

REVUE BELGE DE STATISTIQUE ET DE RECHERCHE OPERATIONNELLE

Vol. 3 - N° 1

JUILLET 1962

BELGISCH TIJDSCHRIFT VOOR STATISTIEK EN OPERATIONEEL ONDERZOEK

Vol. 3 - N° 1

JULI 1962

La « Revue Belge de Statistique et de Recherche Opérationnelle » est publiée par les Sociétés suivantes :

SOGESCI. — Société Belge pour l'Application des Méthodes scientifiques de Gestion.

Secrétariat : 66, rue de Neufchâtel, Bruxelles 6. Tél. 37.19.76.

S.B.S. — Société Belge de Statistique. Siège social : 44, rue de Louvain, Bruxelles.

Secrétariat : 44, rue de Louvain, Bruxelles.

Comité de Direction

E. DE GRANDE, Docteur en Sciences, Theophiel Reynlaan, 53, Mortsel.

S. MORNARD, Licencié en Sciences, rue Souveraine, 51, Bruxelles 5.

R. SNEYERS, Docteur en Sciences, Météorologiste adj. à l'Institut Royal Météorologique de Belgique, 68, rue Copernic, Bruxelles 18.

Comité de Screening

A. HEYVAERT, Ingénieur civil, 3, Val-Fleuri, Dilbeek.

R. SNEYERS, Docteur en Sciences, Météorologiste adj. à l'Institut Royal Météorologique de Belgique, 68, rue Copernic, Bruxelles 18.

Rédaction

L. MICHA, Ingénieur civil, 43, rue J.-B. Colijns, Bruxelles 6 - Tél. 44.76.11.

Secrétariat

J.H. LENTZEN, 66, rue de Neufchâtel, Bruxelles 6 - Tél. 37.19.76.

Het « Belgisch Tijdschrift voor Statistiek en Operationeel Onderzoek » wordt uitgegeven door de volgende Verenigingen :

SOGESCI. — Belgische Vereniging voor Toepassing van Wetenschappelijke Methodes in het Bedrijfsbeheer.

Secretariaat : Neufchâtelstraat 66, Brussel 6. Tel. 37.19.76.

S.B.S. — Belgische Vereniging voor Statistiek.

Maatschappelijke zetel : 44, Leuvensestraat, Brussel.

Secretariaat : 44, Leuvensestraat, Brussel.

Directie Comité

E. DE GRANDE, Dr in de Wetenschappen, Theophiel Reynlaan, 53, Mortsel.

S. MORNARD, Lic. in de Wetenschappen, Souverainestraat, 51, Brussel 5.

R. SNEYERS, Dr in de Wetenschappen, Adjunct-Meteoroloog bij het Koninklijk Meteorologisch Instituut van België, Copernicusstraat, 68, Brussel 18.

Screening Comité

A. HEYVAERT, Burgerlijk Ingenieur, Bloemendal, 3, Dilbeek.

R. SNEYERS, Dr in de Wetenschappen, Adjunct-Meteoroloog bij het Koninklijk Meteorologisch Instituut van België, Copernicusstraat, 68, Brussel 18.

Redactie

L. MICHA, Burgerlijk Ingenieur, 43, J.-B. Colijnsstraat, Brussel 6. Tel. 44.76.11.

Secretariaat

J.H. LENTZEN, 66 Neufchâtelstraat, Brussel 6 - Tel. 37.19.76.

REVUE BELGE DE STATISTIQUE ET DE RECHERCHE OPERATIONNELLE

VOL. 3 - N° 1 - JUILLET 1962

VOL. 3 - N° 1 - JULI 1962

SOMMAIRE — INHOUD

- F. TRAPPENIERS. — Quelques aspects des comparaisons internationales de données statistiques globales 3
- F. BULTOT. — Pour une exploitation rationnelle des indices bioclimatiques - Distributions de fréquences conjointes et ellipses de concentration 23

BELGISCH TIJDSCHRIFT VOOR STATISTIEK
EN OPERATIONEEL ONDERZOEK

QUELQUES ASPECTS DES COMPARAISONS INTERNATIONALES DE DONNÉES STATISTIQUES GLOBALES (*)

par F. TRAPPENIERS
Inst. Rech. Ec. Soc. Pol. de l'U.C.L.

I. Introduction

Les limites et les imperfections des comparaisons internationales de données statistiques sont nombreuses et variées. Signalons notamment les systèmes juridiques et administratifs différents des Etats, les formes d'organisation du travail statistique, la tradition de méthodes, les spécialisations, les différences de niveau du travail statistique, l'influence des jugements politiques, les susceptibilités diversement nuancées sur le secret professionnel... (1).

A cette énumération, il convient d'ajouter un obstacle d'une nature spéciale, qui sera examiné plus en détail dans la présente analyse : les limites intrinsèques à cette comparabilité internationale. Ceci est largement un problème d'interprétation par celui qui utilise et compare les statistiques ; mais c'est également un problème pour le statisticien.

En effet, pour comparer des ensembles complexes relatifs à différents pays, et leur évolution dans le temps, il est souvent indispensable de les représenter par des nombres sommaires ou des données globales (moyenne d'une population statistique ou moyenne d'indices). Cette opération peut occasionner ce que le Dr R. Wagenführ, directeur général à l'Office statistique des Communautés européennes, a appelé *le dilemme du statisticien*. Devant un grand nombre de facteurs qui déterminent un phénomène, on peut vouloir en isoler quelques-uns. Une option s'impose alors : — ou bien le facteur à isoler est très nettement circonscrit, alors la portée du résultat

(*) Conférence donnée à la Société Belge de Statistique, le 6 novembre 1961.

(1) Grotius : « Tâches et problèmes statistiques de l'intégration de l'économie industrielle ». Informations statistiques (Off. Statist. Comm. Europ.), n° 1, janvier-mars 1961, p. 106-7.

est bien exacte, mais la base des faits sur lesquels il s'appuie est très étroite; — ou bien on s'appuie sur une large base de faits, mais alors il est impossible d'isoler rigoureusement le facteur donné, et la portée du résultat reste incertaine.

En d'autres termes, en voulant répondre à tous les desiderata des utilisateurs, lors de l'élaboration d'un nombre sommaire, le statisticien est confronté avec des exigences contradictoires. Celles-ci l'obligent à faire un choix : calculer un chiffre global parfaitement adapté à un but précis, mais qui sera de ce fait largement inapproprié à d'autres usages; ou bien calculer un nombre sommaire davantage polyvalent, mais encourant des critiques plus ou moins importantes du point de vue de chacun des utilisateurs.

Dans la présente étude, on essayera d'illustrer ce dilemme, et les limites intrinsèques à la comparabilité internationale de moyennes et d'indices statistiques, à partir d'une *analyse des salaires et des indices de la production industrielle*. On insistera plus particulièrement sur les restrictions imposées à la comparabilité, par le fait des différences dans l'espace et des modifications dans le temps, de la structure économique des pays qu'on étudie.

* * *

II. Les comparaisons internationales de salaires

Dans les comparaisons internationales de salaires, on se contente fréquemment d'aligner des salaires nationaux moyens. L'introduction éventuelle de distinctions supplémentaires entre ouvriers masculins et féminins, qualifiés et non qualifiés, industriels et autres, ne change rien au fait, fondamental pour notre analyse, qu'il s'agit de moyennes nationales.

I. Les salaires-revenus.

Lorsque ces salaires moyens sont examinés en tant que *revenus*, leur comparaison internationale se heurte au problème difficile de la conversion en unités de pouvoir d'achat comparables. Depuis les travaux de Milton Gilbert et Irving B. Kravis (2), on sait que le taux de change n'exprime guère d'une manière satisfaisante le rapport entre les pouvoirs d'achats intérieurs des monnaies. Dans la meilleure hypothèse (équilibre des balances de paiements, liberté des échanges et des prix intérieurs), il n'est qu'un taux

(2) M. Gilbert et I.B. Kravis : « Etude comparative des produits nationaux et du pouvoir d'achat des monnaies ». O.E.C.E., Paris, 1955.

auquel s'équilibrent les opérations d'une économie nationale avec l'extérieur. Mais il ne peut être considéré comme exprimant le rapport entre les niveaux de prix (et de revenus réels) existant dans deux économies. Une grande partie des biens et services demeure en dehors du circuit des échanges internationaux, et pour cette partie du produit national il n'y a pas de lien direct entre les niveaux des prix intérieurs de deux pays et le taux de change reliant leurs monnaies respectives.

Par ailleurs, il y a de grandes divergences entre les structures de la consommation de pays différents. Or, on a pu établir que, dans l'ensemble, les produits et services relativement moins chers dans un pays y occupent proportionnellement une place plus importante dans la consommation (par exemple le vin en France et en Italie, par rapport à la Belgique et aux Pays-Bas). En tenant compte des structures de consommation et des systèmes de prix relatifs, on a constaté à l'intérieur de la C.E.C.A., en 1954, des écarts de 30 et 40 %, et même davantage, entre les taux de change officiels et les taux d'équivalence du pouvoir d'achat (3).

Tout cela montre l'extrême prudence avec laquelle il faut entourer les comparaisons internationales de revenus, y compris de revenus-salaires. En effet, les comparaisons habituelles au moyen du taux de change peuvent entraîner des erreurs de l'ordre de 40 %, même en se limitant à des pays européens très semblables.

2. Les salaires-coûts.

Lorsque ces salaires moyens sont examinés en tant que *coûts*, leur comparaison internationale se heurte au problème de la structure salariale et des différences de structure industrielle.

Il n'est pas possible d'examiner ici la controverse concernant la notion de structure en science économique. Pour la présente analyse, on se contente d'une définition opératoire très simple : la structure salariale désigne les niveaux relatifs des salaires payés par les différents secteurs industriels d'un pays (par exemple le fait que les salaires moyens en chimie sont plus élevés que dans l'industrie textile, et moins élevés que dans la sidérurgie); la structure industrielle désigne la part relative de la production des différents secteurs dans la production industrielle totale (par exemple les fabrications métalliques représentent 29 % de la production totale de l'industrie allemande en 1956, et la chimie 12,5 %).

(3) S. Ronchetti et J. Petre : « Une comparaison des salaires réels dans les pays de la C.E.C.A. ». Les cahiers de Bruges, Collège d'Europe, avril 1956, p. 17.

a. *La corrélation des structures salariales.*

On a pu établir que les structures salariales de différents pays industrialisés sont hautement corrélées (4). Cela signifie que dans tous ces pays les coûts de salaires moyens (horaires) d'une industrie donnée occupent approximativement le même niveau dans l'échelle des salaires. En d'autres termes, les mêmes industries paient partout les salaires proportionnellement les plus élevés, ou les plus bas. Entre les Pays-Bas et la Belgique, la corrélation de rang des structures salariales — pour une subdivision en 50 secteurs industriels — atteignait le coefficient 0,88 en 1957. Le tableau I résume les résultats d'autres calculs de corrélations de rang, entre les structures salariales de pays européens, pour une subdivision en 14 à 16 secteurs industriels.

TABLEAU I

Corrélations de rang des structures salariales en 1959 (4)

	Allem.	Belg.	France	Italie	P.-Bas	Roy.-Uni	Autriche
Allemagne	(1,00)	0,84	0,86	0,87	0,78	0,88	0,80
Belgique	0,84	(1,00)	0,88	0,94	0,93	0,88	—
France	0,86	0,88	(1,00)	0,86	0,84	0,93	—
Italie	0,87	0,94	0,86	(1,00)	0,82	0,84	—
Pays-Bas	0,78	0,93	0,84	0,82	(1,00)	0,84	—
Roy.-Uni	0,88	0,88	0,93	0,84	0,84	(1,00)	0,86
Autriche	0,80	—	—	—	—	0,86	(1,00)

Cette constatation a des conséquences très importantes pour les comparaisons internationales de salaires. Il en résulte notamment que si le coût du salaire horaire moyen d'une industrie donnée est plus élevé dans le pays A que dans le pays B, cet écart est probablement analogue pour la plupart des autres industries.

b. *L'incidence de la structure industrielle.*

Arrivé à ce stade de l'analyse, on peut se rendre compte plus aisément des erreurs qu'impliquent les comparaisons habituelles de salaires moyens « valables » pour l'ensemble de l'industrie. En effet, ceux-ci sont généralement des moyennes (arithmétiques) pondérées par la structure industrielle.

