

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

L. DUGÉ DE BERNONVILLE

Les indices du mouvement général des prix en France (suite)

Journal de la société statistique de Paris, tome 65 (1924), p. 234-245

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1924__65__234_0

© Société de statistique de Paris, 1924, 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

LES

INDICES DU MOUVEMENT GÉNÉRAL DES PRIX EN FRANCE

[Suite (*).]

INDICES BUDGÉTAIRES

Le cas général dans lequel se présente le calcul d'un indice budgétaire est le suivant :

Soit un ensemble bien déterminé de marchandises en quantités q, q', q'' , etc. A une certaine époque, les prix respectifs de ces marchandises sont p_0, p_0', p_0'' , etc.; ces prix deviennent à une autre époque p_1, p_1', p_1'' , etc. L'influence moyenne des variations des prix est naturellement mesurée par le rapport des valeurs globales

$$\frac{\sum qp_1}{\sum qp_0}$$

Si l'on ramène à 100 la valeur à l'époque de base, on peut calculer pour les époques successives un indice budgétaire applicable à l'ensemble des marchandises considérées.

Ce problème se pose en particulier lorsqu'on cherche à mesurer la répercussion du mouvement des prix sur le coût de l'existence d'une famille. On détermine d'abord les quantités des divers objets de consommation entrant dans le budget de la famille; on applique ensuite à ces quantités fixes les prix unitaires variables observés aux diverses époques. La dépense totale fournit un indice du coût de la vie, dans l'hypothèse d'un genre de vie demeuré invariable et conforme au budget-type adopté. Dans ce cas, les prix utilisés doivent nécessairement être des prix de détail.

On pourrait encore, par exemple, chercher l'influence des variations des prix sur la valeur globale de la production agricole. Alors, on appliquerait aux quantités produites pendant la période de base, les prix de vente par les producteurs, d'abord pendant la période de base, puis à chaque époque envisagée.

De même l'influence des changements de prix sur la valeur globale des importations pourrait être appréciée par un indice obtenu en prenant les quantités des diverses marchandises importées pendant la période de base et en leur appliquant les prix moyens payés par les importateurs, etc.

(1) Voir le numéro de mai 1924.

Dans tous ces exemples, le but qu'on se propose est d'isoler l'influence du mouvement des prix des autres facteurs et, pour déterminer le problème, on se place dans une hypothèse particulière en supposant que les quantités des divers articles demeurent invariables.

En fait, quel que soit le cas étudié, les quantités des marchandises varient en même temps que les prix; si les quantités à l'époque A sont $q_0, q_0', q_0'',$ etc., elles deviennent à l'époque B, $q_1, q_1', q_1'',$ etc., de sorte que les valeurs réelles des deux ensembles sont

$$V_0 = \sum q_0 p_0 \qquad V_1 = \sum q_1 p_1$$

Les variations de cette valeur globale sont dues aux influences combinées des changements de prix et des changements de quantités.

En cherchant à isoler l'un des deux facteurs on est conduit à se placer dans des conditions hypothétiques. Par exemple, pour établir un indice de l'influence des prix seuls, on se place dans l'hypothèse où les quantités auraient été les mêmes aux deux époques. Plusieurs alternatives sont possibles; on peut prendre comme quantités fixes, les quantités q_0 à l'époque A, les quantités q_1 à l'époque B, ou même des moyennes entre ces quantités.

En prenant, par exemple, d'abord les quantités q_0 , puis les quantités q_1 , on peut calculer deux indices :

$$I_0 = \frac{\sum q_0 p_1}{\sum q_0 p_0}; \qquad I_1 = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_1 p_0}$$

Si les variations d'une époque à l'autre dans les quantités ne sont pas trop différentes suivant les marchandises, l'écart entre les deux indices est faible; il peut être au contraire notable lorsque par exemple les quantités de certaines marchandises ont augmenté beaucoup tandis que celles d'autres marchandises ont diminué.

En réalité, chacun des deux indices correspond à une façon particulière d'envisager le problème.

Si l'on tient absolument à avoir un seul indice, on peut évidemment prendre une moyenne des chiffres I_0 et I_1 .

On a proposé dans ce cas la moyenne géométrique : $I = \sqrt[2]{I_0 \times I_1}$.

L'une des justifications que l'on peut donner de ce choix est la suivante : au lieu d'un indice des prix, on aurait pu se proposer de chercher un indice des quantités; le calcul aurait été analogue au précédent avec la différence qu'on se serait placé dans l'hypothèse où les prix seraient restés invariables et on aurait pu calculer les deux indices :

$$J_0 = \frac{\sum q_1 p_0}{\sum q_0 p_0}; \qquad J_1 = \frac{\sum q_1 p_1}{\sum q_0 p_1}$$

L'indice unique serait :

$$J = \sqrt[2]{J_0 \times J_1}$$

Or le produit IJ de l'indice des prix par l'indice des quantités est précisément égal au rapport des valeurs totales réelles.

