



(1-01)

# Poids de naissance et état nutritionnel de la mère en milieu semi-urbain sénégalais

Résumé présenté au 29ème Congrès de la Fédération  
des Gynécologues et Obstétriciens de Langue Française  
du 26 - 29 Mai 82

-Résumé-

Le poids de naissance moyen en milieu urbain africain (voisin de 3000 g) est inférieur à celui en Europe. Pour rechercher ce qui pourrait être à l'origine de ce décalage, les relations entre le poids de naissance et l'anthropométrie maternelle ont été étudiées sur un échantillon de 2 450 femmes. Il a été trouvé que le poids de la mère ainsi que sa taille avaient une influence certaine sur le poids du nouveau-né. Cependant, quand on compare les poids de naissance à ceux qu'on trouve en moyenne en Europe chez des femmes d'état nutritionnel comparable, on retrouve toujours un déficit de l'ordre de 300 à 400 g. Par ailleurs, pour un poids maternel donné le pli cutané tricipital maternel, qui est un reflet de la masse grasse, est inversement corrélé au poids de naissance ( $p < 0,01$ ). Toutes ces observations rendent peu vraisemblable l'hypothèse selon laquelle le faible poids de naissance moyen observé dans cette population est à attribuer à un mauvais état nutritionnel de la mère.

Fonds Documentaire ORSTOM



010016285

Fonds Documentaire ORSTOM  
Cote: B\*16285 Ex: 1

POIDS DE NAISSANCE ET ETAT NUTRITIONNEL DE  
LA MERE EN MILIEU SEMI-URBAIN SENEGALAIS

---

INTRODUCTION

Un faible poids de naissance, sous toutes les latitudes et dans toutes les classes sociales est un facteur qui diminue les chances de survie au cours de la première année (1). Au Sénégal, des études antérieures ont montré que le poids de naissance moyen est voisin de 3 100 g ce qui est nettement inférieur à ce qu'on observe en Europe. Bien que ce décalage ne soit pas très important, on peut supposer qu'il est à l'origine d'un léger excès de mortalité périnatale. Dans la plupart des statistiques européennes, cette mortalité est la plus basse pour les poids de naissance compris entre 3 500 et 4 000 g. Il est vraisemblable qu'il en est de même en milieu africain (tableau 1): Les statistiques de l'hôpital de Zaria au Nigéria montrent une relation entre la mortalité périnatale et le poids de naissance tout à fait comparable à ce qu'on observe en Europe et suggèrent que la mortalité périnatale en milieu africain serait minimale si la distribution des poids de naissance était légèrement supérieure à 3 500 g.

Il est habituel d'attribuer le déficit de poids de naissance qu'on observe dans les pays à bas niveau de vie à un mauvais état nutritionnel de la mère. Il est supposé généralement que la mère malnourrie manque des nutriments nécessaires pour assurer une croissance optimale du fœtus jusqu'à terme. La supplémentation nutritionnelle de la mère en fin de grossesse est donc la première mesure envisagée par l'O.M.S. pour augmenter le poids de naissance moyen dans ces populations.

L'augmentation de la ration énergétique de la mère (5) à la faveur de la plupart des nutritionnistes depuis les travaux effectués par l'INCAP en particulier au Guatemala et qui ont montré qu'augmenter la ration protidique n'avait pas d'intérêt pour relever le poids de naissance.

A Dakar, la situation est un peu particulière. Dans les zones péri-urbaines, le niveau socio-économique est très bas, mais en raison de différents facteurs, on ne peut pas dire qu'il existe un problème de pénurie alimentaire majeure. (6). En fait, en raison du prix abordable des denrées de base et notamment de l'huile, on observe que les problèmes de surcharge pondérale sont beaucoup plus fréquents chez les femmes en âge de procréer que les cas de malnutrition. Dans ces conditions, il est difficile d'admettre qu'un déficit énergétique soit à l'origine du décalage de poids de naissance observé par rapport à celui qu'on aurait en Europe. Pour tester cette hypothèse nutritionnelle, il nous a paru intéressant d'étudier le poids de naissance des nouveaux-nés à terme dans une maternité de la périphérie de Dakar en fonction de l'état nutritionnel de la mère et de rechercher si le pli cutané de la mère qui représente une évaluation de ces réserves lipidiques joue un rôle dans la détermination du poids de naissance.

## Patients et méthodes

Ce travail a été réalisé dans une maternité de la périphérie de Dakar, prenant en charge les femmes socialement les plus défavorisées principalement d'éthnie wolof et toucouleur mais aussi sérères, diola et mandingues. Cette étude a duré de septembre 1980 à décembre 1981.

Chaque matin un enquêteur interrogeait et examinait les femmes qui avaient accouché dans la nuit et relevait leurs poids, taille, tour de bras et pli cutané tricipital ainsi que la pression artérielle de la mère. Le poids maternel était noté avec une précision de 500 g à l'aide d'une balance type UNICEF. La taille était prise au cm près après la pesée par une toise fixée sur la balance.

Le tour de bras était mesuré au mm avec un mètre en fibre de verre inextensible et le pli cutané tricipital à l'aide d'un compas de Harpenden.

Les nouveaux nés étaient immédiatement classés en prématurés ou à terme selon que leur âge gestationnel déterminé selon l'examen neurologique mis au point par SAINT ANNE DARGASSIES (7) était supérieur ou inférieur à 38 semaines. Il n'a pas été tenté de déterminer cet âge gestationnel avec plus de précision, car cette estimation est très aléatoire chez les enfants à terme sur lesquels portait cette enquête.

Les prématurés et les jumeaux ont été exclus de cet échantillon de même que les enfants ayant une malformation cliniquement évidente. Les nouveaux nés ont été pesés à l'aide d'une balance Testut avec une précision de 10 g.

Les données de l'interrogatoire et de l'examen anthropométrique ont été informatisés et analysés à l'aide du logiciel statistique OSIRIS III de l'Université de Michigan.

Les normes anthropométriques choisies pour les mères sont celles proposées par JELLIFFE (8).

## Résultats

### a) Description de l'échantillon

Au total 2 456 couples mère enfants ont été analysés. La figure 1 représente l'histogramme des parités des mères. On remarque que 15 % des mères seulement en sont à leur premier accouchement ce qui est extrêmement bas. Ce chiffre s'explique sans doute en partie par la fréquence des grandes multipares dans la population étudiée mais probablement aussi par un biais dans le recrutement de notre échantillon. Il semblerait qu'une proportion non négligeable de primipares accouchent en dehors de la maternité pour une raison d'ordre sociologique qui nous échappe. Il est difficile d'expliquer autrement le fait qu'il y ait plus de femmes qui accouchent de leur deuxième enfant que de leur premier dans cette maternité. Si ce phénomène se retrouve dans les autres maternités de la place, il s'agit d'un problème préoccupant ; cela signifierait que les primipares qui représentent une population à risque tendent à échapper à toute supervision médicale au cours de l'accouchement.

Les figures 2 et 3 donnent les histogrammes du poids des mères après l'accouchement et celui des tailles. On remarquera que l'histogramme des tailles est très semblable à celui qu'on pourrait obtenir dans une population européenne bien nourrie. L'histogramme des poids est plus difficile à comparer, étant donné qu'il existe peu de statistiques de distribution de poids post-partum en Europe. L'histogramme du pourcentage du poids réel par rapport au poids " idéal " défini à partir de la taille est reproduit sur la figure 4 : le mode, compris entre 95 et 100 % des normes, suggère que dans l'ensemble l'état nutritionnel de ces femmes est satisfaisant, même si on tient compte du fait que le poids après l'accouchement est une surestimation du poids habituel de la mère. Notons que cet histogramme montre qu'environ 10 % des mères ont un poids par rapport à leur taille supérieur à 120 % des normes et peuvent donc être considérées comme obèses.

Le tableau 2 montre que les multipares et les primipares avaient des caractéristiques anthropométriques légèrement différentes. S'il n'y a pas de différence significative entre les tailles moyennes des deux groupes, par contre, le poids et le pourcentage du poids par rapport à la taille, sont légèrement plus élevés chez les multipares. La différence du poids de naissance est significative (p inférieure à 0,01).

