ALLAITEMENT, MORTALITE DE L'ENFANCE ET FECONDITE DANS UNE ZONE RURALE DU SENEGAL *

-:-:-:-:-:-:-:-

Pierre CANTRELLE - ORSTOM

Henri LERIDON - INED

-:-:-:-

Mai 1971.

* Cet article est la version en langue française d'une étude publiée en 1971 in "Population Studies" sous le titre :

- Breast-feeding, child mortality and fertility in a rural zone of Senegal.

I - INTRODUCTION

Les données analysées dans la présente étude ont été recueillies au cours d'une enquête démographique à passages répétés, au Sénégal dans la région du Sine-Saloum (1). Seules les données concernant la zone du Sine (Niakhar) sont analysées ici.

Au départ, l'objectif de cette enquête était d'essayer une méthode plus précise que l'enquête rétrospective au cours d'un passage unique, utilisée jusqu'alors pour estimer les taux de fécondité et de mortalité, en Afrique intertropicale. La prolongation de l'observation pendant au moins cinq cycles annuels complets devait permettre une analyse longitudinale et notamment celle des intervalles entre naissances(§).

Situation de l'observation.

La zone observée est située à 150 kms de Dakar, Capitale du Sénégal. Elle comprend l'arrondissement de Niakhar, dans le département de Fatik, en totalité soit 33.000 habitants répartis en 65 villages, sur 400 km2.
Elle est peuplée de paysans Sérers qui occupent de façon stable le sol.
A la culture traditionnelle du mil est venu s'ajouter celle d'un produit industriel, l'arachide, qui a eu pour effet de réduire les superficies réservées aux cultures vivrières et aux pâturages; cette évolution a été accélérée par l'accroissement naturel de la population que n'a pas compensé une émigration suffisante. Il s'ensuit une certaine surpopulation au regard de la production et des disponibilités alimentaires (notamment en protéines), que risque d'aggraver certaines années l'insuffisance des pluies (moyenne annuelle 800 mm). Cette situation influe sans doute sur le niveau de mortalité décrit plus loin.

(§) Le financement de l'enquête a été assuré grâce à une subvention du Fond d'Aide et de Coopération de la République Française, pour la période 1963-65, puis de l'Organisation Mondiale de la Santé, Unité de Recherches sur la Reproduction Humaine, pour la période 1966-67.
L'enquête a été réalisée en collaboration entre le Service de la Statistique du Sénégal et l'ORSTOM ; l'exploitation et l'analyse ont été traitées à l'INED.

(1) CANTRELLE P. : Etude démographique dans la région du Sine-Saloum (Sénégal) Etat civil et observation démographique.
Travaux et documents de l'ORSTOM n° 1, ORSTOM, Paris, 121 p. 1969.

Les saisons sont nettement différenciées. A une saison sèche relativement fraîche au début, puis chaude, succède presque sans transition la saison des pluies. Les précipitations sont concentrées sur trois mois, mi-juillet à mi-octobre. C'est pendant cette saison que sont effectués les travaux des champs ; elle correspond à la fois à une période de moindres disponibilités alimentaires avant la récolte, et à une augmentation de l'endémie palustre. Les diverses récoltes s'échelonnent entre Septembre et Novembre.

Il existe un centre médical pourvu de quelques lits et une maternité au chef-lieu du département, en dehors de la zone, et dans celle-ci trois dispensaires avec un infirmier de formation sommaire, dont le rayon d'action et les moyens sont très réduits.

La densité médicale est de l'ordre d'un médecin pour 120.000 habitants, et un infirmier pour 12.000 habitants.

La seule protection médico-sanitaire, touchant déjà l'ensemble de la population au moment de l'enquête, était la vaccination contre la variole et la fièvre jaune ; le dépistage et les soins de la lèpre et de la maladie du sommeil étaient également organisés. La prévention contre le paludisme n'était guère avancée dans cette zone à l'époque. La protection contre la rougeole par vaccination a commencé en 1966.

En résumé il s'agit d'une économie de subsistance en milieu intertropical sec, dont la protection sanitaire est limitée à un nombre réduit d'affections.

En ce qui concerne plus particulièrement le contexte de la fécondité, le mariage a lieu très jeune, peu après la puberté.

La reprise des rapports après un accouchement interviendrait après un délai de l'ordre de deux mois, quelle que soit la religion (fond animiste, et minorités chrétienne et musulmane). Il semble qu'aucune pratique contraceptive ne soit utilisée ni même connue alors que les femmes s'inquiéteraient plutôt d'une période de stérilité qui leur paraîtrait anormale.

Collecte des données.

L'inventaire initial nominatif de la population a été réalisé par enquête à domicile d'octobre à décembre 1962. Le fichier de population ainsi établi a été mis à jour lors de visites annuelles pour la période 1963-65.

Un fichier particulier a été dressé pour les femmes ayant eu une naissance vivante pendant la période 1963-65 : il a été mis à jour jusqu'au début de 1968. Des questions systématiques étaient posées par l'enquêteur sur les évènements pouvant être survenus depu s la dernière naissance.

Les gestations déclarées ou évidentes étaient enregistrées, et l'enquêteur en demandait le devenir lors de la visite suivante. Malgré ces précautions, il demeure un risque d'omission d'enfants nés et décédés dans l'intervalle entre deux visites, en particulier dans le cas d'un décès avant 8 jours. En effet, quelle que soit la religion, un nom est donné habituellement au huitième jour d'existence, et un enfant décédé pendant la première semaine risque d'être omis si les questions ne sont pas posées systématiquement. On peut supposer que ces omissions ne dépassent pas 10 % de la mortalité infantile, ce qui n'affecte guère les intervalles moyens entre naissances.

L'imprécision sur la date des divers évènements (naissance, décès, sevrage, migration) n'excède sans doute pas un mois. Remarquons enfin que la date du sevrage est peut-être plus facile à préciser que celle d'une naissance ou d'un décès, car elle est choisie le plus souvent par la famille, etce renseignement est volontiers donné à l'enquêteur, alors qu'une déclaration dr grossesse entraîne parfois des réticences.

DESCRIPTION DE L'ECHANTILLON

La présente étude est donc limitée à une seule zone, homogène, et dans laquelle les mouvements de population étaient peu importants. Le fichier utilisé concerne 8456 naissances vivantes, enregistrées essentiellement entre décembre 1962 et avril 1968. La dernière tournée s'étant déroulée de janvier à avril 1968, nous avons le plus souvent adopté comme date de fin d'observation le 15 décembre 1967 (date moyenne du dernier mois observé complètement).

Les renseignements disponibles étaient les suivants :

- numéro de famille
- rang de la naissance (parfois approximatif)
- nature de l'accouchement : simple ou multiple
- sexe de l'enfant
- date de naissance, en mois et année
- date de sevrage, en mois et année

- date de décès, en mois et année
- date et lieu de migration (à l'intérieur ou à l'extérieur de la zone d'observation), et éventuellement date de retour ultérieur dans la zone.

A ces renseignements, tous relatifs à une même naissance, nous avons ajouté quelques renseignements relatifs à la naissance suivante, le cas échéant :

- date de l'accouchement consécutif (mois et année)
- date de sevrage de l'enfant suivant (mois et année)
- date de décès de l'enfant suivant (mois et année).

Dans le tableau ci-après, nous donnons quelques distributions brutes relatives à ces variables.

DESCRIPTION DE L'ECHANTILLON

Rang de naissance	
1	1112
2	1233
3	1202
4	1161
5	1011
6	882
7	643
8	462
9	291
10	158
11	71
12 et plus	53
Inconnu	177
Total	8456

Sexe	
Masculin (M)	: 4233
Féminin (F)	: 4137
Inconnu	: 86
Total	: 8456
Rapport de masculinité : $(100 \frac{M}{F})$	= 102,3

Gémellité	
Accouchement simple	: 8274
Accouchement double	: 91
Total	: 8365
Proportion d'accouchements doubles (%)	: 1,09

Migrations	
Aucun changement de domicile	: 7615
Changement de domicile à l'intérieur de la zone	: 319
Emigrés hors de la zone	: 522
Total	8456

L'âge de la mère n'était connu que de manière très approximative, et n'a pas été codé. L'échantillon comprend des femmes à tous les âges de maternité - de 15 à 49 ans.

II - LA DUREE D'ALLAITEMENT

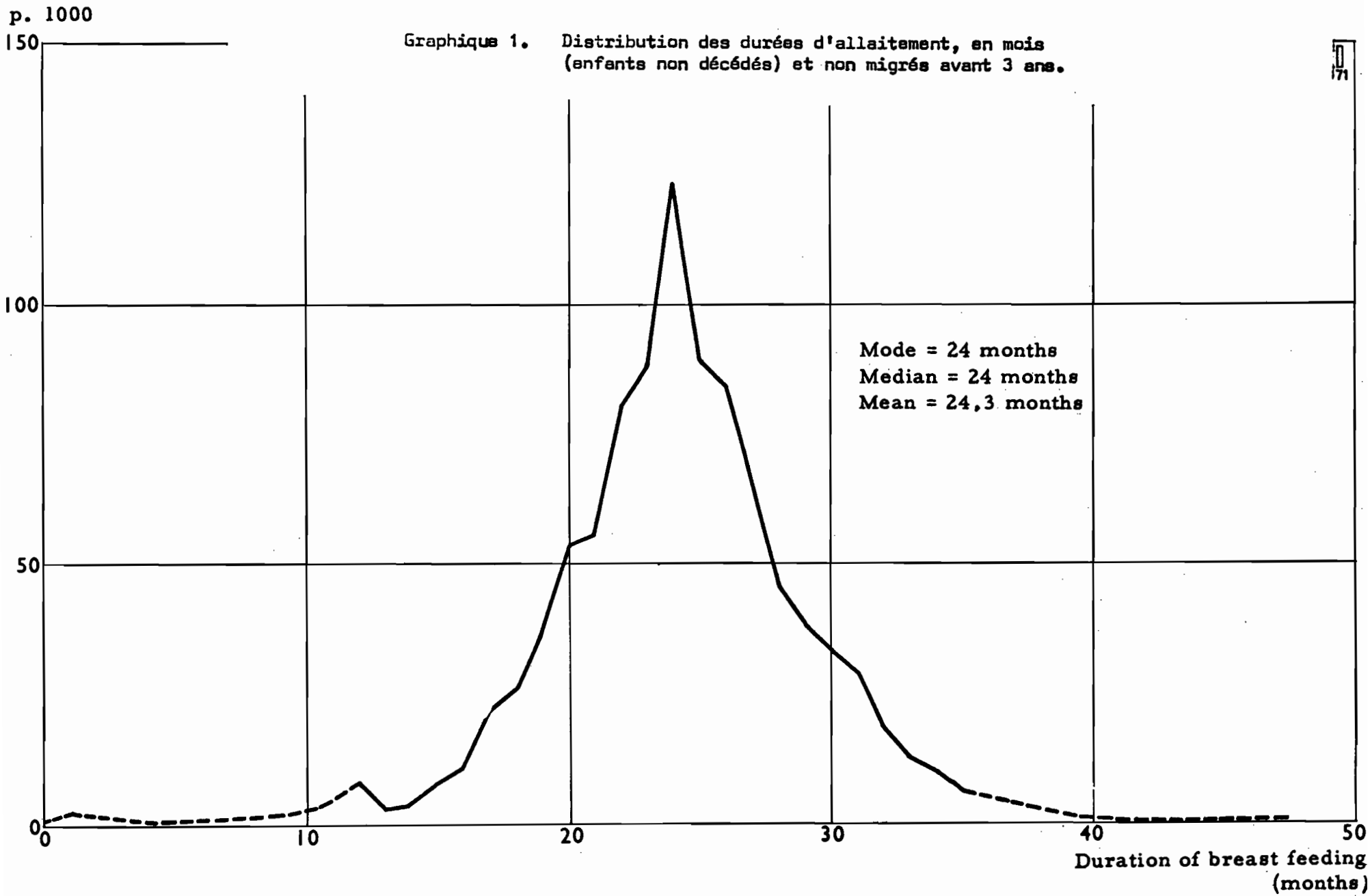
L'allaitement est particulièrement long (cf. tableau I). La distribution des âges au sevrage est concentrée entre 12 et 36 mois - le mode, la médiane et la moyenne étant tous voisins de 24 mois. L'examen de la courbe mois par mois (cf. graphique 1) montre que la pointe à 24 mois est assez marquée, ce qui - pensons-nous - correspond davantage à une coutume réelle (sevrage au moment du second anniversaire) qu'à une attraction de l'âge exact.

Nous n'avons pu mettre en évidence aucune différence significative selon le rang de la naissance - même pour le premier enfant - ni selon le sexe (colonnes 4 et 5 du tableau I).

TABLEAU I. Distribution des durées d'allaitement (enfants non décédés et non migrés avant 3 ans) (1).

Age au sevrage (en mois)	Nombre de sevrages (P. 1000)	Nombre d'enfants non encore sevrés (P. 1000)	Table par sexe : sexe masculin	Table par sexe : sexe féminin
0-2	5	1000		
3-5	1	995		
6-8	4	994		
9-11	10	990		
12-14	15	980	977	983
15-17	41	965	961	969
18-20	117	924	925	924
21-23	225	807	821	792
24-26	297	582	592	571
27-29	146	285	280	290
30-32	80	139	149	128
33-35	29	59	69	49
36-38	11	30	36	23
39-41	2	19		
42-44	2	17		
45-47	2	15		
48 et plus	13	13		
Age moyen (en mois) :	24,3		24,5	24,1

(1) ou avant 4 ans pour les sevrages de 36 à 48 mois.