Mais si la formule peut s'adapter au cas particulier où l'on compare seu-

lement entre elles deux époques déterminées, elle convient moins bien à la formation d'une série d'indices applicables à plusieurs époques successives. Il est alors généralement préférable d'utiliser une moyenne arithmétique pondérée d'après des poids invariables et si, pour une raison particulière, on est amené à envisager le changement du système de poids, il faut se résigner à établir une seconde série d'indices.

C'est ce qui se présente par exemple pour les variations du coût de la vie. D'une époque à l'autre, les consommations se modifient, surtout lorsque les époques sont éloignées; on peut alors calculer un indice sur la base des consommations anciennes et un autre d'après les consommations nouvelles.

Ces deux indices répondent à deux hypothèses différentes et peuvent être, suivant les cas, plus ou moins bien adaptés aux recherches entreprises. Mais, de toute façon, des hypothèses particulières sont nécessaires pour déterminer le problème.

*
* *

Ainsi, les différences entre les indices monétaires du mouvement des prix et les indices budgétaires peuvent être sommairement caractérisées comme suit :

1° L'indice monétaire correspond à la notion du mouvement général des prix déterminé par une influence commune s'exerçant en même temps et d'une manière égale sur tous les prix;

2° La forme de l'indice budgétaire s'applique au cas où l'on a affaire à un ensemble bien défini : par exemple, production agricole, importations ou exportations, consommations d'une famille, etc.

Dans ce dernier cas, on a spécifié qu'il était indispensable de tenir compte à la fois des prix et des quantités des divers articles constituant l'ensemble. Par contre, dans le premier cas, on a pris surtout en considération les prix unitaires des marchandises sans apporter une attention particulière à leur importance quantitative. Cela résulte de la conception même de l'indice comme mesure d'une influence commune qui s'exercerait à chaque instant d'une manière égale sur tous les prix : alors, ce qui importe surtout, c'est la précision avec laquelle les prix sont déterminés et non les quantités des marchandises faisant l'objet des transactions.

Cependant, cette manière de voir choque certains esprits; on se refuse assez souvent à admettre qu'un indice significatif du mouvement des prix puisse être établi sans qu'il soit tenu compte exactement de l'importance respective des différentes marchandises dans l'économie du pays.

En fait, un certain nombre d'indices établis sans autre but plus précis que de mesurer le « mouvement général des prix » rentrent dans la catégorie des indices budgétaires par la nature de la formule adoptée. Les poids affectés aux diverses marchandises peuvent être d'abord les quantités produites dans le pays, auxquelles on ajoute quelquefois les quantités importées.

On peut encore prendre comme bases les quantités consommées; dans ce cas, si l'on s'en tenait aux consommations dans le sens le plus strict, il fau-

drait considérer les denrées et objets achetés pour la consommation définitive, c'est-à-dire répondant aux besoins familiaux; les prix seraient alors les prix de détail payés par les consommateurs. On a élargi cette conception de manière à étendre le calcul aux prix de gros, en entendant par consommation toute opération par laquelle une marchandise est plus ou moins transformée. On rencontre alors de sérieuses difficultés si l'on veut doser exactement l'importance de chaque article en évitant les doubles emplois qui se présentent du fait qu'une marchandise déterminée peut se retrouver plusieurs fois dans les produits successifs de sa transformation.

Enfin on a proposé d'affecter à chaque article un poids correspondant à la valeur globale de toutes les quantités de cet article mises sur le marché. En vue d'établir une sorte d'équation des échanges, mettant en rapport d'une part le volume total des affaires et d'autre part la masse des paiements effectués au moyen de la monnaie ou de tous instruments de crédit, on a même envisagé la nécessité de tenir compte aussi du nombre de fois qu'un même objet a été échangé. Il n'est pas facile de se représenter d'une manière précise la position d'un pareil problème.

En tous cas, plusieurs considérations d'ordre pratique interviennent : les statistiques de la production, de la consommation ou des échanges sont généralement très imparfaites. En se limitant aux marchandises pour lesquelles on possède des données approximatives, on admet implicitement que l'ensemble restreint considéré représente la masse, mais on ignore dans quelle mesure cette représentation est assurée.

Il ne faut pas perdre de vue que par l'attribution à des articles importants, de poids proportionnels soit à la consommation, soit à la quantité échangée, on risque souvent d'exagérer outre mesure l'importance réelle de ces articles par rapport à l'ensemble général des marchandises que l'on veut représenter. On peut s'en rendre facilement compte en considérant successivement un ensemble d'abord restreint d'articles, puis un nouvel ensemble obtenu en ajoutant au premier un certain nombre d'articles nouveaux pour lesquels on connaît également les quantités et les prix, et en calculant les indices budgétaires correspondant à ces deux ensembles.

