

INSTITUT NATIONAL DE STATISTIQUE

# ÉTUDES STATISTIQUES ET ÉCONOMÉTRIQUES

NUMÉRO 10

1965

EN VENTE A

L'INSTITUT NATIONAL DE STATISTIQUE

44, RUE DE L'OUVAIN. BRUXELLES AU PRIX DE 50 F LE NUMÉRO (COMPTE CHÈQUE POSTAL: 828.26)





INSTITUT NATIONAL DE STATISTIQUE

# ÉTUDES STATISTIQUES ET ÉCONOMÉTRIQUES

NUMÉRO 10

1965

L'INSTITUT NATIONAL DE STATISTIQUE 44, RUE DE LOUVAIN, BRUXELLES

44, RUE DE LOUVAIN, BRUXELLES AU PRIX DE 50 F LE NUMÉRO (COMPTE CHÈQUE POSTAL : 828.26)



## TABLE DES MATIÈRES

LA RÉVISION 1964 DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE	
1. Introduction:	
2. Considérations théoriques:  a. Caractère complet du relevé.  b. La notion « production »  c. La mesure de l'importance relative des diverses branches d'activité et de leurs subdivisions.  d. Formules employées.  e. Choix de l'année de pondération.	5 6 7 11 12
3. Détermination de l'importance pratique de certaines options :  a. Nombre d'activités à retenir	13 14 14 15 15
4. Indices revisés à partir de 1958 et indices par grandes classes d'activité à partir de 1953 :  a. En quoi consiste la revision ?  — la formule	16 16 16 17 26 26 30
5. Décomposition de l'indice général et des indices de quelques branches d'activité en leurs composantes : composante trend-cyclique, indice saisonnier, composante irrégulière	35
INDICE DE LA PRODUCTION DE BIENS INTERMÉDIAIRES, DE BIENS DE CONSOMMATION ET DE BIENS D'INVESTISSEMENT	
1. Méthode	49
2. Résultats	58
DÉCOMPOSITION DES SÉRIES CHRONOLOGIQUES EN LEURS COMPOSANTES SUI- VANT DIVERSES MÉTHODES — APPLICATION A QUELQUES SÉRIES BELGES	
1. Description et combinaison des diverses composantes d'une série chronologique :  a. Les diverses composantes d'une série chronologique	61 61 62
2. La composition inégale des mois :  a. Importance du problème	62 63 64
3. Exposé général des caractéristiques de la moyenne mobile — Méthode de Macaulay :  a. Définition des moyennes mobiles	66 66 68

4.	Exposé systématique de la Méthode Census II:	
	a. Décomposition de la série chronologique en ses composantes.	72
	b. Caractéristiques générales de la série chronologique et de ses composantes	82
	c. Tests sur la qualité de la décomposition de la série chronologique en ses composantes.	88
	d. Discussion de la méthode Census II	90
_	Variante de la méthode Census II au sujet du calcul des indices saisonniers définitifs :	
5.	a. Moyenne de cinq termes sur la deuxième approximation des indices SI avant élimi-	
	a. Moyenne de cinq termes sur la deuxième approximation des indices sir avant crimi nation des extrêmes	92
	nation des extremes	93
	b. Mesure de l'importance de la composante aléatoire	90
	c. Détermination de la longueur de la moyenne mobile en fonction de l'importance de la	93
	composante aléatoire	94
	d. Indices saisonniers provisoires centrés	94
	e. Indices saisonniers définitifs = moyenne mobile sur trois termes des indices saisonniers	0.7
	provisoires	95
e	La méthode graphique de régression :	
0.	a. Fondement théorique	95
	b. Détermination des composantes saisonnières	96
	c. Estimation de la composante trend-cyclique	99
	d. Calcul des composantes saisonnières définitives et de la série désaisonnalisée	100
•	e. Zone de confiance de la série désaisonnalisée	102
	e. Zone de compance de la serie desansomazione.	
7.	Méthode des modèles mobiles:	100
	a. Tests préalables	103
	b. Décomposition de la série chronologique en ses composantes	107
Q	Confrontation des méthodes discutées :	
ο.	a. Détermination des composantes saisonnières	111
	b. Comparaison des composantes trend-cycliques	115
	•	
9.	Annexe : résultats de la décomposition de quelques séries du commerce extérieur suivant	
	la méthode Census II :	7.7
	a. Indices des composition et longueur des mois pour le commerce extérieur (tab. 67)	117
	b. Indices saisonniers (valeurs et indices de quantité) du commerce extérieur (Total,	
	C.E.E., Pays-Bas (tab. 68)	118
	c. Série brute et composante trend-cyclique du commerce extérieur en valeur (Total,	
	C.E.E., Pays-Bas) (tab. 69, graphique 8)	120
	d. Série brute et composante trend-cyclique des indices de quantité du commerce extérieur	
	(Total, matières premières, biens d'investissement, biens de consommation durables	
	et non-durables) (tab. 70 et 71, graphiques 9 et 10)	123
	e. Caractéristiques générales des séries traitées (indices de la production industrielle et	
	séries du commerce extérieur) (tab. 72)	132

## La revision 1964 de l'indice de la production industrielle (1) (2)

#### 1. Introduction.

L'Institut national de Statistique calcule mensuellement un indice global de la production industrielle ainsi que des indices relatifs aux principales branches d'activité. Ces données permettent de constater les changements intervenus, au point de vue quantitatif, dans la production industrielle. Ils visent à condenser, en quelques chiffres, un nombre important et complexe de faits, afin de donner un aperçu synthétique de l'évolution dans le temps de la production industrielle.

Le mode actuel de calcul de ces indices date de 1960. Des renseignements sont fournis à ce sujet, dans le Bulletin de Statistique n° 12 de 1960. Une revision de cette méthode s'impose pour diverses raisons parmi lesquelles nous citerons en premier lieu le développement du matériel statistique. Il est souhaitable d'examiner à cet égard si une extension du champ d'observation exerce réellement une influence.

On utilisait jusqu'à présent comme coefficients de pondération, les données de 1953. Il convient de se demander si certaines modifications structurelles susceptibles d'exercer une influence sensible sur les indices de la production industrielle ne sont pas intervenues depuis lors. Le choix de la formule utilisée peut également être discuté en même temps que le choix de l'année à laquelle se réfèrent les coefficients de pondération. On peut en effet envisager l'application de différentes formules qui se distinguent principalement les unes des autres par le fait que l'on utilise des coefficients de pondération se rapportant à des années différentes.

L'Institut national de Statistique dispose actuellement de la valeur ajoutée par branche d'activité, calculée dans le cadre des comptes nationaux. Il semble opportun d'examiner si les indices obtenus différent sensiblement lorsque l'on substitue ces valeurs ajoutées aux nombres d'heures-ouvriers comme coefficients de pondération.

Le présent article débutera par quelques considérations théoriques relatives aux principales grandeurs intervenant dans le calcul des indices de quantité. On envisagera ensuite l'intérêt pratique que présentent certaines options à partir de l'étude de cas concrets. L'on donnera, en conclusion, les indices de production calculés sur la base de la nouvelle méthode pour les années 1958 et suivantes.

#### 2. Considérations théoriques.

a. Caractère complet du relevé.

Si l'on veut être assuré que l'indice de la production industrielle constitue un bon indicateur, — qu'il concerne une branche d'activité donnée ou l'ensemble de l'industrie, — il faut que cet indice soit calculé compte tenu de tous les secteurs, chacun d'eux étant couvert de la façon la plus complète possible. Le tableau 1 donne une nomenclateure succincte des activités industrielles basée sur la classification-type internationale des Nations Unies. On doit donc s'efforcer de toucher le plus largement possible toutes ces branches d'activité lors de l'élaboration de l'indice de la production industrielle.

Dans l'indice utilisé jusqu'à présent, plusieurs branches d'activité étaient négligées et cela, parce qu'en 1953, année de référence, il n'existait pas de statistique mensuelle pour ces secteurs; la liste des activités prises en considération pour ces calculs figure dans le n° 12 du Bulletin de Statistique de 1960.

Comme depuis 1953 le matériel statistique s'est considérablement développé, il est logique d'englober toutes les informations disponibles dans l'indice revisé. Le tableau 9 donne une liste des branches d'activité et des principaux produits qui n'intervenaient pas jusqu'à présent dans le calcul de l'indice de la production mais qui, depuis une période plus ou moins longue cependant, font l'objet de statistiques mensuelles.

On trouvera au tableau 10, en même temps que les coefficients de pondération employés, l'énumération complète des branches d'activité et des produits qui seront désormais repris dans le calcul de l'indice de production. Des lacunes subsistent néanmoins pour certaines branches. Si l'on veut aboutir à un indice général valable pour l'ensemble de l'industrie, il est dès lors nécessaire d'établir, pour ces secteurs, un indice se rapprochant le plus possible de la réalité, ce qui implique l'adoption de certaines hypothèses.

Pour des raisons d'ordre pratique, on est généralement obligé d'admettre que la production des secteurs non soumis à la statistique évolue de la même manière que celle des secteurs où les données sont disponibles, à moins qu'il n'apparaisse de façon évidente que tel n'est pas le cas. On tient compte implicitement de cette production non recensée en majorant les coefficients de pondération utilisés.

<sup>(1)</sup> Rédigé par Monsieur E. Beyens sous la direction de Monsieur R. Dereymacker. La revision a été approuvée par le Conseil supérieur de Statistique.

<sup>(2)</sup> Extrait du «Bulletin de Statistique», n° 9-10, 1964.

Tableau 1. – ACTIVITÉS INDUSTRIELLES (en 2 chiffres) SUIVANT LA CLASSIFICATION-TYPE INTERNATIONALE DES NATIONS UNIES.

