

COMMITTEE ON HISTORICAL DEMOGRAPHY

SEMINAR ON ADULT MORTALITY AND  
ORPHANHOOD IN THE PAST

San José, Costa Rica  
12-14 December 1984

PROPORTIONS D'ORPHELINS ET MESURE DE LA MORTALITE DES ADULTES  
DANS LES POPULATIONS TRADITIONNELLES D'APRES LA RECONSTITUTION  
DES FAMILLES : SOURCES, METHODES ET PROBLEMES

Jacques Dupâquier  
Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales, Paris

CELADE - SISTEMA DOCPAL  
DOCUMENTACION  
SOBRE POBLACION EN  
AMERICA LATINA

CENTRO LATINOAMERICANO DE DEMOGRAFIA (CELADE)

11088.07

24375

m

VC

ZZ Dupaquier, Jacques

Proportions d'orphelins et mesure de  
adultes dans les populations traditionnelles  
reconstitution des familles: sources, method  
Jcse: CEIADF, 1984. 17 p.: tabs.; incl. ref.  
Seminario sobre la Mortalidad Adulta y la Or  
San Jose, 12-14 diciembre 1984.

1984 Impresc General Fr

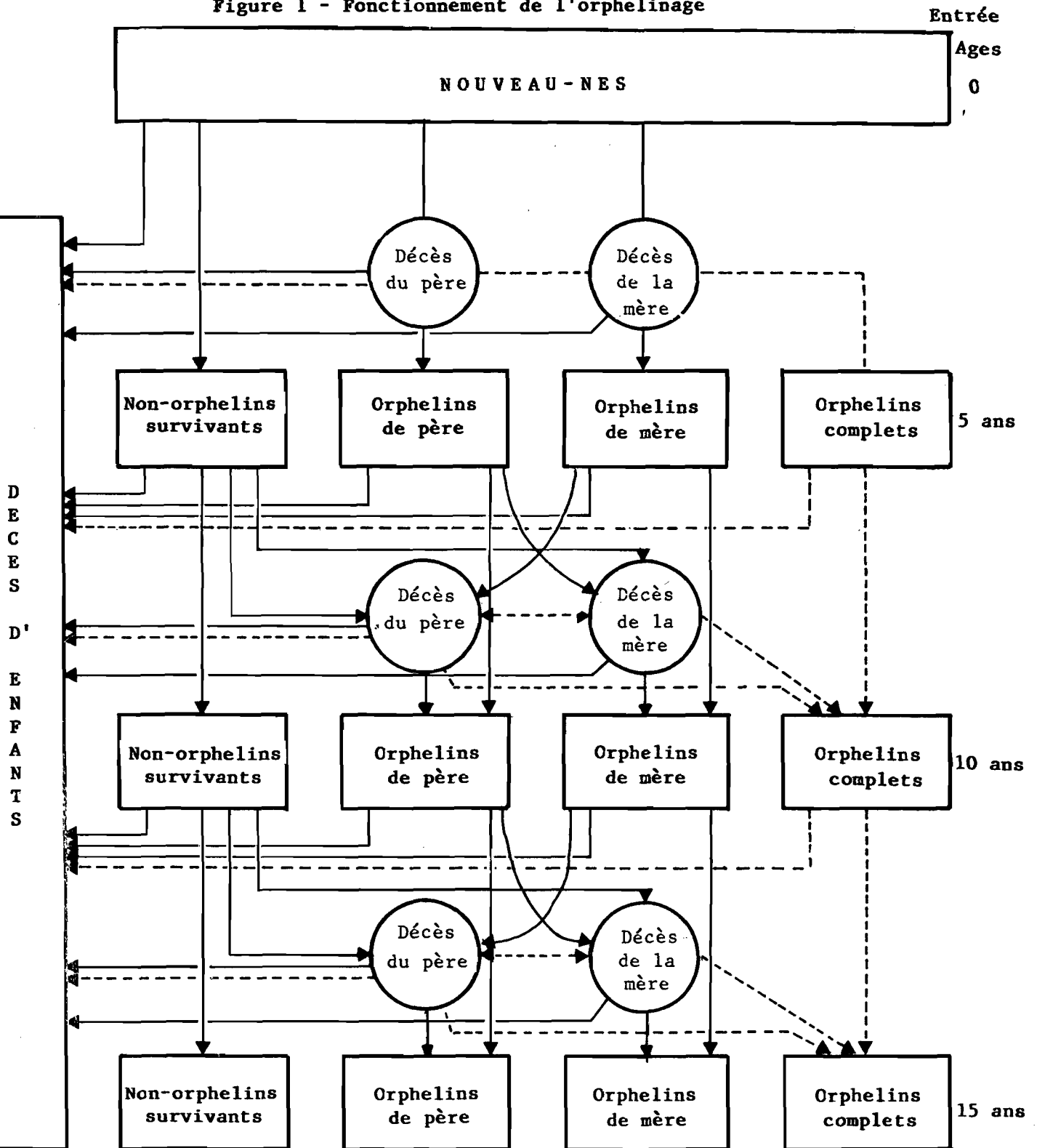
=====> Solicitar a/por: DCCPAI: 11088.07

<MEDICION DE LA MORTALIDAD> <HUERFANOS> <R  
FAMILIA> <METICICICGIA> <MORTALIDAD DE LOS

ZZ

<MORTGEN> Dfd

Figure 1 - Fonctionnement de l'orphelinage





1. A première vue, la source la plus directe et la plus commode pour étudier la fréquence de l'orphelinage, c'est la liste nominative; mais, à l'usage, cette source se révèle très décevante et très délicate à utiliser pour mesurer la mortalité des adultes:

1.1. Il n'est pas toujours facile de détecter les orphelins sur les listes nominatives, même lorsque celles-ci comportent mention des noms patronymiques et de la parenté des enfants avec le chef de ménage. C'est ainsi, par exemple, que les orphelins de mère ne peuvent que difficilement être repérés en tant que tels lorsque le père s'est remarié (seule la comparaison des âges des enfants et de la nouvelle épouse peut attirer l'attention). En outre, les orphelins de père et de mère restent rarement au foyer d'origine; la plupart du temps, ils sont placés chez des parents sans que rien n'indique formellement leur statut d'orphelins: comment les distinguer des serviteurs ou des pensionnaires, même lorsque leur parenté avec le chef de ménage est spécifiée ?

Or, toute imprécision dans la mesure de l'orphelinage risque de fausser gravement les conclusions qu'on pourrait espérer en tirer pour calculer la mortalité des adultes.

1.2. La fréquence de l'orphelinage ne correspond pas directement à la fréquence du veuvage ni aux quotients de mortalité des adultes. En effet, les familles à orphelins, incomplètes et fragiles, ont moins de chances d'être observées que les familles sans mortalité. En d'autres termes, lorsque l'enfant devient orphelin, il cesse d'avoir des frères et des sœurs, et ses chances

La construction d'un modèle élémentaire montre clairement la chose: avec la mortalité féminine calculée pour la population rurale du Bassin Parisien à l'époque de Louis XIV (1), en supposant que toutes les filles survivantes se marient à 20 ans, et aient un enfant tous les 30 mois jusqu'à leur 40e anniversaire, la fréquence de l'orphelinage de mère (abstraction faite des effets du veuvage et de la mortalité des enfants) est donnée par le tableau suivant:

Ages	Nbre de survivantes*	Nbre de naissances cor-respondantes	Nbre cumu-d'enfants - de 15 ans	Dont nou-veaux or-phelins	sorties à 15 ans ?	Nbre cumulé d'orphelins de - de 15 ans
20	472	905				
25	433	827	905	39x1= 39		39
30	394	751	1 732	41x3= 123		162
35	357	679	2 483	37x5= 185		347
40	322		2 257	35x6= 210	195**	362
45	289		1 430	33x4= 132	185	309
50	258		679	31x2= 62	173	198
55	223		0	0	198	0

\* Pour une cohorte initiale de 1 000 filles.

\*\* Sortent d'observation les 39 orphelins nés de mères décédées dans le groupe d'âges 20-24 + 82 des 123 orphelins nés de mères décédées à 25-29 ans et + 74 des 185 orphelins nés de mères décédées à 30-34 ans. Même raisonnement pour la suite du calcul.

#### Tableau I - MORTALITE DES FEMMES ET ORPHELINAGE DE MERE

Dans une population stationnaire cela donnerait 1 417 orphelins sur un total de 9 486 enfants de moins de 15 ans, soit une fréquence de l'orphelinage de 15% environ, alors que le quotient de mortalité des femmes du 20e au 50e anniversaire est de l'ordre de 45%.

Suivant les mêmes principes, et avec la même table de mortalité, on peut calculer le destin de 1 000 couples où l'âge au mariage serait de 25 ans pour les hommes et de 20 ans pour les femmes (2)

(1) J. Dupâquier - La population rurale du Bassin Parisien à l'époque de Louis XIV - Paris, E H E S S, 1979, p.287.

(2) Le tableau a été calculé en l'absence de remariages, ce qui n'a guère d'importance pour la suite des calculs, car un orphelin reste un orphelin même quand celui de ses parents qui survit se remarie.

Durée du mariage	Hommes survivants	dont veufs	Femmes survivantes	dont veuves	couples survivants	Nbre de naissances en 5 ans de - de	Nbre cumulé d'enfants de - de 15 ans
0	1 000		1 000		1 000		
5	921	76	917	72	845	1 841	1 841
10	818	135	835	152	683	1 524	3 365
15	730	178	756	204	552	1 231	4 596
20	640	204	682	246	436	983	3 738
25	547	212	612	277	335		2 214
30	448	203	547	302	245		983
35	345	182	472	309	163		0

**Tableau 2 - MORTALITE DES ADULTES, VEUWAGE, NAISSANCES**

De là, on peut calculer, de 5 en 5 ans, la "production" d'orphelins et de demi-orphelins, en tenant compte du fait que la mortalité du parent survivant transforme chaque fois un certain nombre de demi-orphelins en orphelins complets:

Durée du mariage	Nombre de nouveaux orphelins de			Nombre cumulé d'orphelins de - de 15 ans de			Nombre total des enfants de - de 15 ans
	père	mère	complets	père	mère	compl.	
5	72	76	3	72	76	3	1 841
10	261-5	204-7	19+12	328	273	34	3 365
15	330-25	290-24	31+49	633	539	114	4 596
20	305-21	235-24	31+45	562	483	109	3 738
25	224-17	152-22	14+39	451	323	98	2 214
30	110-11	60-17	12+28	268	171	66	983
35	0	0	0	0	0	0	0

**Tableau 3 - "PRODUCTION" D'ORPHELINS DANS LE MODELE PROPOSE**

Dans une population stationnaire, en cumulant les effectifs des enfants de 5 en 5 ans, on trouverait, sur 16 737 enfants de moins de 15 ans, avec les hypothèses posées ci-dessus, 4 603 orphelins (27,5%), dont 2 314 orphelins de père (13,8%), 1 865 orphelins de mère (11,2%) et 424 orphelins complets (2,5%). C'est relativement peu en fonction de la considérable mortalité des adultes (45% des couples disparus au bout de 15 ans, 75% en 30 ans).