Lorsqu'on peut opérer sur un nombre assez grand de marchandises appartenant aux catégories les plus variées, les résultats obtenus en appliquant aux prix de ces marchandises des poids déterminés plus ou moins approximativement ne diffèrent généralement pas beaucoup de ceux fournis par de simples moyennes et, de toute façon, on n'est pas en mesure, pour les raisons précédemment exposées, de donner une signification précise aux écarts constatés.

INDICE DES PRIX DE GROS DE LA STATISTIQUE GÉNÉRALE DE LA FRANCE

Le calcul de l'indice mensuel des prix de gros de la Statistique générale de la France a été entrepris en 1911. Antérieurement, on calculait un indice annuel par la même méthode d'après les prix fixés par la Commission des valeurs en douanes pour les marchandises importées. Depuis 1911, l'indice est

établi mensuellement en prenant pour bases les prix des marchandises sur le marché intérieur. Il rentre dans la catégorie des indices monétaires. Lorsque le calcul a été entrepris, on s'est préoccupé d'obtenir un indice qui fût le mieux possible comparable à l'indice anglais de Sauerbeck; on a donc adopté la même méthode de calcul en choisissant des articles similaires, cette façon de procéder étant celle qui assure la meilleure comparabilité. Toutefois, comme l'indice de Sauerbeck était établi sur une base très ancienne, la période 1867-1877, on a pris comme base la période 1901-1910, conformément d'ailleurs à la recommandation formulée par l'Institut international de statistique dans sa session de 1911.

Les articles incorporés dans l'indice sont au nombre de 45, se répartissant ainsi :

20 *denrées alimentaires ou produits agricoles* (blé, farine de froment, seigle, orge, avoine, maïs, pommes de terre, riz, viande de bœuf [deux qualités], viande de mouton [deux qualités], viande de porc, salaisons, beurre, fromages, sucre brut, sucre raffiné, café, cacao);

25 *matières industrielles* (fonte, fer, cuivre, étain, plomb, zinc, houille, coton, lin, chanvre, jute, laine, soie, peaux de bœufs, peaux de chevaux, huile de colza, huile de lin, suif, alcool, pétrole, carbonate de soude, nitrate de soude, benzol, bois de construction, caoutchouc).

D'une manière générale, on suit, pour chacune des marchandises énumérées, les cours s'appliquant à un seul type; cependant, pour le bois de construction, on prend une moyenne de deux indices calculés l'un pour le sapin, l'autre pour le chêne.

Lorsqu'il existe des cotes officielles publiées par les Bourses de Commerce, ces cotes sont choisies de préférence, mais il est des cas où l'on est obligé d'utiliser des documents de source privée; quelques prix sont fournis directement par des maisons de commerce.

Les prix entrant dans le calcul de l'indice mensuel sont ceux relevés à la fin du mois. Chaque prix est rapporté au prix moyen correspondant pendant la période de base 1901-1910, prix moyen ramené à 100. On obtient ainsi 45 indices partiels dont la moyenne arithmétique fournit l'indice général.

Dans le tableau I ci-après, on a rappelé les chiffres mensuels depuis janvier 1919, tels qu'ils ont été calculés, sur la base 100 en 1901-1910. En vue de satisfaire au désir souvent exprimé d'avoir des indices sur une base aussi rapprochée que possible de l'ouverture des hostilités, on a établi, pour l'indice général, une nouvelle série en ramenant les chiffres de l'ancienne à la base 100 en juillet 1914. Cette opération a été faite simplement en divisant tous les indices généraux sur la base 100 en 1901-1910 par l'indice correspondant au mois de juillet 1914 et en multipliant les résultats par 100. On a fait observer plus haut qu'un changement de base opéré de cette façon sur des indices arithmétiques pouvait fournir des résultats assez différents de ceux qu'on aurait obtenus en calculant d'abord tous les indices partiels sur la nouvelle base et en en prenant la moyenne. Il était intéressant de rechercher, dans le cas actuel, l'ordre de ces différences. A cet effet, on a calculé, pour diverses époques, les indices fournis par la seconde méthode de calcul, c'est-à-

dire en ramenant au préalable tous les indices partiels à la base 100 en juillet 1914. Voici les chiffres obtenus, comparés à ceux qui figurent dans le tableau :

	Moyenne arithmétique des 45 indices partiels calculés sur la base 100 en juillet 1914	Quotient de l'indice général (base 1901-1910 = 100) par l'indice général sur la même base en juillet 1914
Mai 1919.....	332	332
Avril 1920.....	598	600
Juin 1920.....	502	503
Septembre 1920.....	539	537
Juin 1921.....	332	332
Février 1922.....	314	313
Septembre 1922.....	336	336
Mars 1923.....	434	433
Octobre 1923.....	430	429
Décembre 1923.....	469	468

