JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

AUBENQUE

PIERRE THIONET

Statistique des tailles et des poids des écoliers

Journal de la société statistique de Paris, tome 93 (1952), p. 245-285

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1952__93__245_0

© Société de statistique de Paris, 1952, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

III

STATISTIQUE DES TAILLES ET DES POIDS DES ÉCOLIERS

(Enquête de 1950.)
(Communication présentée devant la Société de Statistique de Paris
le 19 mars 1952.)

PREMIÈRE PARTIE

Il est bien évident qu'il ne suffit pas de connaître la taille et le poids d'un enfant pour être en mesure de porter un jugement sur son développement physique. Toutefois une déficience ou une exagération de ces mesures doivent attirer l'attention, car on connaît les répercussions des troubles pathologiques ou nutritionnels sur la croissance et sur le poids. Cette information prend une signification encore plus grande quand on considère le comportement staturo-pondéral d'un groupe d'enfants. Les fléchissements ou insuffisances de poids, les retards de croissance sont les témoins fidèles d'une souffrance du groupe considéré. Les famines, les guerres et les restrictions qu'elles entraînent, les sous-alimentations et dysalimentations chroniques se traduisent fatalement par un abaissement du niveau pondéral et par des retards et limitations de

croissance. Que l'insuffisance alimentaire ou de mauvaises conditions de vie aient de telles conséquences, il ne saurait en être autrement et la constatation de graves déficits de développement consécutifs à ces situations critiques ne fait que confirmer une probabilité intuitive. Il reste cependant nécessaire de pouvoir estimer, sinon mesurer avec rigueur, l'ampleur des variations, soit individuelles, soit collectives, que l'on pourra mettre en relation avec les conditions observées d'ordre pathologique, nutritionnel, mésologique, etc... Les travaux des pédiatres, des hygiénistes, des nutritionnistes, des médecins scolaires... ont mis en évidence la validité du test de la croissance en taille et en poids (1). D'autres mesures, périmètres de segments corporels par exemple, apportent certainement des informations complémentaires hautement instructives, mais elles impliquent immédiatement une certaine technique anthropométrique qu'il est malaisé de mettre en œuvre quand on étudie des groupes étendus. Ces raisons expliquent pourquoi la mensuration de la taille et la pesée figurent toujours dans les résultats d'examens systématiques de santé. Toute considération sur l'état sanitaire d'une collectivité, scolaire notamment, s'accompagne actuellement, presque toujours, de quelques commentaires sur l'état staturo-pondéral de la collectivité considérée.

On ne peut porter un jugement sur une mesure individuelle, ou sur les mesures prises sur un groupe d'individus, que par rapport à une référence. On ne peut, en l'occurrence, juger du niveau staturo-pondéral d'un enfant ou d'un groupe d'enfants à un âge donné ou de l'allure d'une croissance, que par rapport à une situation comparable considérée comme normale et estimer l'amplitude de l'écart à cette norme que si l'on dispose déjà d'une échelle des écarts. C'est à disposer de telles références que les médecins et les biométriciens se sont attachés depuis longtemps. On a ainsi établi des tables de tailles et de poids en fonction de l'âge, tables auxquelles on se réfère pour porter un jugement sur des résultats observés. En réalité les comparaisons auxquelles on est ainsi conduit ne sont pas des opérations simples; elles peuvent être entachées d'erreurs qui altèrent la comparabilité entre les résultats considérés et leur référence. Il est bien entendu que ces tables biométriques doivent fournir des données réparties suivant le sexe et l'âge (2), mais il existe bien d'autres caractéristiques qui interviennent pour altérer la comparabilité et on ne saurait les prévoir toutes car on arriverait ainsi à décider logiquement que le groupe étudié, ou même l'individu, n'est strictement comparable qu'à lui-même. Il serait d'ailleurs inopérant de pousser trop loin le scrupule de la comparabilité car la comparaison a justement pour but de mettre en évidence des anomalies qui n'apparaîtraient plus si l'on choisissait comme terme de comparaison des ensembles eux-mêmes éventuellement anormaux. On est, de plus, limité par la nécessité d'établir ces tables biométriques sur un nombre suffisant d'observations pour leur assurer une validité statistique. Il reste, cependant, vrai que l'on est obligé de tenir compte de certains critères naturels de différenciation. Il est évident, par exemple, qu'on ne saurait comparer

(1) Voir notamment : J. SUTTER, *La protection alimentaire des écoliers* (Librairie de Médecis, Paris, 1945).

(2) On doit s'assurer de la concordance du calcul des âges, car, en période de croissance, quelques mois de différence suffisent à décaler les courbes.

utilement des individus pris dans une population où dominent les races (1) de petite taille à une table de tailles établie sur une population de haute stature. En outre, on est amené à constater que des tables établies, pour un même milieu, à des époques différentes ne sont pas identiques. Indépendamment des causes de variations accidentelles, telles qu'une perturbation grave de l'alimentation, il apparaît que, pour des raisons encore mal élucidées d'ordre mésologique et même génétique, le comportement statural, et, par voie de conséquence, pondéral, de générations successives n'est pas rigoureusement le même. Les tables biométriques doivent donc être périodiquement mises à jour si l'on ne veut pas utiliser des références périmées, par suite d'un accroissement général de la stature, par exemple, tendance constatée depuis le début du siècle (2).

* *

C'est en connaissance de ces faits que nous avons estimé utile de rappeler, à titre préliminaire pour bien situer la question, qu'une enquête sur les tailles et les poids des écoliers a été organisée en 1950 par les services de l'Hygiène Scolaire et Universitaire (H. S. U.) du Ministère de l'Éducation nationale (3), enquête qui a requis la collaboration de l'Institut national de la Statistique et des Études économiques et dont nous allons exposer les principes ainsi que les résultats les plus notables.

* *

Il existait évidemment des tables de tailles et de poids des écoliers (4), mais l'H. S. U. a eu le souci de faire procéder à une enquête ayant pour but d'établir des tables récentes, dressées suivant une méthode uniforme et qui soient, dans toute la mesure du possible, adaptées aux conditions variables de leur utilisation. L'H. S. U. désirait notamment disposer de tables de référence qui ne soient pas gravement altérées par les différences géographiques des lieux de leur emploi. On pouvait, en effet, raisonnablement s'attendre à ce que des tables établies sur telle région de la France réputée pour la fréquence de ses hautes statures ne soient pas comparables aux résultats trouvés dans une autre région où les tailles sont connues comme étant généralement petites. Il fallait donc introduire une caractéristique géographique dans l'établissement de ces tables et, plus précisément, définir l'unité territoriale élé-

(1) Sur le concept de race on consultera utilement H.-V. VALLOIS, *Anthropologie de la Population française* (Didier, Toulouse, 1943) ainsi que Leslie C. DUNN, « Race et biologie » (*U. N. E. S. C. O.*, 1951).

(2) Voir : J.-J. BOULENGER, « L'accroissement de la taille en France depuis cinquante ans » (*Recueil des Travaux de l'Institut national d'Hygiène*, tome IV, volume I, p. 192. Paris, Masson, 1950).

(3) L'organisation de cette enquête dans les écoles a été plus particulièrement confiée à M. R. PAUMIER, sous la direction de M. H. VILATTE, Chef des Services de l'Hygiène Scolaire et Universitaire.

(4) Par exemple, les tables classiques de VARIOT et CHAUMET, « Table de croissance des enfants parisiens de 1 à 16 ans » (*Académie des Sciences*, janvier 1906 et *Société de Pédiatrie*, 20 février 1908); les tables de A. FESSARD, J. LAUFER et A. LAUGIER, « Nouvelles tables de croissance des écoliers parisiens » (*Société de Biotypologie*, mai 1935); plus récemment, en 1948, les tables de J. TRÉMOLIÈRE et J.-J. BOULENGER, « Tables de normalité de 6 à 17 ans » (*Recueil des Travaux de l'Institut national d'Hygiène*, tome IV, volume I, p. 171. Masson, Paris, 1950).

mentaire pour laquelle il y avait lieu d'établir une statistique. Pour les motifs exposés plus haut, on ne pouvait pas choisir une unité territoriale trop petite et c'est le département qui a été retenu. D'autres caractéristiques ont été d'ailleurs prises en considération, notamment l'importance démographique de la commune, de sorte que les résultats ont pu être distingués suivant les zones de population, distinction dont on sera amené plus loin à constater l'intérêt. L'enquête devait intéresser l'ensemble de la France métropolitaine, portant sur les enfants fréquentant les écoles primaires aussi bien publiques que privées et âgés, en principe, de 6 à 14 ans. Cette enquête scolaire conduite spécialement dans le but d'établir ces tables biométriques (1) exigeait que les mensurations et les pesées fussent faites dans des conditions suffisamment précises (2). Il n'était donc pas question de soumettre à l'enquête la totalité des écoliers, dont l'effectif âgé de 6 à 14 ans était évalué à 4.383.000 enfants. Il fut donc décidé de procéder à une enquête par sondage. Le plan d'échantillonnage a été établi par l'I. N. S. E. E. et M. P. Thionet, qui a été chargé d'organiser ce sondage, en fera la description dans la deuxième partie de cet exposé. Cette enquête, qui a eu lieu au cours du deuxième trimestre 1950, du 24 avril au 27 mai, a donc été conduite suivant la méthode d'un sondage statistique rationnel. C'est une de ses caractéristiques les plus originales et les plus précieuses, car elle confère aux résultats d'ensemble, par région, par département, une comparabilité statistique que les enquêtes conduites empiriquement n'assurent pas toujours. Cette comparabilité était la condition nécessaire de l'obtention de résultats territorialement valables, comme le désirait l'Hygiène scolaire.

* * *

L'H. S. U. a fait procéder à l'enquête en se conformant, dans toute la mesure du possible, au plan d'échantillonnage défini par l'I. N. S. E. E. qui a été également chargé d'exploiter et d'analyser les résultats.

Une statistique de tailles et de poids pourrait donner lieu à d'amples développements d'ordre biométrique. Ce point de vue n'a pas été entièrement négligé; les résultats statistiques bruts constituent, d'ailleurs, par eux-mêmes, un substantiel matériel d'étude scientifique; mais le but visé, comme on l'a exposé plus haut, consistait essentiellement à mettre à la disposition des services médico-scolaires, quel que soit le lieu de leur implantation, des tables de tailles et de poids servant de références valables à l'observation du comportement staturo-pondéral des écoliers; c'est donc à l'élaboration de ces tables que l'I. N. S. E. E. s'est plus particulièrement attaché jusqu'à maintenant. L'intérêt des renseignements ainsi recueillis à partir de cette enquête, sous ce simple aspect descriptif, est déjà assez grand pour justifier leur exposé.

(1) L'enquête a permis de recueillir d'autres renseignements statistiques, notamment sur l'âge de la puberté chez les filles suivant les régions (Statistique communiquée à l'H. S. U. mais non encore publiée).

(2) L'H. S. U. donna aux médecins inspecteurs scolaires et à leurs assistantes chargés de cette enquête des instructions précises visant à l'uniformité des méthodes de mensuration et de pesée (inspirées des principes de mesures anthropométriques de F. VANDERVAEL, *Biométrie humaine*, Masson, 1943). Les pesées devaient avoir lieu le matin (donc, avant le repas de midi); les enfants n'ayant, comme seul sous-vêtement, qu'un caleçon ou une culotte, à l'exclusion de tout autre vêtement, sous-vêtement, chaussettes ou chaussures.

L'ampleur de l'enquête qui a effectivement porté sur près de 300.000 enfants, la méthode de sondage rationnel employée pour réunir les observations, assurent aux résultats concernant l'ensemble de la France une grande fidélité. De plus, disposant ainsi d'un grand nombre d'observations, il a été possible

d'établir, sur cet ensemble, des statistiques mettant en jeu la combinaison de plusieurs caractéristiques. On obtient ainsi des données qui ont la valeur de résultats moyens pour l'ensemble de la France. Des résultats d'ensemble ne paraissent pas, au premier abord, susceptibles de présenter une utilité immédiate puisque, par définition, ils ne sont pas établis pour être localement valables. Cependant, ils permettent d'élaborer des structures qui ne peuvent être précisées que sur un grand nombre d'observations. Ces structures ont, en tout cas, l'avantage de ne pas reposer sur des ensembles indéfinis ou trop

particuliers; elles peuvent être considérées comme représentant le comportement somatique de l'ensemble constitué par les écoliers français, au moins de ceux qui fréquentent les écoles primaires. Indépendamment de l'intérêt qui s'attache à connaître certains résultats d'ordre biométrique qui sont, d'une façon plus ou moins absolue, indépendants de la localisation géographique, la connaissance de résultats d'ensemble pour la France est précieuse parce qu'on sera amené à constater que l'on dispose ainsi de schémas précis et qui, sous certaines conditions, sont, en pratique, plus largement utilisables qu'on ne le penserait.

Les principales statistiques d'ensemble ainsi établies font connaître des valeurs moyennes et des répartitions. Conformément à la pratique habituellement suivie on a calculé les *tailles et les poids moyens suivant le sexe et l'âge* (en demi-années révolues) (tableaux I et II, graphique 1). Ces moyennes arithmétiques présentent l'avantage de donner une représentation simple des niveaux staturaux et pondéraux observés. De plus, elles se prêtent aisément aux comparaisons immédiates avec d'autres résultats moyens, trop aisément, devrait-on dire, car bien des circonstances rendent souvent incertaine la comparabilité de telles statistiques. Bien que l'enquête n'ait été prévue, en principe, que pour les enfants âgés de 6 à 14 ans, on a estimé utile de faire figurer sur ces tableaux de moyennes les résultats concernant les enfants âgés de 5 ans et demi et de 15 ans, parce que les enfants de ces âges limites saisis par l'enquête ont été relativement nombreux. On doit, toutefois, noter que les écoliers âgés de 15 ans représentent une catégorie un peu particulière, car plusieurs d'entre eux sont probablement en retard sur la scolarité normale. C'est, peut-être, une des raisons pour lesquelles les valeurs staturo-pondérables moyennes trouvées à cet âge sont légèrement inférieures à celles que l'on aurait pu attendre.

