

# Les enfants tous égaux devant la mort ?

## Problèmes d'observation et de mesure des différences sociales de la mortalité infantile en France

---

Magali BARBIERI, Laurent TOULEMON

Continuant à diminuer régulièrement depuis le début du siècle dernier, le risque de décéder avant l'âge d'un an atteint aujourd'hui en France un niveau remarquablement bas. De 8,3 pour mille en 1985, le taux de mortalité infantile se serait aujourd'hui réduit presque de moitié selon les estimations (provisoires) les plus récentes de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) qui fournit un chiffre de 4,3 pour mille en 2002 (Doisneau, 2003). Cette progression s'est effectuée 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, Croze, 1954 ; Croze, 1963 ; Gérard, 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 dernière étude publiée sur le sujet (Dinh, 1998) émettait l'hypothèse d'une poursuite de la baisse de la mortalité infantile entraînée par la diminution des inégalités sociales. Aucune analyse des données de l'état civil n'ayant été publiée pour les années quatre-vingt-dix, cette hypothèse restait à vérifier.

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 sur l'histoire familiale (enquêtes Famille) réalisées à l'occasion des recensements de la population. Le but de la présente étude est d'estimer la contribution respective de ces deux types de sources à de tels travaux.

## I. – Les sources d’information sur la mortalité infantile

### 1) *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 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 d’un tel appariement des avis de décès et des bulletins de naissance. Cette technique a été utilisée pour étudier la mortalité infantile selon la catégorie socio-professionnelle du père pour les enfants nés en 1950-1951 (Febvay, Croze, 1954), 1956-1970 (Croze, 1963; Gérard, Hémerly, 1973), 1976-1983 et 1984-1989 (Dinh, 1990, 1998). Ces études se fondent sur un retour exhaustif aux bulletins de naissance, pour l’ensemble des enfants décédés avant leur premier anniversaire dans les générations concernées.

#### a) *Quelques résultats*

Les travaux les plus récents indiquent que l’écart entre les groupes professionnels extrêmes reste important pour les cohortes de naissance 1984-1989, dernier groupe de générations pour lesquelles l’information est disponible (Dinh, 1998). Pendant toute la période 1950-1989, ce sont les enfants des ouvriers non qualifiés qui souffrent de la plus forte probabilité de décéder avant leur premier anniversaire, tandis que les plus favorisés sont les enfants des « professions libérales et cadres supérieurs » et des « professions intermédiaires ». En 1984-1989, le rapport des taux de mortalité infantile entre les groupes extrêmes atteignait encore 1,3. 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’à la fin des années quatre-vingt. Nous ne disposons malheureusement pas de données plus récentes. Néanmoins, la baisse de la mortalité infantile s’est poursuivie régulièrement et l’on peut se demander si la diminution des différentiels sociaux au cours des années les plus récentes n’a pas joué un rôle moteur dans cette baisse. De fait, les pays occidentaux dans lesquels la mortalité infantile est la plus basse sont aussi ceux où les différences sont les plus faibles (Gourbin, 1996). Aux États-Unis

et en Angleterre, les différences entre groupes extrêmes sont encore du simple au double (Mathews *et al.*, 2003 ; Rowan, 2003). La diminution des inégalités pour les très jeunes enfants en France contraste également avec la stabilité, voire la croissance, des inégalités de mortalité à l'âge adulte selon la catégorie sociale (Desplanques, 1993 ; Mesrine, 1999).

*b) Les lacunes du système d'observation*

L'approche qui consiste à utiliser les renseignements des bulletins de naissance de tous les enfants décédés est par définition limitée aux informations contenues dans les bulletins de naissance. On peut distinguer trois types de limites.

Premièrement, l'appariement n'est pas 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 1984-1986 selon Couet, 1996), 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 toujours retranscrite par les mairies sur les bulletins exploités par l'Insee bien qu'elle figure de plus en plus souvent sur l'acte de naissance, que la déclaration soit faite par le père auprès du bureau de l'état civil ou que la mère déclare l'identité du père. La proportion de naissances hors mariage, inférieure à 10 % depuis le début du XIX<sup>e</sup> siècle, s'est accrue très rapidement depuis les années soixante, pour atteindre plus de 45 % en 2001 (Doisneau, 2003). Les enfants nés hors mariage sont en général reconnus par leur père dès la naissance : c'est le cas de 78 % d'entre eux en 2000, contre seulement 22 % de ceux nés en 1960 (Leridon, 1994). Parmi l'ensemble des enfants, la proportion de ceux pour lesquels on ne dispose pas d'information sur le père est passée de 4 % à 9 % entre 1965 et 1999 (Daguet, 1999, tableau 10.11). 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 nés hors mariage 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 conduire à surestimer la réduction des inégalités sociales dans la mortalité infantile observée depuis 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 ne déclarent 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 est la variable la plus déterminante pour la santé et la mortalité des enfants (Gourbin, 1996).

Enfin, dernière limitation, les études fondées sur les appariements des bulletins d'état civil ne peuvent se situer qu'au niveau individuel. Or des travaux « 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. Compte tenu de toutes ces limites, il nous a paru utile d'envisager la contribution d'autres types de sources à la connaissance des différentiels de mortalité infantile et à leur évolution.