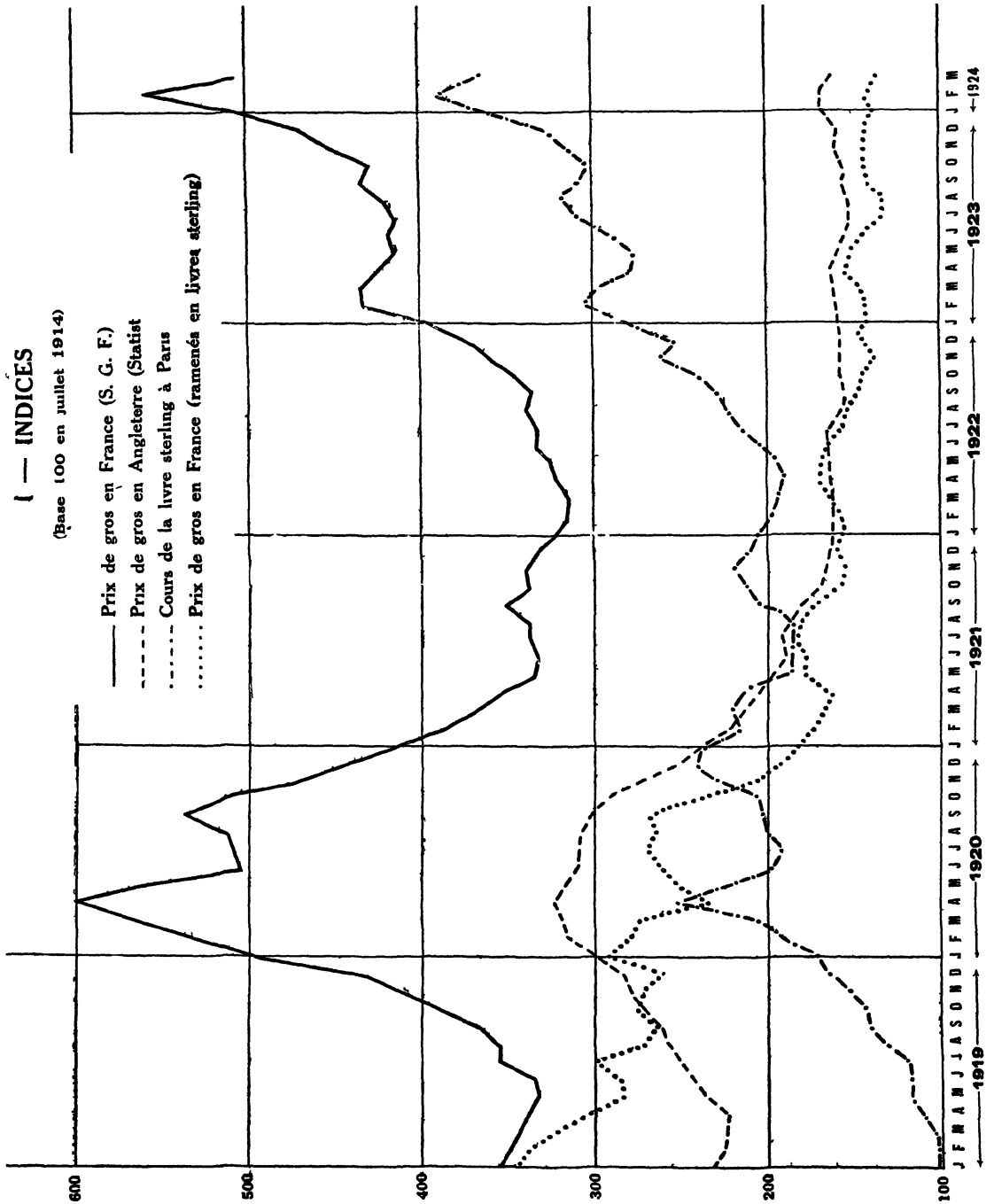
Les écarts entre les chiffres des deux séries sont pratiquement négligeables. Sur le tableau I, on a reproduit, à titre de comparaison, les indices anglais du « Statist », ramenés à la même base 100 en juillet 1914. Pour permettre d'apprécier l'influence des variations du change sur les mouvements comparés des deux indices, on a porté dans les deux dernières colonnes, d'abord les indices du cours moyen mensuel de la livre sterling à Paris, puis les indices qui auraient été obtenus pour la France si les prix avaient été exprimés en livres au lieu de l'être en francs; ces derniers chiffres résultent simplement de la division des indices français par ceux du cours de la livre. Le graphique ci-joint facilite l'observation des mouvements de ces diverses séries d'indices.

On voit, sur ce graphique, que l'indice des prix de gros de la S. G. F. et celui du « Statist » ont atteint leur maximum à la même époque, en avril 1920. En mettant à part les deux mouvements temporaires de reprise qui se sont manifestés en France de juillet à septembre 1920 et de juillet à septembre 1921, et qui sont dus au relèvement des changes étrangers, on constate qu'après le maximum de 1920, la baisse des deux indices s'est prolongée jusqu'en février 1922.