TABLEAU I. — MOYENNES DES TAILLES ET DES POIDS DES ÉCOLIERS
(France, 1950)

AGE (en ½ années révolues)	GARÇONS				FILLES							
	Taille (en cm)		Poids (en kg)		Taille (en cm)		Poids (en kg)		Distinction :			
									a) filles formées b) filles non formées			
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type				
									Taille (en cm)		Poids (en kg)	
5 ½	109,6	5,0	18,6	2,2	108,6	5,1	17,8	2,3	Moyenne		Moyenne	
6 ½	113,6	5,0	19,8	2,4	112,5	5,1	19,1	2,4				
6 ½	116,1	5,1	20,8	2,5	115,3	5,3	20,2	2,6	Moyenne		Moyenne	
7 ½	118,6	5,5	21,8	2,6	117,9	5,4	21,2	2,9				
7 ½	121,4	5,5	23,0	2,8	120,6	5,5	22,4	3,1	Moyenne		Moyenne	
8	123,9	5,6	24,1	3,0	122,9	5,6	23,3	3,1				
8 ½	126,3	5,8	25,3	3,2	125,5	5,8	24,6	3,5	Moyenne		Moyenne	
9	128,5	5,9	26,4	3,4	127,9	6,1	25,9	3,6				
9 ½	130,8	6,2	27,6	3,6	130,1	6,5	27,1	3,9	Moyenne		Moyenne	
10	133,2	6,5	28,9	3,8	132,8	6,4	28,6	4,5				
10 ½	135,3	6,5	30,0	4,1	135,3	6,8	30,1	5,0	Moyenne		Moyenne	
11	137,6	6,5	31,6	4,2	138,1	6,9	31,9	5,4				
11 ½	139,4	6,7	32,9	4,6	141,0	7,5	33,9	5,9	Moyenne		Moyenne	
12	141,7	7,1	34,3	5,0	143,7	7,7	36,1	6,7				
12	144,1	7,5	36,1	5,5	146,4	7,8	38,5	7,8	Moyenne		Moyenne	
13	147,1	8,1	38,3	6,3	149,2	7,7	40,8	7,5				
13 ½	150,2	8,7	40,7	7,8	151,6	7,3	43,3	7,5	Moyenne		Moyenne	
14	153,1	9,2	42,9	8,1	153,2	6,9	45,0	7,4				
14 ½	155,2	9,7	44,6	8,6	154,3	6,9	46,3	7,6	Moyenne		Moyenne	
15	155,9	10,5	45,8	9,4	155,1	7,3	47,3	8,0				

TABLEAU II. — MOYENNES DES TAILLES ET DES POIDS DES ÉCOLIERS

Zone rurale comparée à zone des villes de plus de 50.000 habitants
(Année 1950)

ÂGE (en ½ années révolues)	GARÇONS						FILLES					
	Taille moyenne (en cm)			Poids moyen (en kg)			Taille moyenne (en cm)			Poids moyen (en kg)		
	Zone (1) rurale	Villes de + 50.000 h	Diffé- rence	Zone (1) rurale	Villes de + 50 000 h.	Diffé- rence	Zone (1) rurale	Villes de + 50 000 h	Diffé- rence	Zone (1) rurale	Villes de + 50.000 h.	Diffé- rence
	R	V	V-R	R	V	V-R	R	V	V-R	R	V	V-R
5 ½	109,4	110,5	1,1	18,5	18,8	0,3	108,3	109,4	1,1	17,6	18,1	0,5
6	113,3	114,3	1,0	19,5	20,2	0,7	112,2	112,5	0,3	19,1	19,4	0,3
6 ½	115,9	116,4	0,5	20,6	21,1	0,5	115,3	115,6	0,3	20,2	20,4	0,2
7	118,4	119,4	1,0	21,7	22,2	0,5	117,8	118,1	0,3	21,2	21,6	0,4
7 ½	121,3	121,8	0,5	22,9	23,4	0,5	120,3	120,7	0,4	22,3	22,8	0,5
8	123,6	124,4	0,8	23,9	24,6	0,7	122,9	123,3	0,4	23,3	23,9	0,6
8 ½	126,2	126,9	0,7	24,9	25,9	1,0	125,4	125,6	0,2	24,4	25,1	0,7
9	128,4	129,3	0,9	26,1	26,8	0,7	127,6	128,3	0,7	25,7	26,4	0,7
9 ½	130,7	131,0	0,3	27,2	27,9	0,7	129,6	130,6	1,0	26,9	27,8	0,9
10	133,0	133,5	0,5	28,4	29,3	0,9	132,5	133,3	0,8	28,4	29,3	0,9
10 ½	135,1	135,7	0,6	29,8	30,8	1,0	135,2	135,8	0,6	30,1	30,7	0,6
11	137,3	138,1	0,8	31,3	32,2	0,9	137,9	138,4	0,5	31,7	32,6	0,9
11 ½	139,2	139,9	0,7	32,9	33,5	0,6	140,6	141,4	0,8	33,6	34,7	1,1
12	141,5	142,0	0,5	34,3	34,9	0,6	143,3	144,0	0,7	35,9	36,9	1,0
12 ½	144,1	144,5	0,4	36,0	36,6	0,6	146,0	147,0	1,0	38,0	39,4	1,4
13	146,8	147,8	1,0	38,3	39,1	0,8	148,9	149,3	0,4	40,4	41,4	1,0
13 ½	150,1	150,7	0,6	40,4	42,0	1,6	151,3	151,6	0,3	43,0	43,9	0,9
14	152,7	153,6	0,9	42,2	44,0	1,8	152,8	153,3	0,5	44,7	45,4	0,7
14 ½	154,0	155,3	1,3	44,0	45,6	1,6	153,5	154,4	0,9	45,5	46,5	1,0
15	155,1	156,9	1,8	44,9	47,0	2,1	153,9	155,2	1,3	46,1	47,6	1,5

(1) Communes ayant une population agglomérée inférieure à 2.000 habitants.

On a complété ces moyennes par une statistique de *répartition des tailles et des poids à chaque âge*. A cet effet, on a calculé les fréquences correspondant à chaque taille et à chaque poids. On a cumulé ces fréquences en rangeant les observations par valeurs croissantes. On peut ainsi savoir immédiatement quelle est la proportion des enfants qui n'atteignent pas un niveau donné de taille ou de poids. Il est ainsi aisé de construire des tables et des abaques auxquelles il suffit de se reporter pour situer immédiatement un enfant (1) par rapport à sa taille ou à son poids. Pratiquement, les tables et abaques qui ont été établies (tableaux III et IV, graphiques 2) font connaître les niveaux de dix en dix pour cent. Cette façon de représenter les résultats est inspirée de la méthode du percentilage couramment employée en psychotechnique et même en biométrie (2). L'utilisation de ces percentiles est immédiate. Exemple : « Tableau III A ; classement des tailles et des poids des garçons » ; à l'âge de 7 ans, 10 % des garçons mesurent moins de 111,7 cm, 20 % moins de 114 cm, 30 % moins de 115,7 cm, 90 % moins de 125 cm ; 10 % des garçons âgés de 7 ans pèsent moins de 18,5 kg, 20 % moins de 19,6 kg, 30 % moins de 20,2 kg, 90 % moins de 24,9 kg.

(1) Ou un groupe d'écoliers dont on considère les moyennes de tailles et de poids.

(2) Ce mode de représentation a été déjà employé, en France, par FESSARD, LAUFER et LAUGIER en 1935 (référence citée plus haut) et, à New-York, par May Ayres BURGESS « Construction of two height charts » (*Journal of the American Association*, June 1937).

Cependant le classement, d'une part, suivant sa taille, d'autre part, suivant son poids, ne suffit pas à caractériser le développement staturo-pondéral de l'enfant, car on ne peut estimer correctement la signification du poids qu'en fonction de la taille. Une fois que l'on est informé de la situation qu'occupe

TABLEAU III A. — CLASSEMENT DES TAILLES ET DES POIDS DES GARÇONS
(France, 1950)

AGE (en ½ années révo- lues)	TAILLES (en cm)									AGE (en ½ années révo- lues)
	10° centile	20° centile	30° centile	40° centile	50° centile	60° centile	70° centile	80° centile	90° centile	
5 ½	103,3	105,2	106,5	107,9	109,0	110,4	111,8	113,6	115,9	5 ½
6	106,9	108,9	110,3	111,5	113,0	114,5	115,6	117,2	119,5	6
6 ½	109,4	111,8	113,5	115,0	115,9	117,1	118,6	120,1	122,2	6 ½
7	111,7	114,0	115,7	117,0	118,1	119,3	120,9	122,8	125,0	7
7 ½	114,0	116,5	118,1	119,7	120,9	122,0	123,7	125,4	127,5	7 ½
8	116,5	118,9	120,5	122,1	123,5	124,8	126,4	128,1	130,3	8
8 ½	118,7	121,3	123,1	124,6	125,9	127,4	129,0	130,8	133,0	8 ½
9	120,9	123,6	125,1	126,8	128,1	129,6	131,4	133,2	135,5	9
9 ½	123,0	125,5	127,1	129,0	130,2	131,8	133,6	135,5	138,0	9 ½
10	124,9	127,5	129,5	131,4	132,7	134,2	135,9	138,0	140,6	10
10 ½	127,0	129,9	131,7	133,5	135,0	136,6	138,2	140,4	142,9	10 ½
11	129,4	131,9	133,9	135,7	137,2	138,9	140,5	142,5	145,0	11
11 ½	131,2	133,6	135,5	137,5	139,1	140,8	142,6	144,7	147,3	11 ½
12	132,8	135,5	137,5	139,6	141,2	142,8	144,7	147,1	149,8	12
12 ½	134,7	137,7	139,8	142,0	143,7	145,3	147,1	149,5	153,0	12 ½
13	137,1	140,0	142,2	144,5	146,5	148,4	150,5	153,0	157,2	13
13 ½	139,4	142,6	145,0	147,3	149,4	151,5	153,9	156,6	161,1	13 ½
14	141,4	145,0	147,8	150,1	152,2	154,5	157,2	160,2	163,9	14
14 ½	142,7	146,7	149,7	152,4	154,4	157,2	159,8	162,7	166,4	14 ½
15	143,6	147,9	151,2	153,8	156,1	159,2	162,1	165,0	168,7	15

AGE (en ½ années révo- lues)	POIDS (en kg)									AGE (en ½ années révo- lues)
	10° centile	20° centile	30° centile	40° centile	50° centile	60° centile	70° centile	80° centile	90° centile	
5 ½	15,4	16,4	17,0	17,6	18,1	18,7	19,4	20,1	21,1	5 ½
6	16,8	17,8	18,3	18,9	19,4	20,1	20,8	21,5	22,6	6
6 ½	17,7	18,7	19,4	19,9	20,4	21,2	21,8	22,6	23,8	6 ½
7	18,5	19,6	20,2	20,7	21,4	22,2	22,9	23,8	24,9	7
7 ½	19,4	20,4	21,1	21,8	22,5	23,2	24,0	25,0	26,3	7 ½
8	20,3	21,4	22,1	22,9	23,6	24,4	25,2	26,2	27,7	8
8 ½	21,3	22,4	23,3	24,1	24,8	25,6	26,4	27,6	29,3	8 ½
9	22,3	23,4	24,4	25,2	25,9	26,8	27,7	28,9	30,6	9
9 ½	23,2	24,4	25,4	26,2	27,1	27,9	29,0	30,2	32,0	9 ½
10	24,1	25,5	26,5	27,3	28,4	29,2	30,4	31,7	33,7	10
10 ½	25,1	26,5	27,7	28,6	29,6	30,5	31,8	33,0	35,1	10 ½
11	26,1	27,6	28,9	29,8	30,8	32,0	33,1	34,6	36,8	11
11 ½	27,1	28,7	30,0	31,1	32,1	33,4	34,5	36,1	38,4	11 ½
12	28,1	29,8	31,1	32,3	33,5	34,8	36,1	37,9	40,5	12
12 ½	29,3	31,2	32,5	33,7	35,1	36,5	38,3	40,2	43,4	12 ½
13	30,8	32,7	34,1	35,7	37,0	38,6	40,7	43,1	46,4	13
13 ½	32,4	34,5	36,0	37,9	39,5	41,1	43,4	46,2	50,3	13 ½
14	33,6	36,2	38,1	40,0	41,9	44,1	46,4	49,2	53,2	14
14 ½	34,4	37,2	39,4	41,4	43,8	46,6	48,7	51,3	55,3	14 ½
15	34,8	37,8	40,2	42,3	45,1	48,2	50,6	53,4	57,4	15

l'enfant par rapport à sa taille et que l'on connaît son poids, il faut encore pouvoir apprécier si son poids est proportionné à sa taille. C'est pour répondre à ce besoin que l'on a établi la *statistique des poids suivant la taille* (1). En utilisant la même méthode de percentilage décrite plus haut, on peut aisément établir des tables d'étalonnage staturo-pondéral combiné, permettant de situer la position d'un enfant simultanément par rapport à sa taille et à son