L'histogramme des poids de naissance reproduit sur la figure 5 est assez différent de ce qu'on peut voir en Europe : le mode des poids de naissance est situé entre 3 000 g et 3 100 g et 8 % des nouveaux nés à terme ont un poids de naissance inférieur à 2 500 g. Le poids de naissance moyen pour l'ensemble de cet échantillon est de 3 024 g.

Par ailleurs sur la figure 6 <sup>et le tableau 12</sup> on constate que le poids de naissance varie au cours des saisons : il existe deux périodes, une d'octobre à février, inférieure à la moyenne annuelle et une autre de mars à septembre supérieure. Ce phénomène est statistiquement significatif (p inférieur à 0.05) et avait déjà été signalé par CORREA il y a 20 ans.

Il n'a pas été trouvé de différence significative par contre entre les poids de naissance des différentes ethnies.

La simple description des distributions montre que les poids de naissance sont nettement inférieurs à ce qu'on pourrait observer en Europe alors que l'anthropométrie des mères est très comparable. L'étude des corrélations de ces deux groupes de variables montre que les faibles poids de naissance s'observent sur tout l'échantillon et non pas seulement sur les femmes les plus malnourries.

b) Relations entre les variables maternelles et le poids de naissance

L'âge maternel, la parité et toutes les variables anthropométriques que nous avons étudiées sont corrélées positivement avec le poids de naissance de façon statistiquement significative, quand elles sont étudiées séparément (tableau 3).

Les variables anthropométriques maternelles étant fortement corrélées entre elles et notamment fortement liées au poids maternel lui-même corrélé au poids de naissance, ces corrélations individuelles n'ont que peu de signification en elles-mêmes. Pour tester l'effet propre<sup>de</sup> chacune de ces variables avec le poids de naissance, nous avons fait des regressions multiples avec une introduction progressive des variables explicatives en prenant le poids de naissance comme variable dépendante.

Nous avons dans un premier temps introduit comme variables explicative du poids de naissance, l'âge de la mère, la classe de parité, le sexe de l'enfant, le poids de la mère après l'accouchement, sa taille, le pli cutané tricipital de la mère et la circonférence musculaire du bras estimée selon JELLIFFE. Les parités étaient regroupées en deux groupes, multipares et primipares car, entre les multipares, le nombre d'accouchements n'avait que peu d'influence sur le poids de naissance (figure 7).

Voici les résultats de cette regression pas à pas (tableau 4)  
... . Parmi les variables anthropométriques, seuls le poids de la mère et le pli cutané tricipital ont une influence significative sur le poids de naissance. Il est à noter cependant que le pli cutané tricipital est relié négativement au poids de naissance. Cette analyse a été refaite en introduisant dans l'équation, la surface grasse du bras et la surface musculaire calculée selon FRISANCHO<sup>(9)</sup>, ces variables étant censées avoir une signification physiologique plus précise que les variables linéaires habituelles. Le tableau 5 montre que les résultats obtenus de cette façon conduisent aux mêmes conclusions que précédemment à savoir que seul le poids et la surface grasse du bras influencent le poids de naissance, la surface grasse étant reliée négativement à cette variable.

La taille maternelle dans notre échantillon n'est pas reliée de façon significative au poids de naissance quand on prend en compte toutes les variables explicatives anthropométriques comme nous venons de le faire. Nous avons recherché si cette absence de liaison ne pouvait pas s'expliquer par l'introduction du pli cutané tricipital parmi les variables explicatives. La taille maternelle dans ce cas est significativement liée au poids de naissance (tableau 6).

Ce résultat suggère que la liaison, souvent décrite entre la taille maternelle et le poids de naissance pourrait être due en fait à ce que pour un poids donné, les femmes les plus grandes sont celles qui ont la masse grasse la plus faible.

La présence d'une assez forte proportion de femmes obèses dans notre échantillon nous a fait envisager l'hypothèse que c'était peut-être la minorité de femmes qui avaient un excès de masse grasse qui faisait que le pli cutané tricipital ou la surface grasse du bras étaient corrélés négativement avec le poids de naissance. Nous avons donc refait l'analyse en excluant de l'échantillon toutes les femmes qui avaient un indice de DAVENPORT (poids/taille<sup>2</sup> supérieur à 2,5 considéré comme la limite au delà de laquelle on observe un excès de masse grasse. Les résultats de cette régression reportés sur le tableau 7 montrent qu'on retrouve le même résultat. Il semble bien que pour un poids maternel donné, le poids de naissance est inférieur chez les femmes qui ont la masse grasse la plus importante.

Ce résultat peut s'interpréter de deux façons : il se peut que l'excès de masse grasse s'accompagne de phénomènes pathologiques au niveau vasculaire et que, par conséquent, cet excès peut avoir un effet direct sur le poids de naissance en réduisant le débit sanguin utérin dont on sait qu'il est un déterminant important du poids de naissance. Par ailleurs, il se peut tout simplement que la liaison négative retrouvée entre le pli cutané tricipital et le poids de naissance soit due à ce que le poids de naissance soit régulé par un facteur lié à la masse maigre.



La persistance de la liaison négative entre le pli cutané tricipital et le poids de naissance quand on retire de l'échantillon les femmes obèses suggère que la deuxième interprétation est la plus vraisemblable. Un autre argument, allant dans ce sens, est le calcul du coefficient de corrélation partielle entre le pli cutané tricipital et le poids de naissance ajusté pour le périmètre musculaire du bras (tableau 8). On constate que pour un périmètre musculaire donné, le pli cutané tricipital est corrélé positivement au poids de naissance et non pas négativement comme on pourrait s'y attendre si un excès de masse grasse affectait directement le poids de naissance.

Dans un dernier temps, nous avons recherché si les variations saisonnières de poids de naissance pouvaient s'expliquer par une variation de l'état nutritionnel au cours des saisons. Nous avons donc ainsi créé une nouvelle variable, période de l'année, affecté d'une valeur pour les mois où le poids de naissance est inférieur à la moyenne annuelle et d'une autre valeur pour les poids supérieur. Nous avons refait une régression multiple en reprenant les variables anthropométriques maternelles significativement liées au poids de naissance dans les analyses précédentes et en introduisant en plus cette variable " période de l'année " (tableau 9). Elle est liée significativement au poids de naissance : les variations saisonnières de l'état nutritionnel n'élimine donc pas cette nouvelle variable ce qui suggère que les variations de poids de naissance au cours de l'année ne sont pas liées à celles de l'état nutritionnel maternel.

## Discussion

Nos résultats (tableaux 10 et 11) indiquent que le poids de naissance observé à Dakar chez les femmes socialement défavorisées est nettement inférieur à celui qu'on observerait chez des femmes européennes d'état nutritionnel comparable. Ceci suggère que d'autres facteurs que la nutrition de la mère sont impliqués dans le décalage de poids de naissance observé à Dakar. Ils montrent en plus que les réserves grasses de la mère apparemment n'interviennent pas dans la régulation du poids de naissance.

Cette absence de liaison entre la masse grasse et le poids de naissance permettrait d'expliquer le fait que les femmes de la population étudiée sont tout à fait capable d'allaiter normalement après l'accouchement : l'allaitement se fait aux dépens principalement des réserves énergétiques de la mère qui sont constituées pour l'essentiel par les tissus adipeux sous cutanés. Notons que l'interprétation selon laquelle le poids de naissance est déprimé dans certaines communautés parce que la mère manque d'énergie en fin de grossesse pour assurer la croissance du fœtus est incompatible avec l'existence d'une lactation satisfaisante. L'allaitement étant plus coûteux sur le plan énergétique que la grossesse, il devrait être impossible dans les communautés où le poids de naissance moyen est déprimé.

L'absence de liaison entre le poids de naissance et les réserves énergétiques de la mère soulève la question de l'opportunité d'une supplémentation systématique du régime en aliments énergétiques. Deux études sont fréquemment citées pour justifier ce genre d'intervention.