Depuis cette époque, les mouvements sont devenus tout à fait différents : l'indice anglais s'est à peu près stabilisé, avec peut-être une légère tendance à la hausse depuis le milieu de 1923; l'indice français s'est élevé rapidement en suivant une marche à peu près parallèle à celle du cours de la livre. Si l'on se reporte maintenant à la courbe figurant l'indice des prix en France exprimés en livres sterling, on peut faire les constatations suivantes :

Au début de 1919, l'indice français (ramené en livres sterling) était très en-dessus de l'indice anglais; il est passé rapidement en-dessous et l'écart entre les deux était devenu particulièrement considérable dans le premier semestre de 1920. Cet écart s'est ensuite atténué à l'automne de 1920, tout en restant encore relativement important, il s'est maintenu par la suite à peu près constant jusqu'en avril 1921 après quoi les deux courbes se sont rapprochées; on peut admettre que, de juillet 1921 à juillet 1922, les prix,

exprimés dans la même monnaie, étaient à peu près au même niveau dans les deux pays. Depuis juillet 1922, la hausse rapide de la livre sterling a



provoqué un nouvel écart entre les deux courbes en faisant baisser le niveau relatif des prix français; celui-ci s'est relevé notablement en avril 1924.

TABLEAU I

INDICES COMPARÉS DES PRIX DE GROS EN FRANCE ET EN ANGLETERRE

Années et mois	Indices des prix de gros de la S. G. F. établis sur la base 100 en 1901-1910			Indice général de la S. G. F. ramené à 100 en juillet 1914	Indice général du Statist. ramené à 100 en juillet 1914	Indice du cours moyen de la livre sterl. à Paris	Indice général de la S. G. F. en juillet 1914 calculé en livres st.
	Denrées ali- mentaires 20 articles	Matières indus- trielles 25 articles	Indice général 45 articles				
1919. Janvier	362,1	433,6	401,8	355	233	103	345
Février	366,1	415,5	393,5	348	227	103	328
Mars	390,1	386,5	388,1	343	224	106	334
Avril	389,0	379,9	384,0	339	224	111	305
Mai	369,4	381,0	375,8	332	236	117	284
Juin	362,4	394,1	380,0	336	242	117	287
Juillet	391,1	412,5	403,0	356	250	119	299
Août	374,3	423,6	401,7	355	258	131	271
Septembre ..	386,5	439,5	415,9	367	261	141	260
Octobre	408,6	467,2	441,4	390	272	143	273
Novembre ...	426,2	501,8	468,2	413	280	152	272
Décembre ..	445,2	523,4	488,6	432	285	166	260
1920. Janvier	509,7	605,2	562,7	497	298	171	291
Février	548,3	647,2	603,3	533	316	191	279
Mars	576,9	692,3	641,0	566	318	206	275
Avril	586,5	753,4	679,2	600	323	253	237
Mai	546,3	707,5	635,9	562	316	224	251
Juin	502,8	623,1	569,6	503	310	198	261
Juillet	500,0	631,3	572,9	506	309	189	268
Août	500,0	643,2	579,5	512	308	201	255
Septembre ..	563,6	642,9	607,7	537	302	207	259
Octobre	543,2	609,3	580,0	512	291	211	238
Novembre ...	512,3	548,8	532,6	470	272	228	206
Décembre ...	490,9	512,0	502,6	444	251	234	190
1921. Janvier	459,6	478,5	470,0	415	239	231	180
Février	437,6	435,3	436,3	385	222	214	171
Mars	424,0	409,6	416,0	367	215	220	167
Avril	430,2	378,3	401,3	354	206	216	164
Mai	411,8	356,1	380,8	336	197	188	179
Juin	413,1	345,8	375,7	332	189	186	178
Juillet	424,4	347,5	381,6	337	192	184	183
Août	411,6	360,2	383,0	338	187	187	181
Septembre ..	407,8	389,7	397,7	351	181	203	173
Octobre	374,0	390,1	383,0	338	168	212	159
Novembre ..	371,7	393,0	383,6	339	166	219	155
Décembre ...	361,9	388,2	376,5	333	162	210	159
1922. Janvier	349,3	373,3	362,7	320	161	205	156
Février	348,8	358,5	354,2	313	160	198	158
Mars	366,9	346,3	355,4	314	162	193	163
Avril	387,5	342,8	362,6	320	164	190	168
Mai	387,3	349,8	366,2	323	164	193	167
Juin	394,8	360,5	375,7	332	164	202	164
Juillet	381,6	371,1	375,8	332	163	214	155
Août	378,5	386,6	382,9	338	157	223	152
Septembre ..	367,9	391,0	380,7	336	155	229	147
Octobre	362,5	412,0	390,0	344	158	239	144
Novembre ..	383,8	425,5	407,0	359	158	260	138
Décembre ...	404,0	430,0	418,4	370	157	253	146
1923. Janvier	424,8	465,4	447,3	395	158	277	143
Février	465,1	505,7	487,6	431	160	304	142
Mars	459,2	515,0	490,2	433	161	297	146
Avril	454,5	499,3	479,4	423	163	277	153
Mai	444,8	489,9	469,9	415	160	276	150
Juin	449,8	490,4	472,3	417	155	291	143
Juillet	445,6	489,8	470,1	415	151	308	132
Août	442,0	505,9	477,5	421	152	320	132