(4) F. Trappeniens : « Loonhoogte en loonstructuur ». Tijdschrift voor Economie, n° 4. 1961.

Cette pondération peut avoir comme conséquence que des pays à salaires identiques, secteur par secteur, auraient des salaires moyens différents pour l'industrie dans son ensemble (pays A et B dans le tableau II); inversement, des salaires moyens identiques peuvent résulter de salaires sectoriels différents (pays A et C dans le tableau II). On peut même concevoir le cas d'un pays qui paierait dans tous les secteurs des salaires proportionnellement plus élevés et qui aurait malgré tout un salaire moyen plus bas pour l'ensemble de l'industrie (pays D par rapport à A dans le tableau II).

TABLEAU II

Structure industrielle et salaire moyen

- (a) Structure industrielle (pourcentage dans l'ensemble de l'industrie)
 (b) Coût du salaire horaire (en francs belges)

	Pays A		Pays B		Pays C		Pays D	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
Secteur industriel I	70	50	20	50	36	60	20	60
Secteur industriel II	30	30	80	30	64	35	80	35
Ensemble de l'industrie	100	44	100	34	100	44	100	40

Bien entendu, ces exemples sont hypothétiques et hautement simplifiés. Mais ils ne sont pas irréels. Pour s'en rendre compte, il suffit de rappeler par exemple que les métaux de base représentent plus de 66 % dans la structure industrielle du Luxembourg, et 15 % au maximum dans l'industrie des autres pays européens (voir tableau III). Or, ce secteur industriel paie dans tous les pays des salaires moyens largement supérieurs à la moyenne des autres secteurs. Les pays dont la production industrielle est proportionnellement plus spécialisée en métaux de base feront donc apparaître des salaires moyens (pour l'ensemble de l'industrie) « renforcés » par le poids plus grand de ce secteur dans la pondération. L'inverse a lieu pour les pays relativement plus spécialisés en textile.

Ce dernier exemple suggère, notamment pour le cas de la Belgique, que lorsqu'il y a plusieurs différences entre deux structures industrielles, il peut en résulter des effets en sens contraire dans le calcul de la moyenne.

Mais il serait téméraire d'en conclure que ces effets se compenseront dans chaque cas. Un exemple chiffré permettra d'illustrer le problème. Supposons que les salaires-coûts par heure soient identiques en Allemagne et en Belgique, pour tous les secteurs du tableau III, et qu'on ait dans l'ordre successif les chiffres suivants : 50, 30, 25, 60, 50, 50, 30 et 30 FB. Ces chiffres, tout en étant hypothétiques, forment une échelle de salaires dont les *rangs* par ordre de grandeur sont largement conformes à la réalité; ils ne sont irréels que par le renforcement de la dispersion inter-sectorielle qui y a été opérée afin d'augmenter le caractère exemplatif du calcul. Effectivement, sur la base de ces chiffres on obtiendrait pour l'ensemble de l'industrie (en pondérant par la structure industrielle du tableau III) un coût de salaire moyen de 44,25 FB en Belgique contre 40,8 FB en Allemagne.

TABLEAU III

Structure industrielle de quelques pays européens en 1959 (5)

	Belg.	Luxem- bourg	France	Allem. (sans Sarre)	Italie	Pays- Bas	Royaume- Uni
Prod. ind. totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Mines et carrières	12,1	9,1	8,0	5,0	3,4	3,6	6,7
Alim., boissons, tabacs	7,5	4,3	5,9	15,6	10,3	21,8	9,3
Textiles	13,1	0,1	6,9	7,6	9,0	8,1	6,2
Métaux de base	15,5	66,9	7,8	6,6	10,3	3,0	7,3
Fabrications métalliques	32,7	4,9	27,8	29,5	21,8	31,9	36,7
Chimie	6,0	4,5	14,3	11,6	22,5	11,2	9,0
Autres	9,8	6,6	24,0	19,6	16,4	17,5	18,6
Gaz, eau, électricité	2,9	3,6	5,3	4,5	6,3	2,9	6,2

(5) O.E.C.E. : Industrial Statistics 1900-1959. Paris 1960, p. 4.

Ce dernier exemple est encore partiellement « construit » et hypothétique. Mais il est possible de concrétiser davantage les distorsions que la pondération peut occasionner et les déficiences qui en résultent sur le plan des comparaisons internationales de salaires. Pour le faire, nous nous baserons sur l'analyse publiée dans la revue « Etudes et Conjoncture » (6). En 1959,

(6) « Les coûts de la main-d'œuvre dans l'industrie manufacturière des pays européens et des États-Unis ». Etudes et Conjoncture, mars 1960.

pour l'ensemble de l'industrie manufacturière, le coût du salaire horaire moyen s'élève à 384 FF en Allemagne et à 362 FF en Belgique (au taux de change officiel). Sur la base des salaires moyens (moyenne arithmétique pondérée), on serait donc tenté de conclure que le coût du salaire est nettement plus élevé en Allemagne qu'en Belgique; ou du moins que le nombre de secteurs pour lesquels cette conclusion est valable dépasse largement le nombre de secteurs pour lesquels une situation inverse se présente. Mais l'examen par secteurs oblige de modifier complètement cette conclusion. D'après les statistiques de l'analyse mentionnée ci-dessus (7), les salaires belges et allemands sont presque identiques dans quatre secteurs (textile, alimentation, sidérurgie et production des métaux) et sensiblement égaux dans quatre autres (bois et ameublement, habillement et travail des étoffes, industrie du coton, industrie polygraphique). Les salaires allemands sont nettement plus élevés que les salaires belges dans les quatre secteurs suivants : chimie, cuirs et peaux, chaussures, verre céramique et matériaux de construction; mais l'inverse se présente également dans quatre secteurs : papier et carton, machines-outils, industrie radio-électrique, industrie mécanique et électrique. Cette analyse par secteurs indique plutôt que, dans l'ensemble, les coûts de salaires par secteurs se situent au même niveau dans les deux pays, en dépit de l'image suggérée par la moyenne pondérée de ces coûts. La moyenne arithmétique non pondérée paraît mieux refléter la réalité; elle indique un coût de salaire horaire moyen de 360 FF en Allemagne et de 361 FF en Belgique. Lorsqu'on supprime les cinq secteurs qui sont déjà inclus dans les autres, on obtient respectivement 356 FF (Allemagne) et 351 FF (Belgique).

Le tableau ci-après permet de comparer pour plusieurs pays les résultats obtenus avec ou sans pondération. En général, les différences sont négligeables, sauf dans le cas de l'Allemagne et du Royaume-Uni. Pour ce dernier pays, le coût de salaire horaire est de 380 FF lorsqu'on calcule la moyenne pondérée; il est de 369 FF dans le cas de la moyenne arithmétique non pondérée. Dans une comparaison avec l'Allemagne, c'est encore une fois ce dernier chiffre qui paraît donner l'image la plus conforme aux rapports de salaires existant au niveau des secteurs dans les deux pays.

(7) Le fait que les chiffres admis pour certains secteurs puissent éventuellement être contestés, n'a aucune importance dans la présente analyse. En effet, la moyenne arithmétique pondérée est calculée à partir de ces mêmes chiffres; et le but du raisonnement ci-dessus n'est que de donner une illustration des distorsions qui apparaissent entre les données par secteurs et la moyenne pondérée qui en résulte.

TABLEAU IV

Coûts de salaire horaire moyen en 1959 (8)

	Alle- magne	Belgique	France	Italie	Pays- Bas	Royaume- Uni
<i>Moyenne pondérée</i>						
— unités monétaires nationales	3,27	36,7	351	387	2,16	66,0
— en francs français (au taux de change officiel)	384	362	351	299	281	380
<i>Moyenne arithm. non-pondérée</i>						
— unités monétaires nationales	3,07	36,8	347	372	2,19	64,4
— en francs français (au taux de change officiel)	360	361	347	294	285	369

(8) Chiffres repris de l'étude mentionnée dans la note (6), ou calculés à partir des statistiques publiées dans la même étude.

c. Moyenne pondérée ou non pondérée : signification statistique.

Il n'est guère étonnant de constater, dans l'exemple ci-dessus, que la moyenne non pondérée donne les meilleurs résultats. En effet, dans le cas de deux pays qui auraient des salaires identiques secteur par secteur, la pondération par la structure industrielle (différente par hypothèse) est le seul facteur qui ferait apparaître des salaires moyens différents. Dans l'hypothèse où deux pays auraient des structures salariales parfaitement corrélées (coefficient de corrélation égal à 1), les niveaux relatifs de salaires d'un pays par rapport à l'autre seraient identiques pour tous les secteurs. En d'autres termes, si l'on représente par $S_a, S_b, S_c \dots S_i$ les coûts de salaire horaire des n secteurs industriels $a, b, c \dots i$ du pays A et par $W_a, W_b, W_c \dots W_i$ les coûts de salaire horaire moyen des mêmes secteurs dans le pays B, il suffit que les structures salariales de A et B soient parfaitement corrélées — dans le sens défini au début de cet exposé — pour qu'on puisse (9) écrire

$$\frac{S_a}{W_a} = \frac{S_b}{W_b} = \frac{S_c}{W_c} \dots = \frac{S_i}{W_i}$$

(9) En effet, la corrélation parfaite (des valeurs absolues, et pas des rangs seulement) implique que l'on ait pour deux secteurs quelconques a et b $\frac{S_a}{S_b} = \frac{W_a}{W_b}$ et donc également $\frac{S_a}{W_a} = \frac{S_b}{W_b}$.

De ces égalités on peut déduire

$$\left(\frac{S_i}{W_i}\right)^n = \frac{S_a}{W_a} \times \frac{S_b}{W_b} \times \dots \times \frac{S_i}{W_i} = \frac{S_a \cdot S_b \dots S_i}{W_a \cdot W_b \dots W_i}$$

donc

$$\frac{S_i}{W_i} = \frac{\sqrt[n]{S_a \cdot S_b \dots S_i}}{\sqrt[n]{W_a \cdot W_b \dots W_i}}$$

Il résulte de cette dernière égalité que le rapport de salaires entre A et B pour un secteur industriel i quelconque est égal au rapport des salaires moyens de A et B lorsqu'on utilise la formule de la moyenne géométrique non pondérée pour le calcul de ces salaires moyens. L'introduction d'une pondération par la structure industrielle ne pourrait que rompre l'égalité. Dans la mesure où les corrélations des structures salariales se rapprochent effectivement de l'unité (voir début de l'exposé), le raisonnement et les formules ci-dessus sont conformes à la réalité. Sans doute, la moyenne arithmétique non pondérée ne donne pas le même résultat que la moyenne géométrique (non pondérée); mais elle s'en rapprochera vraisemblablement davantage, dans la plupart des cas, que la moyenne pondérée, surtout lorsque les pondérations (ou les structures industrielles) sont très différentes.

Avant de terminer cette première partie traitant des comparaisons de salaires moyens, il convient de préciser que les raisonnements ci-dessus ne sont nullement un plaidoyer pour la moyenne (géométrique ou arithmétique) non pondérée. En effet, l'absence de pondération est plus apparente que réelle puisqu'elle revient à accorder implicitement à chaque secteur un poids identique, égal à $(100 : n) \%$. De plus, on néglige dans ce cas de faire intervenir la structure industrielle qui sous-tend la structure salariale, et qui est un élément important de la réalité économique.

Le recours à une pondération explicite se justifie d'ailleurs en général par le fait que les salaires moyens sont calculés à partir de statistiques nationales relatives à des secteurs sensiblement différents de pays à pays, tant en nombre qu'en délimitation. La moyenne pondérée est dans ce cas l'instrument le moins mauvais pour atteindre une certaine comparabilité. Dans bon nombre d'analyses économiques, cet instrument remplit d'ailleurs parfaitement son rôle. Mais il est source d'interprétations téméraires et d'opinions erronées dans un grand nombre d'autres cas, et le but de l'exposé qui précède est précisément d'en relever quelques-unes afin d'illustrer la thèse de la spécificité de l'instrument statistique. Ceci implique en même temps des limites de validité qui devraient inciter les utilisateurs à une prudence élémentaire.