## **2) *L'apport des enquêtes Famille***

De la même manière que dans les régions du monde ne disposant pas d'un bon état civil où 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, Scott, 1987) et des Enquêtes démographiques et de santé (Ayad, Barrère, 1991), les enquêtes Famille fournissent des données qui permettraient ce type d'analyse en complément des informations recueillies à l'état civil.

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

Les enquêtes Famille ont été en partie conçues pour permettre l'étude de la fécondité différentielle : les bulletins de l'enquête de 1999 contiennent des indicateurs de position sociale comme le diplôme et la catégorie socioprofessionnelle de la personne interrogée, ainsi que des informations sur les interruptions d'activité. Comme l'unité d'observation est le parent, il est possible d'étudier la mortalité au sein des fratries, ainsi que le remplacement d'un enfant décédé (Léry, Vallin, 1975). Des informations sur le conjoint (âge, profession et, dans certains cas, diplôme) ont également été obtenues pour les premières et dernières unions, que ces unions aient ou non été formalisées par le mariage. Ces informations peuvent être complétées par celles qui figurent sur le bulletin individuel du recensement du conjoint actuel.

*b) 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. À ces problèmes s'ajoutent les questions concernant la représentativité de l'échantillon pour le sujet qui nous intéresse ici : les enfants dont les parents échappent à l'enquête ont très probablement été soumis à un risque de mortalité plus élevé que les autres (orphelins, enfants dont les parents ne résident pas en ménage ordinaire).

On peut penser que certains parents ont tendance à ne pas évoquer, dans la liste de leurs enfants, ceux qui sont décédés. On peut à l'inverse supposer que certains enfants mort-nés sont inclus dans les enfants déclarés<sup>(1)</sup>. Or la mortinatalité mesurée à partir de l'état civil est importante par rapport à la mortalité infantile. En 1950, on comptait 18 mort-nés et 51 décès avant un an pour 1 000 naissances. Aujourd'hui, la place relative de la mortinatalité s'est progressivement accrue, et ces deux chiffres sont équivalents : en 2000 les taux de mortinatalité et de mortalité infantile s'établissent tous les deux à 4,6‰ (Beumel, Doisneau, Vatan, 2002). L'analyse des données de l'enquête Famille de 1990 suggérait que certains mort-nés avaient été inclus par leurs mères dans la rétrospective des naissances (Barbieri, Toulemon, 1996). Afin de limiter ce biais, le questionnaire de l'enquête Famille 1999 distinguait les enfants « décédés à la naissance » des autres enfants décédés, pour lesquels un âge au décès en année était demandé. Ces informations comptent parmi les nouveautés de l'enquête de 1999. Auparavant, l'enquête Famille renseignait sur le statut de survie des enfants déclarés mais sans que l'on connaisse leur âge au décès. Il était donc nécessaire de formuler certaines hypothèses sur la distribution par âge des décès à partir des tables de mortalité françaises par génération pour estimer le niveau de la mortalité infantile dans l'enquête (Barbieri, Toulemon, 1996). Cette modélisation conduisant aux « taux ajustés » n'est plus nécessaire avec l'enquête Famille de 1999.

Un autre problème résultant de l'utilisation des enquêtes Famille est que les caractéristiques recueillies sur les personnes interrogées (état matrimonial, profession, diplôme) reflètent la situation au moment de l'enquête, et non pas au moment de la naissance des enfants. Certes, à l'exception des enfants de mères adolescentes, le biais est faible en ce qui concerne le diplôme, dans la mesure où la plupart d'entre eux naissent après la fin de la scolarité de leurs parents. Par ailleurs, le tableau rétrospectif des unions permet, dans la grande majorité des cas, de renseigner le statut conjugal des parents au moment de la naissance des enfants, sauf lorsque les parents ont eu plus de deux unions, puisque seules sont documentées dans le détail deux unions. Le problème

---

<sup>(1)</sup> Dans l'enquête de 1999, les questions étaient formulées ainsi : « 2) Avez-vous eu des enfants ? En comptant tous les enfants que vous avez eus ou adoptés, y compris ceux qui seraient décédés. Si oui : Combien ? 3) Précisez la situation de chacun de vos enfants en commençant par le plus âgé (une ligne par enfant). »

se pose donc surtout en ce qui concerne la situation professionnelle des parents à une époque de forte mobilité sociale (ascendante ou descendante). Ce problème pourrait être renforcé par la probabilité plus forte d'une mobilité (de la mère notamment) après un décès d'enfant. On peut par exemple imaginer un investissement professionnel plus grand après la mort d'un enfant par compensation, ce qui favoriserait la mobilité sociale vers le haut et donc une surestimation relative de la mortalité dans les catégories socioprofessionnelles élevées ou, au contraire, un désengagement résultant en une dégradation de la situation professionnelle, ce qui conduirait à une mobilité sociale vers le bas et à une surestimation de la mortalité dans les milieux sociaux les plus défavorisés.