Années et mois	Indices des prix de gros de la S. G. F. établis sur la base 100 en 1901-1910			Indice général de la S. G. F. ramené à 100 en juillet 1914	Indice général du <i>Statist</i> ramené à 100 en juillet 1914	Indice du cours moyen de la livre sterl. à Paris	Indice général de la S. G. F. base 100 en juillet 1914 calculé en livres st.
	Denrées alimentaires 20 articles	Matières industrielles 25 articles	Indice général 45 articles				
Septembre ..	472,1	503,7	489,7	433	155	309	140
Octobre	456,8	509,5	486,1	429	155	301	142
Novembre ..	478,1	539,1	512,0	452	161	316	143
Décembre ...	498,7	555,2	530,1	468	162	329	142
1924. Janvier	522,2	610,3	571,1	505	167	362	140
Février	573,0	672,9	628,5	555	168	387	143
Mars	538,2	608,4	577,2	510	166	370	138
Avril.....	499,9	535,7	519,8	459	166	282	163

QUELQUES CARACTÉRISTIQUES DE LA DISTRIBUTION DES 45 INDICES PARTIELS
ENTRANT DANS LE CALCUL DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA S. G. F.

Comme on vient de le rappeler, l'indice des prix de gros de la S. G. F., tel qu'il est publié, est obtenu en prenant la moyenne arithmétique de 45 indices partiels établis sur la base 100 en 1901-1910. Il a paru intéressant d'indiquer ici, à côté de cette moyenne, certains éléments caractéristiques de la distribution des 45 indices partiels. On trouvera, dans le tableau II ci-après, pour chaque mois depuis janvier 1919 :

1° La *moyenne géométrique* des indices partiels, obtenue en prenant la racine 45^e du produit des 45 indices. Cette opération est naturellement plus compliquée que le calcul d'une simple moyenne arithmétique, mais elle se fait encore assez aisément par l'intermédiaire des logarithmes. Remarquons d'ailleurs que si l'on voulait se borner à l'établissement d'une moyenne géométrique, il ne serait pas nécessaire de calculer au préalable les indices partiels. Il suffirait de prendre la racine 45^e du produit des prix unitaires tels que relevés et de la rapporter à la racine 45^e du produit des prix unitaires correspondants pendant la période de base, ce qui simplifie le calcul;

2° La *médiane*, ou valeur de l'indice particulier partageant en deux groupes égaux les 45 indices partiels, de telle façon que 22 indices sont inférieurs à cette valeur et 22 indices lui sont supérieurs;