(1) Les tables citées plus haut, de FESSARD, LAUFER et LAUGIER faisaient également connaître le poids moyen suivant la taille et l'âge.

poids. Ces tables d'étalonnage staturo-pondéral, complétées par des abaqués, ont été établies, par sexe, pour chaque âge de 6 à 14 ans (années entières révolues). On a reproduit, ci-après (tableau V, graphique 3), à titre de spécimen, l'étalonnage qui a été ainsi établi pour les garçons âgés de 10 ans. Si l'on a

TABLEAU III B. — CLASSEMENT DES TAILLES ET DES POIDS DES FILLES
(France, 1950)

AGE (en ½ années révo- lues)	TAILLES (en cm)									AGE (en ½ années révo- lues)
	10 ^e centile	20 ^e centile	30 ^e centile	40 ^e centile	50 ^e centile	60 ^e centile	70 ^e centile	80 ^e centile	90 ^e centile	
5 ½	102,0	104,0	105,5	106,8	108,0	109,4	110,4	112,3	115,0	5 ½
6	105,5	107,8	109,3	110,4	111,0	113,2	114,4	115,9	118,3	6
6 ½	108,2	110,5	112,1	113,4	114,8	116,1	117,3	119,2	121,3	6 ½
7	110,8	113,0	114,6	116,0	117,2	118,9	120,1	121,7	124,1	7
7 ½	113,4	115,5	117,2	118,8	120,0	121,2	122,7	124,4	126,8	7 ½
8	115,7	118,0	119,7	121,1	122,4	123,7	125,2	127,1	129,3	8
8 ½	118,0	120,2	122,2	123,5	124,9	126,2	127,8	129,6	132,2	8 ½
9	120,1	122,5	124,4	125,8	127,3	128,7	130,3	132,2	135,4	9
9 ½	122,0	124,4	126,6	128,1	129,5	131,1	132,6	134,6	137,8	9 ½
10	124,1	126,9	129,0	130,8	132,0	133,5	135,1	137,3	140,3	10
10 ½	126,5	129,3	131,5	133,1	134,6	136,2	138,1	140,0	143,5	10 ½
11	129,0	131,9	134,0	135,9	137,4	139,1	141,2	142,9	146,6	11
11 ½	131,5	134,3	136,8	138,8	140,3	142,1	144,3	146,4	149,7	11 ½
12	133,8	137,0	139,6	141,6	143,4	145,3	147,2	149,5	152,8	12
12 ½	136,2	139,5	142,1	144,3	146,0	148,0	149,9	152,2	155,6	12 ½
13	139,0	142,2	144,9	146,7	148,7	150,4	152,3	154,6	157,8	13
13 ½	141,8	145,3	147,6	149,4	151,0	152,8	154,5	156,7	159,7	13 ½
14	143,8	147,0	149,4	151,1	152,8	154,5	156,0	158,0	160,9	14
14 ½	145,0	148,1	150,2	152,2	153,8	155,5	157,1	159,2	162,0	14 ½
15	145,5	148,8	151,1	153,0	154,6	156,2	158,1	160,5	163,2	15

AGE (en ½ années révo- lues)	POIDS (en kg)									AGE (en ½ années révo- lues)
	10 ^e centile	20 ^e centile	30 ^e centile	40 ^e centile	50 ^e centile	60 ^e centile	70 ^e centile	80 ^e centile	90 ^e centile	
5 ½	14,7	15,8	16,4	16,9	17,5	18,1	18,6	19,5	20,5	5 ½
6	16,0	16,9	17,6	18,2	18,7	19,4	20,0	20,8	22,0	6
6 ½	16,9	17,8	18,6	19,2	19,9	20,6	21,2	21,9	23,4	6 ½
7	17,8	18,7	19,5	20,2	20,9	21,6	22,4	23,4	25,0	7
7 ½	18,6	19,6	20,5	21,2	22,0	22,7	23,6	24,6	26,2	7 ½
8	19,4	20,5	21,5	22,3	23,0	23,8	24,6	25,6	27,4	8
8 ½	20,3	21,5	22,4	23,4	24,1	25,0	25,8	27,1	29,0	8 ½
9	21,3	22,5	23,5	24,4	25,4	26,2	27,2	28,7	30,5	9
9 ½	22,2	23,6	24,6	25,6	26,5	27,5	28,6	29,8	32,1	9 ½
10	23,2	24,8	25,9	26,8	27,8	29,0	30,1	31,8	34,5	10
10 ½	24,4	25,9	27,1	28,3	29,3	30,5	31,9	33,8	36,5	10 ½
11	25,6	27,4	28,6	29,9	31,1	32,3	33,9	36,1	38,9	11
11 ½	26,8	28,7	30,2	31,7	33,0	34,6	36,1	38,5	41,6	11 ½
12	28,3	30,3	32,0	32,6	35,1	36,8	38,7	41,0	44,5	12
12 ½	29,7	32,1	34,0	35,7	37,3	39,2	41,3	43,9	47,3	12 ½
13	31,7	34,3	36,3	38,1	39,7	41,7	43,7	46,3	49,9	13
13 ½	34,1	36,7	39,0	40,7	42,2	44,0	46,1	48,7	52,5	13 ½
14	35,8	38,7	40,8	42,8	44,2	46,1	48,2	50,6	54,3	14
14 ½	37,0	40,0	42,2	44,0	45,5	47,6	49,5	52,0	56,0	14 ½
15	38,0	40,9	43,0	44,8	46,7	48,6	50,7	53,6	57,7	15

affaire, par exemple, à un garçon de cet âge mesurant 1 m 38 et pesant 29 kg, on trouve, en consultant le tableau, que sa taille est supérieure à la moyenne puisqu'elle se situe vers le 75^e centile; en revanche, son poids est insuffisant pour sa taille, puisqu'il n'atteint environ que le 27^e centile des poids correspondant à une telle taille. On peut remarquer que si l'on n'avait pas tenu compte de la taille le poids de 29 kg aurait été considéré comme moyen. Pour des raisons d'ordre pratique, et aussi pour laisser à ces répartitions la base numérique leur assurant une validité suffisante, ces étalonnages n'ont été établis

POIDS DES GARÇONS

FRANCE 1950

INSEE

TAILLE DES GARÇONS

FRANCE 1950

INSEE

POIDS DES FILLES

FRANCE 1950

INSEE

TAILLE DES FILLES

FRANCE 1950

INSEE

TABEAU IV. — CLASSEMENT DES TAILLES ET DES POIDS DES FILLES AGÉES DE 10 A 15 ANS
Distinction : filles formées, filles non formées. (France, 1950)

AGE (en ½ années révo- lues)	TAILLES (en cm)									POIDS (en kg)									AGE (en ½ années révo- lues)		
	10° centile	20° centile	30° centile	40° centile	50° centile	60° centile	70° centile	80° centile	90° centile	10° centile	20° centile	30° centile	40° centile	50° centile	60° centile	70° centile	80° centile	90° centile			
a) Filles formées.																					
10	126,4	129,0	130,8	132,2	134,4	136,1	138,2	141,3	143,8	23,7	25,9	27,2	28,5	30,0	31,7	33,5	35,9	38,2	10		
10 ½	128,7	132,3	134,0	135,5	137,6	140,2	142,6	145,4	148,2	25,3	27,7	29,1	30,8	32,5	34,5	36,8	39,7	43,1	10 ½		
11	131,6	136,0	138,2	140,0	142,2	145,0	147,0	149,2	151,7	27,7	30,1	32,0	34,1	36,0	38,0	40,0	43,0	46,2	11		
11 ½	135,4	140,0	141,8	144,0	145,8	148,0	149,7	151,8	154,5	29,9	32,6	35,0	37,0	38,9	40,5	42,7	45,5	48,6	11 ½		
12	138,7	142,5	144,7	146,7	148,3	150,1	151,9	153,8	156,6	32,2	35,1	37,1	39,0	40,9	42,5	44,6	47,5	50,5	12		
12 ½	141,3	144,9	146,9	148,8	150,3	151,9	153,7	155,5	158,2	34,2	37,0	39,0	40,8	42,6	44,5	46,2	49,0	52,2	12 ½		
13	143,1	146,4	148,5	150,3	152,0	153,3	155,1	156,9	159,4	35,9	38,6	40,6	42,2	44,0	45,8	47,7	50,2	53,6	13		
13 ½	144,6	147,9	149,8	151,5	153,2	154,6	156,2	157,9	160,3	37,1	39,9	41,8	43,4	45,3	46,8	49,0	51,3	54,9	13 ½		
14	145,8	148,8	150,8	152,6	154,2	155,5	157,1	158,8	161,5	38,3	41,0	43,0	44,5	46,2	47,8	50,1	52,2	56,0	14		
14 ½	147,0	149,8	151,7	153,2	154,9	156,3	158,1	159,8	162,5	39,4	41,8	44,0	45,4	47,0	48,7	51,1	53,2	57,0	14 ½		
15	148,0	150,6	152,4	154,0	155,6	157,2	159,3	161,0	163,5	40,3	42,7	44,7	46,2	47,9	49,4	51,8	54,2	57,8	15		
b) Filles non formées																					
10	124,1	126,9	129,0	130,8	132,0	133,5	135,1	137,3	140,3	23,2	24,8	25,9	26,8	27,8	29,0	30,1	31,8	34,5	10		
10 ½	126,4	129,2	131,2	133,0	134,5	136,2	138,0	140,0	143,3	24,4	25,9	27,1	28,3	29,3	30,4	31,8	33,7	36,4	10 ½		
11	128,6	131,6	133,6	135,5	137,2	139,0	140,8	142,8	146,0	25,6	27,4	28,5	29,8	30,9	32,0	33,7	35,9	38,5	11		
11 ½	131,0	134,1	136,4	138,1	140,0	141,9	144,0	146,2	149,1	26,7	28,6	30,0	31,4	32,5	33,8	35,7	38,0	41,0	11 ½		
12	133,1	136,2	138,5	140,5	142,6	144,1	146,3	148,8	151,9	27,8	29,9	31,6	33,0	34,3	35,6	37,6	40,0	43,2	12		
12 ½	135,5	138,6	141,0	142,9	144,9	146,7	148,8	150,7	154,0	29,0	31,2	33,0	34,6	35,9	37,4	39,3	42,0	45,0	12 ½		
13	137,5	141,0	143,1	144,8	146,7	148,5	150,4	152,4	155,7	30,4	33,1	34,8	36,2	37,5	39,1	41,2	43,5	46,4	13		
13 ½	139,3	143,0	145,2	146,6	148,4	150,5	152,1	153,8	157,0	31,8	34,4	36,2	37,8	39,1	40,7	42,7	45,0	47,8	13 ½		
14	140,1	144,0	146,3	147,9	149,8	151,7	153,2	154,9	158,1	32,4	35,1	37,0	38,8	40,2	41,9	43,8	46,2	48,9	14		
14 ½	139,1	143,2	145,7	148,1	149,9	151,9	153,6	155,4	158,8	32,0	35,0	37,0	38,8	40,5	42,6	44,6	47,2	50,0	14 ½		
15	136,7	141,0	143,9	146,6	148,8	151,1	153,1	155,1	158,9	30,4	33,8	36,4	38,2	40,2	42,4	45,0	48,2	51,2	15		

TABEAU V. — ÉTALONNAGE STATURO-PONDÉRAL DES ÉCOLIERS
Garçons âgés de 10 ans révolus
 (France, 1950)

CENTILES DES POIDS SUIVANT LA TAILLE										
[Rang	Poids (en kg)									
90 ^e	27,9	29,3	30,3	31,3	32,0	32,8	33,8	35,3	37,2	
80 ^e	26,8	28,1	29,2	30,2	30,9	31,6	32,6	33,8	35,2	
70 ^e	26,2	27,5	28,4	29,3	30,0	30,7	31,6	32,7	34,1	
60 ^e	25,8	26,9	27,8	28,7	29,4	30,1	30,9	31,9	33,5	
50 ^e	25,3	26,5	27,3	28,2	28,8	29,6	30,3	31,3	32,8	
40 ^e	24,7	25,8	26,7	27,6	28,2	29,0	29,7	30,6	32,1	
30 ^e	24,2	25,3	26,1	26,9	27,6	28,4	29,1	30,0	31,4	
20 ^e	23,6	24,6	25,3	26,3	26,9	27,7	28,4	29,3	30,5	
10 ^e	22,8	23,8	24,5	25,4	26,1	26,8	27,4	28,2	29,4	

Centiles des tailles	Taille (en cm.)	125,9	128,7	130,6	132,5	133,9	135,4	137,1	139,2	141,8
	Rang	10 ^e	20 ^e	30 ^e	40 ^e	50 ^e	60 ^e	70 ^e	80 ^e	90 ^e

que pour les âges en années entières. Il en résulte que l'enfant examiné peut être plus ou moins favorisé ou défavorisé par rapport au barème, et l'indication obtenue n'est qu'approximative; elle est cependant suffisante pour que

117 1224 (2) 121

l'on ait l'attention attirée sur un retard de croissance, une insuffisance pondérale ou une disproportion pondéro-staturale.

Il est intéressant de noter qu'à égalité de taille les poids tendent à augmenter avec l'âge (1). En d'autres termes, pour des enfants ayant même taille, les aînés sont, en moyenne, plus lourds que les cadets. Il est aisé de mettre cette

(173 1225) 7 128

tendance en évidence en calculant, à chaque âge, le poids moyen en fonction de la taille (tableau VI). Si l'on trace les courbes représentatives de ces poids moyens, on constate qu'elles sont étagées (2). Les différences sont faibles chez

(1) Cette tendance avait été déjà mise en évidence dans les statistiques de FESSARD, LAUFER et LAUGIER. Plus tard, M. J. BREIL, de l'I. N. S. E. E., a étudié cette question à partir de l'enquête de biométrie scolaire effectuée par l'Institut National de Statistique en 1942. Les résultats actuellement présentés, portant sur un plus grand nombre d'observations, conduisent à des constatations très nettes.