Graphique 1. Distribution des durées d'allaitement, en mois (enfants non décédés) et non migrés avant 3 ans.

Tous ces résultats concernent des enfants non migrés et non décédés avant leur 3ème anniversaire (ou même leur 4ème pour les sevrages postérieurs à 36 mois). Le but de notre étude étant de mettre en évidence les interrelations entre l'allaitement, la mortalité infantile et la fécondité, nous avons examiné l'âge au sevrage des enfants décédés "précocement", mais déjà sevrés avant leur décès. Pour cela, nous avons construit une table de sevrage pour les enfants décédés entre 2 et 4 ans, en construisant la partie 0-23 mois à l'aide des observations relatives aux enfants décédés entre 2 et 3 ans, et la partie 24-35 mois à l'aide des observations relatives aux enfants décédés entre 3 et 4 ans.

Contrairement à ce qu'on pourrait attendre, en supposant à priori que les enfants décédés précocement sont aussi des enfants sevrés précocement, l'âge moyen au sevrage de ces enfants est plus élevé que celui des enfants non décédés (tableau II). L'explication de cette observation pourrait être que l'allaitement au sein d'un enfant dont la santé se révèle fragile est souvent prolongé, sans que cela suffise toujours a éviter son décès quelque temps après le sevrage. Ce résultat, en tout cas, nous sera utile un peu plus loin.

TABLEAU II. Distribution des durées d'allaitement, pour les enfants décédés entre 2 et 4 ans et sevrés avant leur décès.

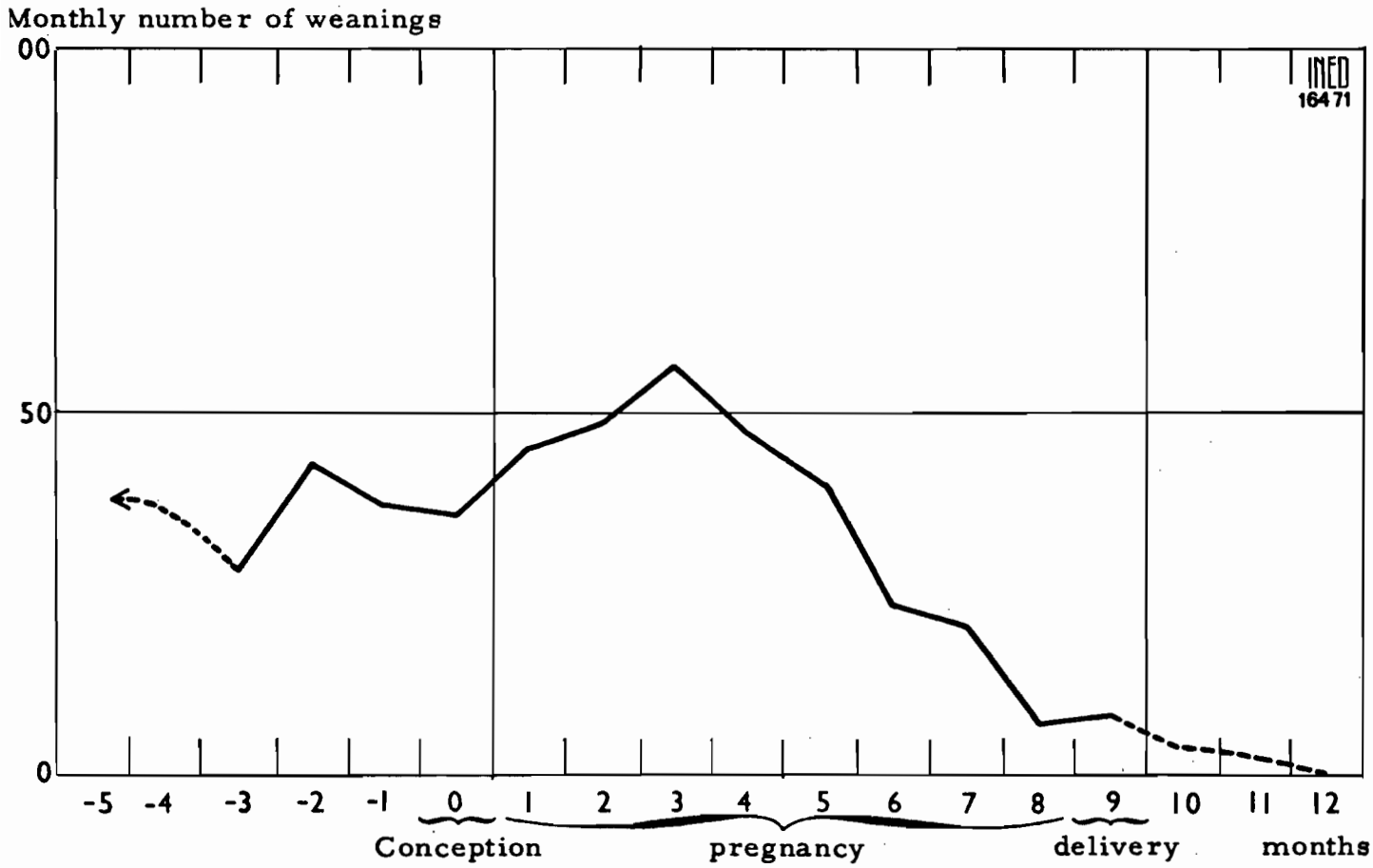
Age (en mois)	Nombre d'enfants non encore sevrés : décédés 2-4 ans.	Non décédés (rappel tableau I)
0	1000	1000
12	985	980
15	975	965
18	931	924
21	862	807
24	640	582
27	333	285
30	160	139
33	133	59
36	107	30
Age moyen au sevrage	25,6	24,3

Nous aurons également à nous préoccuper de l'âge au sevrage, ou de l'âge au décès, selon la durée de l'intervalle entre la naissance et la conception suivante (en fait, il ne s'agit que des conceptions d'enfants nés vivants, puisque notre observation ne tient pas compte des fausses-couches). C'est pourquoi nous donnons au tableau III une distribution des sevrages repérés par rapport à la grossesse suivante (voir aussi le graphique 2). Ce tableau repose sur 3158 observations.

TABLEAU III. Distribution des sevrages par rapport à la grossesse suivante.

Moment du sevrage	Nombre de sevrages (0/00)	Nombre cumulé
4 mois au moins avant la conception suivante :	555	555
3 mois avant la conception suivante	28	583
2 mois avant la conception suivante	43	626
1 mois avant la conception suivante	37	663
à 0 mois de grossesse	36	699
à 1 mois de grossesse	45	744
à 2 mois de grossesse	48	792
à 3 mois de grossesse	56	848
à 4 mois de grossesse	47	895
à 5 mois de grossesse	40	935
à 6 mois de grossesse	23	958
à 7 mois de grossesse	20	978
à 8 mois de grossesse	7	985
le mois de l'accouchement suivant.	8	993
Après l'accouchement suivant.	7	
Ensemble	1000	1000

Graphique 2. Distribution des sevrages par rapport à la grossesse suivante (pour 1000 sevrages avant, pendant ou après grossesse suivante)



On constate que dans 30 % des cas, quand survient la conception suivante, l'allaitement de l'enfant précédent est encore en cours ; après quatre mois de grossesse, 10 % des mères allaitent encore ; et le mois de l'accouchement, il en reste 1,5 %.

Enfin, dans le cas de jumeaux, le sevrage est presque toujours simultané, et la durée de l'allaitement est voisine de celle des autres enfants.

III - LA MORTALITE DE 0 à 5 ANS

La table de mortalité du tableau IV a été établie à partir de l'ensemble des observations, sans les enfants ayant migré. Elle repose donc sur un effectif variable selon les âges, puisque la durée d'observation est fonction de la date d'entrée en observation, Les effectifs relatifs à chaque année d'âge sont les suivants :

0 à 1 an	:	5768
1 à 2 ans	:	3602
2 à 3 ans	:	1813
3 à 4 ans	:	810
4 à 5 ans	:	406

Dans ce même tableau IV, figurent des quotients à dimension trimestrielle et à dimension annuelle. Dans le tableau IV bis, la table est détaillée mois par mois de 0 à 1 an.

Dans les deux cas, nous avons adjoint une "table corrigée", L'échelle des âges dans les tables brutes, en effet, est en réalité décalée de un demi mois pour la raison suivante : les dates des divers évènements (naissance, décès, etc...) n'étaient connues qu'avec la précision du mois. Ainsi, un enfant né en janvier et décédé en février (de la même année) était codé "décédé à un mois", ce qui correspond à une durée de vie égale, en moyenne, à un mois exactement, et non pas à un mois et demi (c'est-à-dire à un mois révolu).

La correspondance entre les échelles mensuelles des deux tables est donc la suivante :

âge inscrit	table brute	table corrigée
0	0-0,5 mois	0-1 mois
1	0,5-1,5 mois	1-2 mois
2	1,5-2,5 mois	2-3 mois
etc...	etc...	etc...

TABLEAU IV. Mortalité de 0 à 5 ans : tables par trimestre et par année.

Age en mois révolus (a)	Survivants	Table brute Décès	quotient trimestriel	quotient annuel	Table corrigée quotient trimestriel	quotient annuel
0	1000	73	0,073	0,205	0,080	0,210
3	927	35	0,038		0,037	
6	892	42	0,047		0,050	
9	850	55	0,065		0,062	
12	795	52	0,066	0,194	0,061	0,202
15	743	35	0,047		0,057	
18	708	36	0,051		0,053	
21	672	31	0,046		0,050	
24	641	29	0,046	0,139	0,044	0,129
27	612	23	0,038		0,037	
30	589	21	0,035		0,029	
33	568	16	0,029		0,025	
36	552	10	0,017	0,053	0,020	0,049
39	542	9	0,016		0,015	
42	533	5	0,010		0,009	
45	528	5	0,009		0,006	
48	523	2	0,003	0,021	0,006	0,023
51	521	5	0,010		0,006	
54	516	4	0,007		0,006	
57	512	0	0,000		0,006	
60	512					
Ensemble 0-5ans	-		-	$q_{0-5} = 0,498$		$q_{0-5} = 0,490$

(a) âge révolu pour la table corrigée, et âge "moyen exact" pour la table brute (cf. p. 8)

TABLEAU IV bis. Mortalité de 0 à 1 an (tables par mois).

Age en mois révolus	Table brute Survivants	Décès	quotient mensuel	Table corrigée quotient mensuel
0	1000	49	0,049	0,056
1	951	14	0,015	0,014
2	937	10	0,011	0,012
3	927	14	0,015	0,011
4	913	11	0,012	0,012
5	902	10	0,011	0,014
6	892	11	0,012	0,015
7	881	15	0,017	0,017
8	866	16	0,019	0,019
9	850	18	0,021	0,022
10	832	19	0,023	0,022
11	813	18	0,022	0,020
12	795			

Et de même, la correspondance entre échelles trimestrielles est la suivante :

Âge inscrit	table brute	table corrigée
0	0-2,5 mois	0-3 mois
3	2,5-5,5 mois	3-6 mois
6	5,5-8,5 mois	6-9 mois
etc...	etc...	etc...

Les tables"corrigées" ont été obtenues par interpolation après lissage des courbes de survivants.

Le premier résultat important est le niveau de la mortalité infantile (0 à 1 an) : 210 pour mille. Ce quotient est comparable à ceux de l'Europe ancienne (vers le XVIIIème siècle).

Mais les quotients suivants sont surprenants : le quotient de 1 à 2 ans, en effet, est du même ordre de grandeur que le quotient de 0 à 1 an (202 pour mille). Le quotient global de 1 à 5 ans atteint 355 pour mille, ce qui ne laisse finalement que 510 survivants à 5 ans.

L'examen du graphique 3 permet de mieux prendre la mesure du phénomène : alors que le début de la courbe est normal (rapide diminution des quotients au cours des premiers mois), on constate une remontée spectaculaire du 5ème au 10ème mois, la diminution ne reprenant quevers un an. Cette évolution est tout à fait inhabituelle, et ne cadre avec aucune des "tables-types" de mortalité existantes.

A titre de comparaison, nous avons porté sur ce graphique les quotients relatifs à la région Bretagne-Anjou, entre 1740 et 1830. (1) Le premier quotient annuel est du même ordre de grandeur : 228 pour mille. Mais les décès sont davantage concentrés dans le premier mois (118, contre 56 au Sénégal), et la remontée du quatrième trimestre est presque absente.

Une autre manière de mettre en évidence cette anomalie est de reporter sur un graphique les décès cumulés, selon la méthode proposée par J. Bourgeois-Pichat (échelle log 3). Alors que les points représentatifs devraient être sensiblement alignés, au moins de 0 à 12 mois, on constate une nette cassure dès le 5ème mois, la courbe ne s'infléchissant à nouveau que vers 3 ans (graphique 4).

Mortalité selon le sexe.