En premier lieu, on invoque généralement les observations faites en Hollande pendant la dernière guerre mondiale pendant la famine de l'hiver 1944-45 et qui avaient montré que le poids de naissance avait brutalement chuté pendant la période de pénurie alimentaire. Il en est souvent déduit, à juste titre, que cela démontre qu'une malnutrition aiguë déprime la croissance fœtale. Il faut souligner que ce genre de situation est assez particulier. Il entraîne des modifications de la physiologie cardio-vasculaire, telles qu'une diminution du volume sanguin, qui peuvent affecter le poids de naissance indépendamment

des réserves nutritionnelles maternelles. Par ailleurs, elle ne peut être comparée à la situation de Dakar où l'approvisionnement en nourriture est régulier. Des situations analogues de pénurie aigue se rencontrent peut-être en milieu rural certaines années et à certaines saisons pendant les périodes de soudure, mais ce n'est pas le cas à Dakar en général.

L'effet d'une supplémentation éventuelle ne peut donc être assimilé à la suppression d'une pénurie aigue et il est vraisemblable que les résultats en seraient très différents.

L'effet d'une supplémentation en cours de grossesse sur le poids de naissance dans une population chroniquement malnutrie a été l'objet de nombreuses discussions ces dernières années à la suite d'une étude faite au Guatemala au cours de laquelle il a été démontré que les femmes qui prenaient le plus de supplément calorique au cours d'une expérimentation avaient en moyenne des enfants de poids de naissance plus élevés. Les résultats de ce travail doivent cependant être examinés avec prudence. Les femmes dans cette expérience étaient sélectionnées elles-mêmes et, dans ces conditions, il est impossible de tirer de façon formelle l'existence d'une relation causale entre la supplémentation et la différence de poids de naissance observée. Quoiqu'il en soit, aucune intervention dans des populations chroniquement malnourries réalisée selon un protocole rigoureux n'a montré d'amélioration du poids de naissance aussi importante que l'étude guatémaltèque. Par ailleurs, à Dakar, le poids de naissance n'étant pas corrélé avec les réserves grasses de la mère, il semble peu probable qu'une supplémentation énergétique, du type recommandé par les auteurs de l'enquête du Guatemala, ait un effet spectaculaire. Il faut de plus garder présent à l'esprit le fait que l'obésité est déjà un problème dans cette population qui semble particulièrement exposée, comme les noirs américains, aux accidents vasculaires cérébraux dont on connaît la fréquence en cas de surcharge pondérale.

L'existence de facteurs autres que la nutrition maternelle déprimant le poids de naissance à Dakar doit être évoquée. Le paludisme maternel est

très vraisemblablement impliqué dans l'existence de variations saisonnières du poids de naissance ; ces variations sont indépendantes de l'état nutritionnel et montrent un minimum pendant la période de transmission du paludisme, très suggestif à cet égard. Assurer une chimioprophylaxie antipaludéenne à toutes les femmes enceintes est certainement la première mesure à prendre dans l'immédiat pour augmenter le poids de naissance.

On sait en effet que le paludisme maternel est un facteur déprimant la croissance foetale.

L'existence d'autres facteurs inconnus déprimant le poids de naissance doit aussi être suspectée. Même pendant la saison sèche, quand la transmission du paludisme est inexistante, le décalage des poids de naissance pour un état nutritionnel donné reste très net. Nos données ne permettent pas d'émettre d'hypothèse sur ce phénomène qui n'a pas d'explication simple satisfaisante. Il est impossible dans ces conditions d'envisager une action concrète susceptible de réduire l'excès de mortalité périnatale qu'il entraîne.

## BIBLIOGRAPHIE

- 1 - O.M.S. - Fréquence de l'insuffisance pondérale à la naissance. Rapport trimestriel de statistiques sanitaires mondiales, 1980, 33 : 197-224.
- 2 - DUPIN, H., MASSE, L., CORREA, P. - Contribution à l'étude des poids de naissance à la maternité africaine de Dakar, évolution au cours des années et variations saisonnières. Courrier 1962, 12, 1-30.
- 3 - SANSING, G., CHINNICI, J. P. - Optimal and discriminating birth weights in human populations. Ann. Hum. Genet., London 1976, 40 : 123-131.
- 4 - HARRISON, K.A. - Approaches to reducing maternal and perinatal mortality in Africa. In : Maternity services in the developing world, proceeding of the 7 th. study group of the Royal College of Pbstetridanas and Gynacologists, 1979.
- 5 - LECHTIG, A., HABICHT, J.P., DELGADO, H., KLEIN, R.E., YARBROUGH, G., MARTORELL, R., - Effect of food supplementation during pregnancy on birth weight, Pediatrics 1975, 56 508-20
- 6 - CANONNE, P., CHEVASSUS-AGNES, S., - Enquête de consommation alimentaire FAO/ORANA, 1978.
- 7 - SAINT-ANNE DARGASSIES, S. - Le développement neurologique du nouveau -né à terme et prématuré Paris, Masson, 1974.
- 8 - JELLIFFE, D. B. - The assessment of the nutritional satatus of the community. WHO Monograph Ser. n° 53, Genève 1966.
- 9 - THOMSON, A.M., BULLWICZ, W.Z., HYTTEN, F.E. - The assessment of fetal growth. J. Obstet. Gynecol. Brit. Cwlth 1968, 75 : 903-16.
- 10 - FRISANCHO, A.R. - New norms of Upper limb fat and muscle areas for assesment of nutritional status. Am. J. Clin. Nutr. 1981, 34 : 2540-5.
- 11 - VANDERVAEL, F. - Biométrie humaine 3ème édition, Paris, MASSON, 1964.
- 12 - BRIEND, A. - Fetal malnutrition - the price of upright posture ? Brit. Med. J. 1979, 2 317-9
- 13 - SMITH, C.A. - Effects of maternal undernutrition upon the newborn infant in Holland (1944-1945). J. Pédiatr. 1947, 30 229-243.
- 14 - BLOOM, W.L. - Carbohyfrates and water balance Am. J. Clin. Nutr. 1967, 20 : 157-62
- 15 - STEIN, Z., SUSSER, M., RUSH, D. - Prenatal nutrition and birth weight : experiments and quasi-experiments in the past decade. J. Reprod. Med. 1978, 21 : 287-99
- 16 - BERTRAND, E. - Précis de pathologie cardio-vasculaire tropicale - (Sandoz Editions) Paris, 1979.
- 17 - MORLEY, D. - Pédiatrie dans les pays en voie de développement problèmes prioritaires. Paris, Flammarion Médecine Sciences 1977.