Dans le domaine des comparaisons internationales notamment, on ne peut guère espérer de dépasser les déficiences relevées en cours d'exposé aussi longtemps qu'on ne dispose pas, au niveau des secteurs, de relevés statistiques suffisamment comparables, détaillés et précis pour chacun des pays que l'on compare. Même dans ce dernier cas, la comparabilité ne sera jamais parfaite. En effet, le problème de la pondération et de ses déficiences — constaté à propos des salaires moyens *nationaux* — s'applique également aux salaires moyens des *secteurs* industriels, dans la mesure où les sous-secteurs et leurs structures comparatives sont différentes. La comparabilité parfaite des salaires moyens ne peut donc être atteinte qu'entre deux pays à structure industrielle parfaitement identique. Dès qu'il y a des différences, il faut recourir à des « procédés » de comparaison qui ne sont jamais parfaits à tous points de vue et qui doivent tronquer une partie de la réalité pour mieux faire ressortir l'autre.

* * *

III. Les comparaisons d'indices de la production industrielle

La comparaison internationale d'indices de la production industrielle pose des problèmes analogues à ceux qui ont été évoqués à propos des comparaisons de salaires moyens. Le danger de ces indices provient :

- 1) d'un excès de confiance des utilisateurs dans un nombre simple, considéré comme capable de mesurer d'une façon précise et indiscutable un ensemble complexe en évolution;
- 2) de l'imprécision du lien entre l'indice et le phénomène qu'il doit représenter : l'indice n'est pas nécessairement sensible à tous les éléments variables du phénomène étudié et peut être sensible à des influences autres que celles qu'on veut mettre en évidence;
- 3) de l'imprécision de ce qu'on entend caractériser par l'indice : on omet fréquemment de définir les objectifs qui président à l'élaboration de l'indice, où l'ordre de priorité de ces objectifs et les critères qui en résultent.

À cet égard, il convient d'insister sur la spécificité des indices ainsi que sur leur relativité. Aucun indice de production industrielle n'est parfait à tous points de vue. S'il est fait de façon à refléter parfaitement l'évolution de l'activité industrielle, il donnera une image incorrecte des changements de structure.

Les indices élémentaires, c'est-à-dire ne mesurant que les variations d'un seul élément, ne posent aucun problème. Ces indices sont utiles lorsqu'on veut

comparer entre elles les évolutions d'éléments simples exprimés en unités différentes, ou qui se situent à des niveaux trop différents pour permettre une comparaison aisée.

Les difficultés ne commencent que lorsqu'il s'agit de remplacer ou de représenter un ensemble d'indices élémentaires par un seul indice « de synthèse » (ou une moyenne d'indices). Les différences de structure industrielle d'un pays à l'autre, ou les changements de cette structure dans le temps, viennent alors compliquer le calcul et les comparaisons. En effet, les indices élémentaires qui entrent dans le calcul de l'indice global doivent être pondérés d'une façon ou d'une autre par des éléments de cette structure industrielle. Les critères d'après lesquels cette pondération est établie sont en partie fonction de l'emploi principal auquel on envisage d'affecter l'indice. En présentant celui-ci, il est donc nécessaire de spécifier son mode de calcul; et pour comparer deux indices, ils est indispensable de s'assurer qu'ils ont été calculés selon la même méthode et que les critères de pondération sont suffisamment comparables. A cet égard, il convient de rappeler quelques notions de statistique relatives au choix de l'année de base et du mode de pondération.

1. Le choix de la base ; la base fixe.

« La base doit être bien choisie : de préférence assez large et sise en période calme, ou choisie à travers la période étudiée, car cela diminue la dispersion des variables constitutives et augmente la précision des résultats, surtout aux extrémités. Pour les calculs courants, il convient de prendre au départ une base aussi rapprochée que possible, mais non en période de pleine perturbation. En principe, il n'y a pas lieu de considérer la base de calcul comme une " période normale " ; mais comme c'est là une idée qui se développe spontanément et comme le choix de bases " normales " est utile dans la représentation graphique, on fait bien de choisir pour base des périodes au cours desquelles le système économique n'est pas sujet à de fortes dislocations » (10).

En général, l'année de base pour la publication, c'est-à-dire celle qui est rendue égale à 100 dans la série nationale des indices publiés, est également l'année de base pour les calculs et notamment pour la pondération par les valeurs ajoutées (11). Il n'y a que quelques exceptions à cette règle : (12)

(10) L.H. Dupriez : Cours de Statistique générale, Louvain, pp. 75-76.

(11) Sous réserve de ce qui sera dit plus loin concernant l'indice à base mobile de l'Irlande et les séries publiées par l'O.E.C.E.

(12) O.E.C.E. : « Définitions et méthodes, I. Indices de la production industrielle », 3^e édition, Paris 1957.

Italie : « L'indice est calculé et publié sur la base 1948 = 100. Après divers regroupements, les indices élémentaires sont combinés en indices de classes. La pondération utilisée pour ces calculs est basée sur la valeur ajoutée en 1938. Les indices de classes sont ensuite combinés en indices de branches qui sont eux-mêmes combinés une dernière fois pour donner l'indice général. Les poids utilisés pour ces regroupements sont proportionnels à la valeur ajoutée en 1948 » (12).

Norvège : « L'indice est calculé sur la base 1950 = 100, mais est publié sur la base 1949 = 100. Les poids attribués aux secteurs sont proportionnels à la valeur ajoutée en 1950. A l'intérieur des secteurs, les poids sont proportionnels à la valeur brute en 1950 » (12).

Suède : « Indice annuel calculé et publié sur la base 1935 = 100, la pondération étant obtenue à partir d'une combinaison assez complexe de valeurs brutes et de valeurs ajoutées relatives aux années 1926 et 1935. Indices mensuels calculés sur la base 1947 = 100 (pondération complexe faisant intervenir des valeurs brutes et des valeurs ajoutées relatives aux années 1945 et 1947), publiés sur la base 1935 = 100, et révisés pour que leur moyenne coïncide avec l'indice annuel lorsque ce dernier est définitivement connu ».

Compte tenu des précisions données ci-dessus, il est possible de dresser un tableau qui résume la diversité existant, en ce qui concerne le choix de la base, entre les diverses séries nationales d'indices de la production industrielle :

TABLEAU V

Année de base des indices nationaux de la production industrielle (12)

Autriche	1953	Allemagne	1950	Suède	1935
Belgique	1953	Grèce	1939	Royaume-Uni	1948
Luxembourg	1947	Irlande	1953 (mobile) (*)	Turquie	1938
Danemark	1949	Italie	1948	Espagne	1929-1931
France	1952	Pays-Bas	1948	Canada	1935-1939
		Norvège	1949	Etats-Unis	1947-1949

(*) A part l'Irlande, dont l'indice annuel est à pondération variable, les indices de tous les pays sont du type Laspeyres ou d'un type similaire (moyenne arithmétique à pondération fixe). Ce mode de calcul implique que la valeur ajoutée par le processus de production, exprimée aux prix de l'époque de base, reste proportionnelle aux quantités produites, aux époques ultérieures. Or les rapports techniques se modifient et, avec eux, la valeur ajoutée unitaire.

(12) O.E.C.E. : « Définitions et méthodes, I. Indices de la production industrielle », 3^e édition, Paris 1957.

Ce tableau permet de constater que plusieurs indices sont encore calculés ou pondérés sur une base d'avant-guerre.

Aucun pays n'a une pondération plus récente que la Belgique. Ceci est d'autant plus important que certains pays ont connu des changements de structure sensibles au cours des dix dernières années. En Allemagne, le secteur électrotechnique figure à peine pour 4,5 % dans l'indice de la production industrielle, alors qu'il représente actuellement quelque 6,5 % de cette production. Dans l'industrie du bois, l'indice publié de la production inclut huit produits; leur indice moyen était de 128,6 en 1958 (1952 = 100), mais à la même date les marchandises exclues de l'indice publié avaient atteint un niveau de production de 365,1 (1952 = 100) (13). Une évolution en sens contraire a eu lieu pour l'industrie textile, dont le poids dans l'indice est encore de 10,22 %; or c'est un des rares secteurs allemands qui aient connu une diminution de production au cours des récessions. Dans le cas de la France, « l'indice de l'INSEE dans sa forme actuelle n'inclut qu'une faible part des livraisons de biens d'équipement (qui représentent un élément majeur de l'expansion actuelle) et accorde, au contraire, un très grand poids aux consommations d'acier qui, pour diverses raisons, sont en retrait sur l'évolution générale. Il donne donc une indication légèrement pessimiste de la situation réelle, ce qui justifie sa révision actuellement à l'étude » (14).

« Afin de mettre en évidence l'incidence de la pondération, le Royaume-Uni et les Etats-Unis ont calculé, à partir des mêmes séries, deux indices permettant de comparer la production industrielle d'une année d'après-guerre à celle d'une année d'avant-guerre, les pondérations étant successivement basées sur chacune des périodes considérées. Les résultats obtenus ont été les suivants :

TABLEAU VI

*Incidence du choix de l'année de base et de la pondération
sur la valeur de l'indice*

Royaume-Uni Production industrielle (Bâtiment exclu)			Etats-Unis Production manufacturière		
	Poids 1935	Poids 1948		Poids 1939	Poids 1947
1935	100	100	1939	100	100
1948	140,5	127,5	1947	193	178

(13) L'indice publié n'est certainement pas représentatif de la production des articles en bois. Ce défaut est imputable à l'apparition de panneaux de fibre, dont la production était négligeable en 1950. Voir : « Les comparaisons internationales d'indices statistiques » O.S.C.E., Informations statistiques, n° 2, mars-avril, 1960.

(14) V.E.V.-Berichten, Brief uit Frankrijk, 31 août 1961, p. 2110.

» On voit que pour les deux pays l'utilisation d'une pondération d'avant guerre a pour effet, par rapport à une pondération d'après-guerre, de majorer respectivement de 10 % et de 8 % les progrès de la production entre les dates considérées » (15).

Tous ces exemples illustrent à quel point les indices ne donnent qu'une image approchée de l'évolution réelle de la production industrielle. Cette imperfection inévitable croît dans la mesure où la structure industrielle s'est davantage modifiée par rapport à l'année de base. Les comparaisons internationales d'indices, dont les pondérations reposent sur des périodes éloignées l'une de l'autre, doivent donc être effectuées avec circonspection. Même lorsque l'année de la pondération est la même pour les pays comparés (16), les comparaisons seront affectées par le fait que les structures industrielles des pays considérés peuvent avoir subi des modifications sensiblement différentes depuis cette année de base.

2. Le choix de la base; la base mobile.

Pour éviter ces imperfections, on a songé à établir des indices à base mobile, ou indices en chaîne continue. Stanley Jevons et Marshall notamment ont proposé de changer de base à chaque nouveau calcul de l'indice. Par exemple, l'indice serait calculé chaque année en prenant comme base l'année précédente, le complexe de biens ou les éléments de pondération étant chaque fois déterminés de manière à être aussi représentatifs que possible du complexe économique. L'exemple de l'Irlande permet d'illustrer cette méthode. L'indice annuel d'une année donnée y est calculé sur la base de l'année précédente et publié sur la base 1953 = 100; les poids sont basés sur la valeur ajoutée de l'année considérée et de l'année précédente.

Cette méthode facilite en principe la comparaison de la situation actuelle à celle de la période la plus voisine, puisque chaque année devrait être exprimée par rapport à l'année précédente. Par contre, les comparaisons à quelques années d'échéance sont rendues plus malaisées. Aussi tous les pays, y compris l'Irlande, *publient* leurs indices à base fixe.

(15) O.E.C.E.: op. cit., p. 7.