De 0 à 3 ans, on observe une très légère surmortalité masculine, mais les écarts ne sont pas significatifs (2) :

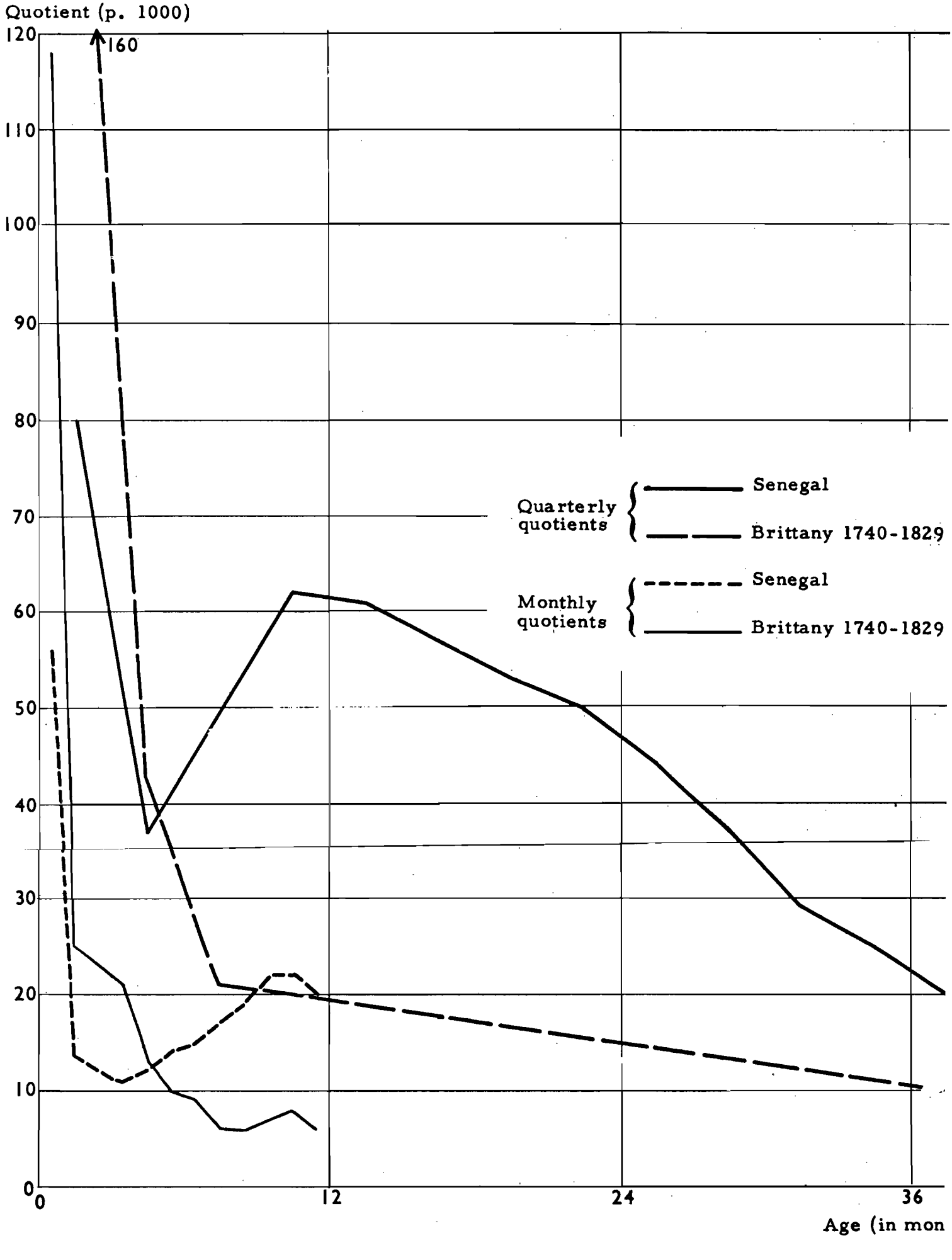
Quotient annuel	Sexe masculin	Sexe féminin
q_{0-1}	0,206	0,193
q_{1-2}	0,210	0,198
q_{2-3}	0,140	0,139

Remarque : Dans la suite de cet article, et afin d'éviter de fastidieuses "corrections", nous utiliserons toujours les tables brutes de mortalité, non corrigées du décalage signalé plus haut.

(1) BLAYO Y. HENRY L. Données démographiques sur la Bretagne et l'Anjou de 1740 à 1829. Annales de démographie historique, Paris, Sirey pp. 91-171 - 1967.

(2) Test de X2 : seuil à 5 %.

Graphique 3. Quotients de mortalité de 0 à 5 ans (par trimestre, et par mois de 0 à 1 an)



Mortalité selon le rang de naissance.

L'effet du rang de naissance doit normalement s'étudier à l'intérieur d'une même famille, autrement dit pour chaque dimension finale de la famille. Nos observations ne permettent pas d'utiliser cette méthode. Mais la restriction dans l'interprétation qui en résulte se trouve atténuée par la grande homogénéité du milieu, tant du point de vue social que démographique (toute limitation volontaire des naissances étant exclue, les familles de faible dimension finale sont rares). Les résultats rappellent d'ailleurs ceux de E. GAUTIER et L. HENRY à CRULAI : la mortalité passe par un minimum pour les rangs intermédiaires.

Deux écarts sont significatifs :
- pour le rang 1, nette surmortalité jusqu'à 2 ans;
- pour les rangs élevés (7 et plus), surmortalité jusqu'à 1 an.

Quotient annuel	Rang 1	Rangs 2 et 3	Rangs 4-5 et 6	Rang 7 et+	Ensemble
q_{0-1}	0,237	0,182	0,185	0,238	0,205
q_{1-2}	0,250	0,206	0,188	0,206	0,194
q_{2-3}	0,143	0,152	0,148	0,105	0,139

Si l'on détaille le premier quotient annuel, on s'aperçoit que la surmortalité du rang 1 est concentrée dans le premier trimestre (116 p. mille), alors que la surmortalité des rangs élevés est répartie sur les quatre trimestres.

Mortalité des jumeaux.

La mortalité infantile des jumeaux est considérablement plus forte que celle des autres enfants : le premier quotient trimestriel est quatre fois plus fort chez les jumeaux, et le premier quotient annuel au moins deux fois plus fort.

	Jumeaux	Ensemble
Premier quotient mensuel (0-1)	0,230	0,049
Premier quotient trimestriel (0-3)	0,294	0,073
Premier quotient annuel (0-12)	0,476	0,205
Quotient de 0 à 3 ans (0-36)	0,632	0,448

53 % des jumeaux survivent au-delà de leur premier anniversaire (contre 80 % pour l'ensemble), et 37 % au-delà de leur troisième anniversaire (contre 55 % pour l'ensemble).(1)

Il est également intéressant d'étudier conjointement le sort de deux jumeaux d'une même paire. On constate, en effet, que 74 % des décès du premier mois sont simultanés (les deux jumeaux décèdent le même mois de calendrier, ou à moins d'un mois de distance), et qu'il en est de même pour 71 % des décès du premier trimestre.

On peut mettre en évidence cet "effet de grappe" de la manière suivante : si les probabilités de décès de deux jumeaux d'une même paire étaient strictement indépendantes (et donc identiques), la répartition des paires selon le nombre des décès serait :

aucun décédé : $(1-q)^2$
un seul décédé : $2q\ (1-q)$
deux décédés : q^2

q étant la probabilité de décès à l'âge considéré. Il suffit donc de comparer cette répartition théorique à la répartition réelle : c'est ce que nous faisons ci-dessous pour le premier mois et le premier trimestre.

Mortalité du premier mois (q = 0,230)

	aucun décès	1 décès	2 décès	Total
Répartition :				
- théorique	51	31	5	87
- observée	64	8	15	87

Mortalité du premier trimestre (q=0,294)

aucun décès	1 décès	2 décès	Total
39	32	7	78
50	8	20	78

Dans les deux cas, la distribution observée est très significativement différente de la distribution théorique : le nombre des "doubles décès", en particulier, est trois fois plus élevé.

(1)La surmortalité est donc limitée à la première année puisque le rapport des survivants à 3 ans et 1 an diffère très peu dans le cas des jumeaux 37/53 = 0,70) et pour l'ensemble 55/80 = 0,69).

IV. ETUDE DES SAISONNALITES.

Répartition des naissances selon le mois.

Dans le tableau V nous donnons les naissances enregistrées mois par mois de 1963 à 1967, puis la répartition (pour l'ensemble de ces cinq années) de 1200 naissances annuelles, et enfin cette même répartition lissée par une moyenne mobile sur trois mois.

TABLEAU V. Répartition des naissances selon le mois de l'année (1963-1967).

	Naissances enregistrées					Répartition de 1200 naissances annuelles	
	1963	1964	1965	1966	1967	moyenne simple	moyenne mobile (sur 3 mois)
Janvier	174	132	205	159	99	116	111
Février	134	139	159	117	110	99	104
Mars	116	119	151	105	142	96	95
Avril	129	95	156	95	111	89	90
Mai	142	100	110	78	126	84	83
Juin	111	89	108	101	99	77	80
Juillet	140	109	124	84	66	79	89
Août	153	138	166	135	140	111	100
Septembre	156	168	144	111	148	110	120
Octobre	113	220	232	164	190	139	111
Novembre	114	97	137	98	108	84	113
Décembre	176	155	182	108	147	116	105
Total	1658	1561	1874	1355	1486	1200	1201

La pointe d'octobre est assez importante, puisque le chiffre correspondant (139) est supérieur de 80 % au minimum, observé en juin (77). Comme elle est suivie par un minimum relatif en novembre, cette pointe se trouve fortement atténuée par

le lissage (1) : la moyenne des trois mois : août - septembre - octobre est, cependant, supérieure, de 50 %, à celle des trois mois précédents (120 contre 80).

Ainsi les conceptions passent par un minimum à la saison des pluies et un maximum dans le trimestre qui suit, qui est aussi le premier après les récoltes. On doit donc se demander s'il n'y a pas une influence de l'alimentation (en Europe le maximum était en mai-juin dans le passé).

Mortalité selon le mois de naissance.

Les études antérieures (2) laissaient déjà apparaître une forte surmortalité durant les mois de septembre, octobre et novembre, à cheval sur la fin de la saison des pluies à la mi-octobre. L'examen de l'âge au décès, mois par mois (de 0 à 36 mois), des enfants nés en 1963 et 1964 classés en 12 cohortes selon leur mois de naissance, fait apparaître une pointe de mortalité systématique au mois d'octobre. Ceci nous a incité à construire des tables de mortalité selon le mois de naissance. En pratique, nous avons dû opérer par trimestre pour atténuer les fluctuations aléatoires ; la décomposition de l'année en trimestres que nous avons retenue, est, parmi les trois possibles, celle qui accentue le plus les écarts.

Il y a en effet trois manières de grouper en trimestre les 12 mois de l'année. Le problème était, en constituant des cohortes suivies longitudinalement, de choisir celles-ci de telle sorte que les quotients trimestriels accusent au maximum les fluctuations saisonnières de la mortalité, et, en tout premier lieu, la pointe de septembre - octobre - novembre.

Le graphique 5 B montre que cet objectif est atteint en formant ainsi les trimestres :

Février - Mars -Avril
Mai - Juin - Juillet
Août - Septembre - Octobre
Novembre - Décembre - Janvier.

Sur cette figure, le quotient "3-6 mois" - qui, d'après ce que nous avons vu dans le paragraphe "mortalité de 0 à 5 ans" (cf. page 8), est en réalité un quotient 2,5-5,5 mois - est parfaitement centré sur le mois d'octobre et supporte la quasi-totalité de la pointe saisonnière.

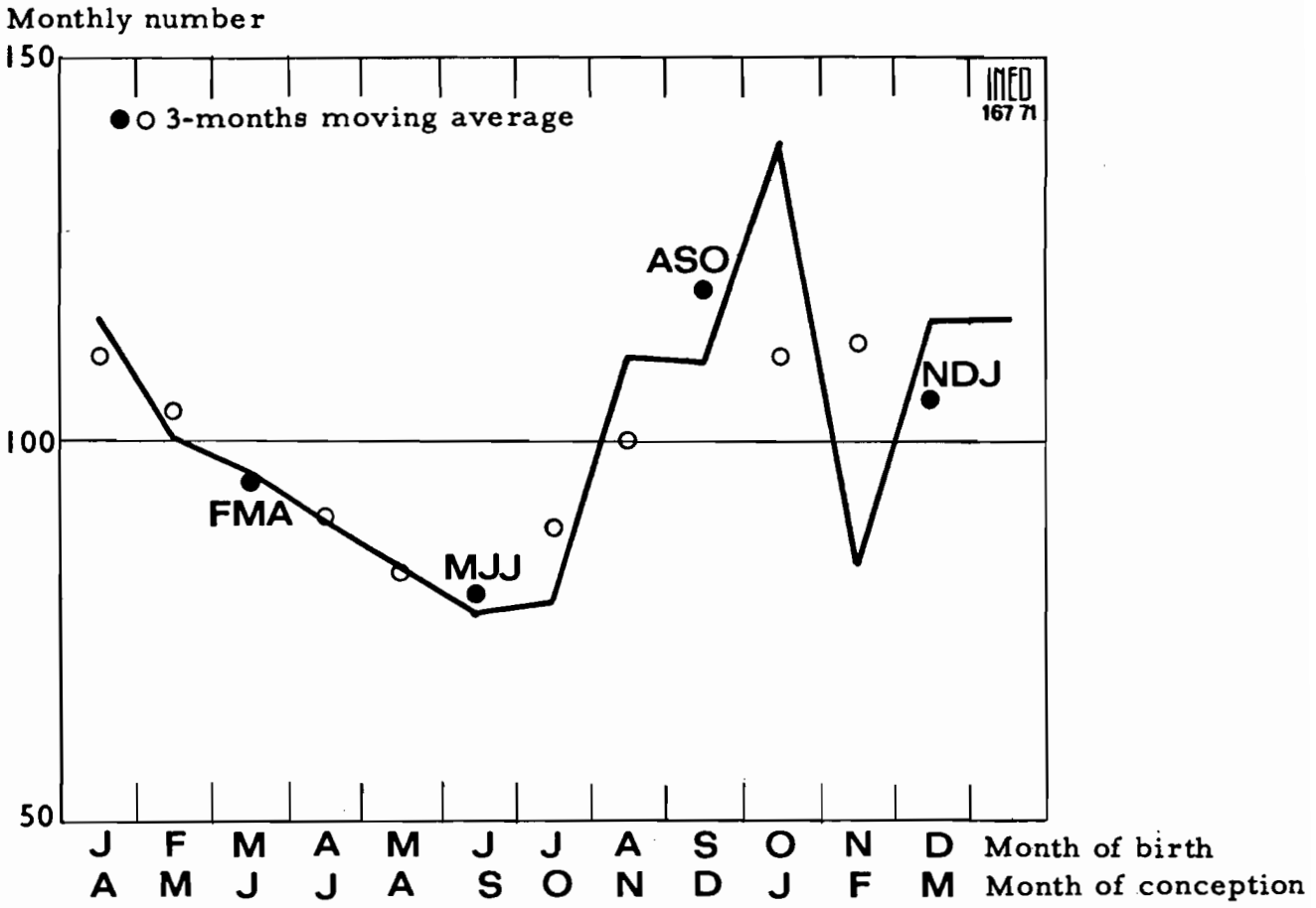
Il en sera de même pour le quotient 0-3 mois dans la cohorte suivante : août - septembre - septembre, et ainsi de suite.