(2) Ces courbes étant très rapprochées les unes des autres, pour conserver au graphique toute sa netteté on n'a représenté que les courbes relatives à 6, 8, 10, 12, 14 ans.

les jeunes enfants mais s'accusent quand on considère des enfants plus âgés, des adolescents, notamment les filles (graphique 4).

L'examen des résultats d'ensemble a donné lieu à quelques autres remarques notables.

On constate que les résultats ne sont pas absolument identiques quand on les distingue *par zone de population*, c'est-à-dire suivant les catégories de communes classées par ordre d'importance démographique. L'enquête a confirmé, tout en le précisant, que, dans l'ensemble, à égalité d'âge, la taille et le poids des enfants tendaient à s'élever avec l'importance démographique de la zone considérée. Ces différences sont très faibles, un peu plus sensibles pour le poids que pour la taille, et ne s'accusent nettement que si l'on compare les résultats obtenus dans les campagnes à ceux des grandes villes. Si l'on pose égale à 1.000 comme base la valeur des résultats obtenus pour la zone rurale (communes de moins de 2.000 habitants agglomérés au chef-lieu) on peut déterminer approximativement les indices suivants en fonction des zones de population, ces indices moyens étant calculés sur l'ensemble des âges scolaires :

ZONES DE POPULATION	INDICES MOYENS DE LA TAILLE ET DU POIDS DES ÉCOLIERS • (base 1.000 zone rurale)			
	Taille		Poids	
	Garçons	Filles	Garçons	Filles
— Zone rurale.	1.000	1.000	1.000	1.000
— Petites villes (2.000 à 10.000 habitants). . .	1.003	1.003	1 013	1.011
— Villes moyennes (10.000 à 50.000 habitants). .	1.004	1.003	1 017	1.012
— Grandes villes (plus de 50.000 habitants) .	1.006	1.004	1 032	1.029

Le tableau II, qui compare la zone rurale à celle des villes de plus de 50.000 habitants, montre qu'en valeurs absolues les différences constatées ne sont pas négligeables puisqu'elles atteignent vers 14 ans 1 cm et 2 kg, pour les garçons, 1 kg pour les filles. Cette situation qui doit résulter de l'action de multiples facteurs intriqués n'est d'ailleurs pas nécessairement rencontrée partout et, dans plusieurs régions, l'avantage peut être, au contraire, en faveur des campagnes.

Une autre observation intéressante concerne les *statistiques des filles*. A la demande de l'H. S. U. les résultats ont été distingués, à partir de l'âge de 10 ans, d'une part, pour les filles réglées, dites « formées », d'autre part pour les filles non formées (tableau I, graphique 1). Cette distinction met en évidence les différences de développement staturo-pondéral des filles de même âge selon qu'elles sont ou ne sont pas formées. Au fur et à mesure que l'âge s'élève on voit s'accuser l'écart entre ces deux catégories de filles. On constate même que, pour les filles non formées, les valeurs trouvées au delà de 14 ans tendent à être plus basses qu'aux âges précédents. Cette constatation n'est pas paradoxale puisqu'il ne s'agit pas de véritables courbes de croissance (1). On peut admettre qu'à partir d'un certain âge, plus la formation est en retard,

(1) De réelles courbes de croissance représenteraient l'évolution du développement d'enfants soumis à une observation prolongée, alors que la présente enquête décrit, à un moment donné, la situation staturo-pondérale d'individus appartenant à des générations successives.

plus on a de chances d'avoir affaire à des filles dont le développement est insuffisant ou, du moins retardé. Il importe de noter que ces étalonnages concernant les filles non formées ne sauraient être considérés comme ayant la valeur de normes quand l'âge fait suspecter un retard pubertaire. Il serait, en effet, illogique de parler de normes quand il s'agit de cas anormaux, voire pathologiques.

Conformément au plan d'enquête, on a obtenu des *résultats par département*. Pour chaque département, on a établi une statistique des tailles et des poids des écoliers suivant le sexe et l'âge.

Malgré quelques imperfections localisées, ces résultats départementaux peuvent être considérés comme valables et, grâce à la technique de sondage employée, les comparaisons départementales sont possibles. Il est bien certain que, dans la majorité des cas, le département ne correspond pas à une circonscription territoriale naturelle; cependant le découpage départemental de la France représente une sorte de quadrillage commode qui permet de connaître une répartition géographique, au moins grossière, des caractères étudiés.

Pour comparer rapidement entre eux des résultats départementaux, on a simplement examiné comment se situaient, sur les échelles France entière, les courbes des résultats moyens (1), suivant l'âge, obtenues dans chaque département. Cette opération a été rendue possible par le fait que l'allure des courbes des tailles et poids suivant l'âge est analogue quel que soit le département considéré, sauf pour quelques-uns. Ce repérage a été effectué d'une part pour la taille, d'autre part pour le poids, en distinguant les garçons des filles. Le résultat de cette comparaison est donné par le tableau VII dont l'examen conduit aux constatations suivantes :

a) Si l'on compte les départements ainsi classés, ils se répartissent comme suit :

NIVEAU ATTEINT (a) (Centiles, France entière)	NOMBRE DE DÉPARTEMENTS			
	Garçons		Filles	
	Taille	Poids	Taille	Poids
65° centile	—	—	—	1
60° —	3	4	9	2
55° —	23	20	25	24
50° —	34	33	30	36
45° —	22	29	17	17
40° —	3	3	4	10
35° —	4	1	5	—
30° —	1	—	—	—
TOTAL,	90	90	90	90

(a) par la médiane départementale.

Ces répartitions sont peu dispersées. En effet, le nombre de départements

(1) Plus exactement des valeurs médianes, pour faciliter les comparaisons avec les résultats France entière.

compris entre le 45^e et le 55^e centiles, départements que l'on peut considérer comme moyens, varie de 72 à 82 suivant le caractère considéré :

CARACTÈRE CONSIDÉRÉ	NOMBRE de départements moyens (a)
Poids des garçons	82
Taille des garçons	79
Poids des filles	77
Taille des filles	72
(a) compris entre le 45 ^e et le 55 ^e centiles France entière.	

b) Les classements suivant ces quatre caractéristiques sont, le plus souvent, concordants. On compte notamment 64 départements qui sont compris entre le 45^e et le 55^e centiles pour l'ensemble des quatre caractéristiques.

c) L'écart qui sépare, en valeur absolue, le 45^e et le 55^e centiles de la valeur médiane est faible quels que soient la caractéristique et l'âge considérés. Cet écart atteint au maximum, à 14 ans, 2 cm pour la taille des garçons, 1 cm pour la taille des filles et 1 kg pour le poids des garçons ou des filles.

Dans ces conditions, on peut admettre que la plupart des départements (64) diffèrent peu les uns des autres et de l'ensemble de la France. Ils constituent un groupe moyen auquel doivent pouvoir s'appliquer, au moins approximativement, les normes moyennes calculées sur l'ensemble de la France. Il ne paraît pas nécessaire d'élaborer des normes particulières pour ces départements moyens.

La situation se présente évidemment d'une façon sensiblement différente pour les départements qui tranchent sur cette uniformité relative par une stature nettement plus haute ou plus basse que la moyenne. Les tailles les plus élevées sont rencontrées dans le Haut-Rhin, le Bas-Rhin, l'Ain, le Doubs, la Savoie; les tailles les plus petites dans la région bretonne ou avoisinante (Ille-et-Vilaine, Côtes-du-Nord, Morbihan, Mayenne, Sarthe) et surtout en Corse. Les écarts entre ces situations extrêmes sont importants. Si l'on compare, en effet, le Haut-Rhin à l'Ille-et-Vilaine on constate que la différence calculée sur les tailles des garçons atteint, en moyenne, 4 cm. Cette différence moyenne s'élève même à 5 cm pour le département de la Corse.

Il ne saurait être question, pour de tels départements, d'utiliser les normes moyennes de la France. On pourrait bien définir des normes pour des groupes de départements analogues du point de vue biométrique, soit contigus constituant des sortes de régions, soit dispersés; mais cette façon de procéder conduirait à un découpage trop schématique et artificiel de la répartition géographique des résultats. Il paraît préférable de conserver le département comme référence territoriale. Pour utiliser les échelles de classement calculées sur l'ensemble de la France, il suffit, quand il s'agit d'un département qui s'écarte nettement de la moyenne d'ensemble, de tenir compte de cet écart. On doit, d'ailleurs, rappeler que les différences géographiques, départementales ou régionales en l'occurrence, résultent du jeu d'une multitude de facteurs (1)

(1) On trouvera de précieuses indications sur ces facteurs de différenciation staturale dans l'étude de MM. J. TRÉMOLIERE et J.-J. BOULENGER, « Contribution à l'étude du phénomène

**TABEAU VII. — COMPARAISON DES DÉPARTEMENTS
A L'ENSEMBLE DE LA FRANCE**

(Enquête sur la taille et le poids des écoliers en 1950)

DÉPARTEMENTS	CENTILE FRANCE ENTIÈRE (1)				DÉPARTEMENTS	CENTILE FRANCE ENTIÈRE (1)			
	Garçons		Filles			Garçons		Filles	
	Taille	Poids	Taille	Poids		Taille	Poids	Taille	Poids
Ain	60	55	60	55	Lot-et-Garonne . . .	50	50	55	55
Aisne	50	50	50	50	Lozère	40	45	35	40
Allier	50	55	55	55	Maine-et-Loire . . .	45	50	45	45
Alpes (Basses-) . .	50	55	50	55	Manche	40	45	45	40
Alpes (Hautes-) . .	50	55	50	50	Marne	50	50	50	50
Alpes-Maritimes . .	55	55	60	65	Marne (Haute-) . . .	50	50	50	50
Ardèche	50	50	50	50	Mayenne	35	40	45	45
Ardennes	45	50	45	50	Meurthe-et-Moselle .	45	55	50	50
Ariège	50	50	55	55	Meuse	45	50	50	50
Aube	50	50	55	50	Morbihan	35	45	35	40
Aude	45	50	50	50	Moselle	55	50	55	50
Aveyron	55	50	50	50	Nièvre	50	50	55	50
Bouches-du-Rhône .	55	60	55	60	Nord	55	50	55	50
Calvados	45	45	45	45	Oise	50	55	50	55
Cantal	45	45	45	40	Orne	45	45	45	50
Charente	50	45	50	55	Pas-de-Calais	55	50	50	45
Charente-Maritime .	45	45	45	45	Puy-de-Dôme	55	55	55	55
Cher	50	45	55	50	Pyrénées (Basses-) . .	50	45	50	45
Corrèze	45	50	40	45	Pyrénées (Hautes-) .	50	50	50	50
Corse	30	40	35	40	Pyrénées-Orientales .	45	50	45	50
Côte-d'Or	50	50	50	45	Rhin (Bas-)	60	55	60	55
Côtes-du-Nord . . .	40	45	40	40	Rhin (Haut-)	60	60	60	55
Creuse	50	55	50	50	Rhône	55	55	55	55
Dordogne	45	45	45	45	Saône (Haute-)	55	50	55	45
Doubs	55	60	60	55	Saône-et-Loire	50	50	55	50
Drôme	50	50	55	50	Sarthe	35	45	35	40
Eure	50	50	45	50	Savoie	55	50	55	50
Eure-et-Loir	45	45	45	45	Savoie (Haute-)	55	55	60	55
Finistère	50	55	50	50	Seine	55	60	55	60
Gard	55	55	55	55	Seine-Inférieure	45	45	50	50
Garonne (Haute-) . .	55	50	55	55	Seine-et-Marne	50	60	55	55
Gers	50	55	50	55	Seine-et-Oise	50	55	55	55
Gironde	50	45	50	50	Sèvres (Deux-)	50	55	50	50
Hérault	50	50	50	50	Somme	55	50	55	55
Ille-et-Vilaine	35	35	35	40	Tarn	55	50	55	55
Indre	50	45	50	50	Tarn-et-Garonne	55	45	55	50
Indre-et-Loire	45	40	45	40	Var	55	55	60	55
Isère	55	55	60	55	Vaucluse	55	50	55	55
Jura	55	45	55	50	Vendée	45	45	40	45
Landes	50	45	50	50	Vienne	45	45	40	45
Loir-et-Cher	45	45	45	45	Vienne (Haute-)	50	45	50	45
Loire	50	45	50	50	Vosges	45	45	45	50
Loire (Haute-)	45	45	45	40	Yonne	45	50	50	50
Loire-Inférieure	45	45	45	50	Belfort (Territoire) . .	55	55	60	55
Loiret	50	45	50	45					
Lot	50	50	50	45	France entière	50	50	50	50

(1) Au niveau duquel se situe la médiane de chaque département. (Le procédé utilisé pour composer les départements entre eux est exposé dans la partie du texte concernant les résultats par département.)

où la composante proprement raciale n'intervient, sans doute, que pour accuser les différences géographiques les plus indiscutables. Dans ces conditions, au sein même de la population d'un territoire déterminé, d'un département, on peut observer entre groupes des différences importantes, supérieures même à celles qui séparent les normes départementales entre elles. On a vu, d'autre part, qu'on ne saurait plus parler de normes à partir du moment où l'on considère des groupes trop particuliers qui peuvent être anormaux. Enfin, quand il s'agit de porter un jugement sur le développement somatique d'un enfant

de croissance et de stature en France de 1940 à 1948 » (*Recueil des Travaux de l'Institut national d'Hygiène*, tome IV, volume I. Paris, Masson, 1950).