CODE	DESCRIPTION
1	Industries extractives
11	Extraction de charbon
12	Extraction de minerais métalliques
13	Pétrole brut et gaz naturel
14	Extraction de la pierre à bâtir, de l'argile et du sable
19	Extraction d'autres minéraux non métalliques
2 et 3	Industries manufacturières
20	Industries alimentaires, à l'exclusion de la fabrication de boissons
21	Fabrication de boissons
22	Industrie du tabac
23	Industrie textile
24	Fabrication des chaussures et articles d'habillement et confection d'ouvrages divers en tissus
25	Industrie du bois et du liège à l'exclusion de l'industrie du meuble
26	Industrie du meuble
27	Industrie du papier et du carton, fabrication d'articles en papier
28	Imprimerie, édition et industries annexes
29	Industrie du cuir, des fourrures et des articles en cuir et en fourrure à l'exclusion des chaussures et autres articles d'habillement
30	Industrie du caoutchouc
31	Industrie chimique
32	Industrie des dérivés du pétrole et du charbon
33	Industrie des produits minéraux non métalliques à l'exclusion des dérivés du pétrole et du charbon
34	Industrie métallurgique de base
35	Fabrication des ouvrages en métaux à l'exclusion des machines et de matériel de transport
36	Construction de machines, à l'exclusion des machines électriques
37	Construction de machines, appareils et fournitures électriques
38	Construction de matériel de transport
39	Industries manufacturières diverses
4	Industrie du bâtiment
40	Bâtiments et travaux publics
5	Électricité, gaz, eau, vapeur et chaleur
51	Électricité, gaz et vapeur
52	Distribution d'eau

On peut se demander à ce propos s'il faut ou non tenir compte du secteur artisanal lors de l'élaboration d'un indice de la production industrielle. Cette question présente un intérêt tout particulier dans le cas des industries alimentaires où l'activité artisanale des boulangers, des pâtissiers et des bouchers par exemple représente une part importante de l'activité totale du secteur. Si l'on englobe la production artisanale dans les industries alimentaires, l'importance relative de cette branche d'activité augmente sensiblement. Bien qu'en vertu des normes internationales, l'activité artisanale des boulangers et des bouchers semble devoir être reprise dans le calcul d'un indice de la production industrielle, il n'est pas possible de le faire actuellement, faute de disposer des données nécessaires. Plusieurs pays se trouvent d'ailleurs dans le même cas.

#### b. La notion de « production ».

En établissant un indice de la production industrielle, il convient de rechercher le meilleur indicateur possible de cette production. Les principaux indicateurs pris en considération ici sont, soit la production, soit la valeur ajoutée. La valeur ajoutée est, par définition, égale à la différence entre la production et les biens et services consommés (non compris les services rendus par les facteurs de production : travail, capital...). Pour une description plus détaillée de la méthode de calcul des valeurs ajoutées, on se référera au n° 6 du Bulletin de Statistique de 1963 ou au n° 4 des Etudes Statistiques et Econométriques.

Un indice de production basé sur les valeurs ajoutées présente divers avantages. En se servant de la valeur ajoutée, on élimine les doubles emplois. En effet, il arrive souvent qu'un bien, produit par une branche d'activité déterminée, soit employé par la suite dans une autre comme matière première ou comme matière auxiliaire. Si l'on se sert de la production comme indicateur, le produit en question est pris en considération une première fois dans l'établissement qui le fabrique et une seconde fois dans l'établissement qui le transforme. Les doubles emplois seront d'autant plus importants que les produits se rapprocheront le plus de la demande finale.

Par ailleurs, que l'indice soit basé sur la production ou sur la valeur ajoutée, il y a toujours lieu de considérer la production globale, c'est-à-dire que la valeur des ventes ou des livraisons doit tenir compte des variations de stocks, des modifications de l'en-cours de fabrication, de l'immobilisé réalisé par l'établissement lui-même et des sommes perçues pour le travail à façon. Il arrive souvent qu'on néglige un ou plusieurs de ces postes : les distorsions qui en résultent sont plus grandes dans le cas où l'indice repose sur la valeur ajoutée plûtot que sur la production, car la valeur ajoutée, en tant que différence, est nécessairement plus petite que la production.

L'indice de la valeur ajoutée à prix constants d'une branche déterminée peut s'écrire de la façon suivante :

$$\mathbf{Q_L} = \frac{\sum p_o \ q_1 - \sum \pi_o \ \rho_1}{\sum p_o \ q_o - \sum \pi_o \ \rho_o}$$

ou

$$\mathbf{Q}_{\mathrm{P}} = \frac{\sum \ p_1 \ q_1 - \sum \ \pi_1 \ \rho_1}{\sum \ p_1 \ q_o - \sum \ \pi_1 \ \rho_o}$$

Dans ces formules p et q représentent les prix et les quantités des biens produits,  $\pi$  et  $\rho$ les prix et les quantités des matières premières ou auxiliaires employées. Ainsi qu'on peut le constater, les signes de sommation placés devant les premiers termes tant du numérateur que du dénominateur portent sur les biens produits tandis que ceux placés devant les seconds termes ont trait aux matières premières et auxiliaires consommées. Pour obtenir un indice global de la production industrielle, il convient d'effectuer une sommation complémentaire portant sur l'ensemble des branches d'activité. Les indices o et 1 se rapportent respectivement à la période de base et à la période sous revue. Suivant que l'on compare les valeurs ajoutées aux prix de la période o ou à ceux de la période 1, on obtient les indices de quantité  $Q_1$  ou  $Q_p$  du type Laspeyres ou

Le calcul de pareils indices basés sur la valeur ajoutée présente toutefois des difficultés d'ordre

pratique. C'est ainsi qu'il est nécessaire de se référer à un nouvel indicateur chaque fois que l'on désire calculer un indice se rapportant à une partie seulement de l'activité d'une branche déterminée, étant donné que l'on ne dispose que de la valeur ajoutée globale d'une branche. Une autre difficulté résulte du fait que les valeurs ajoutées pour les périodes o et 1 doivent être calculées aux mêmes prix et que cette estimation n'est pas toujours aisée. Mais le plus grand inconvénient découle incontestablement du fait que la valeur ajoutée n'est disponible qu'annuellement, ce qui rend inévitable le choix d'un autre indicateur de production pour mesurer l'évolution mensuelle de la production tout au long de l'année considérée.

#### c. Mesure de l'importance relative des diverses branches d'activité et de leurs subdivisions.

On peut appliquer diverses méthodes pour tenir compte, de l'importance relative des indices simples ou partiels dans le calcul d'un indice global de production. Si l'on utilise les valeurs ajoutées à prix constants comme indicateur de la production il semble tout indiqué d'utiliser également ces valeurs ajoutées comme coefficients de pondération, car c'est de la sorte seulement, que l'on peut prétendre obtenir un indice traduisant fidèlement l'évolution de la valeur ajoutée globale calculée aux prix d'une année déterminée.

Dans le cas où l'on emploie la valeur ajoutée comme coefficient de pondération, il y a lieu de faire un choix entre les quatre variantes de ce concept:

- 1) valeur ajoutée brute aux prix du marché;
- 2) valeur ajoutée brute au coût des facteurs;
- 3) valeur ajoutée nette aux prix du marché;
- 4) valeur ajoutée nette au coût des facteurs.

La différence entre les valeurs ajoutées brute et nette réside dans le fait que les amortissements sont compris dans la première et non dans la seconde. La valeur ajoutée aux prix du marché s'obtient en ajoutant à la valeur ajoutée au coût des facteurs le montant des contributions indirectes (timbres fiscaux apposés sur les factures de vente, timbres de licence, taxe de roulage, impôts communaux et provinciaux) et en soustrayant éventuellement les subsides reçus.

Le choix d'une de ces variantes ne paraît pas difficile. Pour la raison déjà mentionnée, c'est la notion choisie comme base de l'indicateur qui doit être retenue pour la pondération.

Si l'on désire rattacher l'indice de production à l'indice de quantité du produit national, estimé suivant l'optique des affectations, c.à.d. des dé-

Tableau 2. – IMPORTANCE RELATIVE DES BRANCHES D'ACTIVITÉ SUIVANT LA VALEUR AJOUTÉE BRUTE AUX PRIX DU MARCHÉ (m), LA VALEUR AJOUTÉE BRUTE AU COÛT DES FACTEURS (f) ET LE NOMBRE MOYEN D'HEURES-OUVRIERS (h).