Fig-1

NUMERO  
D' ACCOUCHEMENT

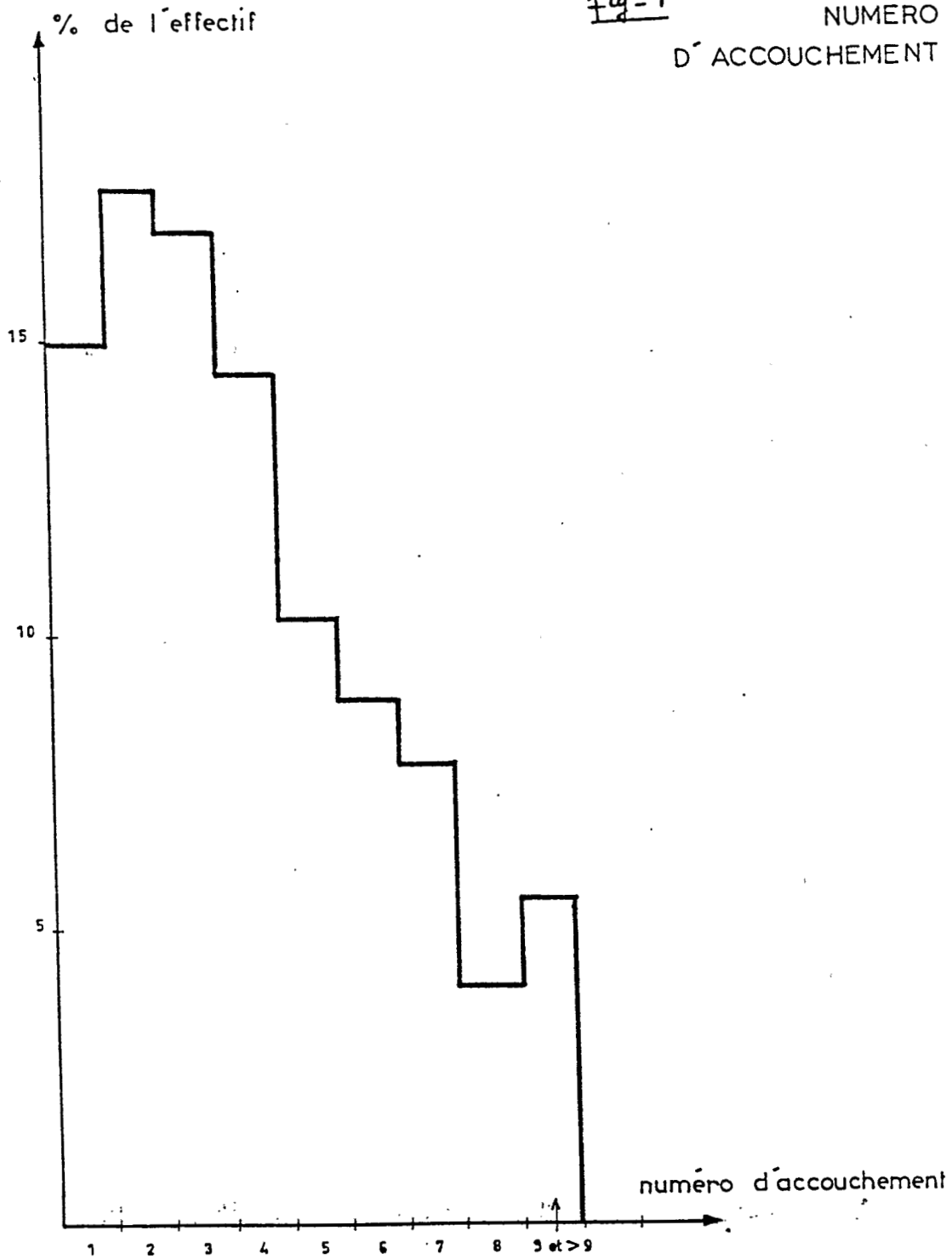


fig-2

HISTOGRAMME  
POIDS DES MERES APRES ACOUCHEMENT  
TOUTES PARITES

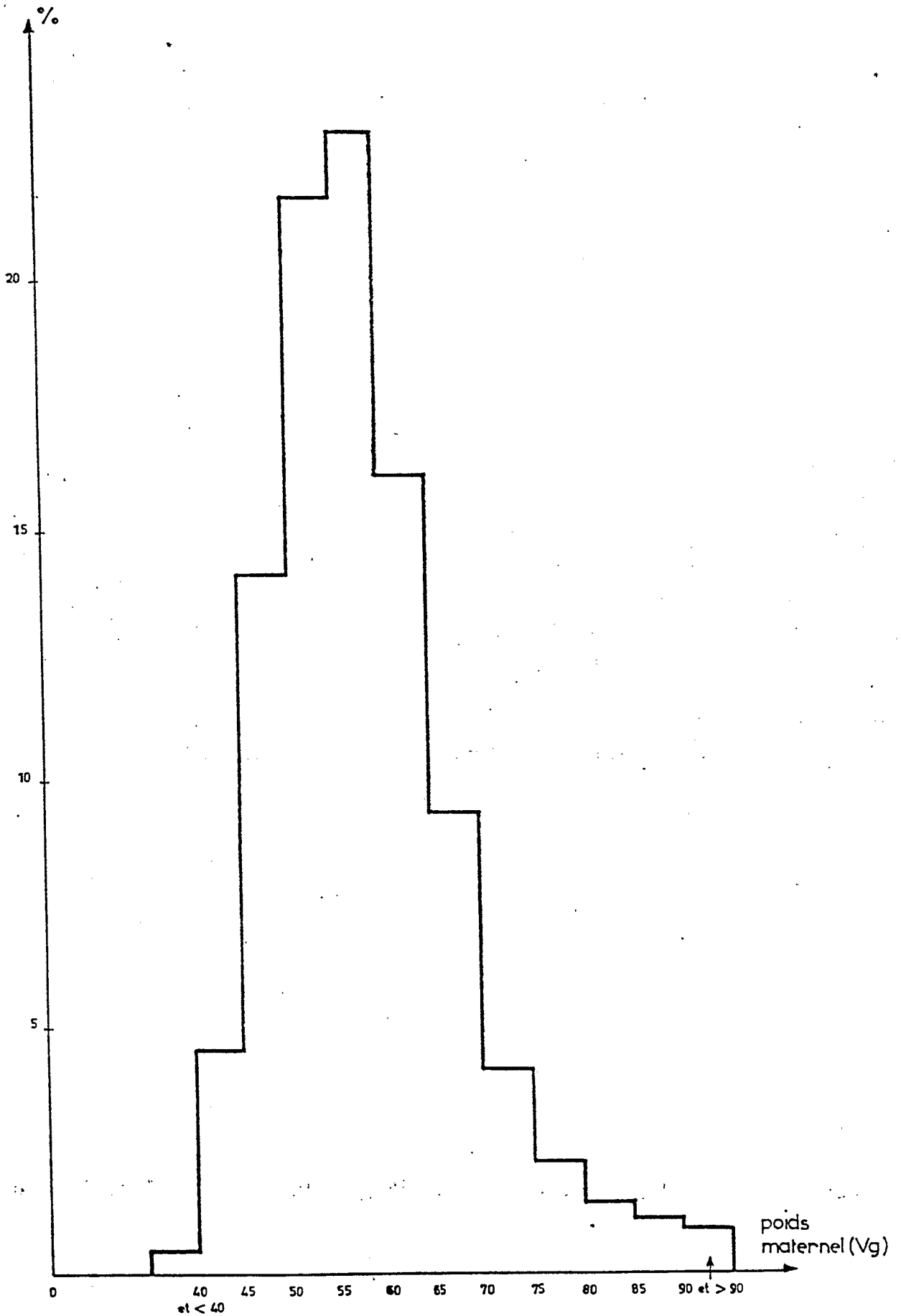


fig-3 TAILLE MATERNELLE

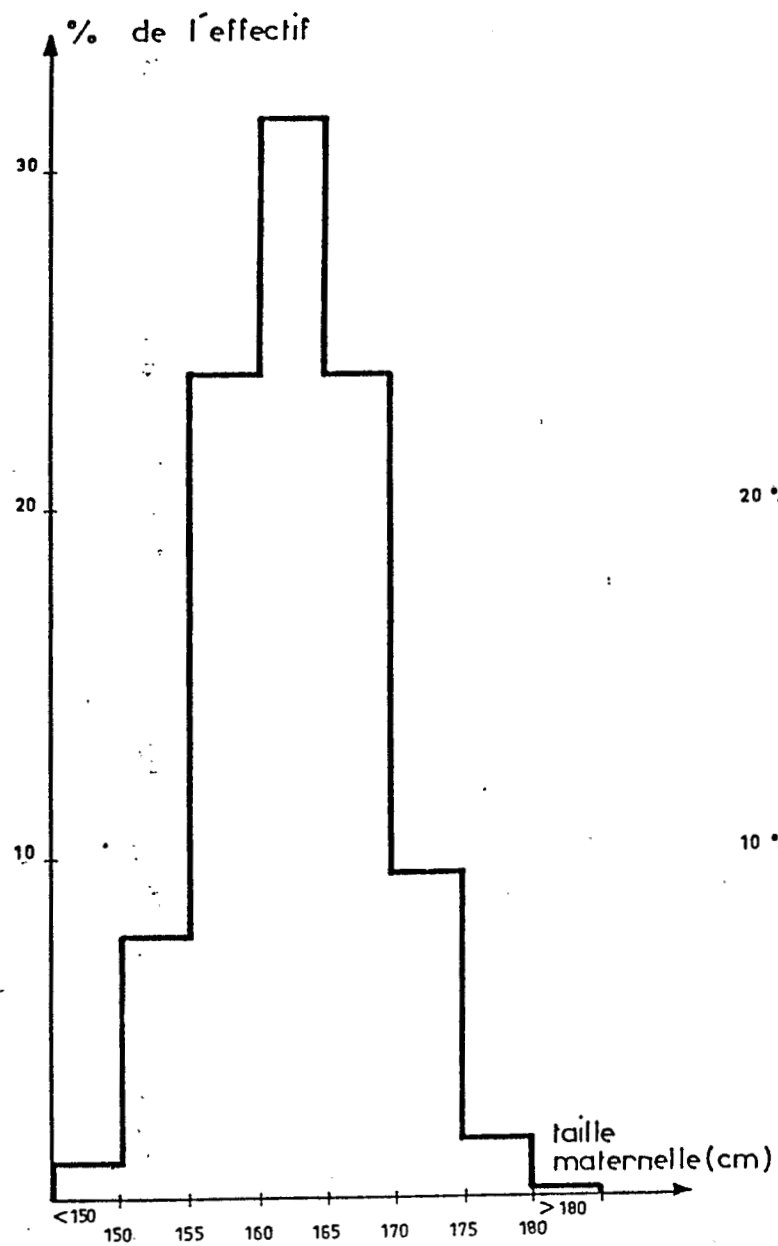


fig-4

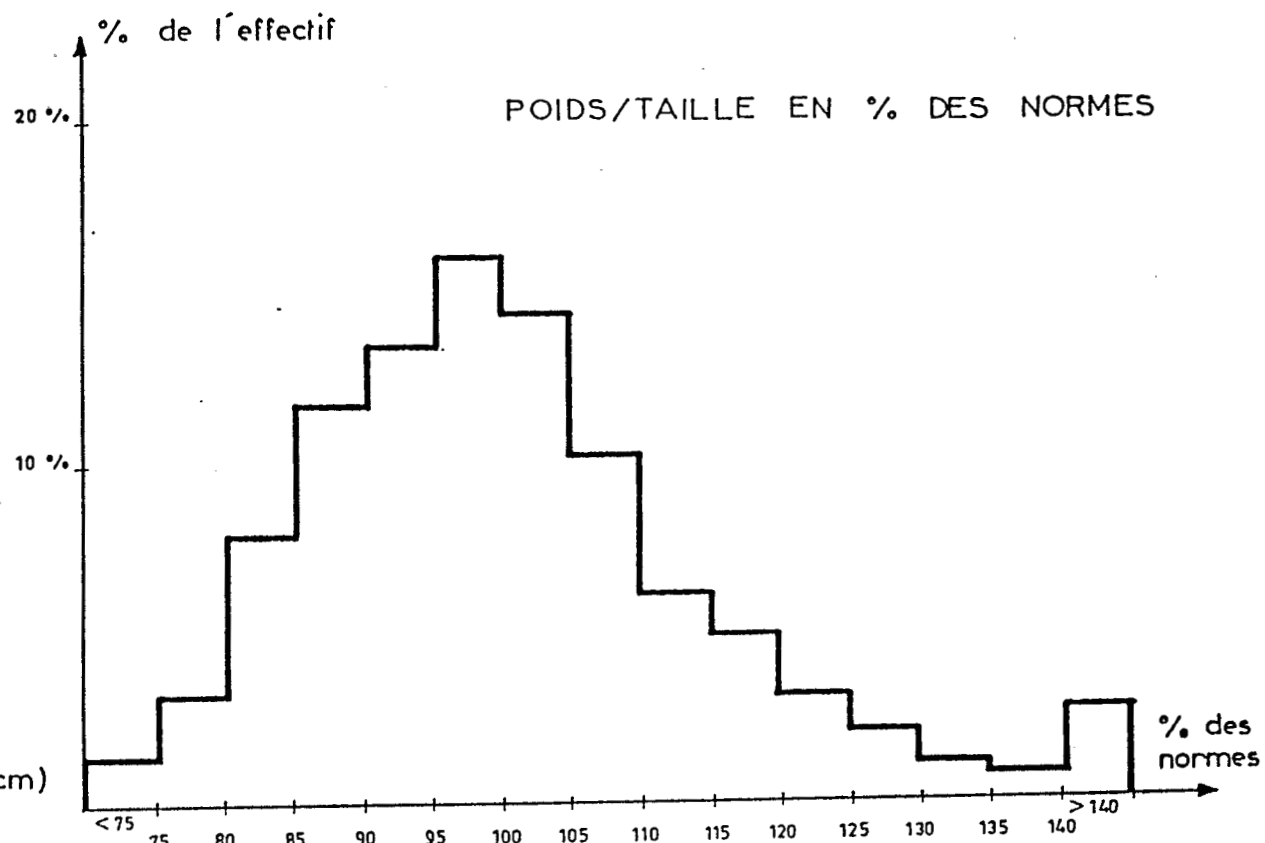