L'exploitation des données de 1999 nous permet ici de tester l'utilisation des enquêtes Famille pour une étude de la mortalité infantile différentielle. Pour une meilleure comparaison avec l'état civil, les enfants qui sont déclarés dans l'enquête comme étant nés à l'étranger sont exclus des calculs, de même que les enfants non biologiques des personnes interrogées (enfants adoptés, enfants confiés ou enfants des conjoints).

## **II. – Les données de l'enquête Famille de 1999 fournissent des niveaux et tendances fiables de la mortalité infantile en France**

### ***1) 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, augmentant 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>(2)</sup>. L'importance de la sous-déclaration n'a aucune raison d'être identique dans

---

<sup>(2)</sup> Les autres possibilités seraient que les enfants aient été déclarés à tort comme enfants vivants au moment de l'enquête, 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 nés hors mariage, 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 hors mariage, et une surmortalité de 50 %, le déficit dû à ce type de naissances n'est que de 10 % au maximum, en supposant qu'il n'y ait aucun mariage après la naissance d'un enfant né avant la formalisation de l'union. Depuis 1982, l'enquête Famille s'adresse également aux femmes célibataires.

## VI. 20. – LES ENFANTS TOUS ÉGAUX DEVANT LA MORT ?

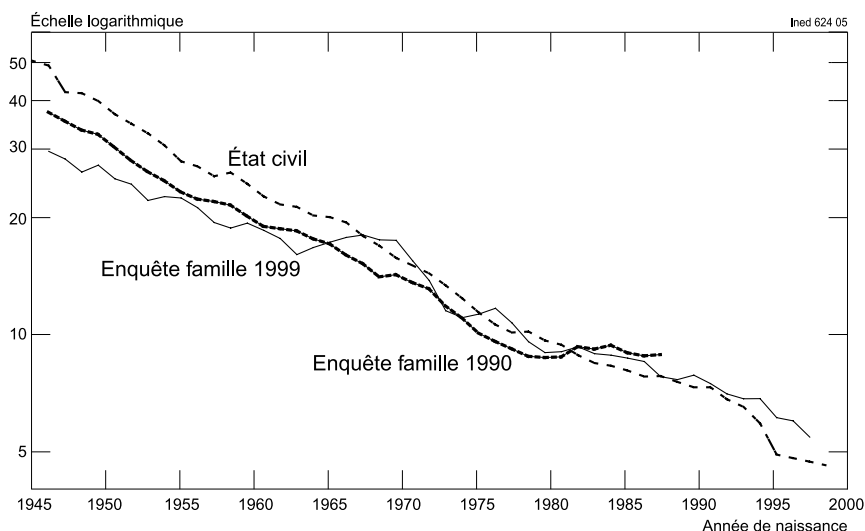


Figure 1. – Taux de mortalité infantile (p. 1 000)\* selon la génération.  
 Comparaison entre les enquêtes Famille de 1990 (taux ajustés)  
 et 1999 (enfants des répondants femmes) et les données de l'état civil

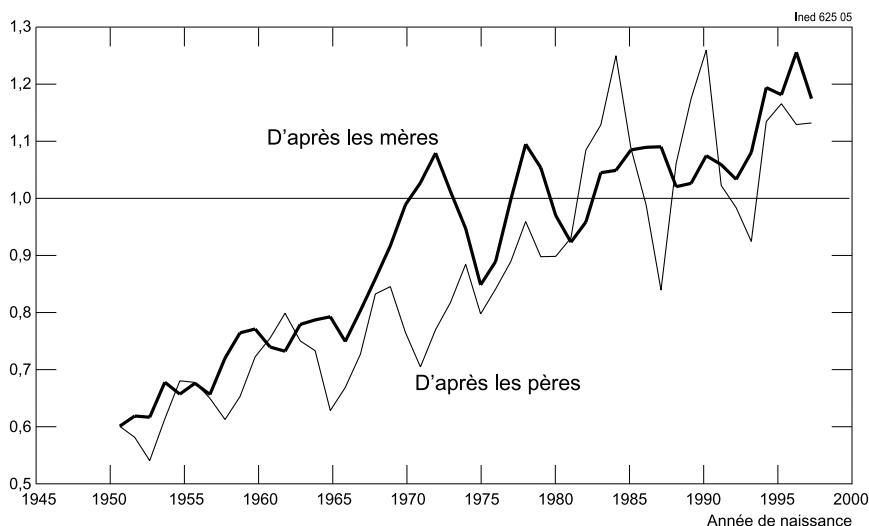
\* les taux des enquêtes ont été lissés par une moyenne mobile sur 3 ans

Sources : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999 ; Insee, Enquête famille 1990 ; état civil

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 1999, la sous-déclaration ne commence à apparaître de manière significative qu'avec les générations d'enfants nés avant 1970, près de trente ans avant l'enquête (figure 1). Elle s'accroît très rapidement avec l'ancienneté des naissances : il manque 10 % des décès avant un an parmi les naissances de la fin des années soixante-dix mais 40 % pour celles du début des années cinquante (figure 2). Par contraste, on note une surestimation de la mortalité infantile pour les générations nées après 1970 et, plus systématiquement, pour celles nées à partir de 1983. L'excès de mortalité infantile atteint même 20 % pour les naissances survenues dans les quatre années précédant l'enquête. On aurait pu penser que les hommes déclarent moins bien les décès de leurs enfants que les femmes mais à l'inverse les sous- et surdéclarations observées pour un sexe le sont aussi pour l'autre (figure 2).