ET LE NOM	IDICL	MOTE			T	1	)· T	<del></del>	<u> </u>	
DESCRIPTION		1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
A. Industries extractives			-							
1. Charbonnages et leurs centrales électriques	m f h	13,0 14,2 17,1	11,9 13,5 16,3	11,8 13,4 15,7	11,4 13,1 14,7	12,1 13,4 14,4	11,1 12,1 14,4	8,3 9,4 11,7	7,2 7,9 10,2	6,7 7,6 8,9
2. Autres industries extractives, y com- pris, la chaux et les dérivés de chaux	m f h	1,5 1,5 1,6	1,4 1,5 1,5	1,5 1,5 1,4	1,5 1,5 1,5	1,5 1,5 1,4	1,4 1,5 1,3	1,6 1,6 1,3	1,5 1,5 1,3	1,5 1,6 1,2
B. Industries manufacturières										
1. Industries alimentaires et fabr. de boissons (1)	h	9,3	9,2	9,1	9,3	9,4	10,0	9,9	10,1	10,1
2. Industrie du tabac	m f h	3,4 0,8 0,9	3,4 0,7 0,8	3,3 0,8 0,8	3,3 0,8 0,8	3,1 0,8 0,8	3,7 0,8 0,8	3,8 0,9 0,8	3,6 0,8 0,8	3,6 0,8 0,7
3. Industrie chimique et industrie du caoutchouc	m f h	7,5 7,5 6,8	8,5 8,7 6,4	8,0 8,2 7,0	7,7 7,8 7,0	7,3 7,4 7,1	7,7 7,9 7,3	8,3 8,4 7,5	8,0 8,4 7,8	7,8 8,1 7,7
4. Industrie du papier et du carton	m f h	1,9 2,0 2,3	2,4 2,3 2,4	2,2 2,1 2,5	2,1 2,1 2,6	$\begin{array}{c c} 2,2\\ 2,1\\ 2,5 \end{array}$	2,3 2,2 2,8	2,3 2,3 2,8	2,3 2,3 3,0	2,3 2,2 3,3
5. Industrie du bois et industries con- nexes	m f h	3,4 3,5 4,2	3,4 3,4 4,3	3,6 3,6 4,4	3,4 3,5 5,2	3,4 3,4 4,8	3,8 3,9 4,6	3,8 3,9 4,6	4,1 4,0 4,7	4,0 4,0 4,7
6. Industrie textile, vêtements et con- fection	m f h	13,8 13,7 19,2	14,2 14,1 19,5	13,5 13,2 18,7	13,6 13,5 18,0	13,6 13,6 19,6	12,3 12,3 17,8	13,2 13,2 20,0	12,9 13,0 19,5	13,1 13,0 19,1
<ol> <li>Industrie de la chaussure et de la pan- toufle, ind. de la maroquin., fabr. d'autres objets en cuir</li> </ol>	m f h	1,2 1,2 1,6	1,2 1,2 1,7	1,2 1,2 1,6	1,1 1,1 1,6	1,1 1,1 1,6	1,2 1,2 1,6	1,3 1,3 1,7	1,2 1,2 1,7	$^{1,2}_{1,1}_{1,7}$
8. Industrie du cuir et des fourrures	m f h	0,5 0,5 0,7	0,5 0,5 0,7	0,5 0,5 0,6	0,5 0,4 0,6	0,5 0,5 0,5	0,5 0,5 0,6	0,5 0,5 0,7	0,5 0,4 0,6	0,5 0,5 0,7
9. Dérivés du pétrole et du charbon, y compris toutes les cokeries	m f h	1,5 1,5 0,7	1,3 1,4 0,6	1,6 1,6 0,6	2,1 2,1 0,6	2,0 2,0 0,6	1,8 1,8 0,8	1,8 1,8 0,8	1,6 1,7 0,8	1,6 1,7 0,7
<ol> <li>Industrie des produits minéraux non métall. à l'excl. de la chaux et des dérivés de chaux</li> </ol>	m f h	5,1 5,0 5,2	5,1 5,0 5,5	5,5 5,5 5,7	5,6 5,5 5,6	5,3 5,3 5,8	5,7 5,6 5,9	6,3 6,3 6,3	6,4 6,4 6,6	6,4 6,4 6,9
11. Industrie sidérurgique et industrie des métaux non ferreux	m f h	9,8 10,2 7,4	8,3 8,6 8,0	10,3 10,6 8,2	10,8 11,2 8,2	10,1 10,5 7,7	9,1 9,5 8,1	9,9 10,5 8,2	11,5 12,2 8,4	10,2 10,9 8,5
12. Industrie des fabr. métall. et de la constr. navale	m f h	22,4 23,1 21,1	23,0 23,5 21,3	22,0 22,6 22,0	21,8 22,2 22,7	22,9 23,3 22,2	23,1 24,2 22,2	22,6 23,5 21,9	23,1 23,8 22,7	25,0 25,6 24,1
13. Électricité	m f h	4,8 5,0 1,5	5,0 5,1 1,5	4,8 4,9 1,4	4,7 4,7 1,3	4,5 4,6 1,3	5,2 5,3 1,4	5,2 5,2 1,4	4,9 5,1 1,4	4,9 5,1 1,3
14. Distribution d'eau	m f h	0,9 1,0 0,4	1,2 1,3 0,3	1,1 1,2 0,3	1,1 1,2 0,3	1,0 1,1 0,3	1,1 1,2 0,4	1,2 1,3 0,4	1,1 1,2 0,4	1,1 1,3 0,4
Total	m f h	100,0 100,0 100,0	100,0 100,0	100,0 100,0 100,0	100,0 100,0 100,0	100,0 100,0 100,0	100,0 100,0 100,0	100,0 100,0 100,0	100,0 100,0 100,0	100,0 100,0 100,0

<sup>(1)</sup> A défaut de données statistiques suffisantes, on admet que la part relative de la valeur ajoutée est égale à celle des heuresouvriers.

penses, il conviendrait d'utiliser la valeur ajoutée aux prix du marché puisque ces dépenses sont toujours calculées aux prix du marché. On peut objecter que le fait de ne pas dégager les amortissements et les contributions indirectes peut fausser les résultats, toute modification de ces grandeurs modifiant l'indice par le jeu des coefficients de pondération.

Le choix d'une variante donnée de la notion « valeur ajoutée » comme coefficient de pondération conduira rarement à de grands écarts, parce qu'il s'agit, en définitive, de déterminer une grandeur relative. Le tableau 2 donne, notamment, l'importance proportionnelle des différentes branches d'activité exprimée, d'une part, par la valeur ajoutée brute aux prix du marché et d'autre part, par la valeur ajoutée brute au coût des facteurs. Dans l'industrie du tabac, on observe un grand écart, du fait que les contributions indirectes y sont très importantes.

L'on peut se demander quel système de pondération il y a lieu d'adopter quand les indices partiels ne sont pas basés sur la valeur ajoutée, comme c'est le cas pour les subdivisions des branches d'activité. Si les indices partiels traduisent l'évolution de la production, ne convientil pas de choisir la valeur de cette production comme base de la pondération? C'est en effet de cette façon seulement que l'on peut obtenir des indices composés traduisant la valeur de la production totale à prix constants. Néanmoins, l'utilisation de la valeur de la production comme coefficient de pondération n'est pas sans présenter certains inconvénients. C'est ainsi que des écarts notables, peuvent être constatés dans l'importance relative des branches selon que l'on base la pondération sur la production ou sur la valeur ajoutée, là même où l'on observe une évolution sensiblement parallèle de la production et de la valeur ajoutée à prix constants. Ceci résulte de la différence dans le rapport valeur ajoutée - production d'une branche à l'autre.

Au tableau 3, donnant l'importance relative des branches où les données sont disponibles, on a confronté les pourcentages obtenus suivant que l'on adopte l'une ou l'autre méthode de pondération. Les résultats différents obtenus aux tableaux 2 et 3 en ce qui concerne les coefficients, calculés sur base de la valeur ajoutée brute aux prix du marché, doivent être attribués au fait que ces deux tableaux ne se rapportent pas aux mêmes activités industrielles. L'utilisation de la valeur ajoutée présente en l'occurrence, les mêmes avantages que ceux précédemment énumérés lors de l'étude de la production.

Il convient de remarquer d'autre part, que les chiffres dont on dispose pour le calcul des

indices partiels ne correspondent généralement pas à l'intégralité de la production et négligent le travail à façon, les produits en cours de fabrication, etc... Dans ce cas, on peut difficilement donner la préférence, en matière de production, à une valeur de la production qui ne se rapporte qu'aux produits sur lesquels porte l'indice. On suppose, en effet, que les indices sont représentatifs tant de l'intégralité de la production que de l'ensemble de la branche d'activité. Les coefficients de pondération doivent donc également se rapporter tant à la totalité de la production qu'à la branche d'activité considérée dans son ensemble. C'est en tenant compte de ces divers éléments qu'il faudra choisir entre les possibilités suivantes : valeur de l'output, valeur ajoutée ou nombre d'heures-ouvriers prestées.

Il a déjà été question plus haut des écarts constatés et du choix à faire parmi les coefficients de pondération exprimés en fonction de l'output ou de la valeur ajoutée. Les coefficients de pondération exprimés au moyen du nombre d'heures-ouvriers sont repris au tableau 2. En comparant celui-ci au tableau 3, on constate que les écarts entre les coefficients de pondération calculés sur la base de la valeur ajoutée et sur celle des heures-ouvriers sont, à quelques exceptions près, moins importants que les écarts entre les coefficients de pondération basés sur l'output d'une part et sur la valeur ajoutée d'autre part.

L'utilisation du nombre d'heures-ouvriers offre quelques avantages. Le calcul d'indices partiels étant généralement basé sur des statistiques mensuelles, il est souhaitable de pouvoir disposer, du moins pour des subdivisions poussées, de coefficients de pondération basés également sur les statistiques mensuelles, afin d'être sûr de disposer d'indices et de coefficients de pondération se rapportant aux mêmes établissements. Dans les statistiques mensuelles, d'autre part, les données relatives à l'emploi et plus particulièrement le nombre d'heures-ouvriers constituent la seule grandeur tenant compte de l'intégralité de la production. Enfin, si l'on utilise les valeurs ajoutées comme base de la pondération au niveau des classes d'activité, il est souhaitable pour des subdivisions plus poussées de celles-ci, d'utiliser la pondération basée sur le nombre d'heures-ouvriers; elle s'écarte généralement peu de celle basée sur la valeur ajoutée. On obtient ainsi la plus grande uniformité possible.

Signalons encore que les coefficients obtenus pour l'année 1953 sur la base du nombre d'heures-ouvriers, ne correspondent pas exactement à ceux utilisés jusqu'à présent; ceci est dû au fait que différents groupes d'entreprises n'ont pas été inclus en 1953 dans le calcul de l'indice de la production.

Tableau 3. – IMPORTANCE RELATIVE CALCULÉE EN FONCTION DE L'OUTPUT (O) D'UNE PART ET DE LA VALEUR AJOUTÉE BRUTE AUX PRIX DU MARCHÉ (VA) D'AUTRE PART, POUR CERTAINES ACTIVITÉS INDUSTRIELLES.