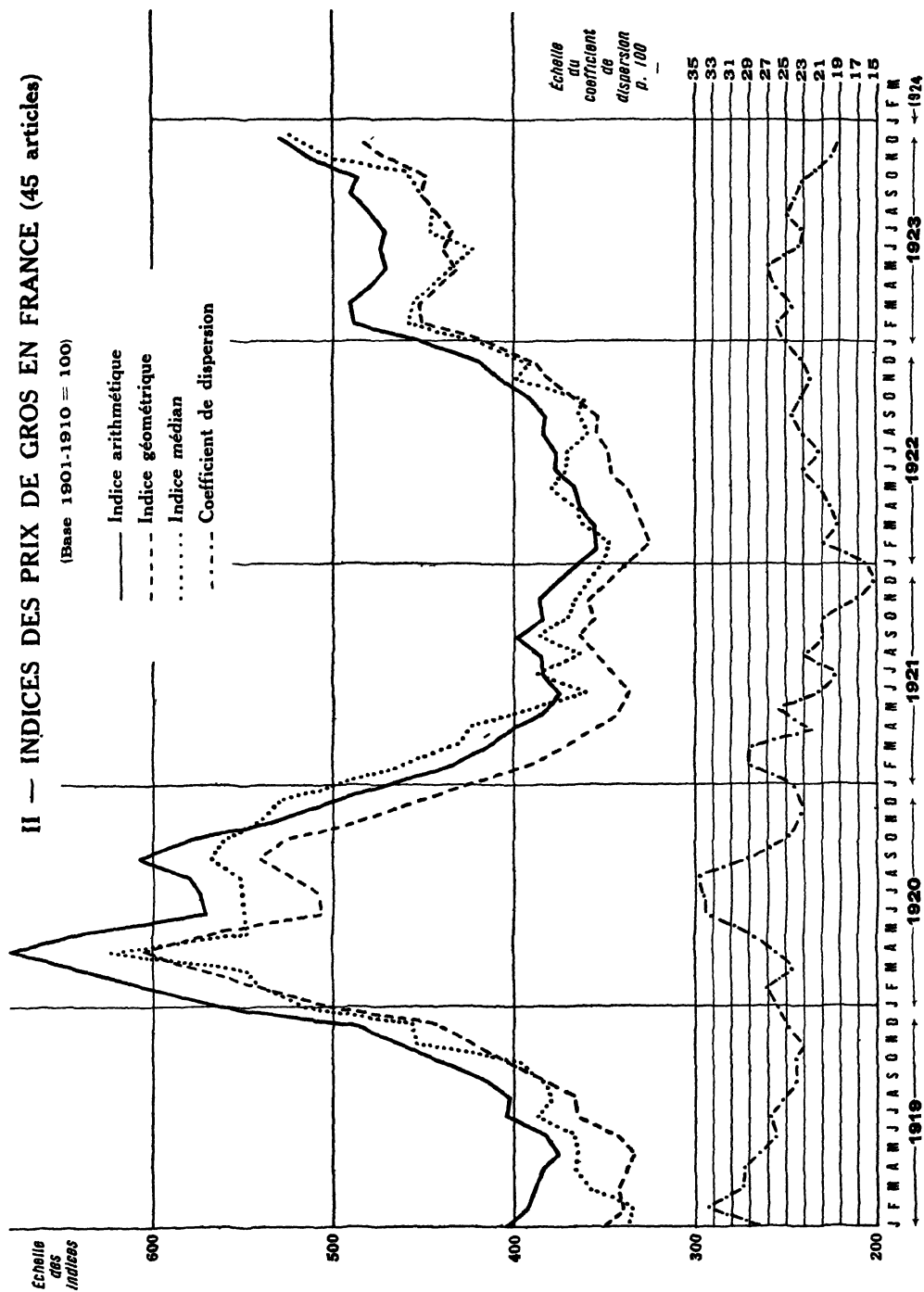
3° Les *quartiles* (quartile supérieur et quartile inférieur), ou valeurs des indices particuliers qui, avec la médiane, partagent en quatre groupes égaux les 45 indices partiels;

4° L'*écart des deux quartiles*. Cet écart donne une idée approximative de la dispersion des indices partiels, en valeur absolue;

5° La *déviatiou quartile*, ou rapport du demi-écart précédent à la médiane. Ce coefficient est couramment utilisé pour apprécier la dispersion des indices partiels, lorsqu'on veut tenir compte, comme il est naturel, du niveau général des prix.

On voit, sur le tableau II et sur le graphique de la page 243, que les courbes des deux indices, arithmétique ou géométrique, ont à très peu près la même allure générale. Les mouvements sont toujours de même sens, les maxima et minima se plaçant aux mêmes époques. Conformément à ce qu'indique la théorie, la moyenne arithmétique est toujours au-dessus de la

moyenne géométrique. La différence entre les deux indices, qui était de l'ordre de 1 à 2 p. 100 seulement avant la guerre, varie de 8 à 13 p. 100



suivant les époques, de 1920 à 1924; elle est même un peu plus élevée dans le premier semestre de 1919. Il y a une certaine relation entre cette diffé-

rence et le coefficient de dispersion des indices partiels : c'est en général dans les périodes où le coefficient de dispersion est le plus faible que l'écart entre les deux moyennes est le plus réduit, p. ex. à la fin de 1921 et au début de 1922, un peu avant le minimum du niveau général des prix; de même, dans la période consécutive à la pointe exceptionnelle d'avril 1920, où le coefficient de dispersion se trouve relativement élevé, la différence entre les deux moyennes est également la plus importante. Quoi qu'il en soit, on voit que la considération de la moyenne géométrique, au lieu de la moyenne arithmétique, pour suivre le mouvement d'ensemble des prix dans la période envisagée, ne peut modifier sensiblement les conclusions. C'est en comparant entre eux des points extrêmes, comme avril 1920 et février 1922, que l'on risque de rencontrer les plus fortes divergences : or, entre ces deux dates particulières, l'indice géométrique a baissé de 46 p. 100; l'indice arithmétique, de 48 p. 100. Etant donnée la nature imprécise du phénomène étudié, ce ne sont pas là des différences dont on puisse faire état.