TABLEAU VIII. — TAILLE ET POIDS DES ÉCOLIERS DANS LES CENTRES URBAINS

Moyennes observées en 1938, 1942, 1950

AGE (en ½ années révo- lues)	TAILLE MOYENNE (en cm)				POIDS MOYEN (en kg)			
	1938 (1)	1942 (1)	1950 (2)	Différence 1950-1938	1938 (1)	1942 (1)	1950 (2)	Différence 1950-1938
Garçons								
5 ½	108,5	107,8 *	110,5	2,0	18,2	18,6 *	18,8	0,6
6	111,5	110,6 *	114,3	2,8	19,3	18,4 *	20,2	0,9
6 ½	114,0	113,2 *	116,4	2,4	20,4	19,8 *	21,1	0,7
7	116,2	115,3 *	119,4	3,2	21,6	20,5 *	22,2	0,6
7 ½	118,4	117,7 *	121,8	3,4	22,6	21,6 *	23,4	0,8
8	120,9	119,8	124,4	3,5	23,5	22,8	24,6	1,1
8 ½	123,4	122,0	126,9	3,5	24,5	23,8	25,9	1,4
9	125,9	124,2	129,3	3,4	25,6	24,9	26,8	1,2
9 ½	128,1	126,6	131,0	2,9	26,7	25,9	27,9	1,2
10	130,5	129,3	133,5	3,0	28,0	27,0	29,3	1,3
10 ½	132,9	131,8	135,7	2,8	29,3	28,1	30,8	1,5
11	136,0	134,1	138,1	2,1	31,0	29,4	32,2	1,2
11 ½	139,4	136,2	139,9	0,5	33,0	30,6	33,5	0,5
12	142,2	138,2	142,0	— 0,2	35,4	31,9	34,9	— 0,5
12 ½	145,2	140,6	144,5	— 0,7	37,5	33,4	36,6	— 0,9
13	148,2	143,1	147,8	— 0,4	39,9	35,1	39,1	— 0,8
13 ½	151,4	145,8	150,7	— 0,7	42,4	36,8	42,0	— 0,4
14	155,0	148,7	153,6	— 1,4	45,0	39,1	44,0	— 1,0
14 ½	157,7	152,4	155,3	— 2,4	47,5	41,7	45,6	— 1,9
15	159,4	156,5	156,9	— 2,5	49,5	46,3	47,0	— 2,5
Filles								
5 ½	107,5	107,0 *	109,4	1,9	17,1	16,1 *	18,1	1,0
6	110,5	110,0 *	112,5	2,0	18,3	17,8 *	19,4	1,1
6 ½	113,1	112,5 *	115,6	2,5	19,4	18,8 *	20,4	1,0
7	115,6	115,0 *	118,1	2,5	20,5	20,0 *	21,6	1,1
7 ½	118,0	117,7 *	120,7	2,7	21,5	20,7 *	22,8	1,3
8	120,2	119,8	123,3	3,1	22,6	21,8	23,9	1,3
8 ½	122,7	121,9	125,6	2,9	23,7	22,7	25,1	1,4
9	125,1	123,9	128,3	3,2	24,8	23,9	26,4	1,6
9 ½	127,6	126,1	130,6	3,0	26,0	25,0	27,8	1,8
10	130,0	128,8	133,3	3,3	27,4	26,2	29,3	1,9
10 ½	132,7	131,7	135,8	3,1	28,9	27,4	30,7	1,8
11	136,1	134,1	138,4	2,3	30,8	28,7	32,6	1,8
11 ½	140,0	136,9	141,4	1,4	33,5	30,2	34,7	1,2
12	143,9	139,3	144,0	0,1	37,1	32,1	36,9	— 0,2
12 ½	147,1	142,0	147,0	— 0,1	39,7	34,0	39,4	— 0,3
13	149,7	145,1	149,3	— 0,4	42,5	36,4	41,4	— 1,1
13 ½	152,1	148,3	151,6	— 0,5	44,5	39,0	43,9	— 0,6
14	154,3	151,1	153,3	— 1,0	46,0	41,8	45,4	— 0,6
14 ½	155,8	153,7	154,4	— 1,4	47,8	44,7	46,5	— 1,3
15	156,3	155,1	155,2	— 1,1	48,7	46,8	47,6	— 1,1

(1) Enquête du Service National des Statistiques dans les centres urbains.

(2) Enquête Hygiène Scolaire/Institut National de la Statistique (résultats concernant les villes de plus de 50.000 habitants).

* En 1942, pour les âges inférieurs à 8 ans, résultats estimés d'après les données d'enquêtes diverses effectuées dans les villes pendant la période considérée (l'enquête S. N. S. ne portait, pour 1942, que sur les écoliers âgés de plus de 7 ans).

isolé ou d'un groupe d'enfants, la notion de norme plus ou moins locale peut être dépourvue d'intérêt si l'individu ou le groupe restreint considérés (les enfants d'une colonie étrangère, pour prendre un exemple plus particulièrement typique) ne sont pas comparables à l'ensemble sur lequel est établie la norme locale, pour une raison raciale par exemple (caractère qui peut être absolument distinct de la nationalité). Il ne faut donc attacher qu'une importance relative à la référence territoriale et ne pas demander à des normes, à des moyennes départementales ou même plus locales, plus qu'elles ne peuvent signifier. Elles ne peuvent donner qu'une indication sur la probabilité de trouver des résultats plus ou moins éloignés des valeurs moyennes d'ensemble.

* * *

On ne saurait clore un exposé sur les tailles et les poids des enfants sans donner un bref aperçu de l'évolution de cet état staturo-pondéral au cours de ces dernières années, puisque nous savons que des variations importantes ont été observées.

Disposer de résultats actuels était, d'ailleurs, un des buts principaux de l'enquête, puisque les barèmes plus anciens n'étaient plus parfaitement vala-

bles. Il était évident, d'abord, que les statistiques qui avaient été établies au cours de la période des restrictions alimentaires, ou postérieurement mais portant sur des enfants qui avaient souffert de sous-alimentation pendant leur croissance, devaient fournir des données inférieures à celles correspondant

à des conditions nutritionnelles normales (1). Les comparaisons entre statistiques de cette nature sont souvent incertaines car les conditions des enquêtes ne sont pas toujours identiques. Cependant, on peut réduire les causes d'erreur en prenant la précaution de comparer des statistiques portant sur des ensembles comparables et obtenues suivant une technique analogue. On a ainsi comparé les résultats moyens obtenus par l'enquête actuelle, dans les villes de plus de 50.000 habitants, avec ceux qui ont été fournis par une enquête effectuée en 1942 par le Service National des Statistiques (2) et qui intéressait environ 50.000 enfants répartis dans plusieurs centres urbains, cette enquête faisant connaître également les tailles et les poids relevés dans les mêmes villes en 1938 (tableau VIII, graphique 5). On constate immédiatement que les

TABLEAU IX. — TAILLE ET POIDS DES ÉCOLIERS PARISIENS

Moyennes observées en 1932 et en 1950

ÂGE (en années entières révolues)	TAILLE MOYENNE (en cm)			POIDS MOYEN (en kg)		
	1932 (1)	1950 (2)	Différence 1950-1932	1932 (1)	1950 (2)	Différence 1950-1932
Garçons						
5	107,9			18,4		
6	113,6	115,3	1,7	20,4	20,8	0,4
7	117,7	120,4	2,7	22,2	22,6	0,4
8	121,8	125,9	4,1	24,3	24,9	0,6
9	127,9	130,6	2,7	27,0	27,7	0,7
10	132,9	135,0	2,1	29,7	30,4	0,7
11	137,8	138,5	0,7	32,6	33,1	0,5
12	142,5	143,5	1,0	36,0	36,1	0,1
13		148,8			40,5	
14		154,9			46,2	
Filles						
5	106,9			17,8		
6	112,6	114,3	1,7	19,5	20,2	0,7
7	116,4	119,5	3,1	21,2	22,3	1,1
8	122,3	124,3	2,0	24,0	24,7	0,7
9	127,7	129,8	2,1	26,8	27,6	0,8
10	133,9	135,0	1,1	30,2	30,7	0,5
11	138,6	140,1	1,5	33,9	33,8	— 0,1
12	145,6	145,7	0,1	39,0	38,7	— 0,3
13		150,3			43,1	
14		154,4			46,6	

(1) Enquête Fessard, Laufer et Laugier sur les écoliers parisiens.

(2) Enquête Hygiène Scolaire/Institut National de la Statistique (résultats concernant les écoliers de la Seine).

valeurs moyennes sont, en 1950, supérieures à celles de l'année 1942, année de restriction alimentaire. Ces moyennes de 1950 sont même nettement supérieures, au moins jusqu'à l'âge de 12 ans, à celles notées en 1938. En revanche, pour les enfants plus âgés, au delà de 12 ans, on constate que les moyennes de 1950, tout en étant supérieures à celles de 1942, sont légèrement inférieures

(1) On trouvera une abondante bibliographie des études concernant l'incidence des restrictions alimentaires sur la croissance dans : « Rapports présentés au Congrès d'Hygiène Scolaire et Universitaire de 1947 » (Olivier, Paris); BOULANGER-PILET, « Les troubles de la croissance des écoliers pendant la guerre » (*Semaine des hôpitaux de Paris*, 21 mai 1946); P. BEYER et M^{me} BEYER-GUIONIN, « Les différentes manifestations cliniques attribuées à la carence alimentaire de 1940 à 1945 » (*Recueil des travaux de l'I. N. H.*, tome III, vol. 2, p. 559. Masson, Paris, 1948).

(2) Cette enquête n'a fait l'objet que d'une publication partielle, à tirage très limité, de la part du Service National des Statistiques (Lyon, 1943).

à celles de l'avant-guerre. On peut faire la même constatation sur d'autres statistiques et notamment, pour ce qui concerne les écoliers parisiens, quand on effectue la comparaison avec les tables établies par Fessard, Laufer et Laugier en 1932 (tableau IX). Ces faits paraissent assez aisément explicables. On assistait, avant la guerre, à une élévation générale de la stature, au moins à une accélération de la croissance, lorsque les restrictions alimentaires sont venues inverser ce mouvement. Le retour à des conditions nutritionnelles normales a permis aux retards de croissance qui n'étaient pas irréversibles de se combler; l'évolution dans le sens de l'accroissement statural s'est même manifestée à nouveau. En revanche, des enfants qui, en raison de leur âge au moment des restrictions, ou qui avaient plus gravement souffert de la sous-alimentation, n'ont pas pu atteindre la taille qu'ils auraient acquise dans des conditions normales. Ces circonstances expliquent ces déficits légers mais certaines des résultats moyens constatés en 1950.

* *

En résumé, l'application de la méthode des sondages à une enquête sur le poids et la taille des écoliers a permis de recueillir, sur un nombre d'enfants qui n'a pas dépassé 300.000, des données précises sur le comportement staturo-pondéral d'ensemble des enfants fréquentant, en France, les écoles primaires, en 1950.

Les résultats confirment l'homogénéité géographique relative de la population française quant aux caractéristiques biométriques envisagées (1), tout en faisant ressortir les régions qui se distinguent encore par une stature moyenne nettement plus grande ou plus petite. Cependant, on ne doit recourir à l'utilisation de normes staturo-pondérales d'ensemble ou locales qu'en connaissance des limites que comporte leur signification; et cela implique certainement la poursuite d'études plus approfondies sur les divers facteurs qui influent sur la croissance et le développement des enfants.

Dr M. AUBENQUE,
Administrateur à l'I. N. S. E. E.

DEUXIÈME PARTIE

Dans la deuxième partie de cette communication, on va donner seulement quelques indications sur la méthode de sondage employée pour effectuer l'enquête de 1950 concernant les poids et tailles des écoliers.

Il s'agissait, en principe, d'un *sondage* « *probabiliste* », c'est-à-dire d'une enquête effectuée sur un échantillon désigné par un mécanisme de tirages au sort: toutes les connaissances objectives ou subjectives que l'on possède *a priori* sur l'ensemble à étudier doivent être utilisées lors du montage de ce mécanisme; après quoi il n'y a qu'à le laisser fonctionner, de sorte que l'intui-

(1) Au moins dans les limites des âges considérés.

tion n'a plus à intervenir dans le choix même de l'échantillon. Dans ces conditions, on a certaines raisons d'ordre mathématique de croire que l'échantillon est représentatif.

* * *

La première condition à imposer à un tel mécanisme d'échantillonnage est qu'il conduise à des opérations d'enquête matériellement réalisables et même aussi commodément réalisables que possible. Dans le cas présent, le médecin de l'Hygiène Scolaire et Universitaire se rendant dans une petite commune a presque aussi vite fait de recueillir les poids et tailles de tous les écoliers que de le faire, par exemple, pour le quart d'entre eux. Cette considération a conduit à inclure dans l'échantillon des communes rurales entières ou (pour employer le vocabulaire technique actuellement en usage) à adopter la commune comme *unité de sondage*, en ce qui concerne du moins les communes rurales. L'unité de sondage est une *grappe* d'écoliers, on a effectué ce qu'on appelle un *sondage en grappes*.