DESCRIPTION		1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
A. Industries extractives			i		•					
Charbonnages et leurs centrales électriques	O	9,5	8,7	8,1	7,6	8,2	7,8	5,9	4,9	4,4
	VA	16,5	15,2	15,1	14,7	15,6	13,8	10,4	9,2	8,0
Autres industries extractives	O	1,2	1,1	1,1	1,1	1,2	1,2	1,2	1,1	1,2
	VA	1,8	1,8	1,9	2,0	2,0	1,9	2,0	1,9	2,1
. Industries manufacturières										
Industrie du tabac	O	2,3	2,2	2,0	1,9	1,8	2,2	2,2	2,1	2,1
	VA	4,3	4,3	4,2	4,2	4,0	4,7	4,7	4,5	4,5
Filatures et fabrication de fil à coudre	O	5,4	5,5	4,7	4,5	4,5	3,4	3,8	4,0	3,8
	VA	3,1	3,5	3,1	3,2	3,4	2,5	2,8	3,1	2,9
Industrie du tissage	O	6,1	6,2	5,4	5,2	5,2	4,6	4,8	4,9	5,0
	VA	5,3	5,2	4,5	4,6	4,3	3,9	4,3	4,2	4,1
Industrie de la bonneterie	O	1,5	1,5	1,5	1,5	1,4	1,3	1,3	1,3	1,4
	VA	1,6	1,7	1,8	1,7	1,6	1,5	1,6	1,6	1,6
Vêtements et confection	O VA	3,9 4,2	$\frac{4,0}{4,2}$	3,8 4,3	3,6 4,2	3,7 4,3	3,8 4,3	$^{4,0}_{4,4}$	4,0 4,3	$4,1 \\ 4,3$
Chaussures, gants et autres articles en cuir	O VA	1,4 1,5	1,3 1,6	1,2 1,5	1,1 1,4	1,1 1,4	1,1 1,4	$^{1,2}_{1,6}$	1,2 1,5	1,2 1,6
Tannerie, pelleterie et fourrures	O	0,8	0,8	0,8	0,7	0,7	0,6	0,7	0,6	0,7
	VA	0,7	0,7	0,7	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6
Scieries et activités connexes	O	0,8	0,8	0,8	0,7	0,7	0,8	0,8	0,8	1,0
	VA	0,5	0,5	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6
Industr. transfor. du bois et act. connexes	O VA	2,8 3,9	2,8 3,8	3,1 4,0	2,8 3,9	2,9 3,9	$3,2 \\ 4,2$	3,2 4,3	3,5 3,9	3,6 4,5
Fabrication du papier et du carton	O	1,2	1,4	1,4	1,3	1,4	1,4	1,3	1,3	1,4
	VA	1,2	1,4	1,3	1,3	1,3	1,3	1,4	1,4	1,4
Transformation du papier et du carton	O	1,4	1,5	1,4	1,4	1,4	1,4	1,5	1,5	1,5
	VA	1,3	1,5	1,4	1,4	1,4	1,5	1,6	1,6	1,5
Impression, brochage et reliure	O VA	_	_	<u></u>		_	2,3 3,7	2,3 3,8	2,3 3,8	2,3 4,0
Industrie chimique et du caoutchouc	O	8,1	9,0	8,3	8,1	7,8	8,3	8,9	8,6	8,7
	VA	8,8	10,0	9,5	9,2	8,7	9,0	9,7	9,4	9,8
Cokeries et usines à gaz	O	3,2	3,0	3,1	3,6	3,5	3,5	3,2	3,0	3,0
	VA	1,1	0,9	1,1	1,6	1,4	1,1	1,0	0,9	0,7
Industrie de la terre cuite et de la céramique	O VA	1,2 2,1	1,2 2,1	$^{1,1}_{2,1}$	1,1 2,1	1,2 2,3	$^{1,1}_{2,1}$	1,1 2,1	1,1 2,0	1,1 2,1
Agglomérés de ciment et asbeste-ciment	O VA	0,9 1,2	0,9 1,3	0,9 1,2	1,0 1,4	$0,9 \\ 1,2$	1,0 1,3	1,1 1,5	1,1 1,6	1,2 1,7
Sidérurgie	O VA	21,7 9,7	20,3	23,1 10,0	25,2 10,8	25,1 10,2	23,3 9,0	23,4 9,6	23,9 11,8	21,1 9,6
Industrie des métaux non ferreux	O	3,3	3,5	3,9	3,5	3,0	3,0	3,4	3,6	3,7
	VA	2,7	2,7	3,6	2,7	2,6	2,7	3,0	3,0	3,2
Ind. des fabr. métall. et de la constr. navale	O	23,3	24,3	24,3	24,1	24,3	24,7	24,7	25,2	27,5
	VA	28,5	29,7	28,1	28,4	29,2	28,9	29,0	29,1	31,2
Total	O VA	100,0 100,0	100,0	100,0	100,0 100,0	100,0 100,0	100,0 100,0	100,0 100,0	100,0 100,0	100,0 100,0

Il est parfois impossible d'utiliser l'une des grandeurs susmentionnées comme coefficients de pondération. Dans plusieurs cas, en effet on s'est servi d'indicateurs de la production ayant trait à des produits pour lesquels on ne connaît ni la valeur ajoutée ni le nombre d'heuresouvriers. Dans ces cas, la valeur de la production des produits repris dans le calcul des indices, peut servir de pondération.

#### d. Formules employées.

Comme on le sait, les indices peuvent être calculés suivant diverses formules dont les plus connues sont celles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher.

Suivant la formule de Laspeyres, l'indice de la production « Q, » est le rapport, aux prix constants de l'année de base, de la valeur des produits fabriqués pendant une période déterminée (période sous revue) à la valeur de ces mêmes produits pendant la période de base. On a donc:

$$Q_{L} = \frac{\sum p_{o} q_{1}}{\sum p_{o} q_{o}} \tag{1}$$

où p et q représentent respectivement les prix et les quantités, les indices o et 1 se rapportent respectivement à la période de base et à la période sous revue et où la sommation englobe tous les produits compris dans l'indice.

La formule précédente peut aussi s'écrire sous la forme suivante:

$$Q_{L} = \frac{\sum p_{o} q_{1}}{\sum p_{o} q_{o}} = \frac{\sum p_{o} q_{o} \left(\frac{q_{1}}{q_{o}}\right)}{\sum p_{o} q_{o}}$$
(2)

ce qui signifie qu'un indice de quantité de Laspeyres peut également s'obtenir en pondérant

chaque indice partiel  $\frac{q_1}{q_o}$  par la valeur correspondante  $p_o\,q_o$ , de la production au cours de l'an-

née de base.

Lorsque la production globale n'est pas connue, comme c'est généralement le cas, on calcule l'indice suivant la formule (2). On postule dans ce cas, le plus souvent, que l'indice obtenu sur la base d'une partie de la production est représentatif de l'ensemble de la production. A la suite de cette supposition, les indices partiels sont alors pondérés par la valeur globale de la production et non par la valeur des produits ayant servi au calcul des indices partiels.

Si la valeur de la production n'est pas calculée aux prix de la période de base, mais aux prix de la période sous revue, on obtient les indices de quantité de Paasche. Dans ce cas la formule devient:

$$Q_{P} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_o} \tag{3}$$

La formule (3) peut également s'écrire :

$$Q_{P} = \frac{\sum p_{1} q_{1}}{\sum p_{1} q_{o}} = \frac{1}{\sum p_{1} q_{1} \left(\frac{q_{o}}{q_{1}}\right)} \frac{1}{\sum p_{1} q_{1}}$$

De cette manière, l'indice de Paasche est ramené à une moyenne harmonique pondérée des

indices partiels  $\frac{q_1}{q_2}$ , où les valeurs de la période

sous revue,  $p_1$   $q_1$ , sont utilisées comme coefficients de pondération. Etant donné que la moyenne harmonique d'une série de termes, qui ne sont ni négatifs ni tous égaux, est toujours inférieurs à la moyenne artihmétique de ces mêmes termes (1), un indice de Paasche sera plus petit qu'un indice de Laspeyres, lorsque les coefficients de pondération de la période de base et de la période sous revue ne s'écartent pas trop les uns des autres.

Voyons à présent à quoi correspond l'écart entre l'indice de Laspeyres et l'indice de Paasche (2).

Appelons V la différence. On obtient alors:

$$V = \frac{\sum p_o q_1}{\sum p_o q_o} - \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_1 q_o}$$

$$= \sum \left(\frac{p_o q_o}{\sum p_o q_o} - \frac{p_1 q_o}{\sum p_1 q_o}\right) \cdot \left(\frac{q_1}{q_o}\right)$$

$$= \sum w \cdot i_1$$

où 
$$w = \frac{p_o \, q_o}{\sum p_o \, q_o} - \frac{p_1 \, q_o}{\sum p_1 \, q_o} \text{ et } i_1 = \frac{q_1}{q_o}$$

 $\overline{w}$  étant égal a o, la formule peut également s'écrire:

$$V = \Sigma (w - \overline{w}) (i_1 - \overline{i}_1)$$

$$= N \cdot r_w \cdot i_1 \cdot \sigma_w \cdot \sigma_{i_1}$$
(5)

où N = nombre de termes

= coefficient de corrélation entre les écarts des coefficients de pondération et les indices partiels

 $\sigma_w$  et  $\sigma_{i_1}$  = écart-type de la différence des coefficients de pondération et indices partiels.

<sup>(1)</sup> Voir: M.C. Kendall et A. Stuart: « The advanced theory of statistics »; vol. 1 p. 37.

<sup>(2)</sup> Voir: Siegel: «Journal of the American Statistical Association », vol. 36, p. 343.

Puisque N et  $\sigma$  sont toujours des grandeurs positives, le signe de la différence V est déterminé par le signe du coefficient de corrélation. Cela signifie que l'indice calculé d'après la méthode de Laspeyres devient supérieur à celui établi suivant la méthode de Paasche, lorsque le coefficient de corrélation entre la différence en coefficients de pondération et les indices partiels est positif. La différence entre les deux indices augmente également à mesure que ce coefficient de corrélation s'accroît.

La corrélation positive peut être interprêtée comme suit : pour les branches d'activité en forte expansion, une augmentation de la production va souvent de pair avec des baisses de prix, qui se produisent, entre autres causes, lorsque les produits nouveaux atteignent le stade de la production en masse. La formule de Laspeyres qui utilise les coefficients de pondération de la période de base attribuera donc aux branches en expansion un coefficient de pondération plus élevé que la formule de Paasche qui utilise des coefficients de pondération relatifs à la période sous revue. On peut supposer que les fluctuations de prix sont plus sensibles dans les branches en expansion que dans les autres, surtout dans une économie qui, dans son ensemble, est en pleine expansion. L'indice de Laspeyres sera donc généralement plus élevé que celui de Paasche.

En partant des indices calculés d'après les méthodes de Laspeyres et de Paasche, on trouve l'indice dit idéal de Fisher, qui est la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche. Pour cette raison, il se situera toujours entre les deux indices précités. L'indice de quantité,  $\mathbf{Q}_{\mathrm{F}}$ , de Fisher est donc défini par la formule:

$$Q_{\rm F} = (Q_{\rm L} \times Q_{\rm P})^{\frac{1}{2}} \tag{6}$$

Chacun des trois indices présente des avantages et des inconvénients. L'indice de Laspeyres offre l'avantage de se calculer plus rapidement puisque les coefficients de pondération demeurent constants. De plus, lorsqu'on ne dispose pas de coefficients de pondération pour chacune des périodes d'observation, c'est pratiquement le seul qui puisse être retenu. Par contre, cet indice évalue toujours la production aux prix de base. Or, par suite du progrès technique, de nombreux produits subissent des modifications fort importantes, de sorte qu'ils ne sont plus comparables en tous points aux mêmes produits relatifs à l'année de base. Afin de ne pas aboutir à une trop grande distorsion, il convient donc de ne pas se servir trop longptemps de la même période de base. Nous nous étendrons davantage sur ce point lorsque nous parlerons de l'année de pondération. Les modifications que subissent les produits dans le temps faussent également l'indice de Paasche, qui évalue les produits au cours de la période de base aux prix de la période d'observation. L'erreur commise produit ici l'effet inverse.