Ces calculs sont purement théoriques, puisqu'ils ne tiennent pas compte de la mortalité des enfants, et surtout de la probable surmortalité des orphelins. En prenant pour base la même table de mortalité que ci-dessus pour les non-orphelins, avec des quotients augmentés de 50% pour les orphelins de père, et de 100% pour les orphelins de mère (3), on trouve:

Durée du mariage	Nombre d'enfants de - de 15 ans				Décès au cours des 5 ans précédents			
	non-orphelins	orphelins de père	orphelins de mère	orphelins compl.	A	B	C	D
	A	B	C	D	A	B	C	D
5 ans	1 065	32	20	1	625	40	56	2
10 ans	1 586	151	96	14	633	80	83	11
15 ans	1 831	291	207	51	540	79	86	11
20 ans	1 445	254	168	43	428	69	69	10
25 ans	885	196	120	39	79	32	27	7
30 ans	241	109	58	28	13	9	6	3

Tableau 4 - SURVIE ET DECES DES ORPHELINS DANS LE MODELE PROPOSE

Ainsi, avec les hypothèses de mortalité posées ci-dessus, les effectifs d'enfants de moins de 15 ans, cumulés de 5 en 5 ans, tomberaient à 8 931 dont 1 878 orphelins (21%); parmi ceux-ci, 1 033 orphelins de père (11,6%), 669 orphelins de mère (7,5%) et 176 orphelins complets (2%).

Il n'y a donc aucune correspondance apparente entre la fréquence de l'orphelinage et la mortalité des adultes. Même en opérant par groupes d'âges, on n'obtient qu'un résultat très décevant. Par exemple, au bout de 20 ans de mariage, on trouve dans l'exemple précédent:

- pour la mortalité des hommes:  $0,25 \times 25 = 0,360$
- pour la mortalité des femmes:  $0,20 \times 20 = 0,318$
- pour la fréquence des orphelins de père, y compris les orphelins complets: 0,155
- pour la fréquence des orphelins de mère, y compris les orphelins complets: 0,110.

(3) Voici les quotients perspectifs retenus:

	non-orphelins	Orphelins de père	Orphelins de mère
De la naissance à la fin de la période quinquennale d'observation	0,370	0,555	0,740
Pour la période quinquennale suivante	0,150	0,225	0,300
Pour la 3e période quinquennale	0,050	0,075	0,100



Sans doute serait-il possible de construire des tables de correspondance, mais le nombre de paramètres qu'il faudrait y introduire est considérable: âges respectifs des parents au mariage, à la paternité, à la maternité, mortalité des enfants, surmortalité des orphelins. En outre, il faudrait disposer d'un nombre important d'observations pour que le résultat ne soit pas brouillé par les variations aléatoires. Bref, il semble complètement illusoire de vouloir passer directement de données sur la fréquence de l'orphelinage à la construction de tables de mortalité des adultes.

1.3. On pourrait améliorer les résultats en calculant, non plus la fréquence relative des orphelins parmi les enfants de moins de 15 ans, mais celle des familles à orphelins dans l'ensemble des familles. En théorie, cette méthode devrait donner de bons résultats, la formule générale étant du type:

$$a q_x (H) = \frac{\text{nombre de familles sans père}}{\text{total des familles}}$$

où  $x$  désigne l'âge à la paternité et  $a$  celui de l'aîné des orphelins.

En fait, la formule serait d'application difficile, car il faudrait que numérateur et dénominateur soient constitués selon les mêmes critères; et beaucoup de familles sans père risqueraient d'échapper à l'observation, pour les raisons déjà dites: moindre nombre d'enfants, surmortalité des orphelins, difficulté de reconnaître les orphelins en cas de remariage.

Sans doute y-a-t-il moyen d'identifier les foyers brisés, même en l'absence d'enfants survivants: c'est de relever l'état matrimonial du chef de ménage; mais ce procédé, parfaitement opérationnel (4), revient à mesurer la mortalité des adultes d'après la fréquence du veuvage: on sort donc des limites du problème posé.

\* \* \*

---

(4) En principe, la mortalité masculine est donnée par la formule:

$$a q_x = \frac{\text{Nombre des veuves}}{\text{Nombre total des foyers}}$$

où  $x$  désigne l'âge des hommes au mariage,  
 $a$  désigne la durée du mariage.

Encore faut-il que les veuves remariées n'échappent pas à l'observation!

2. Serait-il donc plus sûr et plus facile de travailler sur les statistiques de l'état civil ? ou du moins sur les données agrégatives tirées d'une exploitation sommaire (5) de cette source ?

Deux types d'actes permettent de mesurer la proportion des orphelins: les actes de sépulture d'enfants et les actes de mariage.

2.1. En France, et dans la plupart des pays catholiques (je connais mal les registres protestants et orthodoxes), les enfants décédés sont toujours (6) dits : "fils de X... et de Y ..." ou "fils de feu X ... et de Y...", etc. Rien de plus simple apparemment que de comptabiliser les orphelins (de père, de mère ou complets) par âge, et de calculer la fréquence de l'orphelinage, d'où l'on pourrait espérer déduire la mortalité des adultes.

A première vue, cette méthode n'aboutit pourtant qu'à des résultats décevants, même lorsque l'âge des enfants et la survie de leurs parents sont exactement connus.