fig-5

HISTOGRAMME DES POIDS  
DE NAISSANCE DES  
ENFANTS A TERME

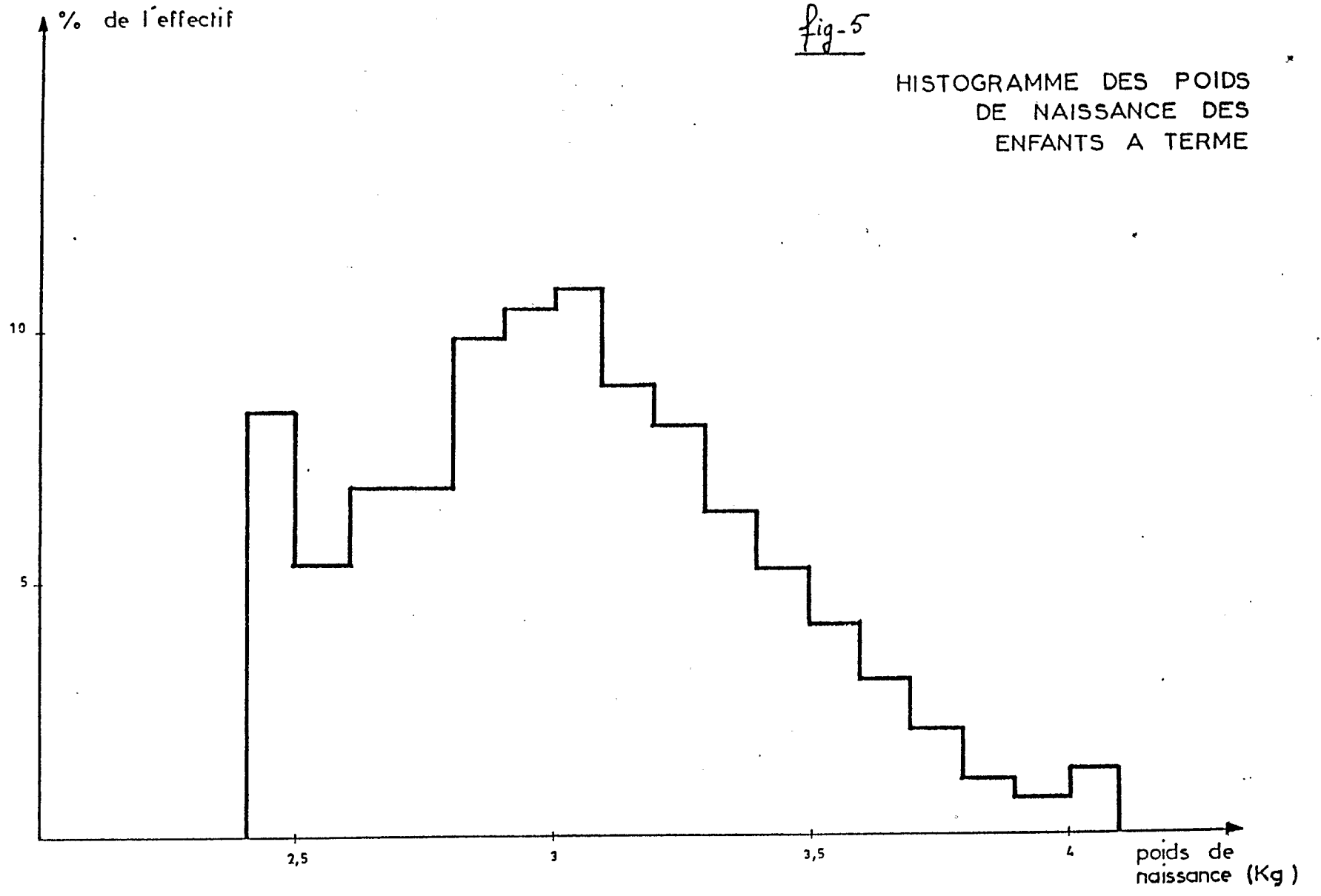


fig-6

POIDS DE NAISSANCE MOYEN  
EN FONCTION DES SAISONS

$F(11, 2444) = 1,98$   
 $p < 0.05$

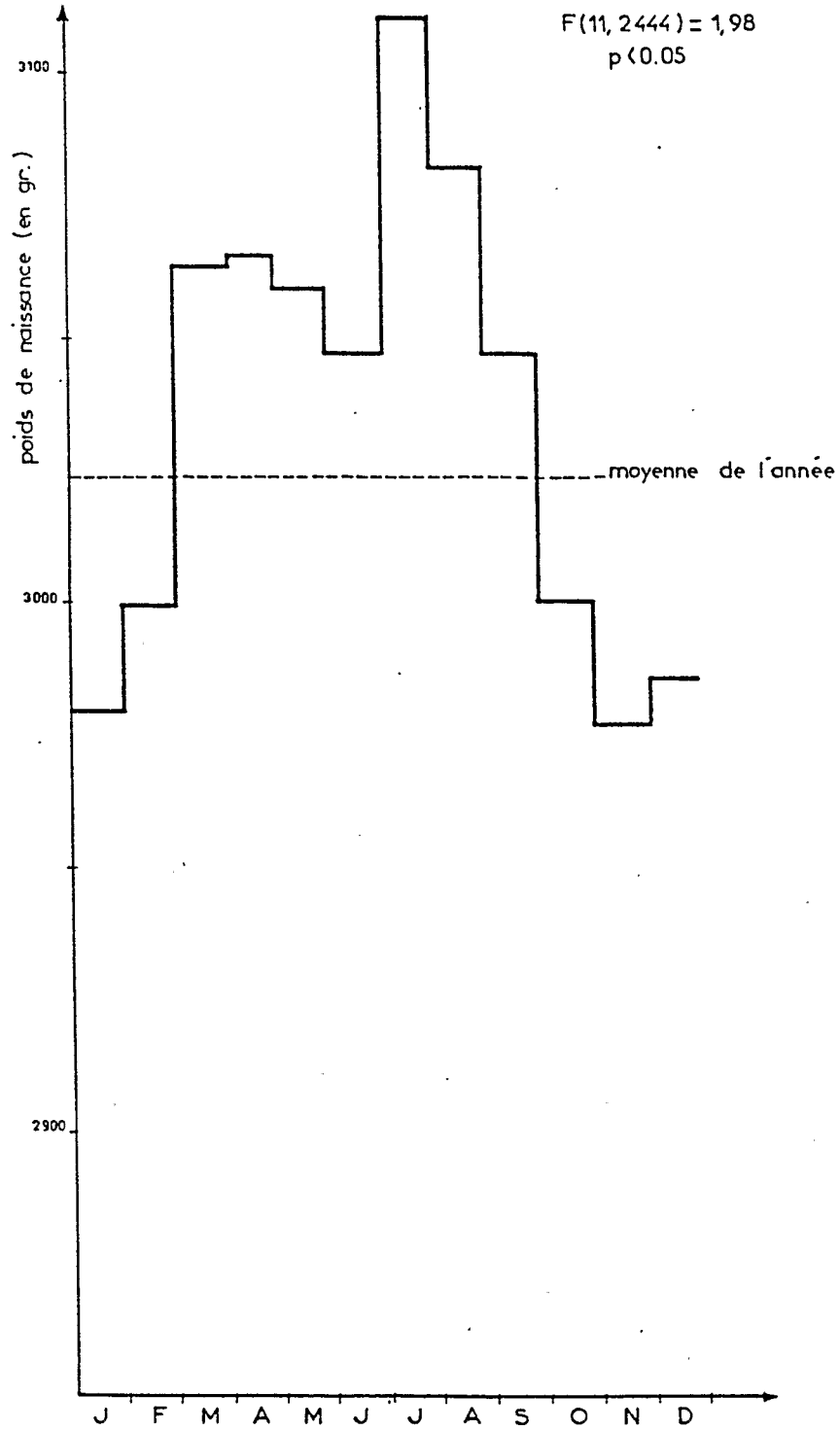


fig-6

POIDS DE NAISSANCE MOYEN  
EN FONCTION DES SAISONS