Deux types d'erreurs pourraient expliquer les différences observées entre les taux de mortalité infantile mesurés à l'état civil et ceux calculés à partir des données de l'enquête Famille de 1999. Le premier concerne la manière dont l'échantillon des personnes interrogées à l'enquête a été constitué. On pourrait imaginer un biais de sélection tel que les catégories dans lesquelles



la mortalité infantile est la plus faible (ou, pour la période la plus récente, la plus élevée) aient été surreprésentées parmi les répondants à l'enquête du fait d'un biais d'échantillonnage. La seconde hypothèse, qui nous paraît la plus probable, explique les résultats observés par les déclarations des enquêtés. D'un côté, il y aurait une tendance, de plus en plus forte à mesure que l'on recule dans le temps, à sous-déclarer les enfants décédés, surtout ceux décédés peu de temps après la naissance ; inversement, d'un autre côté, les parents incluraient les enfants mort-nés dans le tableau des naissances, surtout lorsqu'il s'agit de derniers nés, ce qui augmente cette fois à mesure que l'on se rapproche du moment de l'enquête. La sous-estimation des décès observée trente ans avant l'enquête refléterait le premier type d'erreur, la surestimation de la mortalité pour les années récentes, le second type d'erreur, les deux types d'erreurs se compensant pour les générations nées dans les années soixante-dix et le début des années quatre-vingt (figure 2).

Avec une mortinatalité de l'ordre de 5 ‰ et une mortalité infantile de 6 ‰ dans les années quatre-vingt-dix, il suffirait que 15 ‰ des mort-nés aient été déclarés dans l'enquête 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. Or, dans l'enquête de 1999, les mort-nés n'étaient pas explicitement distingués des enfants nés vivants, au sens démographique du terme (voir la note 1 pour la formulation des questions). Cette enquête présentait certes une innovation par rapport à celle de 1990 dans la mesure où



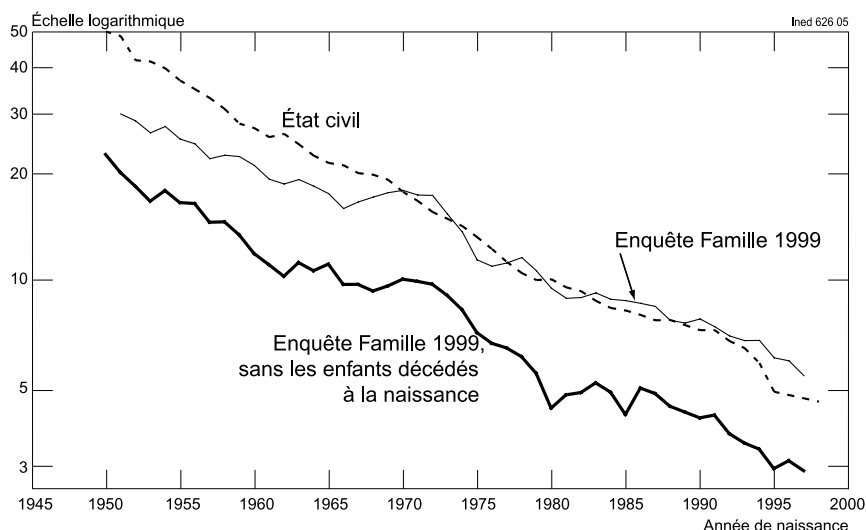


Figure 3. – Taux de mortalité infantile (p. 1000)\* selon la génération. Comparaison entre l'enquête Famille de 1999, avec ou sans les enfants décédés à la naissance (réponses des mères) et les données de l'état civil

\* les taux des enquêtes ont été lissés par une moyenne mobile sur 3 ans  
 Sources : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999; état civil

l'on peut désormais faire la distinction entre les enfants « décédés dès la naissance » et les autres, mais il demeure un flou entre les mort-nés et les enfants nés vivants mais décédés juste après la naissance (figure 3).

## 2) Les contrastes sociaux disparaissent

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.

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, à partir des données de l'état civil pour les groupes de générations 1956-1960, 1966-1970 et 1976-1983 (Febvay, Croze, 1954; Gérard, Hémerly, 1973; Dinh 1990, 1998). L'enquête Famille de 1990 conduisait à des estimations de mortalité infantile selon la profession du père très proches de celles de l'état civil. Pour les années 1976-1983, la concordance entre les deux sources était remarquable (figure 4) : le rapport des deux estimateurs valait 97 % pour l'ensemble des naissances (3 % de sous-déclaration apparente) et variait, d'une catégorie à l'autre, de 96 % (ouvriers qualifiés) à 104 % (agriculteurs), à l'exception des femmes de cadres supérieurs pour lesquelles le rapport atteignait 125 %, soit un quart de décès infantiles « en