Nous avons fait une expérience sur le gros fichier du Vexin, grâce à J.P. Bardet qui a écrit à notre intention un programme spécial sur l'orphelinage, pour compléter le logiciel CASOAR (7).

(5) Par exemple celle décrite et préconisée dans le Nouveau manuel de dépouillement et d'exploitation de l'état civil ancien de M. Fleury et L. Henry (deuxième édition, Paris, INED, 1976).

(6) Du moins à partir de l'adoption du Rituel Romain (voir R. le Mée: "La réglementation des registres paroissiaux en France", Annales de démographie historique, 1975, p. 433-473).

(7) J.P. Bardet et M. Hainsworth - Logiciel Casoar, Paris, Société de démographie historique, 1981.

La statistique qui suit est tirée des familles reconstituées, mais elle ne diffère pas sensiblement de celle qu'on aurait pu obtenir par une exploitation sommaire si les âges des enfants au décès avaient été exacts, et la survie de leurs parents toujours connue (les cas indéterminés ont été éliminés).

Le tableau suivant présente la répartition des âges au décès pour les orphelins de père et les non-orphelins; puis pour les orphelins et non-orphelins de mère, observés pour les générations nées de 1700 à 1759 (8)

Age au décès	Orphelins de père	non-orphelins de père	orphelins de mère	non-orphelins de mère
0	8	835	24	907
1	10	255	5	259
2	5	128	6	139
3	9	76	8	86
4	6	55	8	61
5	3	43	6	47
6	4	33	5	34
7	4	28	3	28
8	3	21	7	18
9	5	16	7	17
10	5	19	1	22
11	1	12	1	13
12	1	11	2	14
13	1	8	1	10
14	5	6	5	11
15 et plus	336	908	190	462

Tableau 5 - NOMBRE DE DECES PAR AGE DES ORPHELINS ET DES NON-ORPHELINS DANS LE VEXIN FRANCAIS (ENFANTS NES DE 1700 A 1759).

Bien entendu, il est impossible de calculer la mortalité des enfants à partir de ce tableau: ceux qui décèdent en bas âge sont bien repérés, alors que la majeure partie des survivants échappe à l'observation. Pourtant, la disproportion entre la mortalité apparente des orphelins et celle des non-orphelins éclate aux yeux comme un défi: sur 406 orphelins de père dont on peut suivre le destin, 70 seulement meurent avant le 15<sup>e</sup> anniversaire (1 546 sur 2 454 pour les non-orphelins); sur 279 orphelins de mère, 89 seulement (1 666 sur 2 128 pour les non-orphelins).

L'explication est simple: au départ, il y a très peu d'orphelins, donc très peu de décès correspondants; ils n'apparaissent en nombre qu'aux âges où la mortalité est devenue faible, fournissant encore ainsi peu de décès.

(8) La mortalité des générations antérieures est plus forte; celle des générations postérieures plus faible; les inclure dans la statistique aurait risqué de brouiller les calculs.

Dans le tableau, il s'agit exclusivement d'enfants devenus orphelins avant le 15<sup>e</sup> anniversaire, dont on connaît à la fois la date de naissance, la date d'orphelinage

En outre, ils ont en moyenne deux fois moins de frères et soeurs cadets que n'en ont les non-orphelins, si bien que la fréquence de l'orphelinage ne traduit ainsi que pour moitié la mortalité des parents.

Pour calculer correctement le risque de mortalité des orphelins, il faut construire un tableau avec entrées et sorties: entrée par décès du père (ou de la mère), sortie par décès de l'orphelin, et en tout cas au 15e anniversaire.

Ages	Orphelins de père			Orphelins de mère		
	Entrées	Décès	Reste	Entrées	Décès	Reste
0	54	10	44	57	24	33
1	38	6	76	20	5	48
2	34	8	102	18	6	60
3	35	10	127	21	8	73
4	19	8	138	21	8	86
5	24	2	160	17	6	97
6	18	2	176	18	5	110
7	21	2	195	11	3	118
8	22	2	215	18	7	129
9	16	8	223	14	7	136
10	20	6	237	12	1	147
11	23	2	258	12	1	158
12	32	2	288	10	2	166
13	25	0	313	19	1	184
14	29	6	336	11	5	190

Tableau 6 - CALCUL DE LA MORTALITE DES ORPHELINS VEXINOIS  
(NES DE 1700 A 1759)

Compte tenu du fait que les orphelins ne sont observables que la moitié de l'année d'entrée (en moyenne) on en tire le tableau suivant:

	Orphelins de père		Orphelins de mère	
	Quotients de mortalité	Survivants en fin de période (pour 1000)	Quotients de mortalité	Survivants en fin de période (pour 1000)
0- 1	0,370	630	0,842	158
1- 4	0,281	453	0,419	92
5- 9	0,084	415	0,222	71
10-14	0,056	392	0,060	67

Tableau 7 - QUOTIENTS DE MORTALITE DES ORPHELINS VEXINOIS  
(NES DE 1700 A 1759)

Ces résultats confirment l'existence d'une surmortalité considérable des orphelins - en particulier des orphelins de mère - par rapport aux non-orphelins. Cette surmortalité rend très hasardeux le calcul de la mortalité des adultes d'après la fréquence de l'orphelinage.