On sait qu'on désigne sous le nom de *commune rurale* toute commune comptant moins de 2.000 habitants agglomérés au chef-lieu; or, il existe quelques-unes de ces communes dont la population est comprise entre 5.000 et 10.000 habitants. On a convenu, pour l'enquête « Poids-Tailles », de détacher ces communes de leur catégorie habituelle et de les rattacher au groupe des communes urbaines de 5.000 à 10.000 habitants, de façon à ne pas s'exposer à tirer des grappes trop grosses, nécessitant un travail d'enquête trop long; en effet, ces très grosses communes rurales possèdent plusieurs écoles dispersées sur tout le territoire (généralement très vaste) et elles ne permettent donc plus aucune économie de temps. Ajoutons que ce perfectionnement est obtenu au prix d'un effort minime, les très grosses communes rurales étant peu nombreuses et leur nom étant bien connu du bureau organisant le sondage.

Il a été dit plus haut que les communes rurales-échantillon devaient être désignées par certains tirages au sort. Ceci est impossible parce qu'on possède, pour chaque département, des listes de communes.

Par exemple, le tirage peut s'effectuer dans une liste de communes se trouvant à la disposition du public, comme celles du Bottin, du Code Officiel Géographique ou du Volume du Dénombrement de la population de 1946, où on aurait dû rayer, au préalable, les communes urbaines. Mais on dispose à l'I. N. S. E. E. de deux listes (mécanographiques) des seules communes rurales de chaque département.

Dans l'une, les communes sont rangées suivant la proportion de population vivant de l'agriculture; dans l'autre, elles sont rangées dans l'ordre alphabétique (mais avec l'indication de cette même proportion).

Telles sont les listes dont on a l'habitude de se servir pour désigner les communes échantillon des enquêtes par sondage de l'I. N. S. E. E. et on les a utilisées une fois de plus ici. Elles semblaient d'ailleurs d'un emploi intéressant *a priori*, car il n'était pas absurde de supposer qu'il existait quelque corrélation entre le caractère plus ou moins agricole des communes et certaines caractéristiques étudiées (poids des enfants, existence d'une cantine scolaire, etc...).

Sur la liste des communes rangées suivant la proportion de population vivant de l'agriculture, une commune-échantillon a été désignée arbitrairement et les autres s'en sont déduites de façon à former une progression arithmétique; ce procédé est connu sous le nom de *sondage systématique*, on l'a étudié depuis longtemps et on peut, dans beaucoup de cas, admettre qu'il est équivalent à un tirage au sort proprement dit, tel que les unités de sondage aient toutes d'égales probabilités d'être tirées. Dans ces conditions, si l'on désigne, par exemple, parmi les communes rurales d'Eure-et-Loir, 1 commune sur 12, et, si l'on pèse et mesure tous les enfants des écoles de ces communes, chaque enfant a une chance sur 12 d'être pris et le nombre d'enfants retenus est voisin du douzième des écoliers considérés. On dit alors que la fraction de sondage est un douzième pour l'Eure-et-Loir.

* *

Les *communes urbaines*, en revanche, sont trop peu nombreuses et de tailles trop disparates pour qu'on puisse les retenir comme unités de sondage (même après stratification suivant la population). L'unité qui semblait s'imposer est l'école; l'organisation et l'exécution de l'enquête à l'intérieur d'une école représente un travail qui ne croît qu'assez lentement avec son effectif, de sorte que l'existence d'écoles à très gros effectifs (groupes scolaires) n'entraîne pas d'inconvénients majeurs. Si l'on avait demandé, en revanche, qu'un écolier sur trois (par exemple) soit soumis à l'enquête, dans une école donnée, il eût été assez difficile d'organiser correctement le tirage d'un tel échantillon; faire quitter le travail à un enfant sur trois troublerait la classe; désigner un échantillon d'une classe sur trois ferait perdre le bénéfice essentiel de l'unité de sondage « école », on n'aurait plus une grappe renfermant des enfants de tous âges.

* *

Il existe des écoles de garçons, des écoles de filles et quelques écoles mixtes. Il faut donc désigner séparément l'échantillon de chacune de ces trois catégories d'écoles, — autrement dit, *stratifier* les écoles suivant le critère : *sexes*. On les stratifiera également en écoles publiques et écoles privées

Tout ceci suppose qu'on dispose de la *liste complète des écoles des communes urbaines*. Celle-ci n'existait pas à Paris et il fallait la demander à l'Inspection Académique de chaque département; le travail de copie demandé ainsi à ces services eût été considérable, alors que ceux-ci ne disposent pas toujours de moyens de dactylographie et ne disposent, en tous cas, jamais de moyens de reproduction plus commodes. On dut y renoncer.

Les communes urbaines de chaque département étant stratifiées suivant leur population (moins de 5.000 habitants, 5.000 à 10.000 habitants, etc...), on désigna au sort deux communes de chaque strate (ou une seule si la strate n'en comportait pas d'autre). C'est pour ces seules communes que les listes des écoles furent établies et centralisées. On procéda ensuite à Paris au tirage des écoles échantillon. Il s'agissait donc de ce qu'on appelle un *sondage à*

deux degrés. En outre, il fut prévu que, lorsque l'échantillon ainsi obtenu présenterait des déformations trop importantes (surtout du fait de l'existence d'écoles à gros effectifs), on ne *dépouillerait* qu'une fraction des documents de base collectés dans certaines écoles (sondage à trois degrés). On a été finalement conduit à renoncer, pour certains départements, à appliquer de bout en bout des méthodes de sondage totalement correctes.

En tout cas, le nombre des strates imposées par département était trop grand (surtout si la fraction de sondage était petite) pour qu'on pût tirer au sort méthodiquement deux écoles par strate, comme on a l'habitude de faire en vue du calcul des erreurs d'échantillonnage.

* * *

La fraction de sondage la plus couramment employée fut $1/12$. Le choix de cette fraction a résulté des considérations suivantes : il était demandé à l'I. N. S. E. E. d'établir un plan de sondage fournissant environ 400.000 écoliers sur un ensemble d'environ 4.400.000; on avait donc pensé d'abord prendre partout une fraction de sondage de $1/12$. Toutefois on désirait établir certains résultats (poids moyen et taille moyenne suivant le sexe et l'âge) valables pour chaque département; il fallait donc avoir dans chacun d'eux un échantillon d'effectifs à peu près constant (c'est à-dire voisin de 4.000 écoliers); on devait donc enquêter auprès d'une proportion d'écoliers variable suivant le département, — proportion importante dans les départements peu peuplés, proportion très faible dans les départements très peuplés. Pour faciliter le dépouillement mécanographique, on a convenu d'adopter seulement les fractions de sondage suivantes : $1/3$; $1/6$, $1/12$; $1/24$; $1/48$.

Pour évaluer (grossièrement) le nombre d'écoliers par département, on avait *vieilli* la répartition de la population (suivant le sexe et l'âge) obtenue au recensement de 1946 (les taux de mortalité adoptés étant les mêmes pour tous les départements) et on avait retenu les personnes ayant de 6 à 14 ans.

Les fractions de sondage adoptées se répartissent comme suit :

Fraction de sondage	Nombre de départements
$1/3$	5
$1/6$	29
$1/12$	43
$1/24$	9
$1/48$	4
	<hr/> 90

Comme les moyens de l'H. S. U. dans chaque département sont fonction de la densité de population, la tâche des médecins de l'H. S. U. et de leurs assistants a donc été considérable dans les départements les moins peuplés (Basses-Alpes, Hautes-Alpes, Ariège, Lozère et Territoire de Belfort) où ils devaient peser et mesurer un écolier sur trois. Cependant, seules les Hautes-Alpes ont accusé un écart considérable entre le nombre de documents de base collectés et celui prévu (produit de la population évaluée par la fraction de

sondage), écart qui est d'ailleurs du même ordre de grandeur que celui accusé par la Meurthe-et-Moselle (fraction sondée 1/12).

Ce déficit est d'ailleurs très variable d'un département à l'autre; et on constate même un léger excédent dans les Landes, la Meuse, la Nièvre, le Bas-Rhin, la Haute-Saône, la Savoie. Ces écarts peuvent s'expliquer :

a) Par l'imprécision des évaluations démographiques faites à l'échelon du département;

b) Du fait qu'il n'y a pas coïncidence entre la population scolaire et la population théoriquement d'âge scolaire;

c) Par les erreurs d'échantillonnage (accentuées par l'emploi du sondage en grappes avec des grappes de tailles très différentes);

d) Par l'insuffisance des listes d'écoles fournies;

e) Enfin, par le déficit de l'enquête elle-même : absentéisme scolaire courant, absences exceptionnelles au moment de l'enquête (surtout par suite d'une épidémie de grippe), défaillances enfin de certains exécutants.

Il est clair que des contrôles avaient été exercés : par exemple, quelques listes d'écoles, manifestement incomplètes pour une ville ou pour un département, ont été retournées aux Inspections académiques; de même la comparaison a été faite entre le nombre de documents de base fournis pour chaque école de l'échantillon et l'effectif de ces écoles indiqué par l'Inspection académique, afin de provoquer l'envoi de certains documents faisant défaut.

Au total, sur 352.000 documents de base prévus par le plan d'enquête, 291.000 seulement ont été dépouillés, de sorte que le déficit s'établit sur l'ensemble de la France à 18 %; c'est-à-dire qu'il est plus grand que celui des enquêtes par « interview » effectuées à domicile par les enquêteurs de l'I. N. S. E. E. Ce déficit réduit donc la portée de l'enquête, mais est pourtant loin de lui faire perdre toute signification.

* *

Le dépouillement des mensurations faites dans chaque département s'est effectué comme celui d'une enquête exhaustive : on a perforé une carte par écolier, carte où sont figurés le sexe, l'âge, le poids et la taille du sujet. Afin d'obtenir des tableaux « France entière », on a perforé dans chaque carte l'inverse de la fraction de sondage (c'est-à-dire 03, 06, 12, 24 ou 48); et tous les tableaux ont été établis à la tabulatrice, par lecture de cette zone de deux colonnes, de façon à compter pour n chaque écolier prélevé avec la fraction de sondage $1/n$.

* *

Recherches relatives aux erreurs d'échantillonnage.

S'il était impossible de procéder à une étude complète des erreurs d'échantillonnage du sondage « Poids — Taille », il n'était pas moins possible d'effectuer à ce sujet certaines recherches partielles, qui vont être présentées à présent.

Les onze départements pour lesquels les calculs ont été faits sont les suivants :

Département	Fraction sondée	Département	Fraction sondée
Ain	1/12	Lot	1/6
Hautes-Alpes.	1/3	Lozère	1/3
Cantal.	1/6	Marne	1/12
Cher	1/6	Mayenne	1/12
Creuse.	1/6	Deux-Sèvres.	1/12
Landes	1/6		

On a dû limiter les calculs aux six groupes suivants d'écouliers :

Sexe masculin	6 ans	Sexe féminin	6 ans
	10 ans		10 ans
	14 ans		14 ans

(par six ans, par exemple, on entend l'ensemble des deux groupes d'âge : six ans et six ans et demi).

Enfin, faute de temps, les calculs qui suivent concernent les seules communes rurales (bien qu'on ait choisi onze départements pour lesquels les calculs étaient également possibles avec les communes urbaines).

1^o Calculs faits en négligeant l'« effet de grappe » des communes.

On a calculé d'abord avec quelle précision seraient connus le poids moyen et la taille moyenne si les écouliers de l'échantillon avaient été désignés par tirage au sort élémentaire. On a utilisé pour cela les formules suivantes où (x_i) désigne la taille ou le poids, (n) le nombre d'écouliers pesés ou mesurés, (f) la fraction de sondage :

$$\bar{X} = \frac{\sum x_i}{n}$$

$$\text{Estimation de la variance des } x_i = \frac{\sum x_i^2}{n-1} - \frac{(\sum x_i)^2}{n(n-1)}$$

$$\text{Estimation de la variance de } \bar{X} = \left[\frac{\sum x_i^2}{n(n-1)} - \frac{(\sum x_i)^2}{n^2(n-1)} \right] (1-f)$$

$$\text{Estimation du coefficient de variation de } \bar{X} \text{ ou erreur-type (en \% sur } \bar{X}) = \sqrt{\left[\frac{n \sum x_i^2}{(\sum x_i)^2} - 1 \right] \frac{1-f}{n-1}}$$

Les résultats obtenus sont donnés au tableau I.

2^o Étude de l'« effet de grappe » des communes.

On a calculé ensuite avec quelle précision sont connus le poids moyen et la taille moyenne en supposant que les communes-échantillons soient tirées au sort (et non pas par tirage systématique).

Pour cela on a utilisé les notations et formules suivantes :

.I

$$\left. \begin{array}{l} \text{Écoliers d'un sexe et d'un} \\ \text{âge donné dans une commune} \\ \text{donnée.} \end{array} \right\} \begin{array}{l} n_i = \text{nombre de ces écoliers.} \\ p_i = \text{somme de leurs poids.} \\ t_i = \text{somme de leurs tailles.} \end{array}$$

Symbole de sommation étendue à l'échantillon : S

Espérance mathématique de X = EX; Variance de X = V (X)

$$\text{Poids moyen} = \frac{S p_i}{S n_i} = \frac{P}{N}$$

$$\text{Taille moyenne} = \frac{S t_i}{S n_i} = \frac{T}{N}$$

Coefficient de variation de X : CV (X) = V (X)/E² (X)

Coefficient de covariation de X et de Y : Cov (X, Y) = E [(X—EX) (Y—EY)]

Formule approchée employée : CV² $\left(\frac{P}{N}\right)$ = CV² (P) + CV² (N) — 2 Cov (P, N).