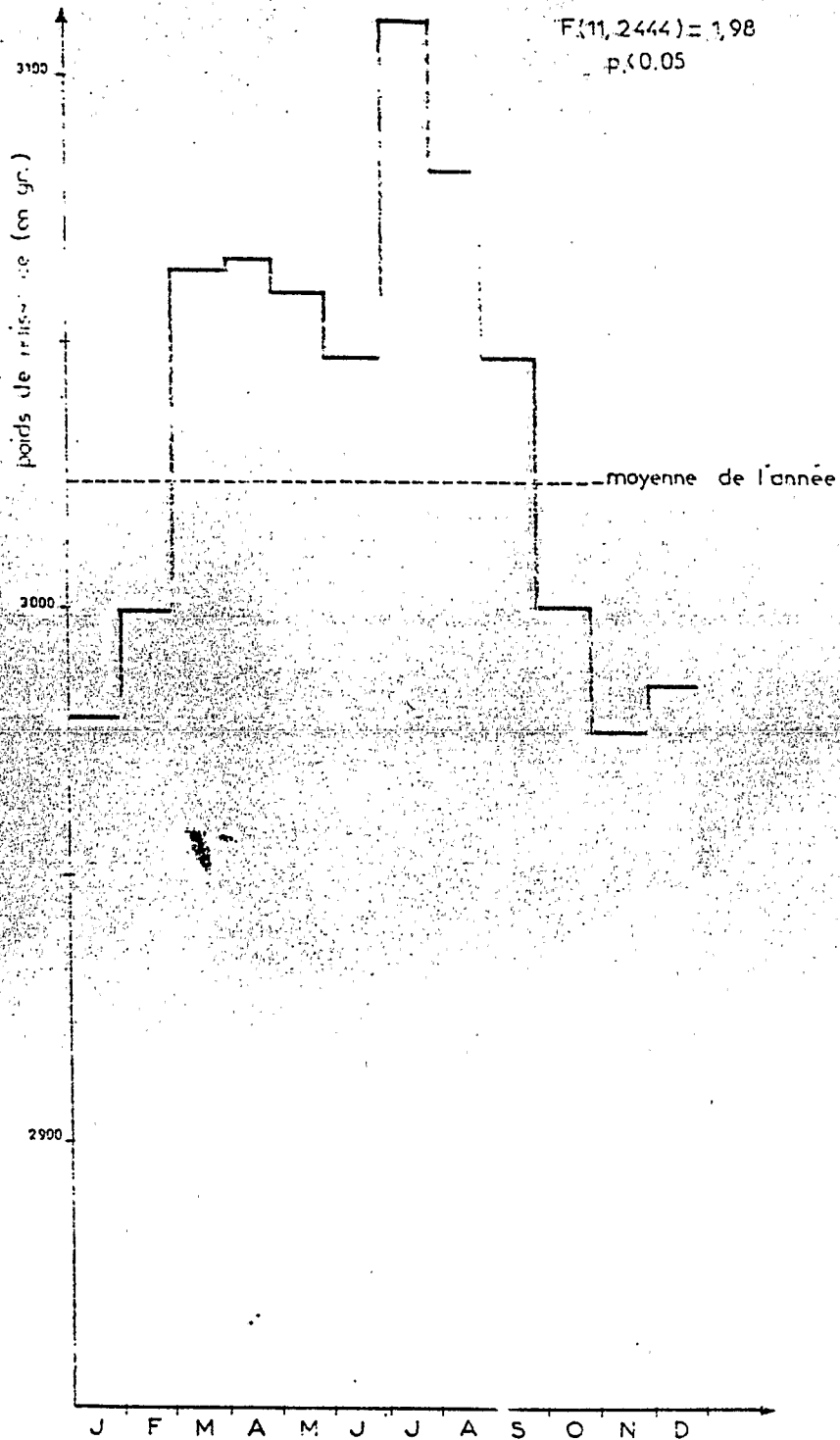


Fig-7

# POIDS DE NAISSANCE ET NUMERO D'ACCOUCHEMENT

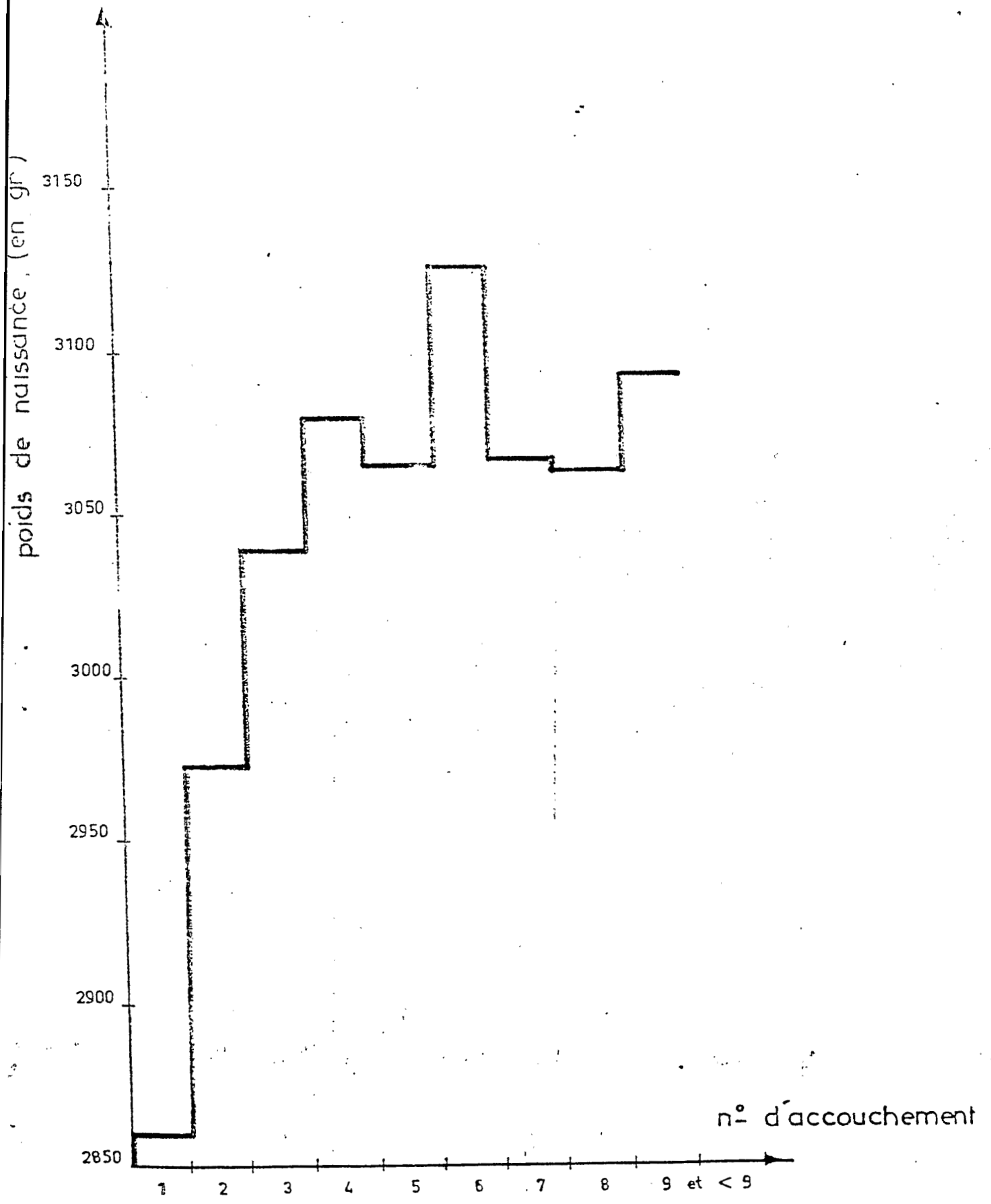


fig-7

POIDS DE NAISSANCE  
ET NUMERO D'ACCOUCHEMENT

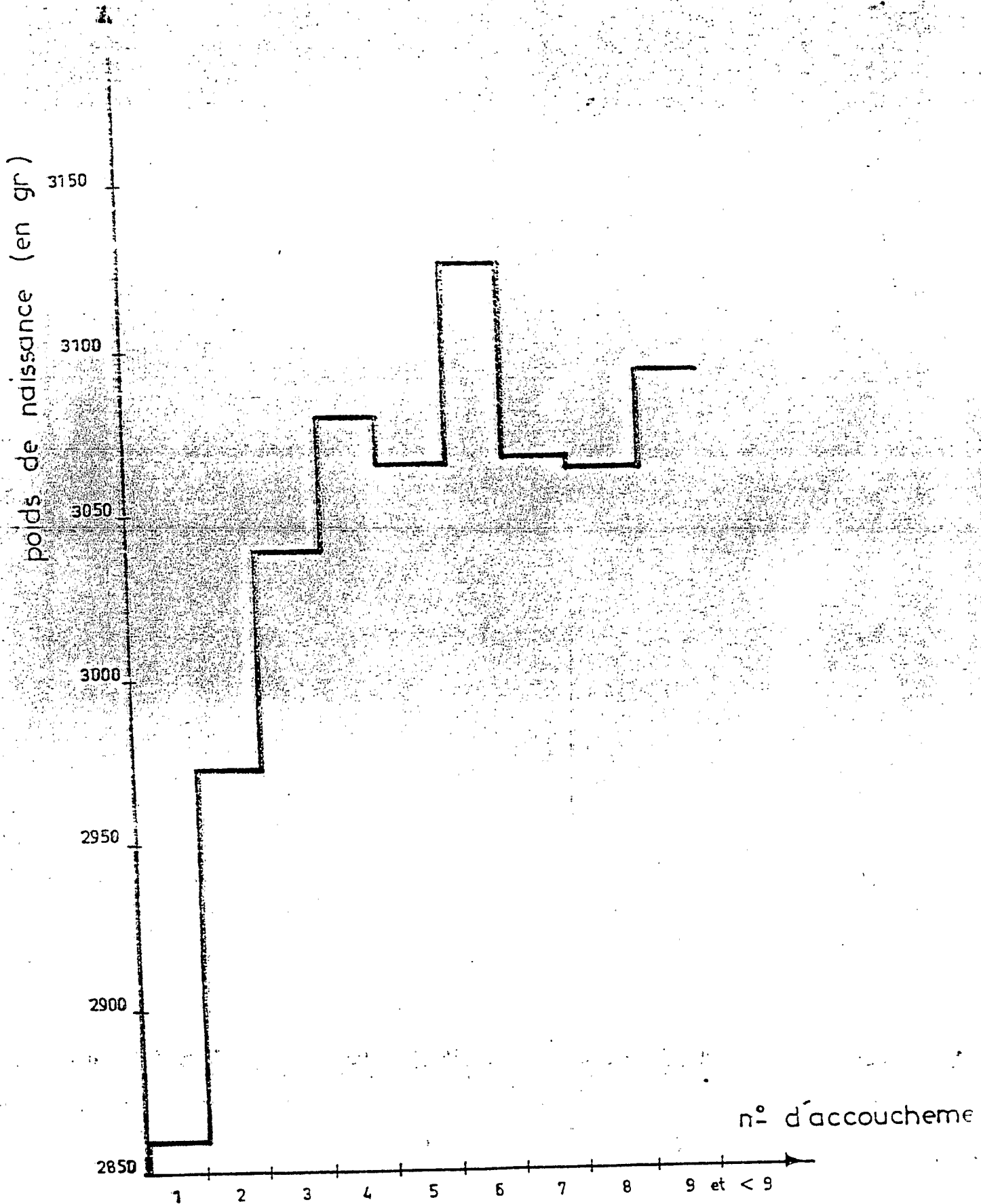


TABLE I

POIDS DE NAISSANCE ET MORTALITE PERINATALE AU NIGERIA  
(HARRISON K.A., 1979)

<u>Groupe de poids de naissance</u>	<u>Mortalité périnatale</u>
moins de 2 500 g	241 ‰
de 2 500 à 3 000 g	49,2 ‰
de 3 000 à 3 500 g	35,0 ‰
de 3 500 à 4 000 g	32,7 ‰
plus de 4 000 g	75,6 ‰

in Proceedings of the 7th study group of the Royal College of  
Obstetricians and Gynaecologists. Septembre 1979, p. 63.