(16) Il s'agit bien entendu des années de base effectives, dont le tableau V donne un aperçu. À cet égard, il convient d'insister sur la différence entre la base originale (nationale) de pondération et la base internationale de comparaison. Sauf quelques adaptations généralement mineures, visant à harmoniser un peu mieux les critères de construction d'indices des différents pays, cette base internationale n'affecte guère la pondération. Les diverses séries nationales d'indices sont simplement rapportées à une année commune pour faciliter les comparaisons. Cela ne doit pas créer des illusions de comparabilité.

La pondération mobile permet de supprimer une marchandise qui a perdu son importance et d'inclure un produit nouveau ou une qualité nouvelle. A cet égard, les indices en chaîne continue rencontrent plusieurs objections théoriques et pratiques. La plus importante est d'ordre pratique : la base mobile complique grandement les calculs ; en outre, il est extrêmement difficile d'obtenir, sans trop de retard et avec une précision suffisante, les statistiques nécessaires à l'élaboration d'une nouvelle pondération. Celle-ci pourrait d'ailleurs difficilement éviter d'être fonction de la production effective de l'année considérée, qui est elle-même liée à la conjoncture : la récession par exemple diminue l'importance relative des secteurs les plus déprimés, ce qui peut réduire l'incidence à la baisse de ces secteurs dans l'indice. Pour éviter ce genre de distorsions, l'indice en chaîne continue devrait être calculé sur une base plus large qu'une seule année ; de préférence, la base mobile devrait inclure un mouvement conjoncturel complet. Tout cela compliquerait grandement les calculs et ferait d'ailleurs perdre une bonne partie des avantages escomptés — notamment « l'actualité ». Finalement, il convient de signaler qu'en général, ainsi que Mitchell et Ogburn l'ont montré, le niveau de l'indice en chaîne est plus élevé que celui de l'indice à base fixe. Un seul pays ne pourrait donc pas appliquer cette méthode sans fausser les comparaisons internationales.

Certains avantages de la base mobile peuvent d'ailleurs être obtenus assez facilement avec la base fixe : il suffit de renouveler les bases de temps en temps et de revoir la constitution et la pondération à cette occasion. Pour l'étude de longues périodes, un certain enchaînement est alors nécessaire. Le raccordement des séries est d'autant moins satisfaisant que la pondération a subi des modifications plus importantes. Aucune méthode ne permet dans ce cas de surmonter la difficulté qu'implique la comparaison d'états qualitativement différents d'un fait ou d'un ensemble de faits économiques. A cet égard, il n'est pas inutile de rappeler qu'une longue série d'indices de production industrielle ne peut refléter la réalité économique et être homogène que si la structure économique n'a pas beaucoup changé. Mais, dans ce dernier cas, il n'y aurait guère de conflit de méthodes : la nature de la formule n'intervient que s'il y a modification de la structure industrielle ; appliquées à une structure invariable, les formules de Laspeyres, Paasche, Fisher et Divisia donnent des résultats identiques. Toutefois, étant donné le caractère mouvant de la réalité économique, le choix de la formule est un élément important dans la construction de l'indice. Une comparaison internationale valable suppose que les pays calculent leurs indices d'après la même méthode. Effectivement, tous les pays pour lesquels l'O.E.C.D. publie des indices de

production industrielle emploient — sauf quelque rare exception — la formule de Laspeyres ou une de ses variantes. De ce point de vue, la comparabilité est donc assurée.

3. Les principes de la pondération.

La pondération en elle-même pose également des problèmes, indépendamment de ce qui a été examiné en rapport avec le choix de la base. En effet, la pondération a pour but essentiel d'accorder, aux données qui entrent dans la composition de l'indice, une importance suffisamment conforme à l'intérêt économique du produit ou du groupe dont ils dérivent pour que l'indice ainsi obtenu représente de façon aussi fidèle que possible l'évolution de la production industrielle. Dans ce but, il est concevable de se baser sur le chiffre d'affaires, la masse des salaires, les heures travaillées, la valeur ajoutée, la valeur brute de la production, etc. Chaque système de pondération peut se justifier en fonction de l'objectif poursuivi. Mais, tout en admettant cette idée, il est nécessaire de rappeler que les différents systèmes (valeur brute, valeur ajoutée...) mesurent des phénomènes distincts, quoique fréquemment similaires.

« La mesure de l'importance économique n'étant pas clairement définie, il est sans espoir de rallier toutes les opinions à un système de pondération unique; il convient plutôt de s'accommoder de la diversité des procédés existants, en restant conscient de leurs différences. Elles ne doivent d'ailleurs pas entraîner sur les résultats des écarts excessifs si l'on garde présent à l'esprit que des variations déjà notables dans les coefficients n'affectent que modérément l'ensemble » (17). Aussi « on peut tolérer différents systèmes de pondération voisins les uns des autres sans trop fortement affecter les comparaisons de production industrielle entre plusieurs pays » (18).

Le fait qu'une modification même sensible dans les coefficients de pondération n'entraîne souvent qu'une différence minime dans l'indice facilite largement le problème des principes de pondération. Souvent, en effet, on pondère chaque produit ou secteur relevé par son poids effectif dans l'ensemble des produits ou secteurs entrant dans l'indice, et pour lesquels par conséquent des données statistiques appropriées sont disponibles. Cette méthode entraîne un biais au désavantage des secteurs pour lesquels les statistiques sont incomplètes. Ainsi la chimie, dans l'ancien indice IRESP, avait reçu un poids de 2,3 %, alors que ce secteur représentait probablement plus de 5 % de la production industrielle belge.

(17) Off. Stat. Europ. : Informations statistiques, n° 2, mars-avril, 1960, p. 136.

(18) id., p.137.

Pour éviter ce genre d'inconvénient, on a préconisé la méthode représentative. Dans ce cas, chaque secteur reçoit le poids qui lui revient dans l'ensemble de la production industrielle, indépendamment du nombre et de l'importance des produits qui le représentent dans l'indice. A la limite, on pourrait même concevoir qu'un seul produit représente l'évolution de tout le secteur dont il relève, et reçoive le « poids » total de celui-ci. La méthode représentative a été employée dans l'indice belge publié par l'O.E.C.E. Bien que celui-ci soit obtenu à partir des données de l'IRESP-Louvain, les pondérations des secteurs y sont légèrement différentes, notamment par suite du fait qu'un poids de 5,3 % y est attribué au secteur chimie.

A première vue, cette deuxième méthode semble la meilleure. En réalité, « les comparaisons sont... rendues plus difficiles par le fait que l'on essaie de compenser les lacunes dans la documentation statistique, c'est-à-dire les séries manquantes, par une pondération excessive des produits inclus. Il est clair qu'on ne pourra jamais compenser ainsi un degré de représentation insuffisant » (19).

La différence entre les deux méthodes est d'ailleurs plus apparente que réelle en ce qui concerne leur incidence sur l'indice global. Dans la première méthode, on admet implicitement que les produits non relevés dans l'indice évoluent comme la moyenne pondérée de tous les produits inclus; l'ensemble de ceux-ci représente donc les produits non inclus. Dans la méthode représentative, on admet que chaque secteur évolue réellement comme les produits qui le représentent. A priori, on ne peut s'empêcher d'être quelque peu sceptique devant la thèse proclamant la supériorité de cette deuxième méthode : on voit mal pourquoi la croissance des productions de la chimie organique — pour lesquelles par hypothèse les données statistiques sont incomplètes — serait mieux représentée par les données de production de la chimie inorganique (engrais par exemple) que par la moyenne des autres produits (dont les fabrications métalliques en expansion rapide).

Effectivement, en dépit du poids plus grand de la chimie dans l'indice belge calculé par l'O.E.C.E., comparé à l'indice IRESP dont il est tiré, ces deux indices restent identiques (1953 = 100; 1957 = 123; 1959 = 119); pourtant, les produits chimiques déjà inclus dans ces indices connaissent une croissance deux fois plus rapide que la moyenne des secteurs. La méthode dite représentative n'a donc pas permis à l'indice O.E.C.E. d'être « meilleur ». Par contre, l'inclusion dans l'indice IRESP d'une dizaine de produits chi-

(19) Off. Stat. Comm. Europ.; Grotius, « Informations Statistiques », janvier-mars, n° 1, 1961, p. 110.

miques, dont les statistiques n'étaient pas disponibles antérieurement, a suffi pour porter cet indice à un niveau plus élevé : en 1959 (base 1953 = 100), l'ancien indice IRESP de la production industrielle de la Belgique avait atteint le chiffre 119; le nouvel indice élargi est de 122 à la même époque. (Les indices correspondants de la seule production chimique sont respectivement 143 et 163; incidemment le poids de ce secteur est porté de 2,3 à 5,8 %, ce qui fait disparaître toute occasion de controverse relativement aux principes de pondération).

4. Les critères relatifs aux relevés de base.

Les constatations faites ci-dessus prouvent une fois de plus qu'une même erreur relative entraîne une faute moins grave quand elle affecte la pondération plutôt qu'un indice élémentaire. Il convient donc d'examiner brièvement les indices sous l'angle des critères qui guident le choix des relevés de base. Sans entrer dans les détails, on peut admettre que dans nos pays un bon indice de la production industrielle doit inclure *plusieurs dizaines* de produits. Les indices publiés par l'O.E.C.E. et par la C.E.E. répondent tous à cette exigence.

L'échantillon des produits étant déterminé, il reste à savoir ce qu'il faut relever : ventes, productions en valeur ou en quantité, heures travaillées, etc. Le problème soulevé est très délicat, et la solution sera largement fonction des objectifs que l'on poursuit en élaborant l'indice. Les considérations purement statistiques ne suffisent donc pas.

L'indice INS par exemple reflète, pour les fabrications métalliques, les variations du nombre d'heures travaillées. La Direction générale des Etudes du Ministère des Affaires économiques, en tenant compte du volume réel des expéditions, obtient un indice corrigé qui, pour le mois de septembre 1959 par exemple, est supérieur de 14 points au chiffre INS. Celui-ci a été critiqué parce qu'il néglige l'effet de l'augmentation de la productivité. En fait, il s'agit dans ce cas d'un indice de l'activité, non de la production, industrielle.

L'indice IRESP-Louvain veut surtout refléter les réactions en quantité. A cet effet, il ne prend en considération que les productions dont le volume est connu directement (20). Cela se justifie parfaitement, étant donné que cet indice est élaboré en ordre principal en vue de l'étude de la conjoncture. Cet objectif a pour conséquence que l'on doit accorder une importance toute spéciale à l'homogénéité de l'indice. Celle-ci ne peut être obtenue que sur

(20) Parmi les productions qui ne sont connues qu'en valeur, et donc exclues de l'indice, il y a notamment celles de l'industrie de la confection et des industries du bois (et connexes).

la base de volumes de production en quantité, à l'exclusion de « volumes » en valeur à prix constant. Le procédé consistant dans la division des indices de valeurs par des indices de prix soulève en effet de nombreux problèmes (changements structurels et conjoncturels dans les prix relatifs, validité de l'indice des prix...) dont la solution n'est pas satisfaisante pour répondre à l'objectif poursuivi.

C'est sans doute cette divergence d'indices répondant à des conceptions différentes qui a fait conclure parfois à la mauvaise qualité de nos indices de la production industrielle. En réalité, ces indices ne sont pas mauvais, ils sont spécifiques (21). Il devrait d'ailleurs être superflu d'insister sur le fait qu'un indice de la production industrielle ne peut pas avoir pour but de refléter l'évolution du produit national brut. Par rapport au développement du P.N.B., cet indice tend à manifester un biais systématique pour plusieurs raisons : 1) le pays peut développer des productions nouvelles — problème du choix de la base et du calcul de la pondération; 2) il peut améliorer la qualité de ses produits — problème de la définition des relevés de base; 3) il peut enfin augmenter le rythme de croissance de ses activités tertiaires, ainsi que leur part dans le P.N.B. Les deux premiers points doivent être pris en considération dans l'examen et la comparaison des indices de la production industrielle; les problèmes statistiques qu'ils posent ont été examinés ci-dessus. Le troisième point par contre échappe complètement au domaine propre de ces indices. Même si toutes les difficultés relatives à la comparabilité internationale des indices de la production industrielle étaient résolues — et nous avons vu précédemment qu'il y a plusieurs raisons d'admettre qu'elles ne le seront jamais complètement — l'évolution différentielle des activités agricoles et tertiaires dans les différents pays ne serait jamais reflétée par ces indices.