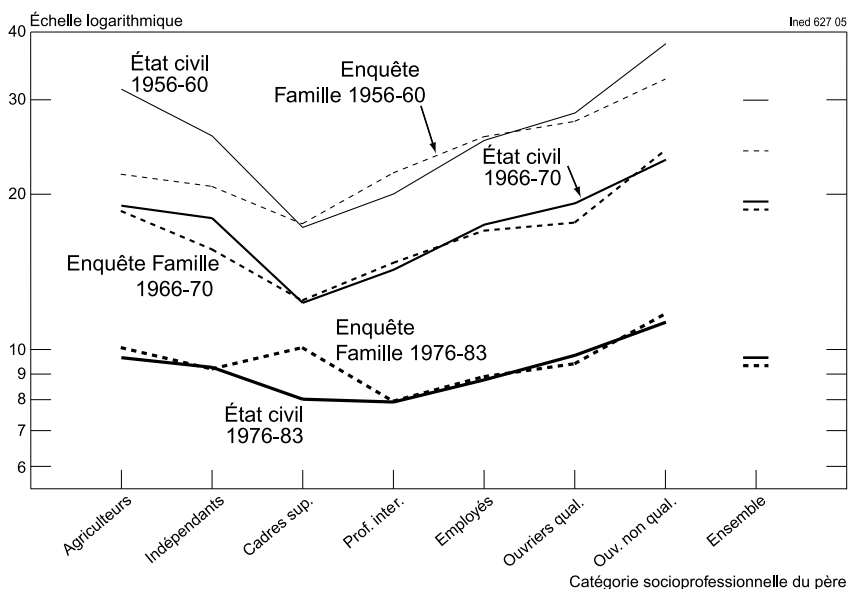


Figure 4. – Taux de mortalité infantile (en p. 1000)  
selon la catégorie socioprofessionnelle du père (enfants légitimes).  
Comparaison entre l'enquête Famille 1990 (EF) et les données de l'état civil  
(EC), pour trois groupes de générations

Sources : Insee, Enquête famille 1990; état civil

trop » (Barbieri, Toulemon, 1996). Pour les naissances plus anciennes, l'accord était moins bon (11 % de déficit pour les naissances de 1966-1970, 17 % pour celles de 1956-1960), mais ce phénomène provenait en partie de naissances pour lesquelles la profession du père n'était pas connue : pour les autres, l'accord était encore très bon, à l'exception des femmes dont le mari était travailleur indépendant (agriculteur, artisan, commerçant) et des femmes d'ouvriers. Au total, malgré quelques résultats inexplicables, comme la forte mortalité infantile apparente des enfants de cadres, l'information de l'enquête Famille semblait donc utilisable, surtout pour les années 1976-1983.

Les données de l'enquête Famille 1990 permettent également de mettre en évidence l'importance des contrastes selon le niveau d'éducation de la mère (Barbieri, Toulemon, 1996). Les résultats montraient une discrimination forte et régulière selon le diplôme de la mère (figure 5) avec des variations de l'ordre de 1 à 1,33 du quotient de mortalité infantile pour les générations d'enfants nés entre 1980 et 1989 selon que la mère était bachelière (quotient de 9,1 ‰) ou qu'elle n'avait pas dépassé le niveau secondaire (12,4 ‰).

L'utilité des enquêtes Famille pour l'étude des différentiels de mortalité infantile est toutefois remise en cause avec celle de 1999. Pour la première fois dans cette enquête, l'estimation de la mortalité infantile peut se faire de deux manières, selon que l'on utilise les déclarations des femmes, auquel cas

VI. 20. – LES ENFANTS TOUS ÉGAUX DEVANT LA MORT ?

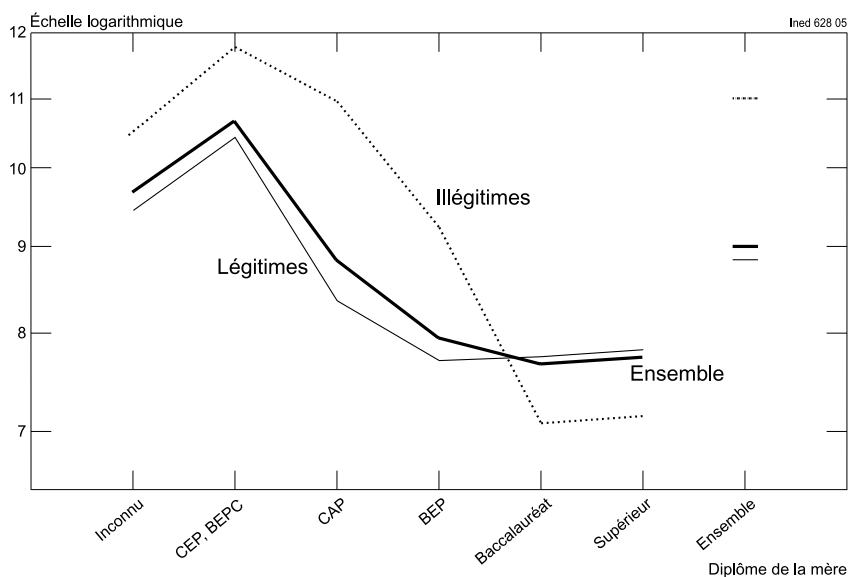


Figure 5. – Taux de mortalité infantile selon le diplôme de la mère et la légitimité. Enfants nés entre 1980 et 1989  
 Source : Insee, Enquête Famille 1990

la catégorie socioprofessionnelle du père est en fait celle du conjoint actuel ou du dernier conjoint de la mère (comme pour l'enquête de 1990), ou que l'on utilise les déclarations des hommes, auprès desquels l'information est alors obtenue directement. Quelle que soit la variable utilisée, l'estimation des taux de mortalité infantile selon la catégorie socioprofessionnelle du père ne montre désormais plus de différences régulières et les contrastes ne sont pas significatifs.