L'indice de Fisher permet, en outre, d'éviter cette distorsion. Le calcul de ce dernier est toutefois beaucoup plus compliqué et suppose la connaissance des éléments nécessaires au calcul des deux autres indices.

### e. Choix de l'année de pondération.

L'indice, calculé jusqu'à présent par l'Institut national de Statistique, avait 1953 comme année de pondération. L'on trouvera au tableau 2 l'importance relative des diverses branches d'activité pour chacune des années 1953 à 1960. Ces données nous permettent de voir comment l'importance relative des divers secteurs s'est modifiée.

On remarquera immédiatement que la modification la plus marquante s'est produite dans le secteur des charbonnages et de leurs centrales électriques; leur importance relative, calculée sur la base du nombre d'heures-ouvriers tombe de 17,1 % en 1953 à 8,9 % en 1961. Si l'on utilise comme base de calcul la valeur ajoutée on peut constater que l'importance de ce secteur a diminué de moitié environ.

Cherchons à présent à analyser la différence entre deux indices relatifs à la même période k et ayant tous deux même période de base, mais pondérés l'un, par des coefficients correspondant à la période 1 et l'autre, par des coefficients correspondant à la période o.

Appelons  $Q_{k/o}^{1}$  l'indice afférent à la période k considérée par rapport à la période o, lorsque c'est la période 1 qui fournit les coefficients de pondération; on peut écrire, si l'on fait abstraction du fait que ces indices ne satisfont pas au test de circularité ni au test de réversibilité:

$$\begin{aligned} \mathbf{Q}_{k/o}^{1} &= \mathbf{Q}_{k/1}^{1} \times \mathbf{Q}_{1/o}^{1} \\ &= \mathbf{Q}_{k/1}^{1} \times \frac{1}{\mathbf{Q}_{o/1}^{1}} \\ &= \frac{\sum p_{1} q_{1} \left(\frac{q_{k}}{q_{1}}\right)}{\sum p_{1} q_{1} \left(\frac{q_{o}}{q_{1}}\right)} = \frac{\sum p_{1} q_{1} \left(\frac{q_{k}}{q_{o}}\right) \left(\frac{q_{o}}{q_{1}}\right)}{\sum p_{1} q_{1} \left(\frac{q_{o}}{q_{1}}\right)} \end{aligned}$$

D'autres part l'indice  $Q_{k/o}$  de la période k par rapport à la période o, pondéré au moyen des coefficients de pondération de la période o, peut s'écrire comme suit :

$$Q_{k,o}^{o} = \frac{\sum p_{o} q_{o} \left(\frac{q_{k}}{q_{o}}\right)}{\sum p_{o} q_{o}}$$
(8)

La différence entre (7) et (8) devient donc :

$$Q_{k/o}^{1} - Q_{k/o}^{o} = \Sigma w \cdot i_{k}$$

où 
$$w = \frac{p_1 \, q_o}{\sum p_1 \, q_o} \, - \, \frac{p_o \, q_o}{\sum p_o \, q_o} \, \mathrm{et} \, \, \boldsymbol{i}_k = \frac{q_k}{q_o}$$

Etant donné que  $\overline{w} = o$ , la différence entre les deux indices peut encore s'exprimer comme suit :

$$Q_{k/a}^{1} - Q_{ka}^{o} = N \cdot r_{w \cdot i_{k}} \cdot \sigma_{w} \cdot \sigma_{i_{k}}$$
 (10)

où les symboles employés ont la même signification que ceux utilisés dans la formule (5).

Les termes repris dans la formule exprimant la différence entre les deux indices sont positifs, à l'exception du coefficient de corrélation, qui peut être positif ou négatif. Cette grandeur décidera donc du signe de la différence. Pour que l'indice à coefficients de pondération de la période 1 soit supérieur à l'indice à coefficients de pondération de la période o, il faut que le coefficient de corrélation soit nécessairement positif, ce qui signifie que les poids des branches d'activité en forte expansion doivent avoir augmenté au détriment des poids relevés dans les branches d'activité dont l'expansion a été moins importante.

## 3. Détermination de l'importance pratique de certaines options.

On trouvera ci-dessous les résultats d'un certain nombre de calculs alternatifs. Ceux-ci doivent permettre de constater à quel point l'indice de production est influencé, en fait, par la substitution de l'un ou l'autre élément, substitution dont on n'avait étudié, jusqu'ici, que les répercussions d'un point de vue plutôt théorique.

#### a. Nombre d'activités à retenir.

Afin de voir quelle est l'influence de l'extension du champ d'observation, on a procédé à différents calculs pour la période 1958-1961 en prenant comme période de base l'année 1958. Les indices obtenus à partir des statistiques mensuelles ont été consignés au tableau 4. On a calculé des indices de la production suivant des formules différentes et en faisant usage de systèmes de pondération différents. Dans chaque cas, on a effectué deux calculs : un premier, où l'on considère uniquement les branches d'activité comprises dans l'indice publié jusqu'à présent, un second, qui porte sur toutes les statistiques disponibles en 1958, de sorte que les écarts enregistrés ne résultent plus que du nombre des séries relevées.

Il ressort de ce tableau que l'accroissement du nombre d'activités, a pour conséquence une augmentation de l'indice.

Tableau 1	INFLUENCE DE L'EXTENSION DU CHAMP D'OBSERVATIO	N
IADIRAII 4 -		

Formule	Pondération	Champ d'observation	1958	1959	1960	1961
Laspeyres	Heures-ouvriers	Nombre actuel des branches d'activité  Nombre maximum des branches d'activité	100,0 100,0	103,0 103,6	111,2 111,7	113,4 115,4
	Valeur ajoutée (1)	Nombre actuel des branches d'activité  Nombre maximum des branches d'activité	100,0 100,0	101,9 103,4	110,6 111,8	113,0 115,8
Paasche	Heures-ouvriers	Nombre actuel des branches d'activité  Nombre maximum des branches d'activité	100,0 100,0	101,3 102,4	108,6 109,4	112,1 114,5
	Valeur ajoutée (1)	Nombre actuel des branches d'activité  Nombre maximum des branches d'activité	100,0 100,0	100,9 102,8	109,0 109,5	112,6 114,2
Fisher	Heures-ouvriers	Nombre actuel des branches d'activité  Nombre maximum des branches d'activité	100,0 100,0	102,1 103,1	109,8 110,6	112,7 114,9
	Valeur ajoutée (1)	Nombre actuel des branches d'activité  Nombre maximum des branches d'activité	100,0 100,0	101,4 103,1	109,9 110,6	112,9 115,0

<sup>(1)</sup> Pondération par la valeur ajoutée au niveau des branches d'activité. Pour les subdivisions : heures-ouvriers ou valeur de la production.

b. Différences entre les indices basés sur la production et ceux basés sur la valeur ajoutée.

Actuellement l'Institut national de Statistique dispose des valeurs ajoutées des diverses branches d'activité aux prix de 1953, sur base

des statistiques annuelles. La comparaison ne peut donc porter que sur des chiffres annuels. Le tableau 5 permet de comparer l'indice de la production actuel à l'indice de la valeur ajoutée à prix constants. Les deux indices sont du type Laspeyres et ont 1953 comme année de base.

Tableau 5. – COMPARAISON DE L'INDICE DE LA PRODUCTION ACTUEL AVEC L'INDICE DE LA VALEUR AJOUTÉE À PRIX CONSTANTS.

ANNÉE	Indice employé actuellement	Indice de la valeur ajoutée	Différences
1953	100,0	100,0	
	104,1	106,0	1,9
	112.5	115.7	3,2
1956	119,3	118,3	-1,0 $1,2$
1957	119,6	120,8	
1958	113,7	114,3	0,6
	115,4	119,0	3,6
	125,2	126,2	1,0
1961	130,3	132,3	2,0

Les différences obtenues ne proviennent pas uniquement de la nature de l'indicateur de production : production d'une part et valeur ajoutée d'autre part. Le champ d'observation diffère lui aussi. Les indices de la valeur ajoutée se rapportent à l'ensemble des activités industrielles, tandis que les indices de la production présentent encore certaines lacunes. En outre, les coefficients de pondération sont différents. L'influence de la nature de l'indicateur de production n'a donc pas pu être isolée. Les chiffres du tableau 5 sont donnés uniquement à titre d'information.

L'Institut national de Statistique se propose de poursuivre ultérieurement l'examen de ces chiffres.

c. Influence du genre de pondération.

Cette influence peut être déduite du tableau 4 figurant ci-avant. L'écart entre l'indice obtenu en prenant les heures-ouvriers comme pondération et l'indice obtenu en prenant la valeur ajoutée comme pondération est consigné au tableau 6.

Tableau 6. – ÉCARTS ENTRE LES INDICES CALCULÉS EN UTILISANT RESPECTIVEMENT LES HEURES-OUVRIERS ET LA VALEUR AJOUTÉE COMME COEFFICIENTS DE PONDÉRATION.

Formule	Champ d'observation	1958	1959	1960	1961
Laspeyres	Nombre actuel des branches d'activité		1,1 0,2	0,6 — 0,1	0,4 0,4
Paasche	Nombre actuel des branches d'activité  Nombre maximum des branches d'activité		0,4 0,4	- 0,4 0,1	— 0,5 0,3
Fischer	Nombre actuel des branches d'activité		0,7	0,1	-0,2 $-0,1$

Rappelons que l'emploi de la valeur ajoutée comme coefficient de pondération n'est possible qu'au niveau de la classe d'activité, cette valeur n'étant pas connue, dans la plupart des cas, pour les petites subdivisions de la nomenclature des activités. C'est pourquoi l'on a dû, pour celles-ci, utiliser comme pondération la moyenne mensuel-

le des heures-ouvriers et/ou la valeur de la production.

