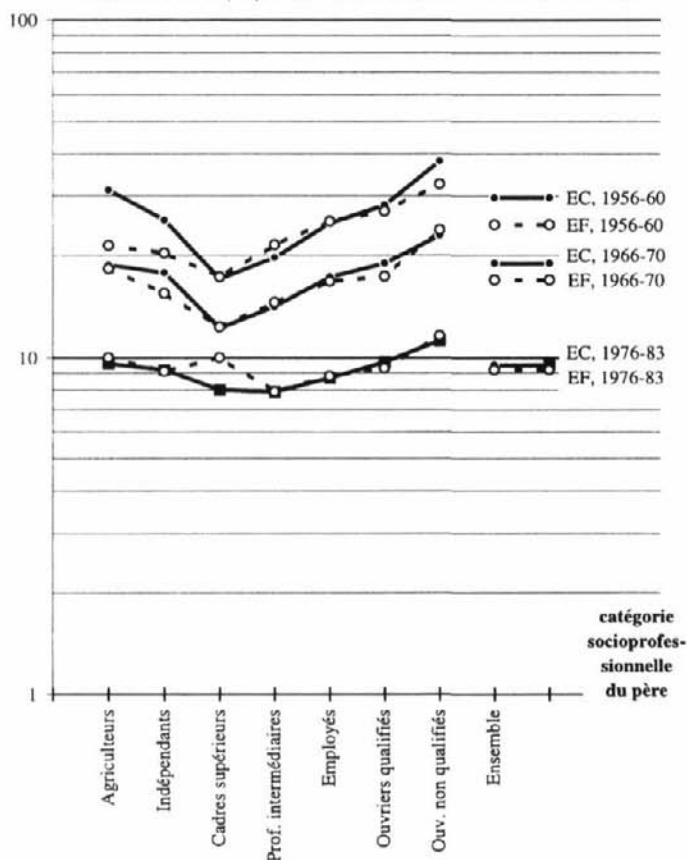


FIGURE 1b. RAPPORT DES TAUX DE L'ENQUÊTE FAMILLE À CEUX DE L'ÉTAT-CIVIL



Grâce aux travaux de l'INSEE, on dispose d'une estimation très précise de la mortalité infantile des enfants légitimes, selon la catégorie socioprofessionnelle du père, pour les groupes de générations 1956-60, 1966-70 et 1976-83 (Febvay et Croze, 1954; Gérard et Hémerly, 1973; Dinh 1990). La figure 2 montre la mortalité infantile selon la profession du père, telle qu'elle apparaît d'après les bulletins de l'état civil et d'après l'enquête famille de 1990. Pour les années 1976-83, la concordance des deux séries est remarquable : le rapport des deux estimateurs vaut 97 % pour l'ensemble des naissances (3 % de sous-déclaration apparente) et varie, d'une catégorie à l'autre, de 96 % (ouvriers qualifiés) à 104 % (agriculteurs), à l'exception des femmes de cadre supérieur pour lesquelles le rapport atteint 125 %, soit un quart de décès infantiles « en trop ». Pour les naissances plus anciennes, l'accord est moins bon (11 % de déficit pour les naissances de 1966-70, 17 % pour celles de 1956-60), mais provient en partie de naissances pour lesquelles la profession du père est inconnue : quand une profession est indiquée, l'accord est encore très bon, à l'exception des femmes dont le mari est travailleur indépendant (agriculteur, artisan, commerçant) et des femmes d'ouvrier.

FIGURE 2. TAUX DE MORTALITÉ INFANTILE (en p. 1000) SELON LA CATÉGORIE SOCIOPROFESSIONNELLE DU PÈRE (ENFANT LÉGITIME). COMPARAISON ENTRE L'ENQUÊTE FAMILLE 1990 (EF) ET LES DONNÉES DE L'ÉTAT CIVIL (EC), POUR TROIS GROUPES DE GÉNÉRATIONS



Rappelons aussi que l'on ne repère à l'enquête de 1990 que la profession ou la dernière profession du conjoint, qui n'est pas forcément la profession du père de l'enfant lors de sa



naissance. Ces changements de catégorie (changement de profession du conjoint, changement de conjoint) peuvent introduire des biais importants. Ainsi, dans les générations 1956-60, la faible mortalité des enfants d'agriculteurs dans l'enquête famille pourrait-elle s'expliquer par la sélection, parmi les agriculteurs de 1956-60 de cette époque, de ceux qui n'ont pas été contraints de quitter l'agriculture, c'est-à-dire ceux dont la situation était solide, et pour lesquels la mortalité infantile était très probablement la plus faible.