* * *

IV. Conclusions

La conclusion qui se dégage de cet exposé ne peut être qu'une invitation à la prudence dans les comparaisons globales. Les différences de structures empêchent fréquemment d'uniformiser tous les calculs. Aussi faut-il fréquemment se contenter d'uniformiser certains critères de base pour la construction des nombres sommaires. Il s'impose également d'insister sur

(21) On ne songe ici, bien entendu, qu'aux indices belges de la production industrielle dont il est admis qu'ils sont élaborés conformément aux exigences scientifiques de la statistique.

la nécessité d'une *harmonisation plus grande* dans les informations statistiques sur le plan international. Les meilleures méthodes de calcul s'avèrent incapables de surmonter l'obstacle du manque de comparabilité des données élémentaires, car les perfectionnements les plus raffinés ont toujours une signification spécifique et limitée, qui est fonction des critères de calcul et des objectifs de l'analyse économique.

Il est également nécessaire d'obtenir une collaboration étroite entre le statisticien et l'économiste pour s'assurer que les outils statistiques répondent aux besoins de la connaissance économique. A défaut d'une telle collaboration, l'économiste est trop tenté d'affecter à un usage inapproprié les outils statistiques existants, le manque de prudence statistique s'ajoutant au désir d'illustrer ou de prouver une thèse économique (ou même politique).

POUR UNE EXPLOITATION RATIONNELLE DES INDICES BIOCLIMATIQUES - DISTRIBUTIONS DE FREQUENCES CONJOINTES ET ELLIPSES DE CONCENTRATION (*)

par Franz BULTOT

Institut Royal Météorologique de Belgique

1. Introduction.

La comparaison des climats sous l'angle de l'effort qu'ils imposent à l'organisme humain a déjà fait l'objet de nombreuses recherches [cfr par exemple 5, 10, 11]. Certaines ont été effectuées avec un soin indéniable, et pourtant, la validité des conclusions auxquelles elles aboutissent est souvent contestée [8]. On sait que la température et l'humidité de l'air, le vent et la radiation sont les quatre facteurs climatiques qui influent sur l'équilibre thermique du corps. Des études en laboratoire ont permis de mettre au point des paramètres mesurant l'effort d'adaptation imposé à l'organisme ou indiquant le caractère plus ou moins accusé de la sensation d'inconfort pour une combinaison donnée de ces facteurs climatiques. Si ces paramètres sont fondés, il faut reconnaître, par contre, qu'ils n'ont jamais été exploités de manière rationnelle. La plupart des auteurs se sont bornés, en effet, à utiliser des moyennes mensuelles d'éléments climatiques établies à partir, soit de moyennes journalières, soit de moyennes diurnes et nocturnes, soit de valeurs à 6, 12 et 18 h. Or, l'organisme humain n'est pas soumis à un état climatique moyen mais intègre, au contraire, les effets variés dus à une gamme plus ou moins étendue de combinaisons instantanées des divers facteurs du climat. On sait que, aux basses latitudes, les valeurs horaires de la température et de l'humidité de l'air accusent une dispersion très grande autour de leurs moyennes journalières. Et nous verrons plus loin que même la courbe

(*) Ce travail a été réalisé au Bureau Climatologique de l'INEAC avec les subsides de l'Institut Belge pour l'Encouragement de la Recherche Scientifique Outre-Mer (IBERSOM). Nous remercions vivement Monsieur le Directeur de l'Institut Royal Météorologique qui a bien voulu nous autoriser à poursuivre cette recherche.

des moyennes mensuelles horaires des températures et humidités ne délimite qu'une aire insignifiante en regard de la surface de distribution des valeurs horaires conjointes de la température et de l'humidité de l'air réellement observées.

Nombre d'auteurs sont conscients du caractère peu significatif des résultats obtenus à partir de moyennes, mais, à notre connaissance, aucune recherche n'a été faite cependant pour tenir compte de la dispersion des variables climatiques. Tout au plus, certains auteurs ont-ils considéré les valeurs extrêmes. Pourquoi cette lacune ? Peut-être parce que les annuaires climatologiques ne publient généralement que des moyennes mensuelles; peut-être aussi parce qu'il s'agit d'une question ressortissant davantage à la statistique. Et pourtant, le problème n'est pas compliqué. C'est ce que nous allons tenter de démontrer.

2. Indice bioclimatique de Lee.

Lee [7] a proposé d'évaluer l'effort d'adaptation thermique G imposé à l'organisme au moyen de la formule

$$G = 2,5 \left\{ \frac{M - W - [5,55 (34 - T)] / (I_a + I_c) - 0,00033 V (46 - e)}{(70 - e) / (r_a + r_c)} \right\}^2$$

où M désigne le taux de libération d'énergie (taux du métabolisme), W l'énergie dépensée par le travail extérieur, V le volume d'air respiré, I_a et I_c les résistivités de l'air ambiant et du vêtement au passage de la chaleur vers l'extérieur, r_a et r_c les résistivités de l'air ambiant et du vêtement au passage de la vapeur d'eau vers l'extérieur, T la température de l'air et e la pression de vapeur d'eau. Notons que le vent intervient dans cette formule par l'intermédiaire des paramètres I_a et r_a . Par contre, l'énergie de radiation a été écartée. Pour une valeur donnée du vent, G est donc une fonction des deux variables T et e . Ses valeurs en fonction de T et e peuvent être déduites d'un diagramme dressé par Lee pour des grandeurs de M , W , I_a , I_c , r_a , r_c et V valables pour un homme vêtu normalement et qui fournit un travail modéré dans un mouvement d'air modéré.

3. Distribution de fréquences conjointe de (T, e) à Bambesä.

A l'aide du paramètre G de Lee, nous allons tenter maintenant de caractériser le climat de Bambesä au Congo ($3^\circ 27'$ lat. N - $25^\circ 43'$ long. E - alt. 621 m), station située en bordure de la forêt équatoriale. Pour ce faire, recherchons les limites entre lesquelles sont comprises, dans 95 %

TABLEAU I

*Echantillon aléatoire de 100 valeurs horaires de la température
et de la tension de vapeur à Bambesa en 1955*

Jour	Heure	T(°C)	e(mb)	Jour	Heure	T(°C)	e(mb)	Jour	Heure	T(°C)	e(mb)
Janvier				Mai				Septembre			
3	9	24,6	22,6	6	2	20,1	22,8	6	16	24,1	25,4
6	17	29,1	18,0	11	11	27,7	24,5	22	23	19,9	22,9
7	20	22,9	25,0	15	9	24,7	25,2	30	15	26,1	23,8
17	14	19,8	23,1	19	8	25,3	26,6	30	22	20,7	24,1
19	20	23,6	25,4	20	11	26,0	26,2	Octobre			
22	2	21,0	23,6	30	14	30,2	27,3	7	1	20,2	23,6
23	8	21,4	24,1	Juin				8	6	17,4	19,7
24	16	24,1	21,8	3	17	27,2	27,5	10	12	27,2	25,2
31	2	18,0	20,4	3	23	21,0	24,6	15	1	19,5	22,4
Février				10	8	23,6	27,5	16	9	23,5	25,3
5	10	26,9	24,2	16	21	19,5	21,9	18	9	25,7	26,9
6	3	20,5	22,8	17	11	25,6	26,6	21	19	21,6	23,5
12	7	15,5	17,0	26	15	28,5	22,3	25	3	18,9	21,8
13	23	22,3	24,1	26	22	21,5	22,3	Novembre			
14	13	33,2	22,1	Juillet				1	17	19,4	22,2
15	16	34,8	16,1	3	4	20,7	24,2	2	1	17,9	20,0
24	15	32,0	25,8	3	5	20,7	23,7	7	2	18,0	19,7
24	18	20,7	23,1	5	21	19,2	21,8	8	9	25,5	25,8
25	6	19,7	22,1	5	22	18,5	20,6	9	24	17,7	19,8
28	8	24,2	25,3	9	13	26,6	25,0	18	10	26,2	26,8
28	23	22,0	24,3	13	12	27,8	27,6	19	2	18,0	20,1
Mars				17	18	24,6	23,7	23	3	19,6	22,8
7	17	24,7	26,9	18	2	19,5	22,2	26	19	23,6	24,6
13	9	25,8	25,0	18	17	19,5	22,3	Décembre			
19	2	21,9	23,9	20	9	23,1	24,0	5	11	28,9	21,1
26	24	19,7	22,9	23	3	16,8	19,1	10	4	15,6	17,2
28	9	21,3	23,4	28	6	19,5	21,8	10	5	14,9	16,7
29	15	31,7	17,1	Août				12	5	20,5	23,6
30	3	18,7	21,3	3	4	18,9	21,3	15	19	21,5	21,6
30	22	20,7	21,9	5	18	24,9	22,1	17	5	19,2	21,6
Avril				11	3	18,7	21,6	20	16	29,7	23,0
3	22	22,3	20,3	17	9	23,8	25,3	21	2	19,7	22,9
10	21	19,1	19,7	20	1	19,1	22,1	22	20	23,1	26,5
15	10	29,2	26,7	20	22	21,5	24,4	30	9	22,0	22,7
16	12	30,5	25,7	21	5	20,1	23,2	31	4	17,0	19,3
				22	12	25,7	26,2	31	18	24,5	25,5
				23	14	26,0	24,3				
				25	2	20,2	23,1				

des cas, les valeurs *horaires* simultanées de la température et de la pression de vapeur d'eau. La documentation de base est constituée par les 8760 valeurs horaires de ces deux éléments enregistrées en 1955. Notons que les observations d'une seule année sont manifestement suffisantes eu égard à la variabilité interannuelle négligeable de la température et de l'humidité de l'air au Congo. Comme il ne peut être question d'ajuster la fonction de fréquences conjointes de (T, e) sur les 8.760 valeurs observées, nous avons extrait de cette « population » un échantillon *aléatoire* de 100 termes. A cet effet, nous avons utilisé la table des nombres aléatoires de Hald [3] que nous avons fait correspondre aux 8.760 heures du cycle annuel. Les dates et heures ainsi tirées au hasard sont indiquées au tableau I. Celui-ci mentionne, de plus, les valeurs correspondantes de T et e exprimées en $^{\circ}\text{C}$ et en mb.

Lorsque la distribution de fréquences *ajustée* de deux variables aléatoires *combinées* est *normale*, il est aisé de déterminer les aires comprenant un taux fixé d'observations, 95 % par exemple. En effet, ces aires sont des *ellipses* que l'on peut construire facilement quand on connaît leurs axes.

4. Normalisation de la distribution de fréquences conjointe de (T, e) à Bambesa.

Pour qu'une distribution de fréquences conjointe de deux variables aléatoires soit normale, il faut que les distributions *marginales* de ces variables, c'est-à-dire les distributions de ces variables prises séparément, soient également normales.