Il en va de même pour le niveau d'éducation des parents. Les figures 6 et 7 présentent les variations apparentes de la mortalité infantile selon le diplôme de leur mère (d'après les femmes) et selon le diplôme de leur père (d'après les hommes). On a rajouté sur ces deux figures (courbes en pointillé) les limites des intervalles de confiance au seuil de 5 % calculés en fonction à la fois du niveau moyen de la mortalité infantile toutes catégories confondues et du nombre de naissances à l'enquête dans chaque catégorie<sup>(3)</sup>. La diminution du risque avec le diplôme de la mère y est visible, mais les contrastes sont peu stables d'une période à l'autre, leur amplitude est faible et presque tous les points sont inclus dans leur intervalle de confiance, ce qui conduit à

(3) Les intervalles de confiance présentés ici sont estimés sous l'hypothèse d'un tirage aléatoire simple de l'échantillon. La prise en compte de la structure aréolaire de l'échantillon de l'enquête Famille conduirait à des intervalles de confiance un peu plus larges. Cependant, la mortalité infantile étant un événement rare, l'effet de grappe, qui renforcerait de toutes façons nos conclusions, est sûrement très limité.

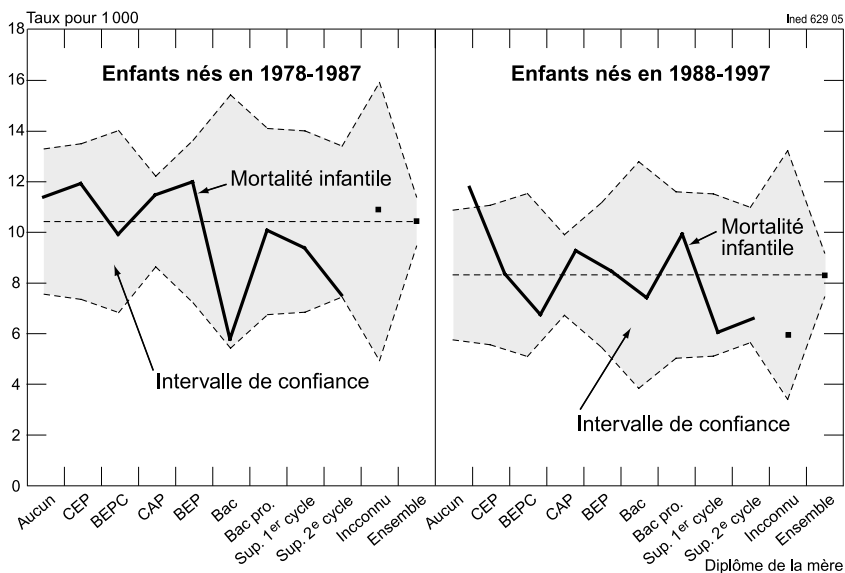


Figure 6. – Taux de mortalité infantile selon le diplôme de la mère et l'année de naissance. Enfants nés entre 1978 et 1997, réponses des femmes  
Sources: Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999

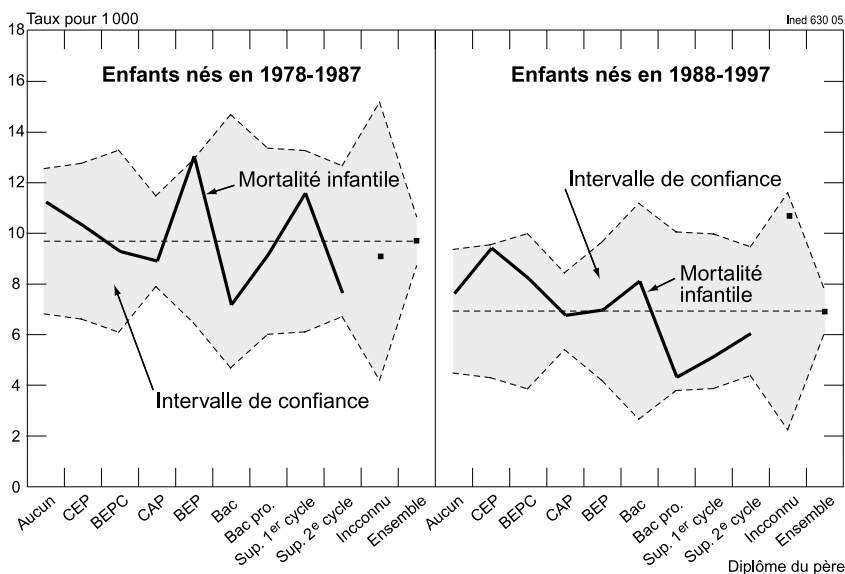


Figure 7. – Taux de mortalité infantile selon le diplôme du père et l'année de naissance. Enfants nés entre 1978 et 1997, réponses des hommes  
Source : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999

ne pas rejeter l'hypothèse selon laquelle la mortalité des enfants ne varie pas avec le niveau d'éducation.