---

(1) Normalement, on ne devrait pas atténuer le mouvement saisonnier par l'emploi de moyennes mobiles; mais ici, l'attraction de certains mois (octobre en particulier) fausse ce mouvement ; la moyenne mobile donne alors une image plus proche de la réalité.

(2) Voir en particulier : "Mortalité de l'enfant dans la région de KHOMBOL-THIENABA (Sénégal)", par P. CANTRELLE, M. DIAGNE, N. RAYBAUD, B. VIGNAC, Cah. O.R.S.T.O.M. Sér. Sc. Hum., Vol. VI, n° 4, 1969.

Graphique 5. Répartition par mois de 1200 naissances annuelles.



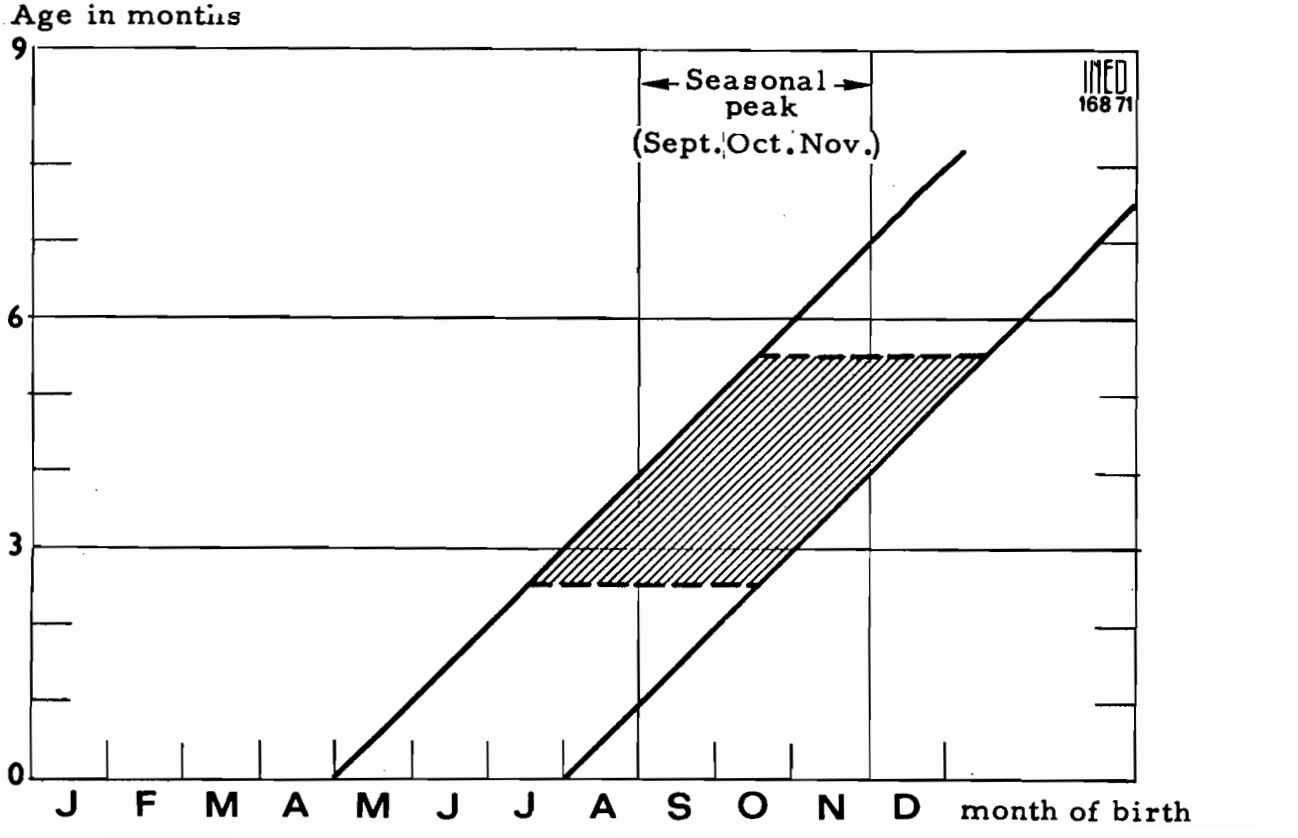
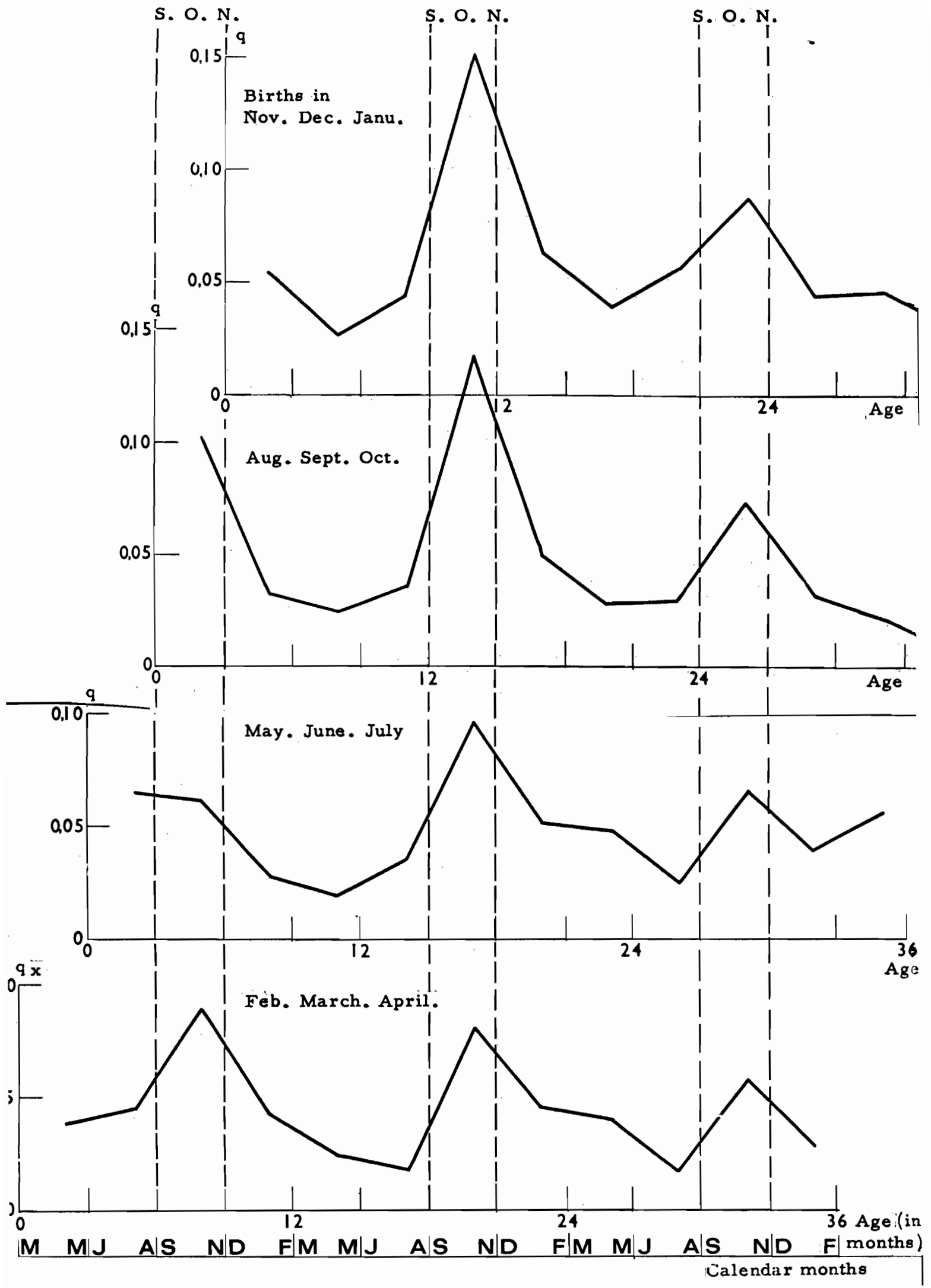


TABLEAU VI. Tables de mortalité (0-3 ans) selon le mois de naissance (enfants nés en 1963 et 1964).

Age (en mois)	Trimestre de naissance											
	Février - Mars - Avril			Mai - Juin - Juillet			Août - Septembre - Octobre			Novembre - Décembre - Janvier		
	Surv.	Décès	Quotient (P. mille)	Surv.	Décès	Quotient (p. mille)	Surv.	Décès	Quotient (p. mille)	Surv.	Décès	Quotient (p. mille)
0	1000	38	038	1000	65	065	1000	102	102	1000	54	054
3	962	43	045	935	57	061	898	29	032	946	25	026
6	919	82	089	878	24	027	869	21	024	921	40	043
9	837	35	042	854	16	019	848	30	035	881	137	156
12	802	19	024	838	29	035	818	112	137	744	47	063
15	783	14	018	809	78	096	706	34	048	697	27	039
18	769	63	082	731	37	051	672	19	028	670	37	055
21	706	32	045	694	33	047	653	19	029	633	56	088
24	674	27	040	661	16	024	634	46	073	577	25	043
27	647	11	017	645	42	065	588	18	031	552	25	045
30	636	36	057	603	23	038	570	12	021	527	15	028
33	600	17	028	580	32	055	558	4	007	512	15	029
36	583			548			554			497		
Décès 0-3 ans (p. mille)	417			452			446			503		

Graphique 6. Quotients trimestriels de mortalité selon le mois de naissance.



Les résultats qui figurent au Tableau VI reposent sur des effectifs variant, selon les cohortes, de 600 à 800. Les séries de quotients trimestriels ont été reportées sur le graphique 6, où les échelles d'âges sont décalées de manière à ce que l'on retrouve sur une même verticale le même mois de calendrier.

L'aspect absolument systématique de la surmortalité en septembre-octobre-novembre ressort clairement. Mais il est à noter que la pointe est particulièrement accusée quand l'enfant est âgé de 9 à 15 mois à ce moment, ce qui suggère que le mode observé à ces âges sur la courbe globale (cf. graphique 3) pourrait résulter de cette composante saisonnière. Avant d'étudier ce point, terminons-en avec l'analyse du tableau VI. Si l'on fait le bilan à 3 ans, on relève un écart important entre les deux groupes extrêmes (1) suivants :

enfants nés en Novembre-décembre-janvier : 50 % de décès de 0 à 3 ans

enfants nés en Février-mars-avril : 42 % de décès de 0 à 3 ans.

De ce point de vue, la répartition observée des naissances selon le mois n'est ni bonne ni mauvaise (cf. graphique 5), puisque le maximum comme le minimum de cette distribution ne coïncident avec aucun de ces groupes.

Une désaisonnalisation de la mortalité.

Le caractère assez exceptionnel de la surmortalité observée en octobre, et le fait qu'elle frappe inégalement selon l'âge des enfants, montrent qu'il y a conjonction entre une agression extérieure (liée au climat) et une réceptivité particulière. On peut donc imaginer que tout progrès en matière d'hygiène infantile, de lutte contre les infections, de nutrition, etc... entraînera une réduction sensible de la surmortalité saisonnière. C'est pourquoi nous avons cherché à savoir ce que serait la mortalité de 0 à 3 ans en l'absence de cette pointe saisonnière, en faisant à chaque âge la moyenne des trois quotients trimestriels les plus faibles, ce qui revient dans tous les cas (2) à exclure le quotient relatif au trimestre septembre-octobre-novembre (Tableau VII).