La distribution de fréquences marginale de T (tabl. II, col. 2) n'est manifestement pas normale puisque ses coefficients de dissymétrie γ_1 et d'aplatissement γ_2 valent respectivement 0,64 et $-0,01$. Or, on sait que si la population dont provient l'échantillon est normale, il y a 95 chances sur 100 que γ_1 soit compris entre $0 \pm (2 \times 0,24)$ (0,24 étant l'écart-type de γ_1 pour un échantillon de 100 termes) et γ_2 entre 1,06 et $-0,73$ (la valeur moyenne de γ_2 valant $-0,06$). La première condition n'est donc pas vérifiée ici. Toutefois, la distribution de $T' = \log_{10} T$ est voisine de la loi normale. En effet, les points représentatifs des fréquences cumulatives de T , dans le diagramme logarithmique-probabiliste normal de la figure 1, sont distribués approximativement suivant une droite. La distribution de T' est consignée à la colonne 4 du tableau II. Son coefficient γ_1 vaut 0,22, valeur contenue dans l'intervalle $0 \pm (2 \times 0,24)$, tandis que γ_2 vaut $-0,51$, valeur comprise entre $-0,73$ et 1,06. D'autre part, 69 % des observations sont contenues dans l'intervalle $\overline{T'} \pm \sigma$, c'est-à-dire dans l'intervalle 1,34889

TABLEAU II

Distribution marginale de T , $\log_{10} T$, e , e^3 (Bambesa, 1955)

(1) T (°C)	(2) F_T	(3) $T' = \log_{10} T$	(4) $F_{T'}$	(5) e (mb)	(6) F_e	(7) $e' = e^3$ (mb ³)	(8) $F_{e'}$
14,0 - 14,9	1	1,14613 - 1,16507	0	16,0 - 16,9	2	41,0 × 10 ² - 55,8 × 10 ²	5
15,0 - 15,9	2	1,16508 - 1,18402	1	17,0 - 17,9	3	55,9 - 70,7	2
16,0 - 16,9	1	1,18403 - 1,20297	2	18,0 - 18,9	1	70,8 - 85,6	9
17,0 - 17,9	4	1,20298 - 1,22192	0	19,0 - 19,9	6	85,7 - 100,5	4
18,0 - 18,9	8	1,22193 - 1,24087	2	20,0 - 20,9	5	100,6 - 115,4	19
19,0 - 19,9	16	1,24088 - 1,25982	6	21,0 - 21,9	12	115,5 - 130,3	14
20,0 - 20,9	11	1,25983 - 1,27877	5	22,0 - 22,9	18	130,4 - 145,2	16
21,0 - 21,9	9	1,27878 - 1,29772	14	23,0 - 23,9	14	145,3 - 160,1	7
22,0 - 22,9	5	1,29773 - 1,31667	8	24,0 - 24,9	12	160,2 - 175,0	11
23,0 - 23,9	7	1,31668 - 1,33562	12	25,0 - 25,9	14	175,1 - 189,9	5
24,0 - 24,9	9	1,33563 - 1,35457	6	26,0 - 26,9	9	190,0 - 204,8	6
25,0 - 25,9	6	1,35458 - 1,37352	4	27,0 - 27,9	4	204,9 - 219,7	2
26,0 - 26,9	6	1,37353 - 1,39247	10				
27,0 - 27,9	4	1,39248 - 1,41142	8				
28,0 - 28,9	2	1,41143 - 1,43037	6				
29,0 - 29,9	3	1,43038 - 1,44932	5				
30,0 - 30,9	2	1,44933 - 1,46827	4				
31,0 - 31,9	1	1,46828 - 1,48722	3				
32,0 - 32,9	1	1,48723 - 1,50617	2				
33,0 - 33,9	1	1,50618 - 1,52512	1				
34,0 - 34,9	1	1,52513 - 1,54407	1				
	100		100		100		100
$\bar{T} = 22,7$ °C		$\bar{T}' = 1,34889 = \log 22,3$ °C		$\bar{e} = 23,2$ mb		$\bar{e}' = 23,4^3$ mb ³	
$\sigma_T = 4,13$ int.		$\sigma_{T'} = 4,02$ interv.		$\sigma_e = 2,53$ int.		$\sigma_{e'} = 2,65$ interv.	
$= 4,13$ °C		$= 4,02 \times 0,01895$		$= 2,53$ mb		$= 2,65 \times 14,9 \cdot 10^2$ mb ³	
						$= 39,485 \times 10^2$ mb ³	
$\gamma_1 = 0,64$		$\gamma_1 = 0,22$		$\gamma_1 = -0,49$		$\gamma_1 = 0,01$	
$\gamma_2 = -0,01$		$\gamma_2 = -0,51$		$\gamma_2 = -0,09$		$\gamma_2 = -0,48$	

$\pm 0,07618$ et 95 % des observations dans l'intervalle $\bar{T}' \pm 2 \sigma$, c'est-à-dire dans l'intervalle $1,34889 \pm 0,15236$. De même, la distribution de fréquences marginale de e n'est pas normale puisque ses coefficients γ_1 et γ_2 valent respectivement $-0,49$ et $-0,09$ et que la valeur de γ_1 est donc

extérieure à l'intervalle de confiance à 0,95 mentionné plus haut. Toutefois, la distribution de $e' = e^3$ est voisine de la loi normale. Ainsi en témoigne le caractère rectiligne du graphique de la distribution des fréquences cumulatives de e représentée dans le système cubique-probabiliste normal de la figure 2. Son coefficient γ_1 vaut 0,01, valeur contenue dans l'intervalle $0 \pm (2 \times 0,24)$, tandis que γ_2 vaut $-0,48$, valeur comprise entre $-0,73$ et $1,06$. D'autre part, 66 % des observations sont contenues dans l'intervalle $\bar{e}' \pm \sigma$, c'est-à-dire dans l'intervalle $132 \times 10^2 \pm 39,5 \times 10^2$ et 95 % des observations dans l'intervalle $\bar{e}' \pm 2 \sigma$, c'est-à-dire dans l'intervalle $132 \times 10^2 \pm 79 \times 10^2$.

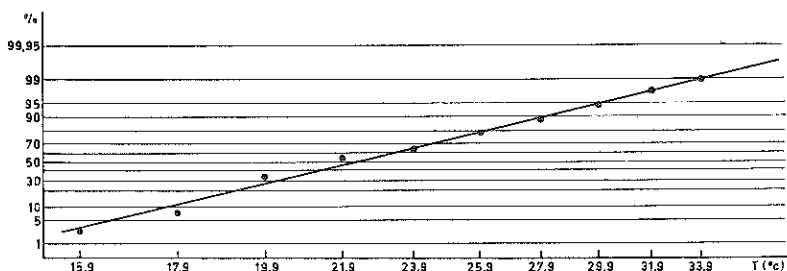


Fig. 1. — Diagramme logarithmique-probabiliste normal des fréquences cumulatives des températures horaires à Bambesa.

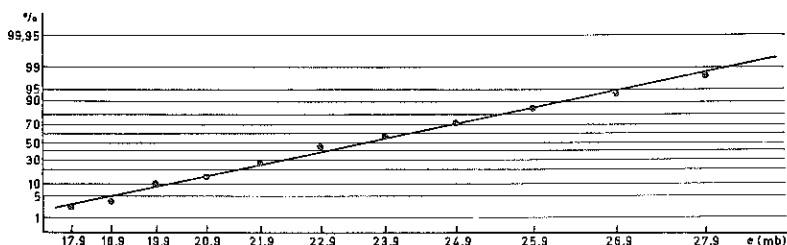


Fig. 2. — Diagramme cubique-probabiliste normal des fréquences cumulatives des pressions de vapeur d'eau horaires à Bambesa.

On ne peut donc obtenir une distribution de fréquences conjointe de la température et de l'humidité de l'air ayant le caractère normal que si l'on considère, non pas les variables aléatoires T et e , mais bien les variables aléatoires T' et e' (avec $T' = \log_{10} T$ et $e' = e^3$).

Du point de vue graphique, cela revient à adopter pour T une échelle logarithmique et pour e une échelle cubique (cfr. fig. 4).

Pour qu'une distribution de fréquences conjointe de deux variables aléatoires soit normale, il ne suffit pas que les distributions marginales de ces deux variables soient normales; il faut aussi que leurs distributions con-

ditionnelles respectives, c'est-à-dire les distributions de chacune des variables pour divers intervalles de variation de l'autre, soient normales. Les effectifs qui composent chacune des distributions conditionnelles sont, dans notre exemple, trop restreints pour qu'on puisse tester leur normalité. Aussi est-il préférable de procéder comme dans le cas de fréquences non groupées. Considérons donc *in globo* l'échantillon des 100 valeurs de (T', e') . Si la fonction de fréquences de (T', e') est normale, on peut écrire

$$p(T', e') = \frac{1}{2\pi\sigma_{T'}\sigma_{e'}\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{T' - \bar{T}'}{\sigma_{T'}} \right)^2 - 2\rho \frac{T' - \bar{T}'}{\sigma_{T'}} \frac{e' - \bar{e}'}{\sigma_{e'}} + \left(\frac{e' - \bar{e}'}{\sigma_{e'}} \right)^2 \right] \right\} \quad (1)$$

où ρ désigne le coefficient de corrélation de T' et e' . On calculerait aisément que ce coefficient ρ vaut 0,529. Les valeurs des paramètres $\bar{T}'$, $\bar{e}'$, $\sigma_{T'}$ et $\sigma_{e'}$ sont indiquées au tableau II.

L'équation (1) est celle d'une surface gaussienne dont les intersections par des plans parallèles au plan (T', e') sont des ellipses appelées *ellipses de niveau* ou *ellipses de concentration*. La famille des ellipses de niveau a donc pour équation

$$\frac{1}{1-\rho^2} \left[\left(\frac{T' - \bar{T}'}{\sigma_{T'}} \right)^2 - 2\rho \frac{T' - \bar{T}'}{\sigma_{T'}} \frac{e' - \bar{e}'}{\sigma_{e'}} + \left(\frac{e' - \bar{e}'}{\sigma_{e'}} \right)^2 \right] = c^2 \quad (2)$$

où c est un paramètre indépendant de T' et e' mais fonction de p . Ces ellipses sont centrées au point $(\bar{T}', \bar{e}')$, c'est-à-dire au point (log 22,3, 23,4⁸) et leurs axes font avec les axes de coordonnées T' et e' un angle α défini par [4]

$$\alpha = \frac{1}{2} \arctg \frac{2\rho\sigma_{T'}\sigma_{e'}}{\sigma_{T'}^2 - \sigma_{e'}^2} = \frac{1}{2} \arctg \frac{2 \times 0,529 \times 4,02 \times 2,65}{16,14 - 7,04} \\ = \frac{1}{2} \arctg 1,238 \cong 26^\circ.$$

On sait que si l'on effectue une rotation du système de coordonnées autour du point $(\bar{T}', \bar{e}')$ d'un angle égal à α , l'équation (2) se réduit, par rapport aux nouveaux axes u et v , dont l'origine est au point $(\bar{T}', \bar{e}')$, à

$$(u/\sigma_u)^2 + (v/\sigma_v)^2 = c^2 \quad (3)$$

Le premier membre est la somme des carrés de deux variables normales réduites et indépendantes; il est donc égal, par définition, au paramètre χ^2 avec deux degrés de liberté. On a donc

$$c^2 = \chi^2,$$

et, par suite,

$$\frac{1}{1-\rho^2} \left[\left(\frac{T' - \bar{T}}{\sigma_{T'}} \right)^2 - 2\rho \frac{T' - \bar{T}}{\sigma_{T'}} \frac{e' - \bar{e}}{\sigma_{e'}} + \left(\frac{e' - \bar{e}}{\sigma_{e'}} \right)^2 \right] = \chi^2 \quad (4)$$

En définitive, pour que la fonction de fréquences de (T', e') soit normale, c'est-à-dire pour que l'équation (1) soit valable, il faut que le premier membre de (4) soit distribué suivant une loi χ^2 . Or, on sait que la fonction de répartition de χ^2 pour deux degrés de liberté est donnée par

$$P(\chi^2) = 1 - \exp \{-1/2 \chi^2\}$$

ou encore par

$$\log_{10} [1 - P(\chi^2)] = -0,217 \chi^2 \quad (5)$$

Si l'on classe par ordre de grandeurs croissantes les 100 valeurs observées χ_1^2 du premier membre de (4), consignées au tableau III, les logarithmes décimaux des estimations de $1 - P(\chi_1^2)$, c'est-à-dire de $100 - i + 1/2$ doivent donc être alignés suivant une droite de coefficient angulaire $-0,217$ ainsi qu'il ressort de la relation (5). En fait, si l'on se réfère au graphique 3 où l'on a reproduit les valeurs de χ_5^2 , χ_{10}^2 , χ_{15}^2 , ..., χ_{95}^2 , on peut admettre que la condition (5) est vérifiée en première approximation. La fonction de fréquences $p(T', e')$ peut donc être considérée comme normale; autrement dit, l'équation (1) est fondée.