On a alors évalué l'*efficacité* du tirage en grappe, pour chacun des six groupes d'enfants des onze départements étudiés. On appelle *efficacité* le rapport de l'inverse des variances (de l'échantillon en grappes et de l'échantillon obtenu par tirages au sort individuels); dire que l'efficacité est 0,8, par exemple, veut dire qu'il faudrait un échantillon de 100 enfants par grappes d'enfants des mêmes communes, pour obtenir la même précision qu'avec un échantillon de 80 enfants tirés directement au sort.

Le tableau II donne la valeur (assez approximative) des efficacités ainsi obtenues.

3^o Étude de l'effet du tirage systématique dans les listes où les communes sont classées suivant la proportion de population vivant de l'agriculture

On rappelle que les communes-échantillons ont été obtenues, non par tirage au sort, mais par tirage systématique sur les listes de communes rurales classées par l'I. N. S. E. E. suivant la proportion de population vivant de l'agriculture.

On peut évaluer (assez grossièrement d'ailleurs) la précision d'un tel sondage en partant des carrés des différences $(x_i - x_{i-1})^2 = d_i^2$ des valeurs de X pour les communes successives de l'échantillon systématique. On utilise pour cela la formule :

$$\text{Estimation de la variance de } \bar{X} = \frac{1}{2} \frac{S d_i^2}{n(n-1)} (1 - f)$$

(X étant successivement N, P et T).

On a évalué alors l'*efficacité* du sondage systématique, comparé au sondage strictement au hasard, en supposant dans les deux cas qu'on tire des communes entières. Les résultats de ce calcul figurent au tableau III.

Enfin, au tableau IV sont données les valeurs de l'erreur-type du poids

moyen et de la taille moyenne, pour le schéma de sondage employé effectivement.

Conclusion

Les tableaux I à IV montrent que, pour chacun des départements, le poids moyen et la taille moyenne des écoliers d'un sexe et d'un âge donnés sont connues dans l'ensemble avec une excellente précision. Toutefois, le poids moyen est moins bien connu que la taille moyenne et les moyennes obtenues pour les enfants de 14 ans sont connues avec une précision moins satisfaisante qu'à 6 ou 10 ans. Ceci s'explique d'ailleurs uniquement par leur moindre effectif et non par la dispersion relativement grande de leurs poids et tailles.

L'introduction des communes urbaines dans l'échantillon de ces onze départements (fortement ruraux) ne paraît pas susceptible de perturber notablement les résultats des calculs d'erreurs ainsi faits. En revanche, il ne faudra pas perdre de vue que la précision de la taille moyenne (par exemple) est meilleure que la précision des déciles, et ne permet pas de caractériser la précision de l'ensemble des normes établies.

P. THIONET.

TABLEAU I

**ERREUR-TYPE (EN %) DONT SERAIT AFFECTÉ LE POIDS MOYEN
(OU LA TAILLE MOYENNE) S'IL Y AVAIT EU TIRAGE AU SORT ORDINAIRE**

DÉPARTEMENTS	GARÇONS			FILLES		
	6 ans	10 ans	14 ans	6 ans	10 ans	14 ans
<i>Poids des écoliers :</i>						
Ain	1,0	1,1	1,9	0,9	1,3	,8
Hautes-Alpes.	1,0	1,0	1,7	1,1	1,1	,7
Cantal.	1,0	1,1	1,8	1,1	1,2	,9
Cher.	0,7	0,9	1,4	0,9	0,9	,4
Creuse.	1,0	1,0	1,6	0,9	1,1	,4
Landes.	0,8	0,8	2,0	0,8	0,9	,0
Lot.	1,3	1,1	1,7	1,3	1,2	,7
Lozère.	0,9	0,9	1,6	0,8	1,0	,1
Marne.	0,9	1,0	2,1	0,7	1,0	,0
Mayenne.	1,0	1,0	1,9	1,2	1,1	,1
Deux-Sèvres	0,9	1,0	2,1	1,0	1,3	,0
MOYENNE	0,95	1,00	1,80	1,00	1,00	1,70
<i>Taille des écoliers :</i>						
Ain	0,3	0,3	0,6	0,3	0,4	,6
Hautes-Alpes.	0,4	0,3	0,6	0,4	0,3	,5
Cantal.	0,4	0,4	0,6	0,4	0,4	,5
Cher.	0,3	0,3	0,4	0,3	0,3	,4
Creuse.	0,4	0,3	0,6	0,3	0,4	,4
Landes.	0,2	0,2	0,6	0,3	0,3	,6
Lot.	0,5	0,4	0,5	0,5	0,4	,5
Lozère.	0,3	0,3	0,5	0,3	0,3	,3
Marne.	0,3	0,3	0,7	0,3	0,3	,5
Mayenne.	0,3	0,3	0,7	0,4	0,4	,6
Deux-Sèvres	0,4	0,3	0,7	0,4	0,4	,5
MOYENNE	0,35	0,30	0,60	0,35	0,35	0,50

TABEAU II
EFFICACITÉ DE LA GRAPPE « COMMUNE-RURALE »

DÉPARTEMENTS	GARÇONS			FILLES		
	6 ans	10 ans	14 ans	6 ans	10 ans	14 ans
<i>Poids des écoliers :</i>						
Ain	0,8	0,4	0,8	0,7	0,6	0,6
Hautes-Alpes	0,8	0,9	0,5	1,0	0,4	0,4
Cantal	0,7	1,0	0,4	0,8	0,7	0,4
Cher	0,5	0,4	1,0	0,5	0,4	0,2
Creuse	0,8	0,7	0,8	0,6	0,7	0,7
Landes	0,4	1,2	1,4	0,5	0,7	0,8
Lot	0,7	0,7	0,5	0,9	0,6	0,4
Lozère	0,6	1,2	1,0	0,8	0,8	1,1
Marne	0,4	0,4	0,3	0,7	0,4	0,6
Mayenne	0,5	0,5	1,5	0,5	0,2	0,4
Deux-Sèvres	0,9	0,4	0,6	1,2	0,3	0,6
MOYENNE	0,6	0,7	0,8	0,7	0,5	0,6
<i>Taille des écoliers :</i>						
Ain	1,0	0,8	0,6	0,6	0,4	0,6
Hautes-Alpes	1,2	0,9	0,6	1,0	0,1	0,6
Cantal	0,7	0,8	0,4	0,4	0,6	0,6
Cher	0,5	0,4	0,7	0,7	0,6	0,4
Creuse	1,1	0,6	0,8	0,8	0,7	1,0
Landes	0,6	0,4	0,8	0,6	1,3	1,0
Lot	0,6	0,6	0,8	0,5	1,0	0,5
Lozère	0,6	0,8	1,1	0,6	0,5	0,1
Marne	0,4	1,1	0,5	1,1	0,2	0,7
Mayenne	1,0	0,5	1,2	0,6	0,4	1,2
Deux-Sèvres	1,8	0,5	1,1	0,7	0,5	0,4
MOYENNE	0,9	0,6	0,8	0,7	0,6	0,6

TABEAU III
EFFICACITÉ DU TIRAGE SYSTÉMATIQUE DANS LES LISTES DE COMMUNES,
RANGÉES SUIVANT LA PROPORTION DE POPULATION VIVANT DE L'AGRICULTURE

DÉPARTEMENTS	GARÇONS			FILLES		
	6 ans	10 ans	14 ans	6 ans	10 ans	14 ans
<i>Poids des écoliers :</i>						
Ain	1,2	1,1	0,9	1,5	1,1	1,0
Hautes-Alpes	0,9	1,2	1,2	1,0	1,3	1,0
Cantal	1,1	1,2	1,1	1,1	1,0	1,1
Cher	1,0	1,8	1,1	1,6	1,5	1,0
Creuse	1,1	1,0	0,9	1,3	0,9	2,7
Landes	1,6	1,5	0,9	1,3	2,0	1,1
Lot	1,8	1,8	2,0	1,9	1,9	2,2
Lozère	1,4	1,0	1,2	1,6	1,3	1,7
Marne	1,1	1,3	1,1	2,3	1,2	1,4
Mayenne	2,1	1,9	1,3	2,2	1,0	1,3
Deux-Sèvres	1,3	1,3	1,3	1,2	1,1	1,1
MOYENNE	1,3	1,4	1,2	1,5	1,3	1,4
<i>Taille des écoliers :</i>						
Ain	1,2	1,1	0,9	1,6	1,1	1,0
Hautes-Alpes	0,9	1,2	1,2	1,0	1,3	1,0
Cantal	1,2	1,2	1,1	1,0	1,0	1,1
Cher	1,0	1,9	1,1	1,6	1,5	1,0
Creuse	1,1	1,0	0,9	1,3	0,9	2,6
Landes	1,7	1,5	0,9	1,3	2,0	1,2
Lot	1,8	1,8	2,0	1,9	1,9	2,2
Lozère	1,4	1,0	1,2	1,6	1,3	1,7
Marne	1,1	1,3	1,1	2,3	1,2	1,4
Mayenne	2,2	1,8	1,3	2,2	1,0	1,3
Deux-Sèvres	1,3	1,3	1,3	1,2	1,1	1,2
MOYENNE	1,3	1,4	1,2	1,5	1,3	1,4

TABLEAU IV

ERREUR-TYPE DU POIDS MOYEN ET DE LA TAILLE MOYENNE (EN ‰)

DÉPARTEMENTS	GARÇONS			FILLES		
	6 ans	10 ans	14 ans	6 ans	10 ans	14 ans
<i>Poids des écoliers</i>						
Ain	1,0	1,7	2,1	0,9	1,6	2,3
Hautes-Alpes.	1,2	1,0	2,2	1,1	1,5	2,7
Cantal.	1,1	1,0	2,7	1,4	1,4	2,9
Cher.	1,0	1,1	1,3	1,0	1,2	3,1
Creuse.	1,1	1,1	1,9	1,0	1,4	1,0
Landes	1,0	0,6	1,8	1,0	0,8	2,1
Lot	1,2	1,0	1,7	1,0	1,1	1,8
Lozère	1,0	0,8	1,5	0,7	1,0	0,8
Marne	1,4	1,4	3,7	0,6	1,4	2,2
Mayenne.	0,9	1,0	1,4	1,2	2,5	2,9
Deux-Sèvres	0,8	1,4	2,4	0,8	2,3	2,5
MOYENNE	1,05	1,10	2,10	1,00	1,40	2,20
<i>Taille des écoliers :</i>						
Ain	0,3	0,5	0,8	0,3	0,6	0,8
Hautes-Alpes.	0,4	0,3	0,7	0,4	0,3	0,6
Cantal.	0,4	0,4	0,9	0,6	0,5	0,6
Cher	0,4	0,3	0,5	0,3	0,3	0,6
Creuse	0,4	0,4	0,7	0,3	0,5	0,2
Landes	0,2	0,3	0,7	0,3	0,2	0,5
Lot	0,5	0,4	0,4	0,5	0,3	0,5
Lozère.	0,3	0,3	0,4	0,3	0,4	0,7
Marne.	0,5	0,4	0,9	0,2	0,2	0,5
Mayenne.	0,2	0,3	0,6	0,4	0,6	0,5
Deux-Sèvres	0,3	0,4	0,6	0,4	0,5	0,7
MOYENNE	0,35	0,35	0,65	0,35	0,40	0,55

ANNEXE

Recherches concernant les lois de distribution des tailles et poids des écoliers..

En septembre 1952, M. ANTOINE, élève administrateur de l'I. N. S. E. E. a recherché, sous la direction de M. THIONET, si les poids et tailles des écoliers, observés lors de l'enquête de 1950, ne suivaient pas certaines lois mathématiques élémentaires de distribution. Les données concernent la France entière, les observations étant pondérées par les inverses des fractions théoriques de sondage et les tableaux mécanographiques étudiés étant ceux du dépouillement général.

La méthode d'étude a été la méthode classique connue sous le nom de *droite de Henry*. On sait que la méthode consiste à porter en abscisses les tailles (ou les poids) et en ordonnées la proportion d'individus atteignant telle taille donnée (ou tel poids donné). On obtient ainsi des points d'observations disposés le long d'une *courbe de Henry*.

Les tailles (ou poids) étant supposées portées suivant une échelle arithmétique et les proportions suivant une échelle *Gaussienne*, les points doivent se trouver alignés et la courbe devenir une *droite de Henry*, si la distribution étudiée suit une loi de Laplace-Gauss.

Pratiquement on utilise du « papier Gaussien », quadrillé suivant des échelles convenables.

1° *Étude des répartitions marginales des poids et des tailles.*

Pour éliminer l'influence des facteurs « âge » et « sexe », on a opéré sur les

données relatives à un âge donné pour un sexe donné. Pour gagner du temps, on a limité les recherches à certains groupes d'âge (1). Pour disposer d'observations suffisamment nombreuses, on a regroupé les enfants âgés, par exemple, de huit ans et huit ans et demi.

a) *Taille des écoliers.*

a) 1^o Pour les garçons de tous poids âgés de huit ans, les points observations sont parfaitement alignés sur le papier Gaussien, de sorte qu'on peut dire que la répartition des tailles, pour un âge donné, suit une loi de Laplace-Gauss.

Il en est de même pour les garçons de dix ans et pour les filles de sept ans.

RÉPARTITION DU POIDS POUR UNE TAILLE DONNÉE
(garçons de 8 ans)

Pour les filles âgées de treize ans (comme pour celles de quatorze ans) les points se disposent sur deux segments de droite et l'on peut en conclure que le groupe d'âge considéré est formé du mélange de deux populations distinctes (filles formées, filles non formées).

a) 2^o Toutefois, cet examen s'est révélé beaucoup trop sommaire : les

(1) Avec les données dont dispose l'I N S E E, des études systématiques pourraient, bien entendu, être effectuées sur le même sujet par des chercheurs qui s'intéresseraient plus spécialement à cette question.

points-observations extrêmes correspondent à des tailles atteintes respectivement par 4 % et par 97 % des enfants, car pour des raisons de commodité matérielle, on n'avait prévu la tabulation que pour un nombre limité de groupes de tailles.