(1) Sur la base de cohortes mensuelles l'écart est plus fort encore : 55 % de décès parmi les enfants nés en Novembre, et 41 % parmi ceux nés en Février.

(2) Sauf pour le quotient 33-36 mois.

Graphique 7. Désaisonnalisation de la mortalité (de 0 à 3 ans)

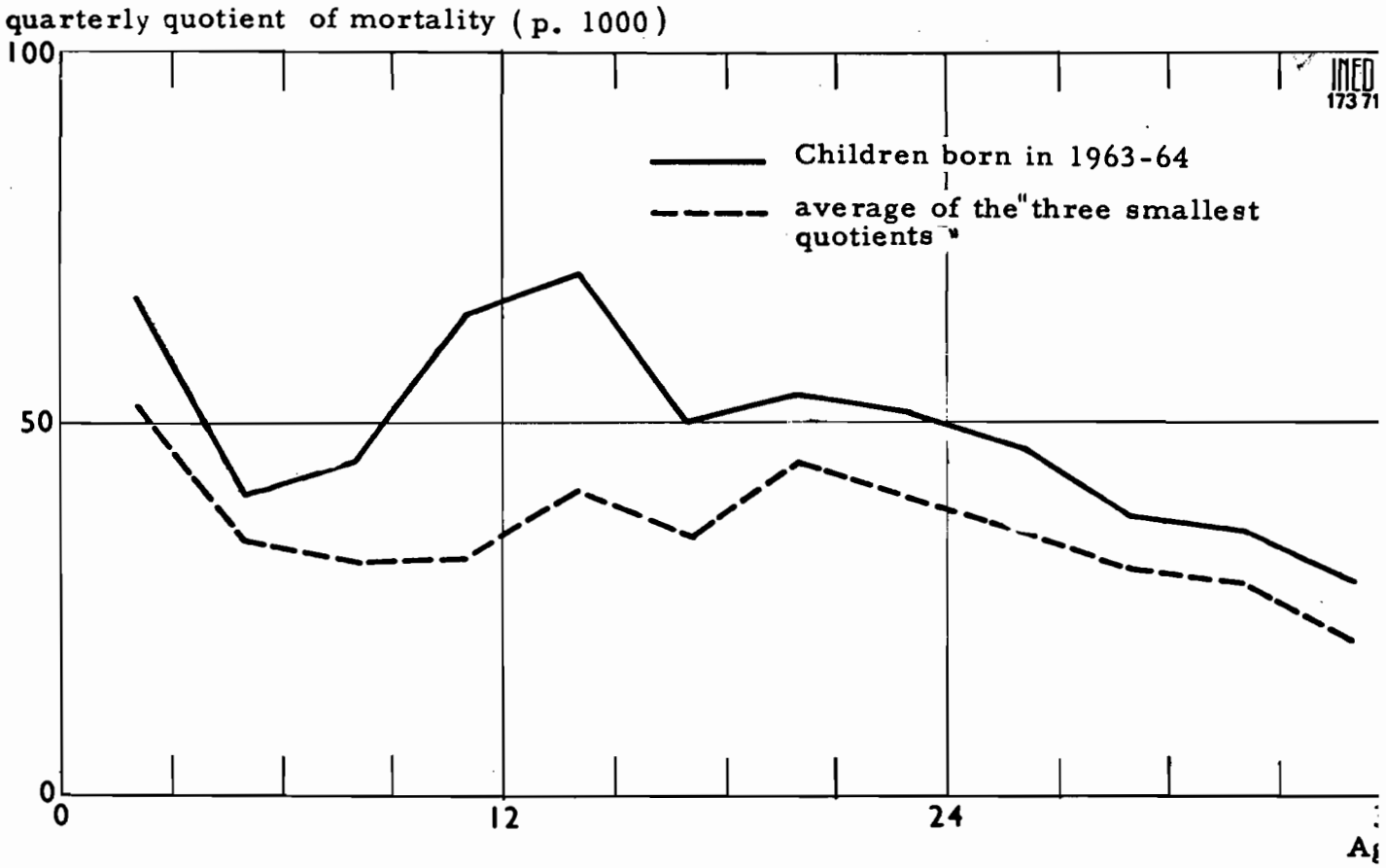


TABLEAU VII. Dé-saisonnalisation de la mortalité (de 0 à 3 ans).

Age en mois	Mortalité observée		Table "des trois plus faibles quotients"	
	Quotient (p. mille)	Décès	Quotient (p. mille)	Décès
0	067	67	052	52
3	040	37	034	32
6	045	40	031	28
9	065	56	032	28
12	070	56	041	35
15	050	37	035	29
18	054	38	045	36
21	052	35	040	30
24	047	30	036	26
27	038	23	031	22
30	036	21	029	20
33	029	16	021	14
0 à 1 an		200		140
0 à 3 ans		456		352

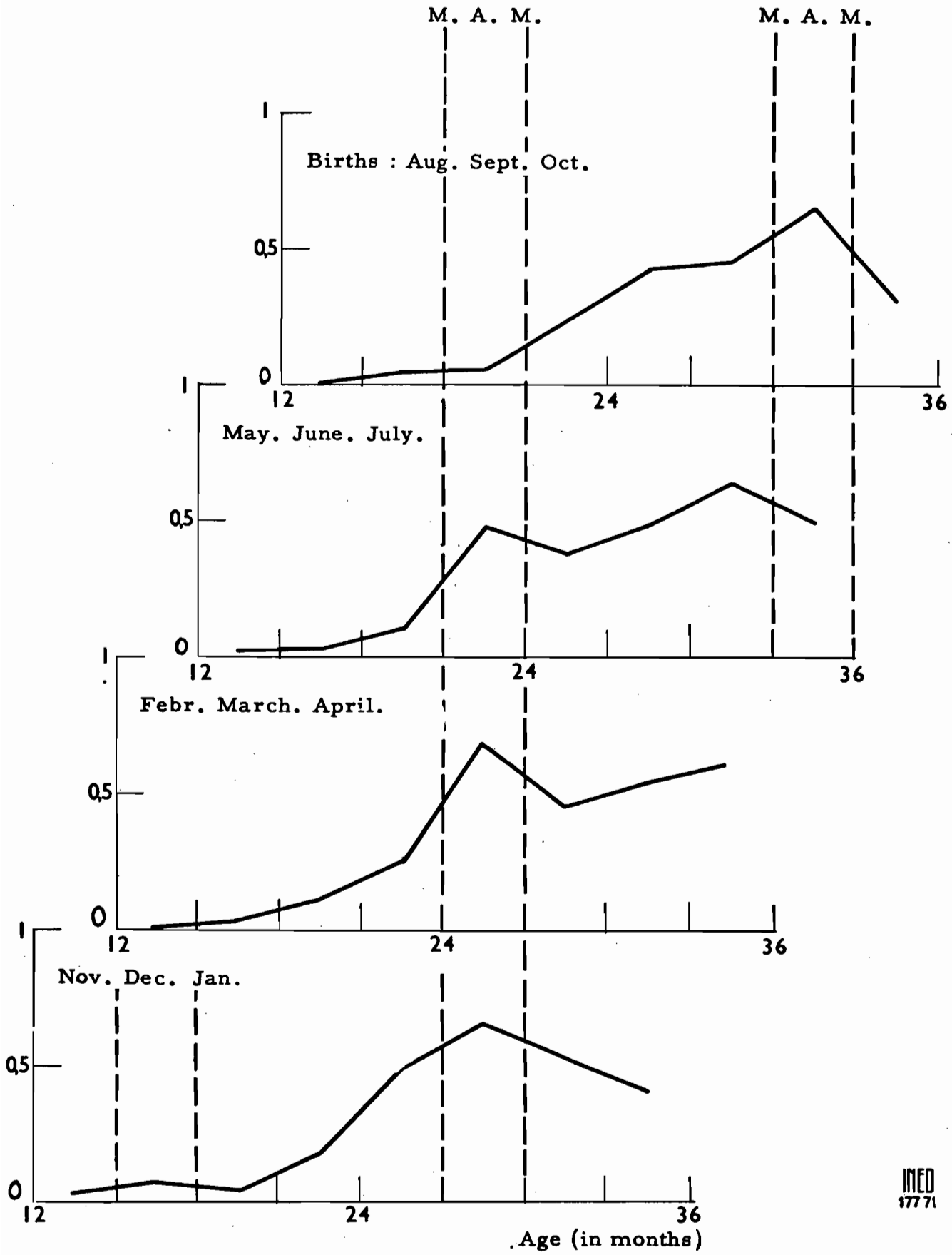
Pour la première année, la mortalité tombe de 200 à 140 p. mille (moins 30 %), et pour l'ensemble des trois premières années de 456 à 352 (moins 23 %). De plus, la forme de la courbe représentative de la série des quotients change nettement (graphique 7) : au lieu d'un mode marqué à 9-15 mois, on a un mode beaucoup moins net vers 18-21 mois, ce qui rapproche un peu la courbe des formes plus "classiques".

Le sevrage selon le mois de naissance.

La distribution des durées d'allaitement (graphique 1) s'est révélée d'une grande régularité, avec un mode marqué à 24 mois. Une durée d'allaitement égale à 24 mois signifie, avec nos conventions, que le sevrage a été opéré au cours du mois du second anniversaire.

S'il est possible que la coutume privilégie certains âges au sevrage (ici : le second aniversaire), on peut imaginer qu'elle privilégie aussi certaines périodes de l'année, en raison de migrations passagères, ou en relation avec la succession des récoltes. C'est pourquoi nous avons calculé, comme pour la mortalité,

Graphique 8. Quotients trimestriels de sevrage, selon le mois de naissance



des quotients trimestriels de sevrage selon le mois de naissance. Dans ce calcul (Tableau VIII) nous n'avons retenu que les enfants ayant survécu (sans migrer) jusqu'à 3 ans, et nous avons repris les mêmes cohortes trimestrielles que ci-dessus, parce qu'elles étaient à nouveau les mieux adaptées.

TABLEAU VIII. Quotients trimestriels de sevrage selon le mois de naissance (enfants nés en 1963 et 1964, non décédés).

Age (en mois)	Quotient (p. mille) selon le mois de naissance : Nov.-Déc.-Janv.	Fév.-Mars-Avril	Mai-Juin-Juillet	Août-Sept.-Oc.	Ensemble
0-12	013	020	023	010	017
12-14	027	010	020	006	016
15-17	076	027	024	044	043
18-20	053	115	114	050	121
21-23	187	250	480	235	289
24-26	498	681	388	428	510
27-29	650	450	494	445	524
30-32	528	545	650	655	603
33-35	412	600	500	316	445

Le graphique 8 a été construit selon la même méthode que le graphique 6. On y voit une seule pointe saisonnière à peu près nette : en Mars-Avril-Mai. Et du même coup, il n'apparaît plus aucune pointe qui puisse être attribuée à l'âge seul.

La surmortalité saisonnière ne paraît, en tout cas, pas directement liée au sevrage : celui-ci n'est aucunement accéléré au moment de la saison des pluies (juillet à octobre).

V. LES RELATIONS ENTRE LE SEVRAGE ET LA MORTALITE.

Nous abordons maintenant l'étude des interrelations entre trois variables:

- durée de l'allaitement
- mortalité infantile
- et fécondité (sous la forme de l'intervalle entre la naissance étudiée et la suivante).

Dans une très intéressante analyse de données relatives à des villages bavarois au XIXème siècle (1), J. KNODEL et E. van de WALLE avaient pu pousser assez loin ce type d'étude, et nous avons l'occasion de revenir sur certains de leurs résultats. Toutefois, les données qu'ils avaient collectées n'étaient pas individualisées en ce qui concerne l'allaitement : sur ce point, notre analyse sera donc largement complémentaire de la leur ; sur d'autres, elle ne pourra être qu'en retrait.

La première information dont nous disposions ici était une répartition des enfants décédés, selon l'âge, et selon qu'ils étaient décédés déjà sevrés, ou pas encore sevrés. Nous avons cherché à reconstituer cette répartition d'une manière théorique, par recombinaison des deux distributions suivantes :

- la table de mortalité générale (plus précisément, la table de mortalité des enfants pour lesquels le renseignement "sevré" ou "non sevré" était connu),
- et la table de sevrage (établie pour les enfants ayant survécu jusqu'à 3 ans).

Soient :

Sx les survivants à l'âge x,

Dx les décès entre les âges x et x + 3,

Qx le quotient de mortalité à l'âge x (Qx = Dx/Sx),

Bx le nombre des sevrages entre x et x + 3 en l'absence de mortalité (2ème colonne du Tableau I),

Ax le nombre d'enfants non encore sevrés à l'âge x, en l'absence de mortalité (3ème colonne du Tableau I).

La répartition des Sx survivants à l'âge x selon l'état de sevrage est la suivante :

$$S^N_x = Sx\ Ax_N \text{ survivants non encore sevrés}$$
$$S^S_x = Sx - S^N x \text{ survivants déjà sevrés}$$

En tenant compte de la mortalité, le nombre réel de sevrages entre x et x + 3 est :

$$Cx = Bx\ \frac{(Sx - Dx)}{2}$$

Et finalement, la répartition des Dx décès selon l'état de sevrage est la suivante :

$$D^N x = (S^N x - \frac{Cx}{2})\ Qx \text{ décès d'enfants non sevrés}$$

$$D^S x = (S^S x + \frac{Cx}{2})\ Qx \text{ décès d'enfants déjà sevrés.}$$

(1) J. KNODEL et E. Van de WALLE : "Breast feeding, fertility and infant mortality", Population Studies, Vol XXI n°2 (1967). J. KNODEL "Enfant mortality and fertility in three Bavarian villages", Population Studies, Vol XXII n° 3 (1968).