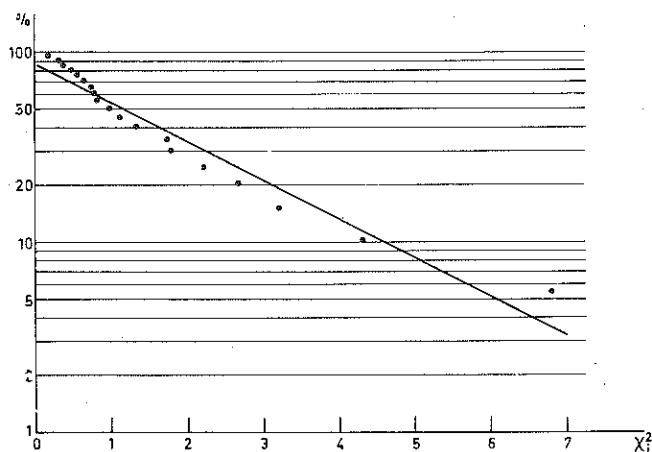


Fig. 3. — Diagramme logarithmique des estimations de $1 - P(\chi_1^2)$.

TABLEAU III

Valeurs observées de χ^2 classées par ordre de grandeurs croissantes
et estimations de $1 - P(\chi^2)$ où $P(\chi^2)$ est la probabilité cumulative de χ^2

χ^2	$100 - i$ + 1/2	χ^2	$100 - i$ + 1/2	χ^2	$100 - i$ + 1/2	χ^2	$100 - i$ + 1/2
0,06	99,5	0,58	74,5	1,00	49,5	2,32	24,5
0,07	98,5	0,58	73,5	1,02	48,5	2,33	23,5
0,11	97,5	0,60	72,5	1,04	47,5	2,45	22,5
0,13	96,5	0,61	71,5	1,06	46,5	2,64	21,5
0,17	95,5	0,64	70,5	1,12	45,5	2,66	20,5
0,20	94,5	0,64	69,5	1,12	44,5	2,86	19,5
0,22	93,5	0,65	68,5	1,18	43,5	2,92	18,5
0,24	92,5	0,66	67,5	1,20	42,5	3,00	17,5
0,28	91,5	0,68	66,5	1,26	41,5	3,20	16,5
0,31	90,5	0,73	65,5	1,33	40,5	3,20	15,5
0,34	89,5	0,75	64,5	1,37	39,5	3,90	14,5
0,36	88,5	0,76	63,5	1,45	38,5	4,10	13,5
0,36	87,5	0,77	62,5	1,56	37,5	4,10	12,5
0,36	86,5	0,78	61,5	1,59	36,5	4,20	11,5
0,37	85,5	0,78	60,5	1,74	35,5	4,30	10,5
0,37	84,5	0,80	59,5	1,75	34,5	4,40	9,5
0,40	83,5	0,82	58,5	1,76	33,5	5,20	8,5
0,44	82,5	0,82	57,5	1,77	32,5	5,90	7,5
0,46	81,5	0,83	56,5	1,78	31,5	6,30	6,5
0,47	80,5	0,83	55,5	1,78	30,5	6,80	5,5
0,51	79,5	0,86	54,5	1,91	29,5	9,20	4,5
0,53	78,5	0,91	53,5	1,92	28,5	11,50	3,5
0,54	77,5	0,92	52,5	2,01	27,5	16,80	2,5
0,55	76,5	0,92	51,5	2,11	26,5	17,70	1,5
0,55	75,5	0,98	50,5	2,22	25,5	23,70	0,5

5. Ellipses de concentration à Bambesa.

Puisque l'on a

$$(u/\sigma_u)^2 + (v/\sigma_v)^2 = \chi^2,$$

les ellipses de niveau ont pour demi-axes

$$\begin{cases} a = \sigma_u \chi, \\ b = \sigma_v \chi. \end{cases}$$

A chaque valeur de χ correspond une ellipse de niveau. Notons que σ_u et σ_v sont liés à $\sigma_{T'}$, $\sigma_{e'}$ et ρ par les relations

$$(\sigma_u - \sigma_v)^2 = \sigma_{T'}^2 + \sigma_{e'}^2 + 2 \sigma_{T'} \sigma_{e'} \sqrt{1 - \rho^2} = 16,14 + 7,04 \\ + 2 \times 4,02 \times 2,65 \times 0,849 = 41,26$$

et

$$(\sigma_u + \sigma_v)^2 = \sigma_{T'}^2 + \sigma_{e'}^2 - 2 \sigma_{T'} \sigma_{e'} \sqrt{1 - \rho^2} = 16,14 + 7,04 \\ - 2 \times 4,02 \times 2,65 \times 0,849 = 5,09;$$

on en déduit que

$$\sigma_u = 4,34,$$

$$\sigma_v = 2,08.$$

Par conséquent, l'ellipse de concentration à 0,95 par exemple, c'est-à-dire l'ellipse contenant 95 % des observations horaires simultanées de (T' , e') a pour demi-axes

$$a = 4,34 \times 2,45 = 10,63$$

$$b = 2,08 \times 2,45 = 5,10$$

la valeur $\chi_{0,95} = 2,45$ du paramètre χ au niveau 0,95 étant extraite de la table de χ^2 . En bref, 95 % des observations horaires simultanées de T' et e' doivent être comprises dans une ellipse centrée au point ($\log_{10} 22,3$, $23,4^3$) dont les demi-axes valent respectivement 10,63 et 5,10 et dont le grand axe fait un angle de 26° avec l'axe des T' . Cette ellipse est représentée à la figure 4 où nous avons utilisé les variables T et e au lieu des variables T' et e' , ce qui ne modifie en rien l'allure de la courbe à condition d'adopter pour T une échelle logarithmique et pour e une échelle cubique. En fait, les distributions conditionnelles de T' par rapport à e' et de e' par rapport à T' sont des distributions normales tronquées. En effet, pour une valeur donnée de e' , la température ne peut descendre sous le point de rosée correspondant (température correspondant à la saturation de l'air en vapeur d'eau); de même, pour une valeur donnée de T' , la pression de vapeur ne peut dépasser un certain niveau. Il s'ensuit que les aires comprenant un taux donné d'observations ne sont pas des ellipses complètes mais des ellipses amputées du secteur correspondant à la sursaturation.

A la figure 4, nous avons dessiné les ellipses de concentration à 0,50; 0,60; 0,70; 0,80; 0,90; 0,95 et 0,99 et avons reproduit la distribution des valeurs observées de (T , e). On peut vérifier que les ellipses précitées contiennent respectivement 62, 68, 77, 85, 91, 95 et 97 observations. La distri-

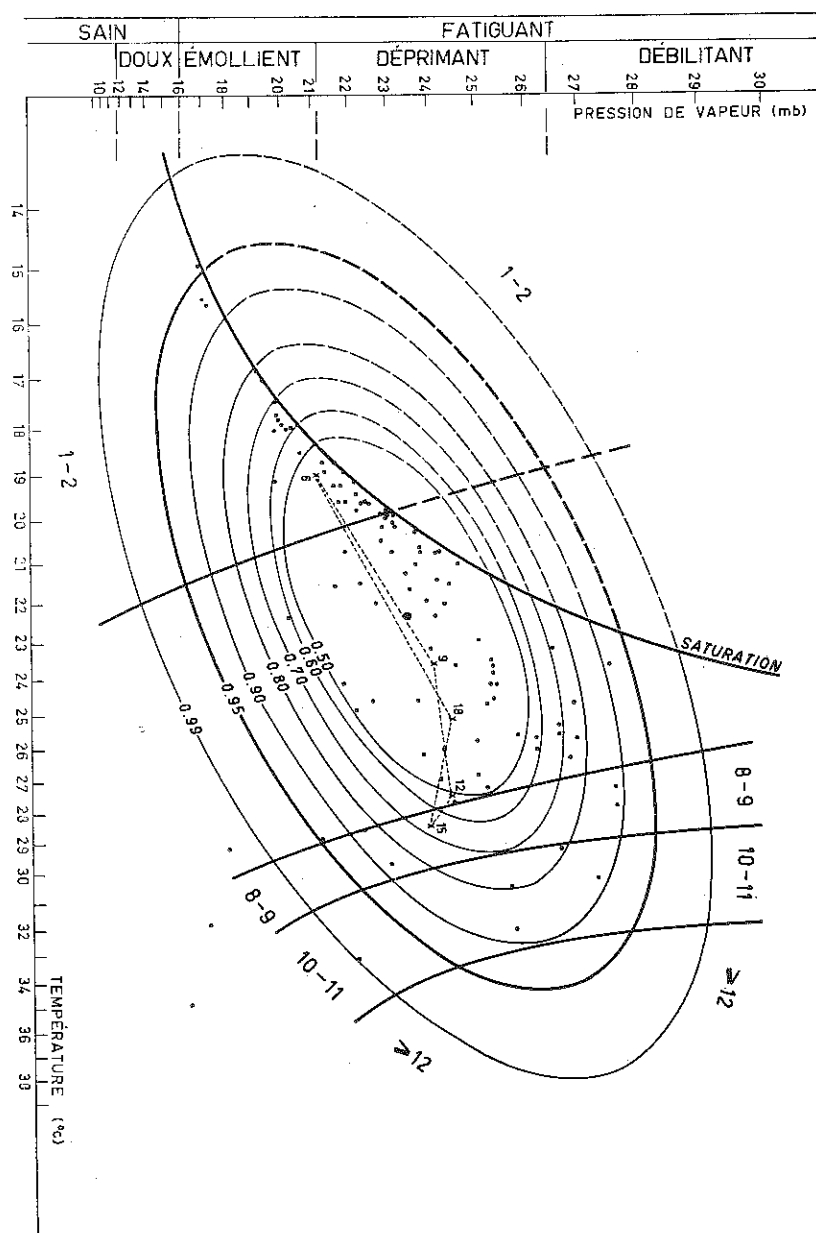


Fig. 4. — Aires de concentration à 0.50, 0.60, ... 0.90, 0.95 et 0.99 des valeurs horaires conjointes de la température de l'air et de la pression de vapeur d'eau à Bambesa (lat. 3°27' N, long. 25°43' E, alt. 621 m). — Les points désignent les valeurs observées; les croix, les moyennes annuelles à 6, 9, 15 et 18 h. — Les sécantes délimitent les zones d'égales valeurs de l'indice de Lee.

bution de T_e est donc quelque peu leptocurtique. Cette caractéristique pouvait déjà être diagnostiquée en analysant la figure 3; en effet, les points correspondant aux faibles valeurs de χ_1^2 s'alignent systématiquement au-dessus de la droite d'ajustement. Néanmoins, les résultats montrent qu'il existe une correspondance satisfaisante entre la distribution observée et la distribution théorique ajustée, établie dans l'hypothèse normale ⁽¹⁾. Le graphique 4 peut encore être interprété autrement. A une température donnée, les ordonnées extrêmes correspondantes de la courbe à 0.95 indiquent les limites entre lesquelles la pression de vapeur est comprise dans 95 % des cas. Ainsi, pour une température de 29,4° C par exemple, la pression de vapeur varie dans 95 cas sur 100 entre 21,4 et 28,2 mb. De même, à une pression de vapeur donnée, les abscisses extrêmes correspondantes de la courbe à 0,95 indiquent les limites entre lesquelles la température est comprise dans 95 % des cas. Ainsi, pour une pression de vapeur de 26 mb par exemple, la température varie dans 95 cas sur 100 entre 21,7 et 34,2° C.