TABLE 2

COMPARAISON DES POIDS DE NAISSANCE ET DE L'ANTHROPOMETRIE  
MATERNELLE CHEZ LES PRIMIPARES ET LES MULTIPARES

	PRIMIPARES (n = 368)		MULTIPARES (n = 2088)		
	moyenne	ds	moyenne	ds	
Poids après accouchement (kg)	56	8	58	10	p inf. à 0.01
taille (cm)	162,5	6	162,5	6	n.s.
poids/taillle (%)	99,5	14	101	16	n.s.
poids de naissance (g)	2 861	386	3 052	413	p inf. à 0.001

TABIE 3

VARIABLES MATERNELLES RELIEES SIGNIFICATIVEMENT AU  
POIDS DE NAISSANCE :

VARIABLE	r
Age maternel	0,147
Numéro d'accouchement	0,1472
Poids après accouchement	0,312
Taille maternelle	0,190
Tour de bras maternel	0,236
Pli cutané tricipital	0,118
% poids/taille	0,246
Circonférence du muscle	0,259
Surface du bras	0,229
Surface musculaire du bras	0,256
Surface grasse du bras	0,150



TABLE 4

Régression multiple pas à pas n° 1

Variable dépendante : poids de naissance

variables explicatives analysées :

poids de la mère, taille maternelle, pli cutané tricipital, circonférence musculaire du bras, sexe de l'enfant, classe de parité, âge de la mère

Terme constant : 2 197

<u>VARIABLES RETENUES :</u>	<u>COEFFICIENT DE RÉGRESSION</u>	<u>t</u>
1) Poids de la mère (kg)	19	17,1
2) Pli cutané tricipital (mm)	- 17	8,5
3) Sexe de l'enfant (garçon = 1, fille = 2)	-126	8,2
4) Classe de parité (primipare = 0, multipare = 1)	163	7,5
Coefficient de corrélation multiple	0.404	

TABLE 5

Régression multiple n° 2

variable dépendante : poids de naissance

variables explicatives analysées : poids de la mère, taille

maternelle, surface grasse du bras, surface musculaire du bras,  
sexe de l'enfant, classe de parité, âge de la mère.

Terme constant : 2 088

<u>VARIABLES RETENUES :</u>	<u>COEFFICIENT DE REGRESSION</u>	<u>t</u>
Poids de la mère (kg)	20	16,5
Surface grasse (mm <sup>2</sup> )	- 0,1	8,5
Sexe de l'enfant (garçon = 1, fille = 2)	-125	8,1
Classe de parité (primipare = 0, multipare = 1)	170	7,9
Coefficient de corrélation multiple	0.404	

TABLE 6

Régression multiple n° 3

Variable dépendante : poids de naissance

Variabiles explicatives analysées : classe de parité, poids après l'accouchement, taille maternelle

Terme constant : 1 260.

<u>VARIABLES RETENUES :</u>	<u>COEFFICIENT DE REGRESSION</u>	<u>t</u>
Poids de la mère (kg)	10,5	11,6
Classe de parité (primipare = 0, multipares = 1)	170	7,0
Taille maternelle (cm)	6,2	3,5
Coefficient de corrélation multiple	0,352	

TABLE 7

Régression multiple pas à pas n°

Variable dépendante : poids de naissance

Variable explicative : poids de la mère, taille maternelle, pli cutané tricipital, circonférence musculaire du bras, sexe de l'enfant, âge maternel, classe de parité.

Mères obèses et mères corpulentes exclues de l'échantillon

Terme constant : 2 093

<u>VARIABLE RETENUE :</u>	<u>COEFFICIENT DE REGRESSION</u>	<u>t</u>
1) Poids de la mère (kg)	21	15,7
2) Pli cutané tricipital (mm)	- 18	7,6
3) Sexe de l'enfant	- 127	7,9
4) Classe de parité	159	7,3
Coefficient de corrélation multiple	0.387	

TABLE 8

COEFFICIENT DE CORRELATION PARTIELLE ENTRE LE PLI CUTANE  
TRICIPITAL ET LE POIDS DE NAISSANCE EN FONCTION DE LA  
CIRCONFERENCE MUSCULAIRE

Coefficient de corrélation simple

r. pli cutané tricipital - poids de naissance	0.118
r. pli cutané tricipital - circonférence du muscle	0.275
r. circonférence du muscle - poids de naissance	0.254

Coefficient de corrélation partielle

r. pli cutané tricipital - poids de naissance circonférence du muscle constante	0.052
--	-------

p inférieur à 0.05

TABLE 9

Régression multiple pas à pas n° 4

Variable dépendante : poids de naissance

Variabes explicatives analysées : poids de la mère, pli cutané tricipital, période de l'année, sexe de l'enfant, classe de parité

Terme constant : 2 235

<u>VARIABLES RETENUES :</u>	<u>COEFFICIENT DE REGRESSION</u>	t
Poids de la mère (kg)	19	17
Pli cutané tricipital (mm)	- 17	8,6
Sexe de l'enfant (garçon = 1, fille = 2)	- 125	8,15
Classe de parité (primipares = 0, multipares = 1)	165	7,7
Période de l'année	- 62	4
Coefficient de corrélation multiple	0.411	

TABLE 10

COMPARAISON ENTRE LES RELATIONS DU POIDS ET DE LA TAILLE DE LA MERE ET LE POIDS DE NAISSANCE A DAKAR ET SELON LES DONNEES D'ABERDEEN

POIDS MATERNEL (kg)	POIDS DE NAISSANCE (TOUTES PARITES)	
	DAKAR (g)	ABERDEEN
35	2 730	2 910
40	2 790	3 030
45	2 855	3 145
50	2 920	3 255
55	2 980	3 360
60	3 050	3 460
65	3 110	3 555
70	3 175	3 645
75	3 240	3 730
80	3 305	3 815

Différence moyenne : 375 g

TABLE 11

TAILLE MATERNELLE (cm)	POIDS DE NAISSANCE (TOUTES PARITES)	
	DAKAR (g)	ABERDEEN
145	2 790	3 070
150	2 860	3 220
155	2 920	3 340
160	2 990	3 460
165	3 060	3 560
170	3 215	3 640
175	3 190	3 700
180	3 260	3 740

Différence moyenne : 440 g

TABLE 12

## VARIATIONS DES POIDS DE NAISSANCE AU COURS DE L'ANNEE

Mois	n	Moyenne (g)	sd (g)
Janvier	169	2 981	442
Février	148	3 004	395
Mars	184	3 064	403
Avril	127	3 066	487
Mai	112	3 060	423
Juin	74	3 048	443
Juillet	88	3 111	422
Août	151	3 083	419
Septembre	376	3 048	417
Octobre	370	3 007	414
Novembre	337	2 978	393
Décembre	320	2 987	393

N. B. : pour les mois de septembre à décembre, les données de 1980 et 1981 sont groupées.

F = 1.978 p inférieur à 0.05