L'établissement de ces formules suppose naturellement une totale indépendance entre les deux risques : décès et sevrage. Si cette hypothèse est fortement erronée, la répartition théorique ainsi obtenue doit différer nettement de la répartition observée.

La lecture du tableau IX, ne permet guère de conclure à des écarts significatifs entre les deux répartitions.

TABLEAU IX. Répartition, par âge, des décès avant sevrage et après sevrage.

Age en mois	Décès attendus		Décès observés	
	enfants non sevrés	enfants déjà sevrés	enfants non sevrés	enfants déjà sevrés
0-2	157	0	152	5
3-5	88	1	88	1
6-8	84	1	83	2
9-11	131	2	132	1
12-14	126	3	125	4
15-17	85	5	87	3
18-20	83	13	87	9
21-23	57	24	61	20
24-26	35	46	33	48
27-29	13	49	14	48
30-32	6	52	16	42
33-35	5	39	1	43
Total (0-35)	870	235	879	226
Nombre d'enfants	2624		2624	

Il n'est cependant pas possible de conclure, a contrario, à l'indépendance totale des deux risques ; il peut exister plusieurs relations de dépendance, dont la somme aboutisse à une absence apparente de toute relation.

Rappelons, d'ailleurs, que nous avons déjà mis en évidence une telle relation assez faible, mais d'un sens inattendu (cf. Tableau II) : l'âge moyen au sevrage des enfants décédés entre 2 et 3 ans est légèrement plus élevé que celui des enfants survivant au-delà de 3 ans. Ce qui montre que le sevrage d'un enfant

fragile (et destiné à nourir précocement) peut être retardé ; et selon que l'allaitement sera prolongé jusqu'au décès de l'enfant ou arrêté avant, la proportion des décès d'enfants "avant sevrage" augmentera ou diminuera...

La mortalité après sevrage.

Pour préciser l'effet du sevrage sur la mortalité ultérieure, nous avons calculé des quotients de mortalité après sevrage. L'influence du sevrage dépendant certainement de l'âge auquel il est opéré, nous avons constitué diverses cohortes. On peut, en effet, considérer que des enfants sevrés par exemple vers 15 mois le sont en majorité précocement, pour des raisons accidentelles, et que ce sevrage met en danger leur santé ; par contre le sevrage d'un enfant à 24 mois plutôt qu'à 30 n'est pas forcément "anormal". En pratique, il serait intéressant de pouvoir constituer une première cohorte avec des enfants sevrés très précocement - avant 12 mois, par exemple. Mais le trop petit nombre de sevrages observés à ces âges rend l'analyse trop incertaine, et nous avons finalement retenu les groupes suivants :

enfants sevrés entre 12 et 18 mois,
enfants sevrés entre 18 et 24 mois,
enfants sevrés entre 24 et 30 mois,
enfants sevrés entre 30 et 36 mois,

Cet intervalle de 6 mois entre les âges au sevrage nous a permis d'avoir des groupes suffisamment nombreux. Mais le calcul des tables de mortalité gagne en précision à être fait trimestre par trimestre, en raison d'une part de l'échelonnement des "entrées" (la répartition mensuelle des sevrages n'est pas uniforme sur un intervalle de 6 mois, tant s'en faut), et d'autre part de la concentration de la surmortalité dans les premiers mois suivant le sevrage. Prenons, à titre d'exemple, le groupe d'âges au sevrage 18-23 mois (cet exemple est traité intégralement en annexe).

Le premier quotient (trimestriel) de mortalité après sevrage, q_{18}, est égal au nombre des décès après sevrage observés entre 18 et 21 mois (parmi les enfants sevrés dans ce même intervalle d'âges), divisé par la moitié du nombre des enfants sevrés dans cet intervalle d'âges (la moitié des "entrées" dans l'intervalle, l'effectif initial étant nul par hypothèse) (1) :

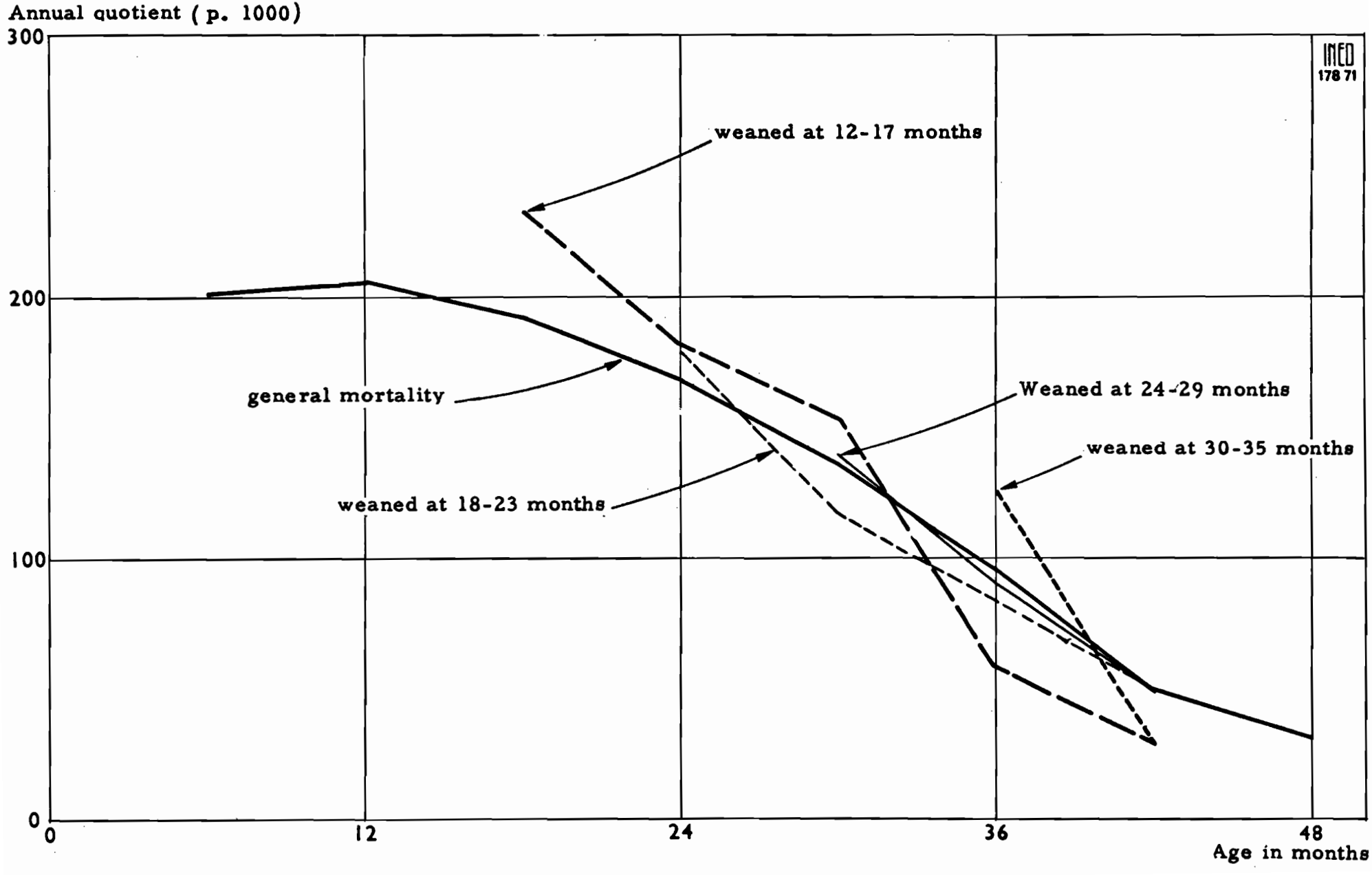
$$q_{18} = \frac{12}{0,5 \times 331} = 0,073$$

Le second quotient, q_{21}, est égal au nombre des décès après sevrage observés entre 21 et 24 mois, parmi les enfants sevrés entre 18 et 24 mois, divisé par la somme des survivants à 21 mois des enfants sevrés entre 18 et 21 mois (331 - 12 = 319) et de la moitié du nombre des enfants sevrés dans l'intervalle 21-24 mois :

$$q_{21} = \frac{33}{319 + (0,5 \times 662)} = 0,050$$

(1) En tenant compte des répartitions réelles des sevrages à l'intérieur de chaque trimestre (cf. graphique 1), le coefficient du dénominateur varierait de 0,4 à 0,6 selon les trimestres.

Graphique 9. Mortalité après sevrage : quotients annuels



Les autres quotients se calculent plus facilement, puisqu'il n'y a plus d'entrées après 24 mois.

Les tables trimestrielles ainsi obtenues ont l'avantage d'être fondées sur un calcul plus précis que ne l'auraient été des tables semestrielles ou annuelles - surtout pour la première année. Par contre, elles ont l'inconvénient d'amplifier les fluctuations aléatoires. Aussi avons-nous recacculé à partir des séries des survivants des quotients annuels : ce sont ces derniers qui figurent au Tableau X. Comme les âges de départ des diverses tables étaient décalées de 6 mois en 6 mois, nous avons calculé systématiquement des séries de quotients annuels décalées de 6 mois.

Le graphique 9 illustre la première partie de ce tableau - la seule qui nous occupe pour l'instant. Le premier quotient de chaque cohorte est toujours supérieur au quotient général du même âge. Mais les écarts ne sont sensibles que dans deux cas : à 12-17 mois et à 30-35 mois. Si l'on revient aux premiers quotients trimestriels, on constate que seul le quotient 12-14 mois (0,146) diffère nettement du quotient général 12-14 mois (0,066) (1).

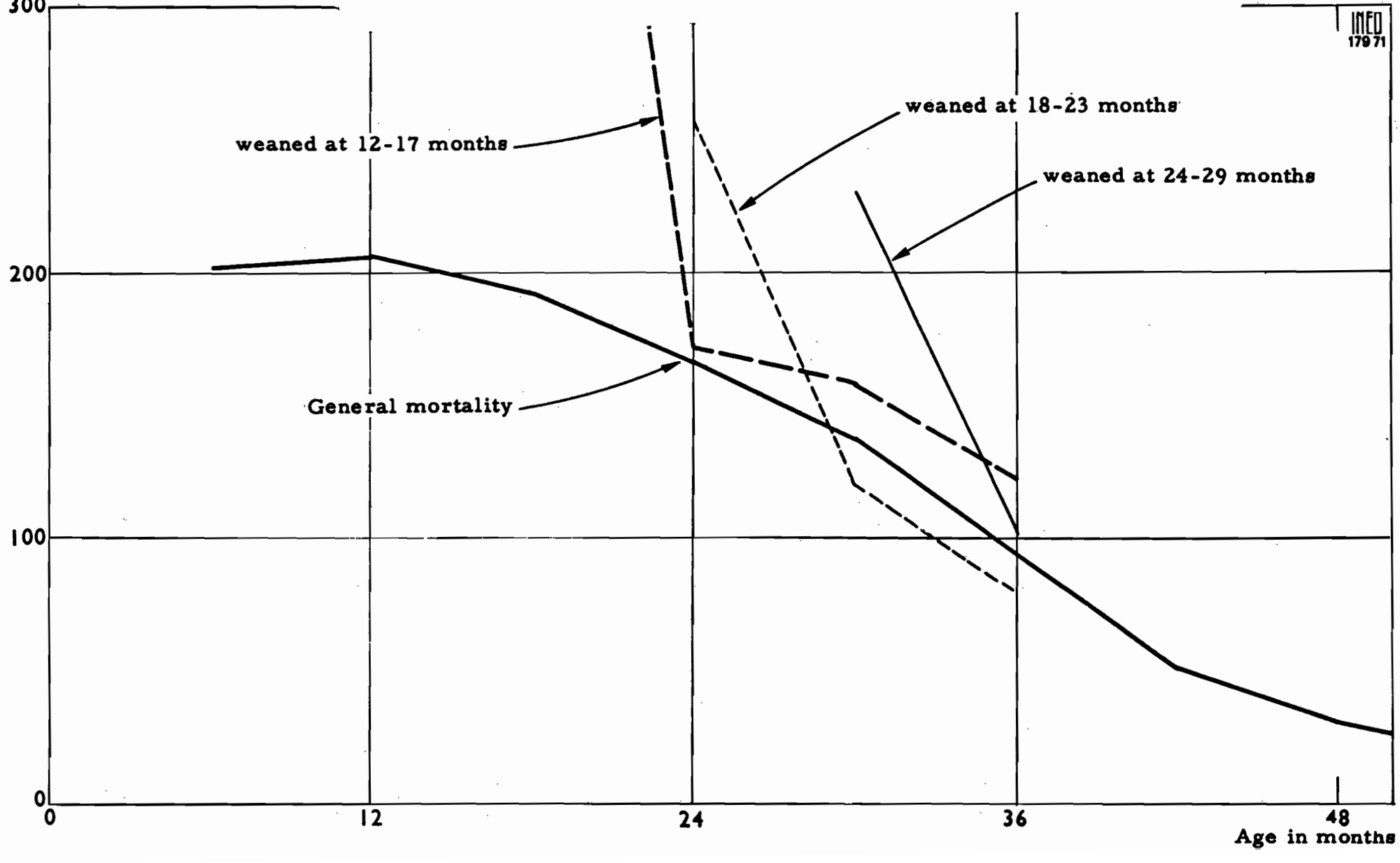
TABLEAU X. Mortalité après sevrage (Quotients annuels, pour mille).