6. Distribution des fréquences horaires de l'indice de Lee à Bambesa.

Sur la figure 4, nous avons délimité quelques zones d'égales valeurs du paramètre G de Lee, c'est-à-dire de l'effort imposé à l'organisme dans le cas d'un homme vêtu normalement et fournissant un travail modéré dans un mouvement d'air modéré. Selon Lee, le niveau où la plupart des gens sont à l'aise est de 4-4 1/2, le niveau au-dessous duquel personne n'est à l'aise est de 1 1/2-3, le niveau au-dessus duquel personne n'est à l'aise est de 6-8 1/2. Exprimées en valeurs de G , la zone de confort aux tropiques et à l'intérieur des habitations serait comprise, d'après Brooks [1], entre 3 et 6. Pour Devroey [2], 26° C et 50 % d'humidité relative le jour, soit $G = 5$, et 21° C et 80 % d'humidité relative la nuit, soit $G = 3$, seraient recommandables dans les habitations au Congo. Enfin, selon Lebrun et Vander Elst [6], un homme habillé légèrement, « acclimaté » et ne développant qu'un travail léger pendant les heures les plus chaudes (travail de bureau) ne peut avoir un rendement satisfaisant et conserver son énergie intellectuelle et sa santé que si la température effective (température correspondant à 100 % d'humidité relative) ne dépasse pas 26° C, soit $G = 9$. Quoique ces chiffres concordent dans une certaine mesure, il n'en apparaît pas moins que la fixation des seuils critiques semble devoir rester matière à controverses. Aussi, pour éluder cette difficulté, proposons-nous de déterminer les fréquences

⁽¹⁾ Le fait d'avoir négligé la troncature ne semble donc pas se traduire par un biais considérable.

relatives des observations de (T, e) pour lesquelles G est supérieur ou égal à 8, 10, 12, ... d'une part, et inférieur ou égal à 2 d'autre part. Pour ce faire, nous avons évalué par planimétrage, sur la figure 4, les secteurs où G est, soit supérieur ou égal à 8, 10, 12, ..., soit inférieur ou égal à 2. En multipliant ces aires par les densités correspondantes (cotes de la surface gaussienne), on obtient les résultats consignés au tableau IV. On constate

TABLEAU IV

*Distributions relatives en pour cent et en heures
des valeurs de l'indice bioclimatique de Lee (G)
et de l'indice climatique pulmonaire de Le Roy (I.C.P.) à Bambesa*

G	≤ 2		≥ 8		≥ 10		≥ 12	
	%	heures	%	heures	%	heures	%	heures
	23,3	5 1/2	16,4	4	8,3	2	1,6	1/2

I.C.P.	Sain		Fatigant					
	Doux		Emollient		Déprimant		Débilitant	
	%	heures	%	heures	%	heures	%	heures
	1,9	1/2	29,1	7	59,8	14 1/4	9,2	2 1/4

donc que G est supérieur ou égal à 8 dans 16 % des cas, supérieur ou égal à 10 dans 8 % des cas, supérieur ou égal à 12 dans 1,6 % des cas et inférieur ou égal à 2 dans 23 % des cas; autrement dit, *en moyenne, l'effort imposé à l'organisme à Bambesa est supérieur ou égal à 8 pendant quelque 4 h par jour, supérieur ou égal à 10 pendant quelque 2 h par jour, supérieur ou égal à 12 pendant une demi-heure et inférieur ou égal à 2 pendant quelque 5 1/2 h par jour.*

Cette manière de caractériser un climat sous l'angle de l'effort qu'il impose à l'organisme a l'avantage de tenir compte non seulement des moyennes de la température et de l'humidité de l'air, mais aussi de la *dispersion*, autour des moyennes, des valeurs horaires de ces deux éléments. On remarquera, à l'examen de la figure 4, que si l'on n'avait tenu compte que des moyennes à 6, 9, 12, 15 et 18 h par exemple, on aurait dû conclure qu'à Bambesa l'effort G est compris entre 2 et 8,5, ce qui eût donné une impression fautive du climat de cet endroit. On conçoit aisément qu'en appliquant la méthode décrite ici on ne risque pas de considérer comme semblables deux climats dont les moyennes de T et e sont identiques, mais dont les amplitudes journalières sont faibles pour le premier et fortes pour le second.

Enfin, la comparaison entre divers climats reste objective puisqu'elle revient à confronter des tableaux de fréquences de (T, e) pour lesquelles G est, soit supérieur ou égal à 8, 10, 12, ..., soit inférieur ou égal à 2. Chaque type humain est libre d'apprécier les résultats en fonction de ses facultés propres d'adaptation. Certains peuvent estimer que le climat devient malsain dès que G dépasse 8, d'autres lorsque G dépasse 8 pendant au moins 4 h par jour, d'autres encore lorsque, seulement, G dépasse 10, etc. Le fait de considérer la fréquence des valeurs de (T, e) pour lesquelles G est inférieur ou égal à 2 est utile pour mesurer le caractère plus ou moins contrasté du climat. On sait que, dans les pays chauds, les contrastes sont considérés comme toniques par certains et fatigants par d'autres.

7. Distribution des fréquences horaires à Bambesa de l'indice climatique pulmonaire de Le Roy.

Se référant à l'indice climatique pulmonaire I.C.P. de Le Roy, Nicolas [10] a proposé de qualifier le climat de doux, d'émollient, de déprimant et de débilitant lorsque la pression de vapeur d'eau est comprise respectivement entre 11,7 et 16 mb (I.C.P. compris entre 1,0 et 0,75), entre 16 et 21,2 mb (I.C.P. compris entre 0,75 et 0,50), entre 21,2 et 26,5 mb (I.C.P. compris entre 0,50 et 0,25) et entre 26,5 et 31,3 mb (I.C.P. compris entre 0,25 et 0⁽¹⁾). Si l'on ne considère que les moyennes à 6, 9, 12, 15 et 18 h, il ressort de la figure 4 que le climat de Bambesa est déprimant. Si, par contre, on se réfère à l'ellipse de concentration à 0,95, on constate que le climat de Bambesa est doux dans 2 % des cas (une demi-heure par jour), émollient dans 29 % des cas (7 h par jour), déprimant dans 60 % des cas (14 1/4 h

(1) D'après Le Roy, au delà de 31,8 mb, il y aurait tendance à la dissolution de l'eau dans le sang.

par jour) et débilitant dans 9 % des cas ($2\frac{1}{4}$ h par jour). Ici encore, on saisit tout l'intérêt qu'il y a de tenir compte de la dispersion de la variable climatique de référence.

8. Conclusions.

Notre propos n'est pas de passer en revue tous les indices qui ont été proposés pour mesurer l'action du climat sur l'organisme, ni encore moins de les examiner d'un point de vue critique. Dans cette note, nous avons simplement tenté de montrer

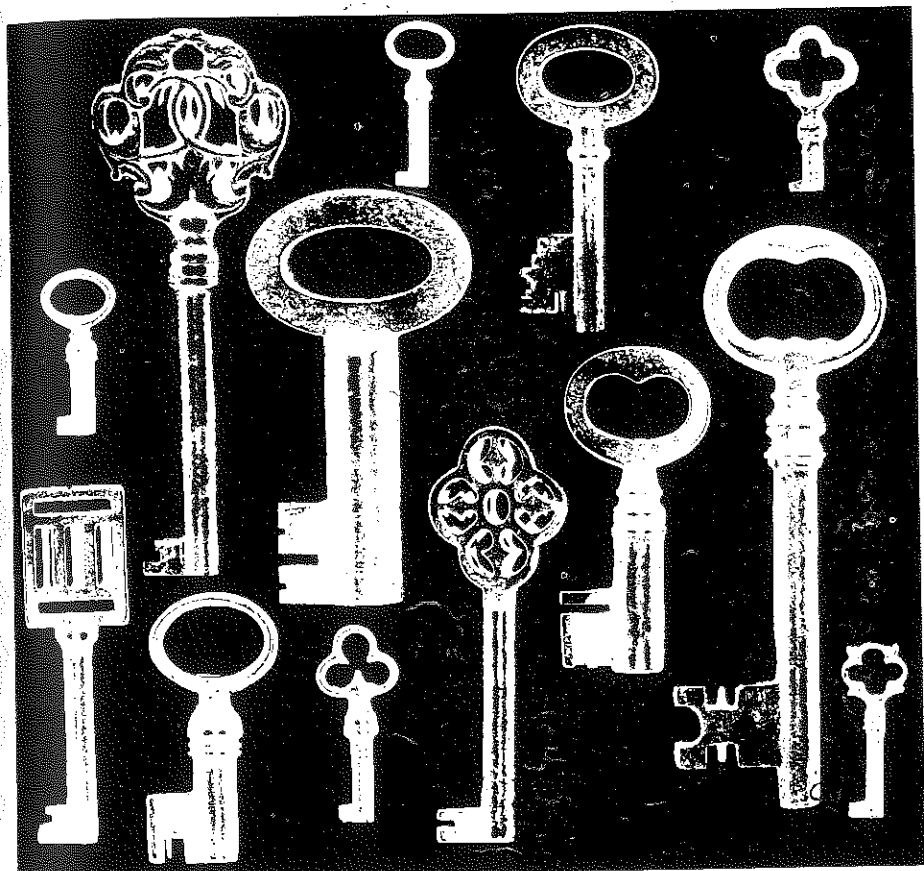
1. que l'exploitation rationnelle de ces indices exige que l'on considère la dispersion des variables climatiques sur lesquelles ils s'appuient;
2. que si ces variables ont une distribution de fréquences conjointe normale ou qui peut être normalisée aisément, la recherche des aires de concentration correspondant à un taux donné d'observations est facile puisque ce sont des ellipses;
3. qu'à partir de ces ellipses de concentration il est possible de dresser rapidement, pour un climat donné, un tableau de fréquences des valeurs remarquables de l'indice bioclimatique de référence;
4. que l'information contenue dans ce tableau de fréquences est beaucoup plus substantielle que celle qui est attachée à la seule valeur moyenne de l'indice.

Remarquons que la méthode décrite ici peut être appliquée dans beaucoup d'autres questions. On sait, en effet, que certains problèmes ayant trait à la climatisation des locaux, à la tropicalisation des appareils, au séchage des bois et des récoltes, à la mise au point des installations frigorifiques, à la construction des pistes d'aérodromes, etc. doivent tenir compte également des valeurs *extrêmes simultanées* de la température et de l'humidité de l'air.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] BROOKS, C.E.P. - Climate in everyday life. *Benn*, London, 1950.
- [2] DEVROEY, E. - Habitations coloniales et conditionnement d'air sous les tropiques. *Mém. Inst. roy. col. belge, Sc. Techn.*, II, 2, Bruxelles, 1950.
- [3] HALD, A. - Statistical tables and formulas. *John Wiley and Sons*, New York, 1952.

- [4] HALD, A. - Statistical theory with engineering applications, *John Wiley and Sons*, New York, 1952.
- [5] HARGOOD, D., ASCH, D., HILL, L. - The katathermometer as a physical instrument. *Medical Research Council, Special Report Series*, n° 73, London, 1923.
- [6] LEBRUN, A. et VANDER ELST, N. - Le climat de l'habitation au Congo belge. *Mém. Acad. Roy. Sc. Outre-Mer, Sc. Techn.*, VIII, 2, Bruxelles, 1958.
- [7] LEE, D. - Proprioclimats de l'homme et des animaux domestiques in *Climatologie*, Compte rendu de recherches sur la zone aride. Publ. *UNESCO*, Paris, 1958.
- [8] LEE, D. - Review of « Influence de la température et de l'humidité de l'air sur les possibilités d'adaptation de la race blanche au Congo de Vandenplas » in *The Geographical Review*, April 1952, New York.
- [9] LE ROY - L'homme et le climat III. Publ. *I.F.A.N.*, Dakar.
- [10] NICOLAS, J. - Les climats africains en biogéographie humaine. *Bull. de l'I.F.A.N.* XX, série B, 1-2, Dakar, 1958.
- [11] VANDENPLAS, A. - Influence de la température et de l'humidité de l'air sur les possibilités d'adaptation de la race blanche au Congo. *Mém. Inst. roy. col. belge, Sc. nat.* XIX, 1, Bruxelles, 1950.



autant de serrures, autant de clés

A chaque problème aussi, sa solution, sa "clé" différente... **Votre** problème de gestion doit être résolu en fonction de **vos** objectifs et de la taille de **vos** affaires.

Que vous soyez l'entreprise la plus petite ou la plus importante du monde, IBM a l'équipement correspondant **exactement** à vos besoins, de la carte perforée à l'ordinateur géant...

IBM, tout un capital d'idées et de méthodes; un "service" sans équivalent au monde dans cette spécialité. Renseignez-vous !

Sièges dans les principales villes du pays.

IBM