De même, l'état civil met en évidence une surmortalité des enfants dont les parents sont originaires d'Afrique ou d'Asie, et tout particulièrement pour les pays d'immigration récente (Mali, Sénégal, Turquie), probablement en raison d'une familiarité moindre avec le système médical de prévention (Dinh, 1998). L'enquête de 1999 ne permet pas de mettre de tels contrastes en évidence, les immigrants sous-déclarant plus que les autres les enfants décédés.

Il serait sans doute prématuré de conclure à la disparition au cours des années quatre-vingt-dix des inégalités sociales des enfants devant la mort, mais l'enquête de 1999 ne permet plus de repérer clairement ces inégalités.

## Conclusion

La mortalité infantile est devenue en France un phénomène rare (3 500 décès avant un an en 2001 au lieu de 45 000 en 1950, correspondant à des taux de mortalité infantile de 4,5 ‰ et 50 ‰ respectivement). Les enquêtes comme l'enquête Famille permettent de suivre l'évolution de son niveau général avec un degré de précision élevé, en tous cas pour les trente années précédant l'enquête. On peut ainsi utilement intégrer les informations sur les décès d'enfants aux travaux sur la fécondité pour étudier par exemple le remplacement des enfants décédés.

En ce qui concerne l'analyse des différentiels de mortalité infantile, les résultats de l'enquête Famille 1999 tendent à conforter ceux des travaux réalisés par l'Insee à partir des données de l'état civil qui concluent à un effondrement des écarts entre catégories sociales. Toutefois, compte tenu de la taille de l'échantillon des personnes interrogées et du niveau globalement faible que la mortalité infantile a aujourd'hui atteint, seuls des contrastes du simple au double entre les catégories extrêmes pourraient être observés de manière statistiquement significative avec les données de l'enquête Famille 1999. Dans les études de l'Insee, la réduction des différentiels sociaux (mesurés par la catégorie socioprofessionnelle du père) est observée pour les deux composantes de la mortalité infantile (Dinh, 1998), résultat particulièrement intéressant dans la mesure où l'on aurait pu imaginer une baisse des différentiels importante pour la mortalité néonatale, du fait de la médicalisation de la grossesse et de l'accouchement, mais plus faible pour la période suivante. S'il est vrai que les écarts entre catégories extrêmes étaient beaucoup plus larges pour la mortalité post-néonatale que pour la mortalité néonatale jusqu'au début des années 1970, avec des variations de 1 à 4 à la fin des années 1960 et encore du simple au double pour les générations nées en 1971-1975, la baisse de la mortalité post-néonatale s'est produite dans les catégories sociales les plus défavorisées à un rythme beaucoup plus rapide que pour les autres catégories, si bien que pour les générations nées en 1986-1990, les

écarts sont devenus très faibles avec des variations de l'ordre de 20 % entre les extrêmes (figure 8).