A défaut de données suffisantes, on a admis également que la part relative de l'industrie alimentaire et de la préparation des boissons exprimée en heures ouvriers est la même que celle exprimée en valeur ajoutée. Il ressort du tableau 6 que le genre de pondération est sans grande importance. A trois exceptions près, les écarts observés sont inférieurs à un demi point. En outre, les écarts sont tantôt positifs tantôt négatifs.

#### d. Importance de la formule.

L'indice de la production, calculé jusqu'ici par l'Institut national de Statistique, est du type Laspeyres : les indices partiels sont pondérés par le nombre d'heures-ouvriers de l'année de base 1953.

Afin de vérifier l'influence de la formule employée, on a élaboré l'indice général successivement suivant les formules de Laspeyres, de Paasche et de Fisher; à cette fin, en s'est servi chaque fois des mêmes séries de base et des mêmes méthodes de pondération. Les différences obtenues ne peuvent donc résulter que des formules utilisées. Les résultats sont repris au tableau 7.

Tableau 7. – INFLUENCE DE LA FORMULE EMPLOYÉE.

Pondération	Formule	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
Heures-ouvriers	Laspeyres	100,0	104,1	112,5	119,3	119,6	113,7	115,4	125,2	130,3
	Paasche	100,0	104,1	112,3	117,5	117,4	111,0	112,5	122,1	126,9
	Fisher	100,0	104,1	112,4	118,3	118,4	112,2	113,9	123,8	128,3
		Heures-ouvriers Laspeyres Paasche	Heures-ouvriers Laspeyres 100,0 Paasche 100,0	Heures-ouvriers	Heures-ouvriers	Heures-ouvriers	Heures-ouvriers	Heures-ouvriers	Heures-ouvriers Laspeyres 100,0 104,1 112,5 119,3 119,6 113,7 115,4  Paasche 100,0 104,1 112,3 117,5 117,4 111,0 112,5	Heures-ouvriers Laspeyres 100,0 104,1 112,5 119,3 119,6 113,7 115,4 125,2 Paasche 100,0 104,1 112,3 117,5 117,4 111,0 112,5 122,1

Ces calculs permettent de constater que l'indice de Paasche se situe plus bas que l'indice de Laspeyres. Ainsi qu'on l'a fait remarquer plus haut au par. 2 d, cette différence doit être attribuée, en ordre principal, aux baisses de prix se produisant ordinairement dans les industries dont la production s'est fortement accrue. En effet, lorsque la production subit un accroissement important, on attribue à un indice partiel élevé un plus grand poids chez Laspeyres que chez Paasche, le prix unitaire moyen de ce produit étant généralement plus élevé pendant l'année de base que durant la période envisagée. Il est dès lors normal que les différences s'accentuent avec le temps. L'indice de Fisher se situe évidemment entre ceux de Laspeyres et de Paasche. L'importance de la formule utilisée diminue considérablement lorsque le schéma de pondération est renouvelé en temps voulu.

#### e. Choix de l'année de pondération.

Afin d'examiner l'influence du changement de l'année de pondération, différents indices peuvent être calculés sur la base d'un même groupe de produits, en choisissant chaque fois une autre année comme année de pondération. Un indice a ainsi été élaboré avec les mêmes séries que celles employées pour l'établissement de l'indice publié jusqu'à présent et basé sur l'année de pondération 1960. Pour pouvoir faire des comparaisons, il faut également calculer ce dernier indice suivant la formule de Laspeyres, les pondérations y étant basées sur les données de l'année de référence. Suivant la formule donnée ci-dessus (7) l'indice quantitatif d'une année quelconque k ayant 1953 comme année de base et 1960 comme année de pondération, peut s'écrire:

$$Q_{k/53}^{60} = \frac{\sum p_{60} q_{60} \left(\frac{q_k}{q_{60}}\right)}{\sum p_{60} q_{60} \left(\frac{q_{53}}{q_{60}}\right)}$$
(11)

Les résultats obtenus suivant cette formule et les indices publiés jusqu'à présent (année de pondération 1953) figurent au tableau 8.

Tableau 8. - INFLUENCE DE L'ANNÉE DE PONDÉRATION.

INDICATEUR DE PRODUCTION	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
Pondération: heures-ouvriers 1953	100,0	104,1 104,1	112,5 112,7	119,3 118,6	,	113,7 113,4	115,4	125,2 122,1	130,3 125,9

La différence entre les deux indices, abstraction faite de l'erreur commise par l'application du test de circularité et du test de réversibilité, provient du changement de l'année de base.

#### Indices revisés à partir de 1958 et indices par grandes classes d'activité à partir de 1953.

#### a. En quoi consiste la revision?

Les indices ont été revus à partir de 1958; ceux des années antérieures à 1958 n'ont donc subi aucune modification. La méthode suivie pour cette revision, et qui sera également appliquée à l'avenir, peut se résumer comme suit :

#### (1) La formule.

Les indices sont des indices en chaîne de Laspeyres, c'est-à-dire que les indices simples ou partiels de la production des différents mois de l'année sous revue sont calculés par rapport aux moyennes mensuelles de l'année précédente et qu'à partir de ces indices simples, on calcule des indices composés au moyen de coefficients de pondération empruntés à l'année précédente. On obtient des indices sur base fixe en multipliant les indices en chaîne successifs à partir de l'année de base.

Pour chaque branche d'activité, la formule de l'indice peut donc s'écrire comme suit :

$$rac{\Sigma_i^{} \, w_o^i rac{q_1^i}{q_o^i}}{rac{\Sigma_i^{} \, w_o^1}{} }$$

dans laquelle  $\frac{q_i^i}{q_o^i}$  est l'indice simple de la production du mois sous revue (octobre 1961 p. ex.) par rapport à la moyenne mensuelle de l'année précédente (en l'occurrence 1960) pour le produit ou le groupe de produits i, et  $w_o^i$  le coefficient de pondération du produit ou du groupe de produits i au cours de l'année précédente (1960 en l'occurrence).

La même formule est utilisée pour calculer, à partir des indices des branches d'activité, l'indice global pour l'ensemble de ces branches d'activité. Tant que les données, qui doivent permettre de calculer les coefficients de pondération relatifs à l'année précédente, font défaut, la pondération est basée sur la dernière année pour laquelle les résultats définitifs sont connus.

Dorénavant des indices seront calculés pour les mois les plus récents. Ceux-ci seront, par le fait même, approximatifs. Ils seront surtout basés sur les données des établissements ayant envoyé leur statistique mensuelle vers le 20 du mois qui suit le mois sous revue. Dans certains cas, il sera fait usage de renseignements provenant d'autres sources telles que la Fédération des Entreprises de l'Industrie des Fabrications métalliques, le Comité de la Sidérurgie belge, la Fédération pétrolière belge, la Fédération professionnelle des Producteurs et Distributeurs d'électricité de Belgique; l'Association belge des Filatures de Coton et de Fibres connexes; l'Association des Cardes fileuses; l'Union patronale des Fabricants de couvertures et torchons; l'Office central des Filatures de Lin, Chanvre et Jute de Belgique; l'Administration des Douanes et Accises; l'Administration des Mines; l'Administration de l'Industrie.

On s'efforcera de reprendre, dans le calcul, les établissements les plus importants et d'atteindre, dans chaque branche d'activité, les 2/3 de l'emploi.

#### (2) Les activités reprises.

Toutes les activités pour lesquelles is existe des données sont reprises dans le calcul. Le tableau 9 donne la liste des branches d'activité et des principaux produits qui ont été repris pour la première fois lors du calcul relatif aux années postérieures à 1958. L'utilisation d'un indice en chaîne permet, en outre, d'y incorporer de nouvelles activités à mesure qu'elles deviennent disponibles.

Il paraît également souhaitable de calculer un indice de la construction et de reprendre celui-ci dans l'indice général de la production industrielle. A cet effet on utilise une estimation annuelle de la valeur de l'output à prix constants et des heures-ouvriers, des statistiques mensuelles. L'indice mensuel de la production industrielle est calculé sur base des heures-ouvriers. Afin de tenir compte de la productivité, cet indice est porté au même niveau que l'indice obtenu annuellement en prenant pour base la valeur de l'output à prix constants. Pour les mois les plus récents on utilise les dernières données disponibles. Toutefois, comme les données statistiques disponibles sont insuffisantes pour ce secteur et que l'indice y relatif est par conséquent assez imprécis, un indice de la production industrielle est calculé abstraction faite de l'industrie de la construction et un autre où celle-ci est comprise.

# Tableau 9. – ACTIVITÉS INDUSTRIELLES COMPLÉMENTAIRES RELEVÉES DANS L'INDICE REVISÉ À PARTIR DE 1958.

- Industrie des denrées alimentaires: conserves de viande et produits carnés (jambons et jambons à l'épaule préparés, viande salée, saucisses fumées sèches et préparées, conserves de viande, autres produits carnés); bouillons et potages concentrés (à base d'extraits de viande, de légumes ou autres); abattage du bétail; industrie du lait (lait, crème, beurre, fromage); conserves de fruits et de légumes, conserves de poissons (à l'huile, aux tomates, marinés, dans leur jus ou à la mayonnaise, crustacés, saumon), dérivés de maïs, riz et dérivés de riz, dérivés de céréales; biscuits, biscottes et pain d'épice; cacao, chocolat et produits de confiserie; pâtes alimentaires et pâtes alimentaires de régime; sucre inverti; chicorée, malt, café torréfié; vinaigre, épices.
- Industrie du textile : lavage et carbonisage de la laine, peignage de la laine; tissage de soie naturelle, industrie du fil à coudre, industrie du feutre; tissage de ruban; tissage de tapis de fibres dures; fabrique d'ouate; dentellerie et broderie.
- Industrie chimique: engrais chimiques, produits minéraux chimiques autres que les acides ou les engrais; produits chimiques organiques y compris le plastique; colle et gélatine; explosifs; peintures, émaux, vernis, encres d'imprimerie; mastics et couleurs pour artistes-peintres.
- Industrie de la transformation du plastique.
- Industrie de l'azote : production d'ammoniaque synthétique et de ses dérivés; production d'azote sous forme de sulfate d'ammoniaque, engrais composés, production d'azote sous forme de produits techniques.
- Industrie du bois et industries connexes : meubles; fauteuils; menuiserie; boissellerie; cadres et raboterie; liège; vannerie et rotin; saboterie, brosserie; caisserie et tonnellerie; parqueterie, bois plaqué et panneaux pressés.
- Industrie des agglomérés de houille.
- Industrie des produits céramiques : vaisselle de faïence; grès artistique et divers; vaisselle de porcelaine, isolateurs et porcelaine électrotechnique; carreaux de revêtement en faïence ou en grès; carreaux de pavement en demi-grès; produits en alun silicieux : carreaux d'usine, produits silicieux, etc., tuiles et accessoires, meules, papier émeri et toile émeri; pots et tuyaux, argile; silex, quartz; céramique architecturale; terre cuite.
- Distribution de l'eau.
- Construction.