Au total, malgré quelques résultats inexplicables, comme la forte mortalité infantile apparente des enfants de cadre, l'information de l'enquête famille semble donc utilisable, surtout pour les années 1976-83. Malheureusement, une telle comparaison n'est possible ici que pour des naissances qui ont eu lieu 10, 20 ou 30 ans avant l'enquête. Une comparaison pour les naissances ayant eu lieu peu de temps avant chaque enquête famille sera effectuée quand nous disposerons d'autres sources, d'une part des résultats de l'INSEE fondés sur l'état civil, pour les naissances de la fin des années quatre-vingt, et d'autre part des enquêtes « famille » de 1962, 1975 et 1982, dont les résultats sur la mortalité infantile différentielle n'ont pas été publiés.

### **L'omission des enfants illégitimes induit-elle un biais dans les contrastes de mortalité infantile ?**

Les résultats présentés sur la figure 2 ne portant que sur les naissances légitimes, on ne peut exclure des contrastes plus importants parmi les naissances illégitimes. Sous cette hypothèse, la diminution des inégalités sociales ne serait alors qu'un artefact dû au fait que l'on observe ici une partie de plus en plus restreinte - et sélectionnée - des naissances.

La mortalité infantile est plus importante pour les enfants nés hors mariage : leur surmortalité, relativement aux enfants légitimes, s'élevait à 1,9 en 1950-51 (Febvay et Croze, 1954). Puis le risque relatif est resté stable, à 1,6, entre 1956 et 1970, avant de baisser à nouveau (1,4 en 1976-83 et 1,25 en 1984-86). Cette baisse du contraste entre naissances légitimes et illégitimes vient probablement du fait que ces dernières ont de plus en plus souvent lieu au sein d'un couple stable (Toulemon, 1994).

Dans l'enquête famille, la mortalité infantile des enfants légitimes semble très bien observée, tandis que la mortalité des enfants nés hors mariage est fortement sous-estimée (figure 3). Bien que les différences entre les naissances légitimes et illégitimes aient tendance à diminuer, on peut soupçonner que l'omission des naissances hors mariage dans les travaux de l'INSEE conduit à sous-estimer les contrastes sociaux. Cette hypothèse trouve sa confirmation dans l'étude de la mortalité différentielle par niveau de diplôme. Le niveau de diplôme de la femme est une variable très discriminante pour la mortalité infantile : pour les enfants nés entre 1980 et 1989, la probabilité de décéder avant 1990 varie de 12,4‰ pour les enfants dont la mère possède le CEP ou le BEPC à 9,1‰ si la mère est bachelière, soit un risque relatif de 1,33 (chiffres transformés en estimations de la mortalité infantile sur la figure 4). Certes, ces résultats sont fragiles, puisque 32 % des femmes de l'enquête famille n'ont pas déclaré de diplôme, sans que l'on sache si elles n'ont aucun diplôme ou si elles ont omis de répondre à cette question, et que la mortalité infantile des enfants nés hors mariage est globalement sous-estimée dans l'enquête famille (figure 3). La mortalité plus faible, parmi les enfants dont la mère est bachelière, des enfants nés hors mariage, reste à expliquer. Néanmoins, le contraste est plus important parmi les enfants illégitimes (1,65 contre 1) que parmi les enfants légitimes (1,38 contre 1), et les contrastes sociaux sont donc très probablement minimisés par la prise en compte des seules naissances légitimes.

FIGURE 3. TAUX DE MORTALITÉ INFANTILE SELON LA LÉGITIMITÉ À LA NAISSANCE  
D'APRÈS L'ENQUÊTE FAMILLE 1990 (EF) ET LES DONNÉES DE L'ÉTAT CIVIL (EC)