Age au décès (mois)	Quotients après sevrage, selon l'âge au sevrage : 12-17	18-23	24-29	30-35	Enfants sevrés pendant grossesse suivante : 12-17	18-23	24-29	Rappel mortalité générale
12-23	234	-	-	-	483	-	-	194
18-29	182	181	-	-	172	256	-	168
24-35	154	117	141	-	159	120	230	139
30-41	058	084	90	124	123	82	103	95
	023	051	50	24	-	-	-	53

Pour essayer d'accentuer ces écarts, nous avons repris cette analyse sur un sous groupe d'enfants, sélectionnés par le fait qu'ils avaient été sevrés pendant la grossesse suivante. Nous avons vu plus haut que ce cas était assez fréquent -Tableau III), et il nous a semblé que la raison du sevrage était ici, du point de vue de l'enfant, suffisamment fortuite pour que l'on puisse la considérer

(1) Les tests statistiques de signification ne sont pas ici d'un grand secours, car d'une part on se trouve à la limite de leur condition d'emploi, et d'autre part les résultats sont eux-mêmes à la limite de la signification.

Graphique 10. Mortalité des enfants sevrés pendant la grossesse suivante : quotients annuels



comme indépendante de son propre état de santé ou de développement.

Les résultats de ce calcul (qui portaient sur un effectif réduit au tiers du précédent, environ) figurent dans la seconde moitié du tableau X, et sont illustrés par le graphique 10. Cette fois, le premier quotient - et lui seul, d'ailleurs - se détache très nettement, quel que soit l'âge au sevrage, mais surtout pour les enfants sevrés entre 12 et 18 mois. Il atteint, dans ce dernier cas, près de 500 pour mille, contre moins de 200 pour la mortalité générale.

Nous sommes donc parvenus, au terme de cette étude, à mettre en évidence des cas de forte surmortalité liée au sevrage ; mais ces cas ne sont, en fin de compte, que des cas limites : pour qu'un enfant soit sevré entre 12 et 17 mois parce que sa mère est de nouveau enceinte, il faut que celle-ci ait conçu peu de temps après son dernier accouchement, et bien qu'elle allaitât encore. Cet événement est suffisamment peu fréquent pour qu'il soit difficile d'en faire apparaître les effets sur la mortalité infantile dans son ensemble.

VI. L'EFFET DE LA DUREE D'ALLAITEMENT SUR LA FECONDITE

Il est d'observation tout à fait courante que l'allaitement prolonge la durée de l'aménorrhée post-partum, et de ce fait diminue la fécondité. Pour éviter toute interférence avec la mortalité, nous avons calculé l'intervalle moyen entre naissances selon l'âge au sevrage (du premier des deux enfants), quand cet enfant avait survécu au moins jusqu'au moment de sevrage. (Nous avons vu plus haut que l'âge au sevrage de ces enfants ne dépendait guère de leur mortalité ultérieure).

Nous nous sommes limités aux durées d'observation (après la première naissance) au moins égales à trois ans et demi, de manière à ne pas tronquer la distribution des âges au sevrage. Il n'en reste pas moins que notre distribution des intervalles est forcément tronquée, puisque l'observation était limitée dans le temps. Il en résulte un biais, dont l'effet est de diminuer (relativement) l'intervalle moyen observé quand augmente la durée de l'allaitement : comme on s'attend à un allongement (en valeur absolue) de l'intervalle avec la durée d'allaitement, cet allongement ne pourra être que sous-estimé par notre observation.

Nous pouvons estimer approximativement l'influence du biais d'observation sur l'intervalle moyen. Après quatre ans d'observation suivie, 70 % des femmes avaient accouché une seconde fois (1). Compte tenu de la répartition des rangs de naissances, nous pouvons évaluer à 15-20 % environ la proportion des femmes pour lesquelles la dernière naissance observée ne sera jamais suivie

(1) En ne gardant que les naissances de rang un, deux ou trois, la proportion atteint 75 % après la même durée.

d'aucune autre : la prolongation indéfinie de l'observation permettrait donc à la proportion des femmes accouchant une nouvelle fois d'atteindre 80-85 % au maximum. Dans ces conditions, l'intervalle moyen entre naissances - qui est voisin de 30 mois quand l'observation dure 4 ans - atteindrait 34-35 mois environ.

Le biais moyen est donc de 4 à 5 mois. Il est presque nul pour les durées d'allaitement très courtes (moins de 12 mois) et certainement plus élevé pour les durées supérieures à 24 mois.

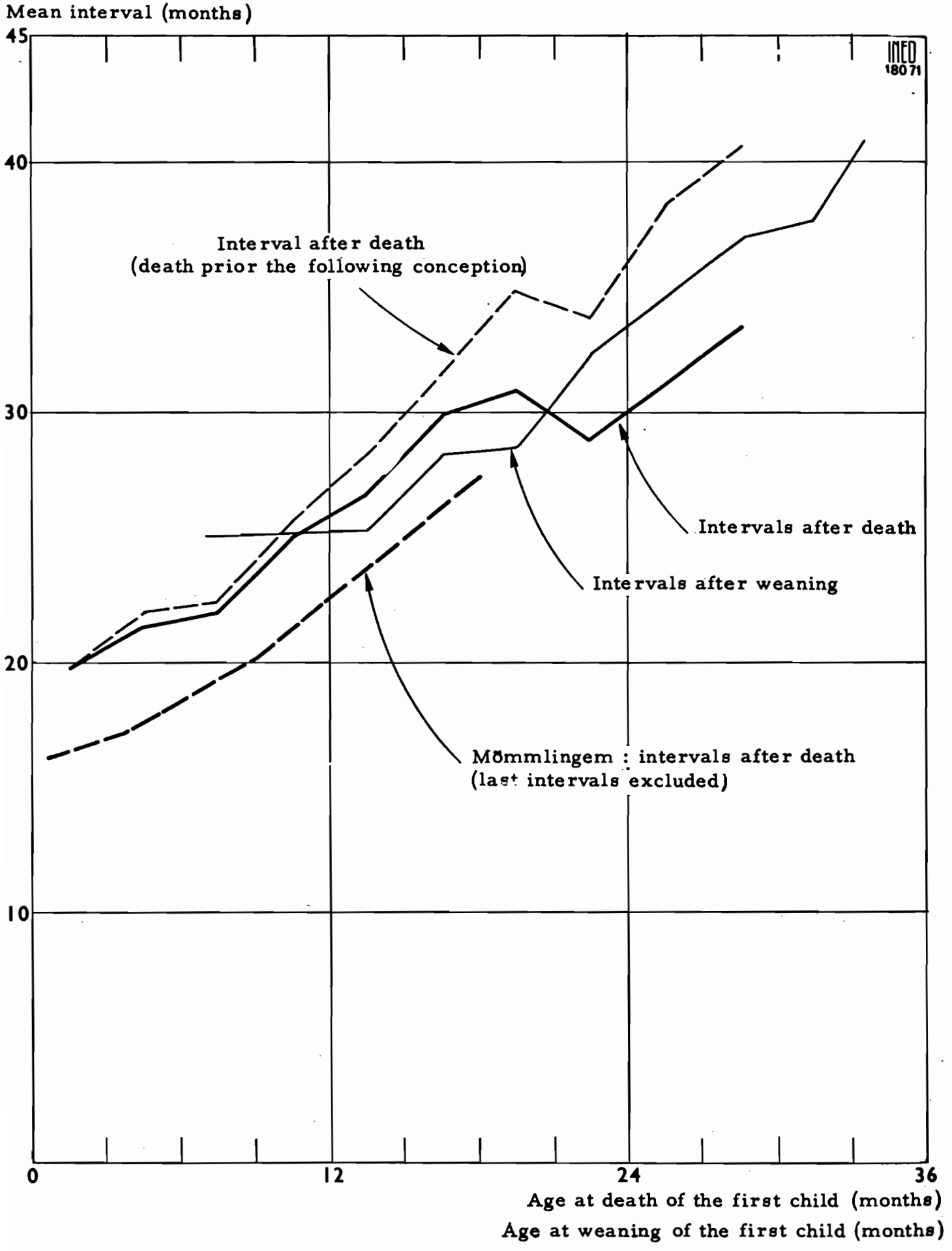
Or, l'allongement de l'intervalle avec la durée d'allaitement apparaît déjà dans le tableau XI (cf. graphique 11).

TABLEAU XI. Intervalle moyen entre naissances, selon l'âge au sevrage (du premier des deux enfants), pour les enfants ayant survécu au moins jusqu'au sevrage et les durées d'observations supérieures à 3 ans et demi.

Age au sevrage (en mois)	Intervalle moyen (en mois)
0-11	25,1
12-14	25,4
15-17	28,4
18-20	28,7
21-23	32,5
24-26	34,7
27-29	37,2
30-32	37,8
33-35	40,9
Tous âges au sevrage	33,4
Tous intervalles (1)	30,9
(1) Y compris enfants décédés avant sevrage	

L'augmentation relative est de 50 % quand on passe d'un sevrage précoce à 12 mois à un sevrage tardif vers 30 mois, et l'augmentation absolue est de l'ordre de un an dans les mêmes conditions. D'après le graphique 11, l'intervalle entre deux naissances s'accroît dau moins 9 mois lorsque l'âge au sevrage augmente d'un an.

Graphique 11. Intervalle moyen entre naissances, selon l'âge au sevrage (ou au décès) du premier enfant (pour les durées d'observation supérieures à 3 ans 1/2)



VII. LES RELATIONS ENTRE LA FECONDITE ET LA MORTALITE.

L'intervalle entre naissances, selon l'âge au décès du premier enfant.

La manière la plus classique de mettre en évidence l'effet de la mortalité infantile sur la fécondité, est de calculer l'intervalle moyen entre naissances selon l'âge au décès du premier des deux enfants.

Le décès de l'enfant, s'il intervient très tôt, interrompt en effet l'allaitement, et du même coup la période de stérilité post-partum de la mère se trouve raccourcie. En régime naturel, on doit donc s'attendre à observer un intervalle d'autant plus court que le décès a été plus précoce.

Nous donnons les résultats dans le tableau XII, qui a été établi pour les durées d'observations après première naissance au moins égales à 3 ans et demi. On peut considérer que le biais signalé plus haut est très faible jusque vers un an et demi (la durée d'exposition au risque de conception étant alors supérieure à deux ans) ; il est encore plus faible si l'on ne retient que les décès antérieurs à la conception du second enfant.

Sur le graphique 11, nous avons également reporté les résultats de J. KNODEL relatifs au village bavarois de Hömmlingen (XIXème siècle) (1) où l'allaitement, quoique général, était en moyenne nettement moins long qu'au Sénégal : à un décalage près (dû à cette différence de durée d'allaitement), l'aspect des courbes est tout à fait semblable.

(1) op. cit.

TABLEAU XII : Intervalle moyen entre naissances, selon l'âge au décès du premier des deux enfants (pour les durées d'observation après première naissance supérieures à 3 ans et demi).

Age au décès (en mois)	Intervalle moyen (en mois)	Intervalle moyen pour les décès antérieurs à la conception du deuxième enfant.
0-2	19,7	19,7
3-5	21,5	22,0
6-8	22,1	22,4
9-11	25,1	25,7
12-14	26,8	28,4
15-17	30,0	31,5
18-20	30,9	34,9
21-23	28,9	33,8
24-26	31,2	38,3
27-29	33,5	40,6
Ensemble des décès 0-42	27,6	27,6
Enfants non décédés avant 42 mois	33,7	-

L'intervalle est en moyenne plus long de 12 mois quand passe d'un âge au décès inférieur à 3 mois à un âge au décès supérieur à un an et demi. Le rôle de l'allaitement en tant que variable intermédiaire dans la relation : mortalité - fécondité, apparaît ainsi clairement.

Recherche d'une relation : fécondité → mortalité.

Si une succession de grossesses trop rapprochées peut avoir des conséquences sur la mortalité du premier enfant de chaque intervalle (qui risque, nous l'avons vu, d'être sevré buutalement), elle n'est peutêtre pas sans effet non plus sur le second enfant. On peut imaginer que la santé de la mère ait été amoindrie par la succession des grossesses, et que celle de l'enfant en cours de gestation en subisse des conséquences. C'est pourquoi nous étudions ici la mortalité du second enfant (d'un intervalle donné) selon la durée de l'intervalle entre naissances. Nous nous limiterons en quotient 0-1 an.

A la lecture du tableau XIII, il n'apparaît guère de différences significatives selon la longueur de l'intervalle ; mais globalement, le quotient est plus faible que celui de l'ensemble des observations : 180 p. mille contre 205 p. mille (ou contre 218 p. mille, si l'on exclut de l'ensemble les observations prises

en compte dans le calcul du quotient de mortalité de "l'enfant suivant"). Autrement dit, la mortalité du "second enfant" est plus faible que celle du "premier" quand on sélectionne - comme nous le faisons forcément ici - des intervalles plutôt courts.

TABLEAU XIII. Mortalité infantile (0-1 an) de l'enfant suivant, selon la durée de l'intervalle entre naissances et le destin de l'enfant précédent (quotient pour mille).