### (3) Les coefficients de pondération.

On utilise trois sortes de coefficients de pondération: la valeur ajoutée brute au coût des facteurs, les heures-ouvriers et la valeur de la production. La valeur ajoutée est utilisée au niveau de la branche d'activité, à l'exception de l'industrie alimentaire et de la préparation de boissons, pour lesquelles on utilise les heures-ouvriers, l'Institut national de Statistique ne disposant pas encore de données suffisantes pour déterminer la valeur ajoutée avec tant soit peu de précision. En ce qui concerne les subdivisions des branches d'activité l'on se sert du nombre d'heures-ouvriers. Au niveau des produits enfin on utilise comme pondération la valeur globale de ceux-ci.

Au cours des dernières années on a constaté une croissance progressive de l'importance relative du nombre des employés au détriment de celle du nombre des ouvriers. Comme ce glissement s'étend pour ainsi dire à toutes les branches d'activité, son influence semble être peu importante. Ce fait est d'ailleurs confirmé par les calculs entrepris à titre d'essai pour quelques secteurs. On a néanmoins déjà tenu compte du nombre estimé d'heures-employés de la branche « fabrications métalliques ». Cette méthode de calcul sera étendue par la suite aux autres secteurs.

Les statistiques mensuelles fournissent uniquement le nombre d'employés. Pour passer au nombre d'heures-employés, on suppose qu'un employé travaille en moyenne le même nombre d'heures qu'un ouvrier. Des contrôles effectués dans la branche « fabrications métalliques » rendent cette hypothèse plausible.

On trouvera au tableau 10, calculée sur la base de ces hypothèses, l'importance relative des branches en fonction de la valeur ajoutée, du nombre d'heures-ouvriers et de la valeur de la production. L'importance relative trouvée pour chacune des années du tableau sert de pondération pour l'année suivante. Comme les chiffres définitifs des valeurs ajoutées ne nous parviennent qu'avec un certain retard, les pondérations adoptées pour les années 1963 et 1964 sont encore celles de 1961.

Tableau 10. – IMPORTANCE RELATIVE DES BRANCHES, DES GROUPES DE PRODUITS ET DES PRODUITS SELON LA VALEUR AJOUTÉE, LES HEURES-OUVRIERS ET LA VALEUR DE LA PRODUCTION.

		Valeur	ajoutée			Heures-	ouvriers		Valeur de la production				
NOMENCLATURE	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961	
I. Industries extractives	13,3	10,7	9,1	8,8									
1. Extraction du charbon	12,1	9,4	7,9	7,6	{								
- Anthracite	12,1	7,=	.,,	.,0		İ			29,6	32,9	30,6	31,	
- Maigre	i		[		1		1		13,4	9,7	9,0	9.	
- 1/2 gras	Ì	}	Ì		1				9,3	8,4	8,3	7.	
- 3/4 gras						İ			3,6	3,5	3,7	4.	
- Gras A		}			1	}			27,2	26,0	23,8	22	
- Gras B									16,9	19,5	24,6	25,	
2. Autres industries extractives	1,1	1,3	1,2	1,2									
a) Production des carrières	ļ				78,9	79,3	80,1	77,1					
- Porphyre				ļ	1			}	18,8	17,3	14,3	13	
- Petit granit			1	İ		ł			33,8	33,0	35,6	34	
- Marbre		]					}	ļ	18,9	16,8	16,2	16	
- Grès		ĺ			]	Ì	)	Ì	9,7	10,2	9,4	8	
- Sablières					İ		1	1	11,4	12,9	13,6	14	
- Ardoisières	1				ļ ļ	ĺ			2,6	2,3	$^{2,1}$	2	
- Produits de dragage					İ				4,8	7,5	8,8	9	
b) Calcaires et carbonates natu-			Ì		01.7	20.5	10.0	000	1				
rels					21,1	20,7	19,9	22,9					
. Industries manufacturières	86,7	89,3	90,9	91,2									
1. Industries alimentaires à l'excl.			i		,					-			
de la fabrication de boissons								Ì					
(à l'excl. de boulangeries et							j	Ì	1		1	ì	
boucheries non industr.)	7,0	7,0	7,1	7,0		ļ						ŀ	
a) Fabrication de produits de					ļ		ł	ļ	1		(		
viande et conserves de viande,					•								
bouillons et potages concen-													
trés, abattage du bétail					10,0	10,7	10,8	9,7	1		Ì	1	
- Produits de viande et con-													
serves de viande – Bouillons et potages con-					•••		• • •	• •	t 				
centrés													
- Abattage du bétail					3,3	3,6	3,8	3,0	}		1		
b) Industrie du lait					13,3	14,2	14,6	14,2			[	İ	
c) Fabrication de conserves de													
fruits et de légumes					9,5	8,4	9,3	8,7	1		)		
- Conserves de légumes					5,8	5,5	6,4	5,7					
- Confitures et conserves de					, ,	0.6	0.6	9.6			ļ		
fruits					3,3	2,6	2,6	2,6	1				
- Sirops		i			0,4	0,3	0,4	0,4					
d) Fabrication de conserves de	ĺ	,			2,2	2,5	2,2	1,8	1				
poissons	,	l i			11,3	11,9	11,4	9,8	1				
e) Travail des grains			, !		8,7	9,3	8,6	7,2	}				
- Meuneries industrielles Produits dérivés du maïs, riz					",'	,,,,,,	0,0	',	1				
et produits dérivés de			İ						1			}	
-	}				2,6	2,6	2,8	2,6	1	1			
céréales			i		۰,۰۰	4,0	, 4,0	2,0	1	ſ	1	1	

		Valeur	ajoutée			Heures-	ouvriers		· v	aleur de la	production	on
NOMENCLATURE	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	19
f) Aliments composés pour ani-									[		·	
maux (1)					l		_	9,7				
g) Biscuits, biscottes et pain					ļ						<u> </u>	i
d'épice					8,1	8,7	10,7	9,9				
h) Sucre					15,2	13,9	14,4	10,7				
- Fabriques de sucre					15,0	13,6	14,1	10,5	-			
- Sucre interverti					0,2	0,3	0,3	0,2		ĺ		
i) Fabrication de cacao, de cho-					*,-	","	0,0	-,-				
colat et de produits de confi-					1							
serie					16,1	14,7	12,7	12,0				
j) Industries alimentaires diver-						,	,					
ses					14,3	15,0	13,9	13,5				
- Pâtes alimentaires					1,2	1,3	1,3	1,2				İ
- Aliments de régime					0,2	0,3	0,3	0,3				
- Chicorée					0,5	0,5	0,5	0,4				
- Malt					1,5	1,7	1,5	1,5				
- Mait		•			4,7	4,8	4,2	4,0	}			
					0,5	0,5	0,5	0,4				
<ul><li>Vinaigre</li><li>Huiles végétales et anima-</li></ul>					0,0	0,0	0,0	0,1			1	
les					3,7	4,0	3,8	3,5				
- Margarine		·	Ì		2,0	1,9	1,8	1,7				
- Condiments (1)								0,5		]		
- Contiments (1)								,.				
2. Fabrication des boissons	3,0	2,9	3,0	3,1							j	
a) Brasseries	- , -	_,.			92,3	92,7	92,3	92,2	Ì	<u> </u>		
b) Alcool					7,7	7,3	7,7	7,8				
3. Industrie du tabac	0,8	0,9	0,8	0,8								
4. Industrie textile	8,9	9,6	9,7	9,5								
a) Filature, tissage et finissage	- ,-	.,	,							i		
des textiles					82,6	82,8	83,0	82,5				
- Prép. des fibres textiles					4,5	4,3	4,2	4,2		ļ		
- Lavage et carbonisage de					, ,	ĺ	-					
la laine					1,4	1,4	1,3	1,3				
- Peignage de la laine					3,1	2,9	2,9	2,9	ļ			
- Filature					37,1	37,8	36,4	37,1			}	
– Filature de lin et de										Ì		
chanvre	ļ				2,8	2,7	2,8	2,9			,	
- Filature de jute					4,2	5,1	4,6	3,9				ŀ
- Filature de coton					19,7	19,0	18,1	18,6				
- Filature de coton fin					18,4	17,7	16,9	17,5				
– Cardes fileuses					0,7	0,7	0,7	0,7				
- Filature de cocons					0,6	0,6	0,5	0,4				
– Filature de laine					10,4	11,0	10,9	11,7				
- Filature de laine peignée	,				7,5	8,0	8,2	8,8				
– Filature de laine cardée					2,9	3,0	2,7	2,9				
- Tissage	ĺ				37,3	37,1	38,7	37,7				
- Tissage de coton									45,5	45,7	44,7	45
- Tissage de lin	1	1							5,2	5,0	4,5	4
- Tissage de laine									32,4	33,2	35,5	32
- Tissage de rayonne et de										-		
fibres de rayonne			İ	į					8,8	8,9	8,4	13
- Tissage de jute	}	ļ		ŀ					8,0	7,2	6,9	5
- Tissage de soie naturel-							ļ					
		,			1		i l		0,1			ı

<sup>(1)</sup> Statistique à partir de 1961.