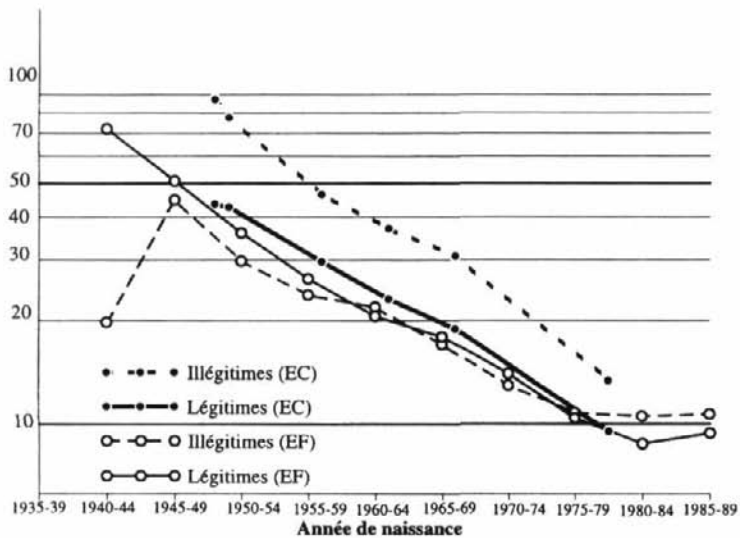
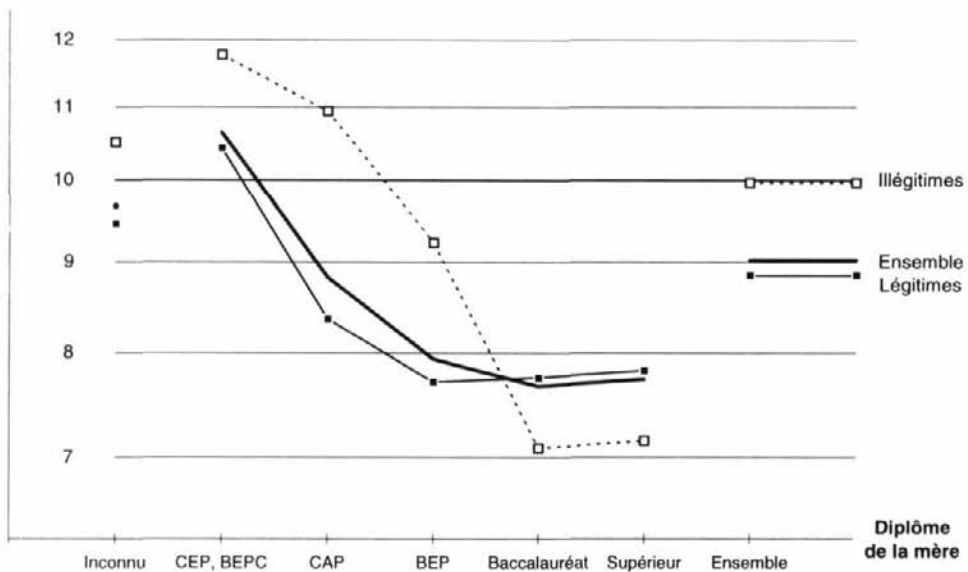


FIGURE 4. TAUX DE MORTALITÉ INFANTILE SELON LE DIPLÔME DE LA MÈRE ET LA LÉGITIMITÉ.  
ENFANTS NÉS ENTRE 1980 ET 1989, ENQUÊTE FAMILLE 1990



## Conclusion

Le système mis au point par l'INSEE dans les années cinquante est très efficace pour connaître les différentiels sociaux de la mortalité infantile. Les résultats obtenus à partir de l'appariement des avis de décès et des bulletins de naissance pourraient cependant être complétés par des informations provenant d'enquêtes rétrospectives auprès des mères. Febvay et Croze (1954) envisageaient d'ailleurs de compléter leur étude pionnière sur les années 1950 et 1951 en exploitant l'enquête famille de 1954.

Comme la mortalité infantile est un phénomène rare (45.000 décès avant un an en 1950, 5.600 en 1995, correspondant à des taux de mortalité infantile de 50‰ et 5‰ respectivement), il est nécessaire de travailler sur un échantillon de taille très importante. Les enquêtes famille, dans lesquelles 340.000 femmes sont interrogées, fournissent des informations sur 580.000 enfants, soit 15.000 pour chaque génération, 60.000 par groupe de cinq générations. Ces effectifs sont suffisants pour étudier la mortalité infantile différentielle.

Nous avons vu que les enquêtes famille posent de nombreux problèmes : l'information est partielle (on ne connaît pas la date de décès des enfants décédés) et biaisée (l'information disponible concerne souvent la situation au moment de l'enquête et non au moment de la naissance de l'enfant, certains enfants décédés sont omis, des enfants mort-nés sont parfois inclus...). Malgré tous ces inconvénients, les contrastes selon la catégorie socioprofessionnelle du mari repérés par l'enquête famille de 1990 sont remarquablement précis.

Cette première étude met en évidence des contrastes importants selon le niveau de diplôme de la femme. De nombreuses voies de recherche s'ouvrent à partir des enquêtes famille, comme de mieux repérer la position sociale et séparer les effets des différentes variables grâce à des méthodes de régression<sup>(6)</sup>. On peut également étudier la mortalité des enfants d'une même famille, et l'impact sur la fécondité du décès d'un enfant.