En l'absence de ce phénomène, on aurait pu corriger le biais induit par la moindre dimension des familles d'orphelins: puisque ceux-ci ont en moyenne deux fois moins de frères et de soeurs cadets que n'en ont les non-orphelins, on aurait pu leur attribuer un poids double dans les calculs, et imaginer des formules du type:

$$159 \times (A) = \frac{2 \sum_{i=0}^{14} DO_i}{\sum_{i=0}^{14} Di + DO_i}$$

où  $159 \times (A)$  désigne le quotient de mortalité des adultes pour les 15 années suivant l'âge moyen à la paternité (ou la maternité),

$Di$ , les décès d'enfants à l'âge  $i$  et  
 $DO_i$  les décès d'orphelins à l'âge  $i$

Or cette formule ne donne que des résultats médiocres, aussi bien en analyse transversale qu'en analyse longitudinale.

Avec le modèle précédent, on obtient en effet:

- en analyse transversale:

$$159 \times 25 (H) = \frac{2 \times 223}{2246 + 448} = 0,166 \quad (9)$$

alors que le quotient réel résultant des hypothèses choisies est de 0,270

$$159 \times 20 (F) = \frac{2 \times 249}{2246 + 448} = 0,185$$

alors que le quotient réel résultant des hypothèses choisies est de 0,244.

- en analyse longitudinale:

$$159 \times 32 (H) = \frac{2 \times 353}{2998 + 680} = 0,192 \quad (10)$$

alors que le quotient réel est de l'ordre de 0,350

$$159 \times 28 (F) = \frac{2 \times 371}{2998 + 680} = 0,202$$

alors que le quotient réel est de l'ordre de 0,260

(9) Analyse transversale: 199 décès d'orphelins de père, 24 décès d'orphelins totaux et 225 décès d'orphelins de mère (total: 448) au cours des 15 premières années de l'union, sur un total de 2246 décès d'enfants.

(10) Analyse longitudinale: âge moyen à la paternité: 32 ans  
 âge moyen à la maternité: 28 ans; décès avant 15 ans d'

Conclusion: la fréquence relative des décès d'orphelins ne permet pas de mesurer directement la mortalité des adultes.

2.2. Serons-nous plus heureux avec l'exploitation des actes de mariage ? On se souvient que, dans son Manuel de démographie historique (11), L. Henry avait proposé une méthode pour évaluer la mortalité des adultes d'après la proportion de nouveaux mariés ayant encore leur père et leur mère: "Pour utiliser ce procédé, il faut que l'acte de mariage indique si le père et la mère des nouveaux mariés vivent ou sont déjà décédés; il faut aussi que l'âge soit connu (...). En principe, on peut utiliser plusieurs âges au mariage; en pratique, pour les populations européennes anciennes, l'âge de 25 ans est celui qui convient le mieux. Comme le nombre de nouveaux mariés de 25 ans est petit, on remplace la proportion de nouveaux mariés de cet âge qui ont encore leur père ou leur mère par la moyenne arithmétique de ces proportions à 20-24 ans et 25-29 ans, comme dans l'exemple ci-dessous:

	20-24 ans	25-29 ans	moyenne arithmétique
Père vivant, mère vivante ou décédée	<u>0,625</u>	<u>0,500</u>	<u>0,562</u>
Mère vivante, père vivant ou décédé	0,636	0,642	0,639

Il faut encore connaître l'âge moyen des pères et celui des mères à la naissance de leurs enfants".

Malheureusement, dans la plupart des cas, l'âge des nouveaux époux ne figure pas dans l'acte, et on n'a pas les moyens de procéder au calcul de la moyenne préconisée par L. Henry. En outre, l'âge moyen à la paternité et à la maternité n'est connu qu'approximativement. On est donc obligé de se contenter d'un tableau global comme celui auquel j'ai abouti (12) par exploitation des actes de mariage relevés dans les paroisses rurales du Bassin Parisien de 1671 à 1720 lors de l'enquête de l'I N E D:

Périodes	Mariages de garçons			Mariages de filles		
	Nombre de cas observés	Proportion de survivants Pères Mères	Nombre de cas obs.	Proportion de survivants Pères Mères		
1671-1680	768	64,8% 75,7%	784	62,9%	75,5%	
1681-1690	1212	59,8% 76 %	1213	59,1%	77,5%	

(11) L. Henry - Manuel de démographie historique, Droz, Paris et Genève, 1967, p. 116 et sq.

(12) J. Dupâquier - "Réflexion sur la mortalité du passé: mesure de la mortalité des adultes d'après les fiches de famille", Annales de démographie historique, 1978, p. 31-48

1691-1700	1270	49,6%	68,1%	1273	53,0%	71,6%
1701-1710	1681	56,6%	71,2%	1697	52,5%	74,1%
1711-1720	1633	52,4%	70,6%	1622	53,7%	75,1%
Ensemble	6564	55,8%	71,9%	6589	55,4%	74,7%

Tableau 8 - PROPORTION DE PARENTS SURVIVANTS AU MARIAGE DES CELIBATAIRES (CAMPAGNES DU BASSIN PARISIEN, 1671-1720)

On est d'abord surpris par les fortes variations enregistrées d'une période à l'autre, mais cela peut s'expliquer par la grande mortalité de 1693-1694. Beaucoup plus grave est la disproportion entre la mortalité des hommes et celle des femmes: les résultats impliquent une énorme surmortalité masculine, qui ne peut que partiellement s'expliquer par le décalage des âges des époux. On a donc été amené à supposer l'existence de quatre biais:

1- Le biais du curé négligent: le curé omet souvent de préciser si les parents du marié sont vivants ou décédés: il déclare celui-ci "fils d'un tel et d'une telle", sans autre indication. En l'absence d'esprit critique, on risque de prendre ces cas indéterminés pour des attestations de survie. Il faut donc prêter une attention spéciale aux signatures et aux marques, et apprendre à reconnaître la pratique de chaque teneur de registres.