On ignore donc si les tailles continuent à suivre une loi de Laplace-Gauss aux deux extrémités de la distribution; et on s'est aperçu en étudiant les tailles, à poids égal (voir plus loin) que ce n'était pas du tout le cas :

Les tailles ne suivent pas une loi de Laplace-Gauss pour les enfants très

EFFECTIFS CUMULÉS (EN %) DES GARÇONS DE 8 ANS
EN FONCTION DU POIDS OU DE LA TAILLE

grands, comme pour ceux très petits; et il semble bien que les enfants de très grande taille ont alors une taille *vraiment excessive* et les enfants de très petite taille une taille *vraiment trop réduite*. Ce phénomène était caché par un plan de dépouillement conçu *a priori* et trop rigide.

b) Poids des écoliers.

Pour les garçons de 8 ans, les points-observations sur papier gaussien se disposent suivant un arc de courbe très régulier, dont la concavité est tournée vers le bas. On est donc amené à penser que, si les poids ne suivent manifestement pas une loi de Laplace-Gauss, il serait possible qu'ils suivent une loi

de Galton (dans la mesure où la courbe obtenue est superposable à une courbe logarithmique). Il resterait à choisir convenablement les paramètres de la loi, c'est-à-dire finalement à placer convenablement l'asymptote verticale de la courbe logarithmique.

Il se trouve que le *range* des poids (en 1/2 kg) est moindre que celui des tailles (en cm); de sorte qu'on possède cette fois des points-observations correspondant à des fractions de la population beaucoup plus voisines de 0 % que lorsqu'on étudiait la répartition des tailles; le dernier connu correspond à

EFFECTIFS CUMULÉS (EN %) DES GARÇONS DE 10 ANS
EN FONCTION DU POIDS OU DE LA TAILLE

0,15 % de la population et on n'a absolument pas l'impression, en examinant le graphique, que la courbe ait une asymptote verticale mais bien oblique.

Pour les garçons de 10 ans, les points semblent se placer le long d'une courbe dont la partie supérieure a encore la même allure; en revanche, non seulement sa branche inférieure ne présente pas d'asymptote verticale, mais elle aurait plutôt tendance à se recourber dans l'autre sens, la courbe présentant une inflexion entre les points 5 % et 10 %. C'est la première fois qu'on voit apparaître cette courbe en S couché qui va être retrouvée constamment.

En résumé, il ne semble pas que les poids suivent une loi de Galton, compte tenu bien entendu des erreurs d'échantillonnage. D'ailleurs les observations soumises à l'analyse sont si nombreuses que, même lorsqu'on étudie les extré-

EFFECTIFS CUMULÉS (EN %) DES FILLES DE 7 ANS, 13 ANS ET 14 ANS,
EN FONCTION DE LA TAILLE

mités de la courbe de Henry, les points-observations ont encore peu de chances d'être très aberrants.

2° *Étude de la répartition des poids à taille égale.*

Si l'on étudie par la méthode de Henry la loi de répartition des poids des garçons de 8 ans pour quelques tailles données (moins de 114 cm., 115, 116, 117, 118 cm.), on constate que les points-observations se disposent suivant des courbes en S dont l'inflexion semble nettement plus accusée que lorsqu'on examine les données toutes tailles réunies. Les extrémités de chaque courbe sont d'ailleurs assez mal déterminées par des points-observations correspondant à un trop petit nombre de mesures, mais l'allure générale des courbes apparaît très nettement.

3° *Étude de la répartition des tailles à poids égal.*

On a étudié de même les tailles des filles de 7 ans ayant les poids suivants (en kilos : 20,5; 21; 21,5; 22; 22,5) et les tailles des garçons de 8 ans ayant les poids suivants : (en kilos : 22; 22,5; 23; 23,5; 24).

La méthode de Henry fournit des points-observations placés sur les courbes en forme de S; mais ces courbes sont beaucoup plus allongées et peuvent par-

RÉPARTITION DES TAILLES POUR UN POIDS DONNÉ

faitement être assimilées (*sauf aux deux extrémités*) à la tangente en leur point d'inflexion. C'est ainsi que si, parmi les garçons de 8 ans, on néglige les enfants les plus grands et les plus petits (soit en tout peut-être 3 % des cas), les autres ont des tailles qui, à poids égal, sont distribuées suivant une courbe en cloche. On observe que les droites de Henry sont sensiblement identiques (décalées

pour plus de clarté sur le graphique, elles paraissent parallèles). Autrement dit, abstraction faite des extrémités :

A poids égal, les tailles des enfants d'âge et sexe donnés sont distribuées suivant une même loi de Laplace-Gauss; il en est évidemment de même lorsqu'on réunit les enfants des divers poids (on retrouve ainsi le résultat donné en 1^o ci-dessus).

Pour les garçons de 8 ans les plus grands (au delà de 98 %), la courbe de Henry se détache nettement de la droite en ouvrant sa concavité vers le bas; autrement dit, *les enfants les plus grands sont trop grands* (vis-à-vis de la loi de Laplace Gauss). Malgré le petit nombre de données et les erreurs aléatoires dont les points sont affligés de ce fait, le phénomène apparaît nettement, les écarts à la droite ayant toujours lieu dans la même sens. Il en résulte que la même observation devrait pouvoir être faite sur la distribution tous poids réunis, si celle-ci n'avait pas été malheureusement tronquée (voir en 1^o ci-dessus).

Pour les garçons de 8 ans les plus petits (en deçà de 1 %), on peut penser que la courbe de Henry se relève (concavité vers le haut) en forme de S; mais le phénomène est beaucoup moins net et les points-observations ne s'éloignent que fort peu de la droite de Henry. Il est donc possible que les enfants les plus petits soient trop petits (vis-à-vis de la loi de Laplace-Gauss).

Pour les filles de 7 ans, les branches de la courbe se détachent beaucoup plus nettement et plus tôt de la tangente d'inflexion.

P. THIONET.

DISCUSSION

M. Paul VINCENT demande si l'on a tenu compte des déformations de l'échantillon pour redresser les résultats du sondage avant de les publier. M. THIONET répond que (bien que des redressements analogues soient effectués couramment lors des enquêtes par sondage de l'I. N. S. E. E.), une telle opération n'a pas été effectuée en ce qui concerne le sondage « Poids-Tailles des Écoliers »; autrement dit, les données relatives à un écolier donné ont été pondérées par les coefficients primitivement prévus : 03, 06, 12, 24, 48, (figurant dans deux colonnes de la carte perforée) et non pas par des coefficients un peu différents qui auraient tenu compte des effectifs insuffisants de certaines strates. Il en fut ainsi pour deux raisons : d'une part, soucis de simplification (on put arrêter le plan de dépouillement dans ses détails avant l'arrivée des documents de base dans les ateliers de dépouillement); d'autre part, incertitude des corrections à faire, tenant à une relative imprécision des limites du champ de l'enquête (la proportion d'enfants d'âge scolaire ne fréquentant pas — pour diverses raisons — l'école primaire semble assez variable suivant les départements).

M. Georges DARMOIS demande si l'analyse des résultats de l'enquête a montré que la répartition des tailles des écoliers suivait une loi de Laplace-Gauss et si l'on avait pu observer quelle loi mathématique suivait la répartition des poids des écoliers; il est clair, en effet, que, si la distribution des tailles était « normale », il serait invraisemblable que celle des poids le fût également.

MM. AUBENQUE et THIONET répondent qu'aucune recherche de cette nature n'a été jusqu'ici effectuée sur les données de l'enquête, mais que rien ne s'oppose à ce que l'analyse des résultats soit poursuivie dans cette direction dès qu'on en aura les moyens.

M. le Président tient à exprimer ses plus vives félicitations à MM. Aubenque et Thionet pour leurs remarquables communications. En énonçant quelques observations, il voudrait montrer combien il a pris intérêt aux exposés de ses confrères. M. Aubenque a donné quelques indications sur les *sondages rationnels* auxquels les enquêteurs ont eu à se livrer. Sans doute ne pouvait-il être question de s'adonner aux recherches staturo-pondérales sur l'ensemble des écoliers de la métropole. Néanmoins on peut se demander si toutes les précautions méthodologiques ont été prises et si la sélection opérée résume bien en fin de compte l'ensemble des caractéristiques de la population écolière.

Il convient de surcroît de se demander si l'orientation de l'enquête ne repose pas sur un postulat, à savoir que la moyenne des mensurations, département par département, sexe par sexe, âge par âge, n'est pas assimilée à une norme, *moyenne* équivalant en ce cas à *normal*. M. PENGLAOU rappelle les considérations qu'il a développées jadis devant la Société et met en garde contre ces considérations simplistes et bien souvent dangereuses. Sans doute la fixation de la moyenne peut-elle attirer l'attention des médecins en l'espèce et, en conséquence, permettra au praticien de retenir les cas apparemment aberrants, comme l'a si bien remarqué le Dr Aubenque.

Quoi qu'il en soit, les deux communications montrent que la statistique est un excellent instrument de recherches et combien il serait désirable que la technique en puisse être étendue aux cantons de la science et de bien d'autres activités.

M. AUBENQUE. — Il importe certainement de bien marquer les limites de signification des statistiques que nous avons présentées si on ne veut pas exposer l'utilisateur à des interprétations abusives et même erronées.

En procédant à cette enquête on ne visait qu'à établir un bilan général, et, jusqu'à un certain niveau, local, de la situation staturo-pondérale des écoliers en 1950. Il s'agissait de connaître l'état de cette situation à un moment encore assez proche des restrictions alimentaires de la guerre. Dans ce but, on a limité cette investigation à un recensement, sur échantillons, des tailles et des poids des écoliers. On a construit des tables qui donnent simplement l'image de la répartition statistique de ces tailles et poids en fonction de quelques caractéristiques simples telles que le sexe et l'âge. Les distributions statistiques ainsi obtenues peuvent être considérées comme normales en ce sens que, pour le territoire et la catégorie de sujets sur lesquels elles ont été établies, elles représentent bien le comportement d'ensemble de la population étudiée au moment considéré; ensemble auquel on peut rapporter une mesure individuelle pour lui attribuer un rang de classement ou auquel on peut comparer une autre répartition.

En revanche, il est bien certain qu'il ne faut, en aucun cas, tenir ces répartitions de référence et leurs moyennes pour des normes idéales. Elles ne représentent que des situations de fait qui, dans de multiples circonstances, peuvent être franchement défavorables. C'est ainsi que de telles tables établies

en période de restriction alimentaire, dans des milieux où sévissent de mauvaises conditions de développement, ne pourraient évidemment pas être considérées comme représentant un comportement physiologique d'ensemble normal. On ne peut procéder qu'à des comparaisons relatives. La référence à un prototype individuel considéré comme idéal est un tout autre problème. Aussi l'attention des services médico-scolaires utilisateurs de ces statistiques a-t-elle été soigneusement attirée sur leur caractère de simples références comparatives, essentiellement contingentes et non absolues. Ce caractère devient encore plus limitatif quand on cherche à établir de telles références statistiques sur des ensembles restreints. C'est pour cette raison que des tables staturo-pondérales locales, départementales par exemple, ne présentent qu'un intérêt assez limité; et dans ce cas, on peut se demander avec M. Penglaou, s'il est possible d'éviter le caractère assez formel, de tels résultats. Il suffit, sans doute, pour ne pas verser dans des interprétations simplistes, d'en être averti et de considérer ces tables statistiques comme des repères chiffrés attirant l'attention sur l'amplitude des variations du comportement staturo-pondéral.

Enfin, les médecins savent bien que la situation d'un enfant par rapport à sa taille et à son poids, même si l'on prend la précaution de considérer le poids en fonction de la taille, n'est qu'une donnée dépourvue de signification si elle n'est pas insérée dans le contexte physiologique et éventuellement pathologique du sujet. L'aspect dynamique, c'est-à-dire l'observation chronologique du développement de l'enfant, de sa croissance, est, sans doute, plus intéressant que la constatation d'une situation statique; mais une telle observation suppose également que l'on dispose de tables de références établies sur des ensembles assez étendus.

*A propos de la communication de M. Roy
« Les divers concepts en matière d'indice » (1).*

M. GARNIER signale une application intéressante des indices de prix fondés sur la notion d'équivalence. Le Bulletin de l'Institut de Statistique de l'Université d'Oxford publie deux fois par an une étude de T. Schultz intitulée: « Dépense alimentaire pour la couverture des besoins humains. »

Le coût de la vie n'est pas mesuré par le coût d'un panier fixe de provisions, mais par la dépense nécessaire pour satisfaire aux besoins physiologiques reconnus par la diététique (calories, protides, éléments minéraux et vitamines) compte tenu des préférences culinaires des consommateurs.

Sans doute les ménagères anglaises acceptent-elles plus aisément que les ménagères françaises d'effectuer des arbitrages entre, par exemple, poissons salés et poissons fumés. Néanmoins, de tels travaux ont un intérêt pratique même pour les Français, ne serait-ce que pour combattre le préjugé de la composition fixe du minimum vital et pour restaurer les facultés d'adaptation du consommateur qui seules lui permettent d'approcher de l'optimum de satisfaction.

(1) Voir *Journal de la Société de Statistique de Paris*, septembre-octobre 1941.