L'utilisation de plusieurs enquêtes famille permettrait de disposer d'un échantillon plus important et d'étudier l'impact du temps sur la déclaration des enfants décédés. Par exemple, l'information sur les enfants nés en 1980 figure dans les enquêtes famille de 1982 et 1990, soit deux et dix ans après leur naissance. Pour la prochaine enquête famille, des contrôles supplémentaires seront possibles, grâce aux informations sur le lieu de naissance de l'enfant, son âge au décès, la date d'arrivée en France de la mère, la situation de couple (situation légale et situation de fait) de la mère à la naissance des enfants. L'ajout de l'information sur l'âge au décès (qui figurait dans les enquêtes de 1962 et 1975) permettra également d'étudier séparément la mortalité infantile (avant un an) et la mortalité dans l'enfance et la jeunesse (Desplanques, 1985, p. 43) et de faire ainsi le lien avec les travaux sur la mortalité différentielle des adultes.

---

<sup>(6)</sup> Ce serait également possible à partir des données de l'INSEE, en rajoutant aux décès un échantillon témoin de naissances, pour les variables figurant sur le bulletin de naissance.

## RÉFÉRENCES

- AYAD M., BARRÈRE B., 1991, « Présentation des enquêtes démographiques et de santé », *Population*, 46, 4, pp. 964-974.
- CLELAND J., SCOTT C., 1987.- *The World Fertility Survey : An Assessment*, Oxford University Press, New York, 1058 p.
- COUET C., 1996a, « Bilan démographique de 1995. Reprise de la natalité », *INSEE première*, 428.
- COUET C., 1996b, « Les naissances hors mariage », *Données sociales 1996*, INSEE, pp. 22-29.
- CROZE M., 1963, « La mortalité en France suivant le milieu social », *Actes du congrès de l'UIESP*, Ottawa, pp. 263-285.
- CROZE M., 1965, « Mortalité infantile des générations 1950-51 et 1955 à 1960 suivant le milieu social et la résidence », *Études et documents démographiques*, 9, INSEE.
- DESPLANQUES G., 1985, « La mortalité des adultes. Résultats de deux études longitudinales (période 1955-1980) », *Les collections de l'INSEE, série D*, 102.
- DESPLANQUES G., 1987, « Cycle de vie et milieu social », *Collections de l'INSEE, série D*, 117.
- DESPLANQUES G., 1993, « L'inégalité sociale devant la mort », *Données Sociales 1993*, INSEE, pp. 251-258.
- DEVILLE J. C., 1972, « Structure des familles. Enquête de 1962 », *Collections de l'INSEE, série D*, pp. 13-14.
- DINH Q. C., 1990, « Le relief social de la mortalité infantile. Des écarts qui s'atténuent », *Données sociales 1990*, INSEE, pp. 245-250.
- DINH Q. C., HÉMERY S., GÉRARD-LE FILATRE M. C., GUIGNON-BACK N., 1980, *Mortalité infantile des générations 1961 à 1970*, Collections de l'INSEE, série D, 75.
- FEBVAY M., CROZE M., 1954, « Nouvelles données sur la mortalité infantile, influence de la région et du milieu social », *Population*, 9, 3, pp. 389-423.
- GÉRARD M. C., HÉMERY S., 1973, « La mortalité infantile en France suivant le milieu social », *Économie et statistique*, 48, pp. 33-41.
- GOURBIN C., 1994, « Inégalités sociales en santé et mortalité fœto-infantiles : les sources nationales disponibles en Europe », *Chaire Quételet 1994*, Louvain-la-Neuve, 12-14 septembre, 28 p.
- LERIDON H. , 1994, « Tendances récentes pour les naissances hors mariage », in : LERIDON H., VILLENEUVE-GOKALP, 1994, *Constance et inconstances de la famille*, INED-PUF, Travaux et documents, 134.
- LÉRY A., VALLIN J., 1975, « Un enfant qui meurt en bas âge est souvent "remplacé" », *Économie et statistique*, 63, pp. 27-35.
- MESLÉ F., VALLIN J., 1996, « Tables de mortalité des générations françaises », document informatique mettant à jour les données présentées dans VALLIN, 1973.
- TOULEMON L., 1994, « La place des enfants dans l'histoire des couples », *Population*, 49, 6, pp. 1321-1345.
- VALLIN J., 1973, *La mortalité par génération en France, depuis 1989*, INED-PUF, Travaux et documents, 63.