TABLEAU II

INDICE GÉNÉRAL DES PRIX DE GROS DE LA S. G. F. (45 ARTICLES) — BASE 1901-1910 = 100

	Indice			Quartile		Écart des quartiles $Q_3 - Q_1$	Coefficient de dispersion $\frac{Q_3 - Q_1}{\frac{Q_3 + Q_1}{2}}$
	arithmé- tique	géomé- trique	médian	supérieur	inférieur		
	A	G	M	Q_3	Q_1		
1914. Juillet ..	113,2	111,5	114,7	128	103	25	0,11
1919. Janvier ..	402	350	337	476	287	189	0,28
Février ..	393	340	335	491	265	226	0,34
Mars	388	342	357	470	259	211	0,30
Avril	384	338	364	475	255	220	0,30
Mai	376	334	364	458	253	205	0,28
Juin	380	343	366	449	261	188	0,26
Juillet ..	403	365	386	472	266	206	0,27
Août	402	365	380	459	270	189	0,25
Septembre	416	377	382	482	302	180	0,24
Octobre ..	441	399	397	508	321	187	0,24
Novembre	468	424	454	529	325	204	0,23
Décembre	489	443	455	589	361	228	0,25
1920. Janvier ..	563	501	515	670	399	271	0,26
Février ..	603	536	537	684	399	285	0,27
Mars	641	571	540	728	472	256	0,24
Avril	679	603	623	775	456	319	0,26
Mai	636	563	548	730	415	315	0,29
Juin	570	505	510	737	388	349	0,34
Juillet ..	573	507	507	747	399	348	0,34
Août	579	514	552	789	407	382	0,35
Septembre	608	540	569	756	429	327	0,29
Octobre ..	580	527	560	712	429	283	0,25
Novembre	533	487	540	666	408	258	0,24
Décembre	503	457	528	626	383	243	0,23
1921. Janvier ..	470	424	494	593	358	235	0,24
Février ..	436	387	465	545	278	267	0,29
Mars	416	369	431	528	281	247	0,29
Avril ...	401	355	421	487	303	184	0,22
Mai	381	340	389	480	277	203	0,26
Juin	376	335	361	456	301	155	0,21
Juillet ...	382	342	384	457	309	148	0,19
Août	383	349	362	480	310	170	0,23
Septembre	398	364	387	488	323	165	0,21
Octobre .	383	355	370	463	311	152	0,21
Novembre	384	357	366	437	316	121	0,17
Décembre	376	349	358	420	316	104	0,15

	Indice			Quartile		Écart des quartiles Q _s - Q _i	Coefficient de dispersion $\frac{Q_s - Q_i}{M}$
	arithmé- tique	géomé- trique	médian	supérieur	inférieur		
	A	G	M	Q _s	Q _i		
1922.							
Janvier ..	363	336	350	416	303	113	0,16
Février ..	354	324	348	433	288	145	0,21
Mars	355	326	362	418	277	141	0,19
Avril	363	332	362	442	296	146	0,20
Mai	366	337	379	447	288	159	0,21
Juin	376	345	370	473	303	170	0,23
Juillet ...	376	347	370	456	297	159	0,21
Août	383	353	358	477	309	168	0,23
Septembre	381	352	362	481	304	177	0,24
Octobre .	390	363	360	486	322	164	0,23
Novembre	407	379	397	511	335	176	0,22
Décembre	418	390	391	514	338	176	0,23
1923.							
Janvier ..	447	414	417	555	349	206	0,25
Février ..	488	450	458	608	374	234	0,26
Mars	490	451	456	608	386	222	0,24
Avril	479	439	444	595	361	234	0,26
Mai	470	431	433	583	351	232	0,27
Juin	472	437	422	585	384	201	0,24
Juillet ...	470	434	447	562	361	201	0,23
Août	477	442	444	591	367	224	0,25
Septembre	490	450	449	592	375	217	0,24
Octobre ..	486	448	456	585	372	213	0,23
Novembre	512	469	500	587	384	203	0,20
Décembre	530	486	523	603	405	198	0,19
1924.							
Janvier .	571	521	547	655	422	233	0,21
Février..	628	565	558	740	462	278	0,25
Mars....	577	526	535	670	424	246	0,33
Avril ...	520	478	516	589	402	187	0,18

En ce qui concerne la médiane, son mouvement général présente aussi beaucoup de ressemblance avec ceux des indices arithmétique ou géométrique. La médiane est tantôt au-dessus, tantôt en-dessous de la moyenne arithmétique; elle se trouve généralement au-dessus de la moyenne géométrique, mais tombe en-dessous à certaines périodes. Elle présente quelques irrégularités tenant en partie à ce que le nombre des articles envisagés est encore assez restreint; dans ces conditions, elle paraît constituer un indice général moins satisfaisant que les deux autres.

La dispersion relative, mesurée par le rapport de la demi-distance des quartiles à la médiane, apparaît notablement plus importante qu'avant la guerre. Dans l'ensemble, on remarque que le coefficient de dispersion a une certaine tendance à s'élever avec le niveau général des prix et à baisser avec lui. Cependant, on note des exceptions assez nombreuses sur de courtes périodes : par exemple, d'avril à juillet 1920, la chute brusque des prix est accompagnée d'une augmentation importante de leur dispersion; d'octobre à décembre 1923, au contraire, la hausse des prix se produit en même temps que la dispersion tend à diminuer.

(A suivre.)

L. DUGÉ DE BERNONVILLE.