2- Le biais des veufs: il a déjà été signalé en son temps par L. Henry: "il peut y avoir quelques erreurs pour la mère quand le rédacteur de l'acte a écrit ou voulu écrire: "fils (ou fille) de feus (ou defunts) un tel et une telle". Si le rédacteur a oublié l's ou si le releveur ne le voit pas, on risque de compter comme vivantes des mères qui ne le sont pas".

Ainsi certains orphelins complets risquent d'être pris pour des demi-orphelins (de père seulement), d'où sous estimation de la mortalité féminine.

3- Le biais des orphelins convolants: La méthode de L. Henry suppose qu'aucun rapport n'existe entre orphelinage et mariage: celui-ci ne peut servir à la mesure de celui-là que s'il en est indépendant. Or l'expérience prouve que le décès du père précipite le mariage des enfants, soit qu'il leur offre une occasion de s'établir, soit qu'il rende nécessaire la venue d'un gendre au foyer de la veuve. C'est sans doute ce troisième biais qui explique la plus grande fréquence de l'orphelinage de père dans les actes de mariage.

4- Le biais des familles nombreuses: il semble que chaque père (ou mère) ait d'autant plus de chances d'être observé qu'il a eu plus d'enfants, donc qu'il a vécu plus longtemps: la mesure de la mortalité en fonction de la fréquence de l'orphelinage au mariage serait ainsi sous-estimée.

A cette objection, L. Henry a répondu (13): "Les femmes qui, ayant survécu de l'année  $t$  à l'année  $t+2$ , ont un autre enfant en  $t+2$  sont représentées deux fois, mais pas exactement dans les mêmes conditions, puisqu'elles survivent dans un cas de  $t$  à  $t + 25$ , dans l'autre de  $t+2$  à  $t + 27$ . Chaque échantillon donne, sans biais, la probabilité de survie pendant 25 ans, l'un de l'âge  $a$  à  $a + 25$ , l'autre de  $a + 2$  à  $a + 27$ . L'ensemble donne la probabilité moyenne, c'est-à-dire de  $a + 1$  à  $a + 26$ , également sans biais.

Ce raisonnement s'étend à un nombre quelconque d'âges, qu'ils soient distincts ou identiques, de sorte que la proportion d'orphelins de mère parmi les enfants de 25 ans est égale à la probabilité de décès en 25 ans comptés à partir de l'âge moyen à la maternité."

Le raisonnement de L. Henry est irréfutable, et on peut effectivement vérifier que la proportion d'orphelins parmi les nouveaux mariés donne sans biais le taux de mortalité des adultes entre l'âge moyen à la paternité (ou à la maternité) et l'âge des parents au mariage des enfants; mais il faut que l'âge des époux soit connu, ainsi que l'âge moyen à la paternité et à la maternité. Or il est tout à fait exceptionnel de trouver l'ensemble de ces renseignements dans les actes de mariage. Il faut donc en principe, pour une application correcte de la méthode, procéder d'abord à la reconstitution des familles. Si l'on se contente d'une exploitation sommaire, il faut traiter tous les mariages en bloc, et faire une hypothèse sur l'âge moyen à la paternité, à la maternité et au premier mariage, en distinguant le cas des garçons et celui des filles.

En outre, l'un des biais dénoncés ci-dessus n'est pas éliminé: celui des "orphelins convolants". L'expérience française des monographies de village montre que c'est presque exclusivement la mort du père qui pousse les orphelins au mariage. Il sera donc prudent de ne pas appliquer la méthode à l'étude de la mortalité des hommes.

Théoriquement, elle reste utilisable pour calculer la mortalité des femmes, mais, comme le signalait L. Henry dans la lettre citée plus haut, il y a risque de biais "dans la mesure où la mortalité des enfants est liée à celle des mères et où la mortalité des femmes est liée à leur fécondité". Or, nous l'avons vu, il y a risque accru de mortalité pour les orphelins de mère. Reprenons le modèle proposé plus haut (tableau 4), en supposant que l'ensemble des filles, orphelines ou non, soient soumises à la même mortalité du 15e au

---

(13) Lettre de L. Henry à l'auteur, citée dans l'article des Annales de démographie historique signalé en note 12.



20e anniversaire, et que toutes alors se marient. Voici la répartition qu'on observera lors du mariage:

	<u>Orphelines de père</u>		<u>Orphelines de mère</u>	
	sans surmortalité	avec surmortalité	sans surmortalité	avec surmortalité
1ère génération	37,8%	37,6%	32,2%	30,3%
2ème génération	42,2%	41,5%	35,4%	31,0%
3ème génération	48,2%	46,8%	35,3%	32,6%
3ème génération	56,4%	60,1%	40,1%	41,4%
Ensemble	44,6%	44,4%	35,1%	32,9%

Tableau 9 - INCIDENCE DE LA SURMORTALITE DES ORPHELINS SUR LA FREQUENCE DE L'ORPHELINAGE AU MARIAGE

On voit que la surmortalité des orphelins provoque une sous-estimation de la mortalité des adultes, surtout chez les orphelins de mère; mais l'écart est relativement faible, ce qui s'explique par le fait qu'on a beaucoup plus de chances de devenir orphelin une fois qu'on a échappé aux périls de la première enfance; autrement dit le risque d'orphelinage augmente aux âges où la mortalité des enfants diminue.