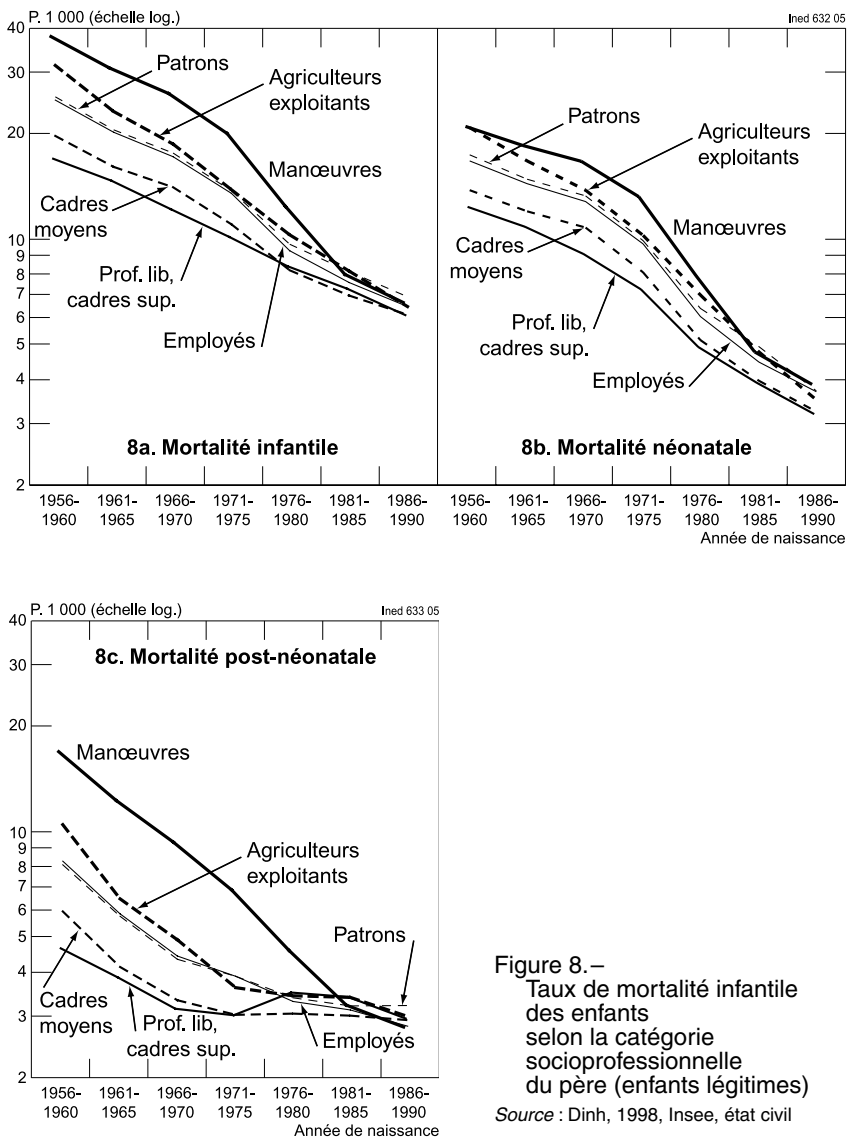


Figure 8.-  
Taux de mortalité infantile des enfants selon la catégorie socioprofessionnelle du père (enfants légitimes)

Source : Dinh, 1998, Insee, état civil

Il faudrait donc maintenant des échantillons considérables pour faire apparaître, avec des données d'enquête, les différentiels sociaux observés aujourd'hui à l'état civil. Les quelque 700 décès infantiles déclarés dans l'enquête Famille de 1999 pour les générations d'enfants nés au cours des dix années précédant l'enquête sont devenus insuffisants. Il paraît donc nécessaire que l'étude des différentiels, indispensable pour vérifier l'accès de tous aux services de santé et pour évaluer l'effet des politiques sociales, soit poursuivie par l'Insee puisque les données de l'état civil sont aujourd'hui les seules susceptibles d'atteindre cet objectif.

## Références

- AYAD M., BARRÈRE B., 1991, « Présentation des enquêtes démographiques et de santé », *Population*, 46(4), p. 964-974.
- BARBIERI M., TOULEMON L., 1996, « L'inégalité sociale des enfants devant la mort : problèmes d'observation et de mesure », Colloque de l'Aidelf, Sinaïa, n° 8.
- BEAUMEL C., DOISNEAU L., VATAN M., 2002, « La situation démographique en 2000. Mouvement de la population », *Insee résultat, société*, n° 10.
- CLELAND J., SCOTT C., 1987, *The World Fertility Survey : An Assessment*, New York, Oxford University Press, 1058 p.
- COUET C., 1996, « Les naissances hors mariage », *Données sociales*, 22-29.
- CROZE M., 1963, « La mortalité en France suivant le milieu social », *Actes du congrès de l'UIESP*, Ottawa, p. 263-285.
- CROZE M., 1965, « Mortalité infantile des générations 1950-1951 et 1955 à 1960 suivant le milieu social et la résidence », *Études et documents démographiques*, n° 9.
- DAGUET F., 2002, « Un siècle de fécondité française. Caractéristiques et évolution de la fécondité de 1901 à 1999 », *Insee résultats, société*, n° 8.
- DESPLANQUES G., 1993, « L'inégalité sociale devant la mort », *Données sociales*, p. 251-258.
- DEVILLE J.-C., 1972, « Structure des familles. Enquête de 1962 », *Collections de l'Insee*, série D, 13-14.
- DINH Q. C., 1990, « Le relief social de la mortalité infantile. Des écarts qui s'atténuent », *Données sociales*, p. 245-250.
- DINH Q. C., 1998, « Les inégalités sociales de la mortalité infantile s'estompent », *Économie et statistique* n° 314.
- 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.
- DOISNEAU L., 2003, « Bilan démographique 2002 », *Insee première*, n° 882.
- FEBVAY M., CROZE M., 1954, « Nouvelles données sur la mortalité infantile, influence de la région et du milieu social », *Population*, 9(3), p. 389-423.
- GÉRARD M. C., HÉMERY S., 1973, « La mortalité infantile en France suivant le milieu social », *Économie et statistique*, n° 48, p. 33-41.

- GOURBIN C., 1996, « 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 H. LERIDON, C. VILLENEUVE-GOKALP, 1994, *Constance et inconstances de la famille*, Paris, Ined, coll. Travaux et documents, n° 134.
- LÉRY A., VALLIN J., 1975, « Un enfant qui meurt en bas âge est souvent 'remplacé' », *Économie et statistique*, 63, p. 27-35.
- MATHEWS T.-J., MENACHER F., MACDORMAN M., 2003, « Infant Mortality Statistics from the 2001 Period. Linked Birth/Infant Data Set », *National Vital Statistics Reports*, 52, 2.
- MESRINE A., 1999, « Les différences de mortalité par milieu social restent fortes », *Données sociales 1999*, p. 228-235.
- ROWAN S., 2003, « Implications of changes in the United Kingdom social and occupational classifications on infant mortality statistics », *Health statistics Quarterly*, 17, p. 33-40.