Durée de l'intervalle	Destin de l'enfant précédent (1) : décédé	survivant	Ensemble	Rappel Mortalité générale
< 12 mois	(119)*	(200)*	135	
12-17 mois	201	(286)*	211	
18-23 mois	172	121	159	
24-29 mois	209	197	202	
30 mois et plus	214	154	170	
Ensemble	193	168	180	205
Nombre d'intervalles	886	904	1790	

(1) décédé ou survivant au moment de la naissance suivante.

* moins de 50 intervalles.

Dans son étude, J. KNODEL avait au contraire mis en évidence une diminution très nette de la mortalité quand la longueur de l'intervalle augmentait, dans le cas où le premier enfant survivait encore au moment de la naissance du second. Nous avons réalisé ce même partage des intervalles dans le tableau XIII, mais le résultat est beaucoup moins net : globalement, la mortalité est un peu plus forte quand l'enfant précédent est décédé, mais il n'apparait toujours pas de variations avec la durée de l'intervalle.

En conclusion, s'il existe peut-être une corrélation positive entre la mortalité de deux enfants consécutifs, nous n'avons pas pu mettre en évidence de rôle positif de la fécondité dans cette corrélation.

Essai d'estimation de la fécondabilité.

A partir de la distribution des intervalles selon leur durée, on peut établir des quotients trimestriels (ou mensuels) de fécondité. Mais, comme nous l'avons signalé plus haut, dans 15 à 20 % des cas l'accouchement observé ne doit être suivi d'aucun autre : autrement dit, 15 à 20 % des femmes appartenant à l'échantillon étaient définitivement infécondes. Il convient donc d'abord de tenir compte de ce fait.

Limitons-nous aux rangs un, deux et trois. Nous pouvons estimer l'infécondité définitive de ce groupe (plus jeune que l'ensemble) à 15 % environ. A partir des intervalles observés, nous avons calculé des quotients de fécondité par durée écoulée depuis le dernier accouchement, puis une table de fécondité allant de 0 (effectif : 1000) à 4 ans (effectif subsistant : 254). Après quoi, nous avons modifié cette table en retranchant systématiquement 150 à chacun des effectifs subsistants (femmes n'ayant pas encore accouché à nouveau, mais encore fertiles). Et enfin, nous avons calculé de nouveaux quotients de fécondité en rapportant les naissances (inchangées) à ces nouveaux effectifs.

Autrement dit, si N_x était le nombre des naissances au cours du trimestre x, et Sx le nombre de femmes n'ayant pas encore accouché à la durée x, - d'après la table de fécondité - le nouveau quotient Q'x est égal à

$$Q'x = \frac{Nx}{Sx-150}$$

Le plus grand quotient est atteint au cours du trimestre 11 :

$$Q'11 = 0,278 \quad \text{(alors que} \quad Q11 = 0,202)$$

Les valeurs de ces quotients résultent de :

1) la distribution des durées de stérilité post-partum,

2) la distribution des fécondabilités "effectives".

(Nous supposons la mortalité intra-utérine incluse dans la fécondabilité effective).

Nous avons calculé deux séries de tels quotients, d'une manière théorique, sous les hypothèses suivantes :

Fécondabilité effective trimestrielle :

pour 20 % des femmes : 0,13
pour 35 % des femmes : 0,39
pour 25 % des femmes : 0,58
pour 15 % des femmes : 0,73
pour 5 % des femmes : 0,83

soit une fécondabilité moyenne de 0,458 (par trimestre) ou 0,185 (par mois).

Distribution des durées de stérilité post-partum.

Trimestre :	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Modèle 1	140	120	150	160	140	120	60	40	20	20	10	20
Modèle 2	40	80	120	140	160	140	120	90	60	20	20	10

La première distribution a été observée au PUNJAB (1) (durée moyenne : 11,6 mois).

La seconde est allongée d'un trimestre en moyenne (durée moyenne : 14,7 mois).

La comparaison des diverses séries de quotients (Tableau XIV) montre que la meilleure hypothèse est la seconde. Il est à noter, en tout cas, que le quotient maximum reste très éloigné de la fécondabilité moyenne. Nos observations sont donc compatibles avec une fécondabilité effective mensuelle voisine de 0,18-0,19.

On peut d'ailleurs approcher ce résultat d'une autre manière.

TABLEAU XIV. Quotients trimestriels de fécondité après un accouchement (naissances vivantes).

Trimestre	Table brute (Q_x)	Table corrigée (Q'_x)	Modèle 1	Modèle 2
4	0,019	0,023	0,089	0,046
5	0,025	0,029	0,127	0,081
6	0,039	0,046	0,168	0,115
7	0,080	0,096	0,202	0,159
8	0,092	0,112	0,239	0,192
9	0,127	0,159	0,234	0,225
10	0,185	0,239	0,230	0,251
11	0,202	0,278	0,211	0,269
12	0,159	0,244	0,214	0,244
13	0,156	0,266	0,200	0,246

Prenons le cas où l'enfant précédent décède en bas âge. S'il décède très tôt (avant 12 mois, par exemple), on peut penser que l'arrêt de l'allaitement ne sera pas suffisant pour provoquer systématiquement la fin immédiate de l'aménorrhée. S'il décède plus tard (après 24 mois), il est probable qu'un nombre important de femmes seront déjà sorties d'aménorrhée. Mais entre 12 et 24 mois, on

(1) R.G. POTTER, M.L. NEW, J.B. WYON, J.E. GORDON : " Applications of field studies to research of the physiology of human reproduction". J. of Chronic diseases. Vol. 18, 1965.

peut penser que dans la majorité des cas le décès de l'enfant provoque la fin de l'aménorrhée : on est alors dans les conditions permettant au quotient de fécondité d'approcher la fécondabilité.

Nous avons donc isolé le groupe des femmes dont le premier enfant observé est décédé entre 12 et 24 mois, avant l'accouchement suivant, et calculé des quotients mensuels de fécondité selon la durée écoulée depuis le décès. Le maximum est atteint dès le 13 mois (conceptions du 4ème mois) : 0,123.

Si l'on fait subir à cette table une correction analogue à celle faite précédemment pour tenir compte des infécondités définitives (15 %), on obtient la série suivante :

Durée écoulée depuis le décès (Mois)	Quotient de fécondité
8	0,043
9	0,096
10	0,154
11	0,148
12	0,169
13	0,109
14	0,102

Une fécondabilité effective au moins égale à 0,18 est donc tout à fait possible. Avec 25 % de mortalité intra-utérine, cell ferait une fécondabilité réelle supérieure à 0,24.

B. LACOMBE a étudié récemment un village distant d'une centaine de kilomètres de notre zone d'étude, celui de FAKAO (1). Il y a dépouillé les registres paroissiaux tenus par des missionnaires catholiques depuis 1928, selon les méthodes désormais classiques en démographie historique. Il disposait ainsi de renseignements semblables aux nôtres - à l'exception du sevrage - mais pour des familles complètes. Nous pouvons retenir ici deux de ces résultats :

- l'intervalle mariage - première naissance (m) est, en moyenne, égal à 11 mois pour les femmes mariées entre 20 et 24 ans. Compte tenu de la variance dans la distribution des fécondabilités (effectives), on peut estimer la fécondabilité moyenne par la formule :

$$\bar{p} = \frac{1}{m}$$

(1) B. LACOMBE : "Fakao (Sénégal). Dépouillement de registres paroissiaux et enquête démographique rétrospective", Travaux et Documents n° 7 - ORSTOM Paris, 1970.

où k varie entre 1, 3 et 2 selon l'importance de cette variance. D'où :

$$0,12 \leq \bar{p} \leq 0,18$$

Notre estimation correspondrait donc plutôt à la limite supérieure.

- Ceci se trouve d'ailleurs confirmé par un autre résultat de B. LACOMBE: calculant des quotients de fécondité <u>après décès</u> de l'enfant précédent, il obtient une valeur maximale voisine de 0,16, peut-être même supérieure dans certains cas.

Nos deux approches se recoupent donc tout à fait. On peut considérer qu'une fécondabilité réelle supérieure à 0,24 <u>en moyenne,</u> c'est-à-dire pour des femmes d'âges très variés (15 à 45 ans), est assez élevée. Combinée avec un âge au mariage très précoce (souvent voisin de 15 ans à NIAKHAR), cette fécondabilité aurait pour conséquence une fécondité totale très élevée - n'était la grande durée de l'allaitement qui allonge sensiblement les intervalles (jusqu'à 30-35 mois environ).

CONCLUSION

L'étude systématique des intervalles entre naissances par une observation suivie durant cinq années, a permis de préciser un certain nombre de faits que d'autres études avaient déjà suggérés.

1) Si la mortalité de 0 à 1 an est d'un niveau déjà élevé, mais somme toute peu surprenant (210 pour mille au moins), la mortalité de 1 à 3 ans est étonnament forte : 202 pour mille de 1 à 2 ans, et 129 pour mille de 2 à 3 ans. Cette observation semble résulter, au moins en partie, de facteurs climatiques, la surmortalité saisonnière (Septembre à Novembre) frappant inégalement selon l'âge des enfants ; les âges les plus sensibles vont de 9 à 15 mois.

2) Le sevrage est tardif : 24 mois en moyenne, très rarement inférieur à 12 mois, et pouvant aller jusqu'à 36 mois et plus.

Il serait intéressant de rapprocher ces durées d'allaitement des durées d'aménorrhée post-partum. Une étude est en cours dans la même région , et les résultats en seront prochainement disponibles.

D'ores et déjà, nous pouvons estimer que la durée de l'aménorrhée est au moins aussi longue que celle observée au PUNJAB dans l'étude dite "KHANNA STUDY".

3) L'étude des inter-relations entre la fécondité, l'allaitement et la mortalité infantile, nous permet de conclure à l'existence des relations suivantes :

a) Effet direct (et négatif) de l'allaitement sur la fécondité, en l'absence de mortalité. L'intervalle entre naissances vivantes est allongé de 9 mois quand l'âge au sevrage augmente d'un an (pour les sevrages de 12 à 36 mois).

b) la relation inverse existe également : une nouvelle grossesse peut interrompre l'allaitement de l'enfant précédent. Mais cette interruption est loin d'être immédiate : si l'allaitement de l'enfant précédent est encore en cours quand survient la conception suivante dans 30 % des cas, 10 % des mères allaitent encore après quatre mois de grossesse.

c) effet du sevrage sur la mortalité de l'enfant : la relation est particulièrement nette quand elle s'établit par l'intermédiaire de la fécondité, c'est-à-dire quand l'enfant est sevré pendant la grossesse suivante. Le premier quotient annuel de mortalité après sevrage augmente alors de 50 à 150 %.

d) le décès de l'enfant interrompt évidemment l'allaitement.

e) effet de la mortalité sur la fécondité : cette relation est de même nature et de même importance que l'effet du sevrage sur la fécondité, elle joue par l'intermédiaire du sevrage.

f) nous n'avons pu mettre en évidence de relation inverse (fécondité-mortalité) et sans intermédiaire suffisamment nette.

A N N E X E

CALCUL DES TABLES DE MORTALITE APRES SEVRAGE (exemple du groupe d'âges au sevrage 18-23 mois).

1) Calcul des quotients trimestriels.

Les données de départ sont les survivants au début des divers trimestres (S_x) et les décès (après sevrage) à l'intérieur de ces trimestres (d_x). Ces données sont ventilées par trimestre de sevrage pour les six premiers mois, et regroupées ensuite.

On en déduit les "entrées" (I_x), c'est-à-dire le nombre des sevrages à l'intérieur de chacun des deux premiers trimestres :

$$I_x = S_{x+3} + d_x$$

puis les quotients cherchés :

$$q_x = \frac{d_x}{Sx + 0,5\ Ix}$$

Ex : $q_{18} = \frac{12}{0,5 \times 331} = 0,073$

$q_{21} = \frac{18+15}{319 + 0,5 \times 662} = 0,051$

$q_{24} = \frac{29}{588} = 0,049$

etc...

Age au décès	Age au sevrage : 18–20 S_x	I_x	d_x	21–23 S_x	I_x	d_x	18–23 q_x	Table de mortalité Survivants	Décès	Quotient annuel
12	–	–	–	–	–	–	–			
15	–	–	–	–	–	–	–			
18	0	331	12	–	–	–	0,073	1000	73	$q_{18-29} = 0,181$
21	319	–	18	0	662	15	0,051	927	46	
24	301	–		647	–					
	Age au sevrage : 18–23 S_x			d_x						
24	(918)/588			29			0,049	881	43	$q_{24-35} = 0,0117$
27	559			13			0,023	838	19	
30	546			15			0,027	819	22	$q_{30-41} = 0,084$
33	531			12			0,023	797	19	
36	(519)/252			3			0,012	778	9	$q_{36-47} = 0,051$
39	249			6			0,024	769	19	
42	243			2			0,008	750	6	
45	241			2			0,008	744	6	
48	239			2				738		

2) Calcul des quotients annuels.

A partir de la série des quotients trimestriels, on calcule les décès et les survivants de la table. On en déduit ensuite des quotients annuels, que l'on a établi ici de 6 mois en 6 mois.

Ex : $q_{18-29} = \frac{\text{décès (18 à 29 mois)}}{\text{survivants à 18 mois}} = \frac{1000 - 819}{1000} = 0,181.$