Conclusion: la fréquence de l'orphelinage parmi les nouveaux époux peut fournir une première approximation de la mortalité des adultes, du moins pour le sexe féminin à condition que soient connus:

- la survie des mères au mariage de leurs enfants,
- l'âge moyen des garçons et des filles au mariage,
- l'âge moyen à la paternité et à la maternité.

Or il est exceptionnel que ces conditions soient remplies dans le cadre d'une exploitation sommaire. L'application de la méthode exige en fait la reconstitution des familles, ce qui nous amène au 3ème point.

### 3. Les pistes ouvertes par la reconstitution des familles.

Même avec la reconstitution des familles, le calcul de la mortalité des adultes n'est pas facile, car une partie d'entre eux échappe à l'observation, dans une proportion variable selon l'âge; si bien que les résultats tirés des données disponibles ne peuvent être étendus à l'ensemble de la population. L. Henry, dans l'un de ses plus récents ouvrages (14), propose de n'étudier que les catégories assez peu mobiles pour que la proportion des décès manquants soit faible, par exemple les hommes nés sur place et les femmes nées et mariées sur place avec un homme lui-même né sur place.

3.1. Dans cet esprit, on peut explorer deux pistes fondées sur l'orphelinage: l'une consistant à étudier la mortalité des parents encore en vie au 15<sup>e</sup> anniversaire d'un enfant lui-même survivant; l'autre la fréquence de l'orphelinage avant 15 ans chez ces mêmes enfants. Reste à s'assurer que ces pistes ne soient pas semées de chausse-trappes.

3.1.1. Le premier procédé consiste à analyser la répartition par groupes d'âges des décès de parents d'enfants ayant survécu jusqu'au 15<sup>e</sup> anniversaire: autrement dit, les parents n'entrent en observation que si la présence d'un enfant, 15 ans au moins après la naissance, fait présumer qu'ils n'ont pas émigré. Effectivement, dans ces conditions, peu de décès de parents échappent à l'observation: par exemple, pour les cohortes nées de 1700 à 1759 dans le Vexin français, il ne manque que 40 décès de pères sur un total de 918. Pour simplifier les calculs, on a fait l'hypothèse qu'ils se répartissaient comme les autres (15) ce qui a permis de produire pour chaque sexe une double table de mortalité - l'une d'après l'orphelinage des garçons, l'autre d'après l'orphelinage des filles, dont la concordance générale est assez rassurante:

#### Mortalité des pères

Groupes d'âges	Pères de garçons			Pères de filles			Ensemble
	Décès obser- vés	Décès cumu- lés	Quo- tients	Décès obser- vés	Décès cumu- lés	Quo- tients	
40-49	24	398	0,060	32	479	0,067	0,064
50-59	97	374	0,259	111	447	0,248	0,253
60-69	120	277	0,433	141	336	0,420	0,426
70-79	128	157	0,815	150	195	0,769	0,790
80 et +	29	29		45	45		

(14) L. Henry - Technique d'analyse en démographie historique, Paris, I N E D, 1980, p. 127-134

(15) On n'a pas fait le calcul pour le groupe d'âges 30-39 ans où l'on n'a trouvé qu'un décès de père et 7 décès de mère

Mortalité des mères

Groupes d'âges	Mères de garçons			Mères de filles			Ensemble
	Décès observés	Décès cumulés	Quotients	Décès observés	Décès cumulés	Quotients	
40-49	14	426	0,033	19	537	0,035	0,034
50-59	77	412	0,187	100	518	0,193	0,190
60-69	131	335	0,391	167	418	0,400	0,396
70-79	161	204	0,789	197	251	0,784	0,787
80-89	43	43		54	54		

Tableau 10 - TABLES DE MORTALITE DES PARENTS D'ENFANTS VEXI-NOIS NON ORPHELINS A 15 ANS.

D'après ces éléments de table, on pourrait aisément calculer l'espérance de vie à 40 ans: elle serait de 26 ans environ pour les hommes et de 27 ans  $\frac{1}{2}$  pour les femmes.

Malheureusement, un simple examen montre que le calcul des quotients du premier groupe d'âges ne vaut rien: un grand nombre d'hommes et surtout de femmes n'entrent en observation qu'après 40 ans alors que la méthode des décès cumulés suppose qu'ils seraient tous observables dès le 40e anniversaire.

Effectivement, les résultats changent sensiblement lorsqu'on introduit dans le calcul tous les décès de parents survenus après 40 ans, que l'enfant ait survécu ou non jusqu'au 15e anniversaire:

Mortalité des pères

Groupes d'âges	Pères de garçons			Pères de filles			Ensemble
	Décès observés	Décès cumulés	Quotients	Décès observés	Décès cumulés	Quotients	
40-49	77	489	0,157	97	586	0,166	0,162
50-59	128	412	0,311	143	489	0,292	0,301
60-69	126	284	0,444	150	346	0,434	0,438
70-79	129	158	0,816	151	196	0,770	0,791
80 et +	29	29		45			

Mortalité des mères

40-49	72	522	0,138	66	591	0,112	0,124
50-59	115	450	0,256	107	525	0,204	0,228
60-69	131	335	0,391	167	418	0,400	0,396
70-79	161	204	0,789	197	251	0,784	0,787
80 et +	43	43		54	54		

Tableau 11 - TABLES DE MORTALITE CORRIGÉES

Il y a amélioration évidente; l'espérance de vie à 40 ans descend à 23 pour les hommes et à 25 ans pour les femmes (16), mais, avec l'abandon du critère de présence des enfants, la méthode se ramène à celle des décès cumulés, qui n'est valable que dans des populations fermées et stationnaires (cas probable pour la population vexinoise de plus de 40 ans au milieu du XVIII<sup>e</sup> siècle).

3.1.2. Le second procédé consiste à mesurer l'âge à l'orphelinage chez les enfants encore en vie au 15<sup>e</sup> anniversaire. On en tire, par la méthode des décès cumulés, des quotients quinquennaux de mortalité après paternité et maternité. Le tableau suivant présente sommairement les résultats ainsi obtenus pour les cohortes nées dans le Vexin français de 1700 à 1759 (17):

Age des enfants à l'orphe.	Pères			Mères		
	Décès observés	Décès cumulés	Quotients	Décès observés	Décès cumulés	Quotients
0- 4	120	1244	0,096	64	652	0,098
5- 9	91	1124	0,081	64	588	0,109
10-14	125	1033	0,121	62	524	0,118
15 et +	908			462		

Le point faible de ce procédé, c'est la détermination de la population en observation: le nombre de nouveaux orphelins par âge est bien connu jusqu'au 15<sup>e</sup> anniversaire; au delà, on en perd de vue un grand nombre: il y a certainement beaucoup plus de 908 enfants qui deviennent orphelins de père après 15 ans, et plus de 462 orphelins de mère. La mortalité est donc surestimée. Par contre, si l'on faisait intervenir au dénominateur, non les décès cumulés, mais le nombre des naissances, on la sous-estimerait fortement.

3.2. Nous voici donc ramenés au procédé que j'ai préconisé en 1978 (18) : l'étude de la mortalité des couples féconds selon les trois principes suivants:

- 
- (16) Les valeurs calculées par Y Blayo pour l'ensemble de la population française sont, dans la décennie 1750-1759, de 23,9 pour les hommes et de 25,1 pour les femmes; (Cf Population, Numéro spécial "Démographie historique", nov. 1975, p. 141).
- (17) Les calculs ont été faits par J.P. Bardet, qui a écrit un programme spécial à cette intention.
- (18) Voir note 12 - Pour le détail des calculs et les précautions à prendre, on se reportera à cet article.

- 1- L'entrée des parents en observation est constituée par la première naissance enregistrée sur place (et non par le mariage).
- 2- La sortie d'observation est constituée par le dernier décès sur place d'un enfant de moins de 15 ans (et non par le décès de la personne observée).
- 3- Au numérateur figurent les décès de parents survenus dans la période d'observation, au dénominateur le nombre de personnes observées en début de période.

Le seul risque de biais est que le dernier décès d'enfant de moins de 15 ans enregistré sur place entraîne celui des parents, provoquant chez eux une surmortalité juste après la fin de la période d'observation; mais cette hypothèse n'a guère d'application pratique. Par contre la mortalité des mères au premier accouchement échappe à l'observation.

L'inconvénient de la méthode est qu'elle ne permet guère d'étudier que la mortalité des adultes relativement jeunes, non celle des personnes âgées. En effet, même dans la société traditionnelle, où l'âge au mariage était tardif, les décès d'enfants de moins de 15 ans surviennent rarement après le 55<sup>e</sup> anniversaire des parents.

\*  
\* \*

Conclusion générale - La fréquence de l'orphelinage ne reflète qu'imparfaitement la mortalité des adultes. Les proportions d'orphelins calculées d'après les listes nominatives et dans les actes de décès d'enfants ne peuvent être directement traduites en quotients de mortalité.

Tant qu'on n'aura pas construit de tables de correspondance, la voie d'approche la plus commode est l'étude de la survie des mères aux premiers mariages de leurs enfants; la plus sûre est l'étude de la mortalité des parents dont un enfant au moins décède sur place avant l'âge de 15 ans, mais elle nécessite la reconstitution préalable des familles.



## ORPHANHOOD AND ADULT MORTALITY IN POPULATIONS OF THE PAST, FROM FAMILY RECONSTITUTIONS: SOURCES, METHODS AND PROBLEMS.

The study of frequency of orphanhood in order to measure adult mortality can be undertaken from three sources: census, aggregative data of vital statistics and family reconstitutions.

### 1. Census

Detecting orphans on nominative lists is not an easy task. Moreover, the frequency of orphanhood does not fit with adult mortality, as a rough pattern, built from a reconstruction of rural population of Bassin Parisien (1671-1720) shows it (Tables 1, 2, 3 and 4). One could improve the results by studying, instead of the frequency of orphanhood, the one of families with orphans, but this comes to measuring adult mortality from the frequency of widowhood.

### 2. Aggregative data

With abstracts of vital statistics, one can study orphanhood among children who have died under 15, or among newly married people, when survivorship of parents is notified. The first process is ineffective (Table 5), chiefly on account of over-mortality of orphans (Tables 6 and 7); the second process (Table 8) seems available, at least to study mothers' mortality; for, in this case, over-mortality of orphans has smaller output (Table 9); but it is necessary to know ages at marriage and motherhood.

### 3. Family reconstitution

Even with family reconstitution, it is not easy to measure exactly adult mortality. A first process consists in studying the deaths of parents still living when their child himself is living at 15 (Table 10); it requires a correction for people under 50 (Table 11), and this unfortunately brings us back to the Halley method. Another process lies in measuring age at orphanhood for children still living at 15; but there are risks of bias.

So we have to come back to the method recommended in Annales de Démographie Historique, 1978: it consists in studying only the mortality of parents from the first birth registered to the last burial of a child under 15 in the same place.