		Valeur	ajoutée			Heures-	ouvriers		V.	deur de la	production	on
NOMENCLATURE	1958	1959	1969	1961	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961
- Filterie					0,7	0,7	0,7	0,6				
- Industrie du feutre					1,0	1,0	1,0	1,0				
- Rubanerie		1			2,0	1,9	2,0	1,9				
	ĺ				15,3	15,1	15,0	15,6				
b) Bonneterie					13,3	10,1	13,0	10,0			İ	
- Fabrication de tissus à mail-			ĺ			Į	ļ	į.	18,6	19,7	20,2	17,8
les pour sous-vêtements									10,0	19,1	20,2	1.,0
- Fabrication de tissus à mail-			1		j				170	110	12,2	14,5
les pour vêtements de dessus			İ		ĺ			ļ	17,0	11,8	12,2	14,3
- Fabrication de sous-vête-	)		}					}	25.4	15.6	16.0	12.0
ments	}		Ì						15,4	15,6	16,8	13,8
- Fabrication de bas pour								i			700	30.4
dames					ļ	}	}	l	9,8	9,3	10,2	10,4
- Fabrication de chaussettes,												
de bas 3/4 et de socquettes									6,0	6,0	6,1	5,2
<ul> <li>Fabrication de vêtements de</li> </ul>		1	}				]		}			
dessus	Ì	1	Ì					ļ	32,8	33,9	34,1	37,9
<ul> <li>Fabrication de bérets bas-</li> </ul>									ŀ		•	
ques										• •		
•			İ			Ì		}			}	
- Fabrication de gants					1			Ì				
c) Filatures et corderies de fibres		1										
dures		ł		`	1,2	1,2	1,1	1,1	ļ	,	ļ	ļ
d) Fabrication d'articles textiles	1	Í					ļ				ļ	
non dénommés ailleurs					0,9	0,9	0,9	0,8			l	
- Tissage de tapis de fibres											Ì	]
dures					0,5	0,5	0,5	0,4				
- Fabriques d'ouate					0,4	0,4	0,4	0,4				
<ol> <li>Fabrication d'articles d'habillement et de chaussures. Confection d'ouvrages divers en tissus</li> <li>a) Industrie du vêtement et de la</li> </ol>	4,5	4,7	4,6	4,7								
confection					75,6	75,3	76,5	76,9	}		}	
b) Industrie de la chaussure et de												
la pantoufle					20,8	21,1	19,9	19,5				
- Bottes									0,5	0,4	0,6	0,3
- Chaussures pour hommes	,					]	-		24,2	23,0	23,4	21,8
<ul><li>Chaussures pour femmes</li><li>Chaussures pour enfants</li></ul>									44,5 14,5	47,5 14,4	48,5 13,3	44,8 12,6
- Divers									1,9	1,9	1,7	1,2
- Pantoufles									14,4	12,8	12,5	14,3
c) Fabrication d'ouvrages divers												
en tissus, à l'exclusion des arti-											}	1
cles d'habillement					3,6	3,6	3,6	3,6				
•										ľ		
6. Industrie du bois et industries con-							ļ				1	
nexes	3,9	3,9	4,0	4,0								
- Meubles									44,5	42,9	41,1	41,4
- Sièges									7,2	6,5	6,7	7,1
- Menuiserie									10,7	9,8	12,1	10,4
- Boissellerie									7,2	7,7	6,9	7,5
- Cadres, moulures, raboteries									2,2	2,2	2,3	2,3
- Liège									0,7	0,7	0,6	0,6
- Vannerie et rotin									0,9	0,9	0,9	0,9
- Saboterie			į						0,5	0,4	0,3	0,2
- Brosserie	i		i						3,3	3,1	2,9	2,7
220000220		,				1	l		5,7	6,2	5,8	4,9

NOTED VOTE A MALE OF		Valeur	ajoutée			Heures	ouvriers		v	aleur de la	production	)D
NOMENCLATURE	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961
- Parquet									2,6	2,1	1,7	1,4
- Contreplaqué et panneaux comprimés									14,5	17,5	18,7	20,6
7. Industrie du papier et du carton.												
Fabrication d'articles en papier												
et en carton	2,2	2,3	2,3	2,2								
ton	1,1	1,1	1,1	1,1								
<ul><li>Papier journal</li><li>Papier d'écriture et d'im-</li></ul>										• • •	• • •	
pression						1			30,3	26,5	.29,1	31,1
<ul><li>Papier Kraft</li><li>Papier parchemin et par-</li></ul>	,			, :						••		••
cheminé									12,7	13,3	13,9	12,6
- Autres papiers									10,6	14,3	11,0	12,0
- Carton feutre												
- Carton gris									2,0	1,9	1,7	1,8
<ul><li>Autres cartons</li><li>b) Transformation de papier et de</li></ul>									8,1	8,7	9,2	9,4
carton	1,1	1,2	1,2	1,1								
<ul><li>Articles d'ameublement .</li><li>Emballages</li></ul>									9,7 52,1	7,3 55,9	7,9 53,9	8,4 51,7
<ul> <li>Articles classiques, de bu- reau et de correspondance</li> </ul>									14,9	13,3	13,5	14,2
- Articles en papier et en car- ton pour l'industrie			•	-					2,9	3,3	3,6	3,5
- Papiers et cartons imprégnés									15,8	14,8	15,6	17,4
- Jouets et autres produits finis									4,6	5,4	5,6	4,8
8. Industries du cuir, des fourrures												
et des articles en cuir et en four-	۰. ۳	٥.5	0.4	۸.								
rure, à l'exclusion des chaussures  — Cuirs lourds à semelles	0,5	0,5	0,4	0,5					14,5	11,6	7,1	11,5
– Cuirs lourds techniques									8,3	5,4	5,0	5,3
- Cuirs légers									77,2	83,0	87,9	83,2
9. Industrie du caoutchouc  - Colles et dissolutions	0,6	0,7	0,6	0,6	,				1,6	1,8	1,9	1,7
- Plaques pour semelles et ta- lons									4,5	3,3	4,5	4,6
- Tubes et tuyaux combinés avec matières textiles		:							3,3	3,5	3,5	3,9
- Tubes et tuyaux sans autres matières				Ì					1,1	0,8	0,9	0,8
- Courroies de transmission et de transport									7,9	8,2	7,3	8,4
- Bandages pleins										••		
<ul> <li>Chambres à air pour vélos.</li> <li>Chambres à air pour autos,</li> </ul>									• •	••	••	•••
motos										• •	••	
- Enveloppes pour autos, mo-												

	}	Valeur	ajoutée			Heures-	ouvriers		V:	aleur de la	production	on_
NOMENCLATURE	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	19
- Semelles et talons pour			-		!							
chaussures				1		<u>.</u>			2,9	3,5	3,1	:
- Tapis non spongieux, car-									0,5	0,5	0,7	
pettes, décrottoirs, dalles Articles en caoutchouc spon-											]	
gieux		1			ļ	i	\		2,3	2,1	1,7	
- Tissus gommés						<u> </u>	ļ		1,8	1,7	2,1	
- Bottes, galoches et sandales						ļ	j		1,4	1,3	0,9	
- Autres produits						İ			16,4	19,6	23,0	2
0. Industrie chimique	7,3	7,7	7,8	7,5								
<ul> <li>a) Industrie chimique de base.</li> <li>Acides minéraux et leurs</li> </ul>					• • •				}			
sels		}			•					21,5	10.6	١,
<ul><li>Engrais chimiques</li></ul>		ļ	ļ	,			{		20,0	21,3	19,6	2
minéraux												
- Pigments (1)					,				_			١.
- Production de plastique (1)									13,0	13,0	13,0	
- Autres produits organiques									5,4	6,3	4,5	
- Produits chimiques divers									1,6	1,8	3,2	
- Produits de la distillation de									0.7	7,9	11,7	]
la houille									8,1 0,8	0,6	0,8	-
- Colles et gélatines	,						\ 		0,6	0,5	0,4	
- Couleurs, émaux							}		10,7	8,9	11,8	]
- Produits d'entretien (1)			İ				1			\ —	· —	
b) Produits photographiques												l
c) Transformation des matières			İ				}					
plastiques (2)					• • •		• •	• •				١.
- Demi-produits			. 1						-	_	-	3
- Produits de consommation		ı					1			_		4
ou d'utilisation courantes.		1					\					'
<ul> <li>Pièces pour biens d'équipe- ment et produits métalliques</li> </ul>							1					
divers										-	_	
- Produits non dénommés ail-										i		
leurs						_			-	<u> </u>	-	
d)Industrie du savon					5,4	5,4	5,2	5,1	140	126	15,0	١,
- Savons de toilette							1		14,8	13,6	13,0	]
- Articles à usage ménager .								!	78,3	78,7	76,4	7
- Articles à usage industriel .					0.6	0.6	0.7		6,9	7,7	8,6	]
e) Industrie de l'azote					9,6	9,6	9,1	8,0				
- Production d'ammoniaque	ļ		į						91,9	92,4	91,6	۱ ا
de synthèse et dérivés - Production d'azote sous for-					,				,-	,-	,0	Ι,
me de sulfate d'ammoniaque					İ						1	
de récupération		-							3,2	2,6	2,5	
- Engrais composés		ļ	ļ						3,8	3,5	4,1	}

Données disponibles à partir de 1962.
 La statistique de la transformation du plastique, disponible à partir de 1962. L'importance relative est exprimée sur base des données de cette année.

		Valeur	ajoutée			Heures-	ouvriers		v	aleur de la	ı producti	on
NOMENCLATURE	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	196
- Production d'azote fini sous forme de produits techniques				-					1,1	1,5	1,8	2
f) Industrie des allumettes g) Production de rayonne (1)					2,4 4,9	2,4 4,9	1,9 4,9	1,8 4,9			,-	
1. Industrie des dérivés du pétrole et	1,	1,4	1,3	1,3								
du charbon	1,3	1,4	1,5	1,5	38,7	40,1	36,0	36,6				}
- Agglomérés de houille				!	9,3	8,7	8,9	9,0				
- Cokeries indépendantes					52,0	51,2	55,1	54,4				-
2. Industrie des produits minéraux												
non métalliques à l'exclusion des	1											
dérivés du pétrole et du charbon	6,0	6,8	6,7	6,7								
a) Industrie de la terre cuite					18,0	17,2	16,9	17,4				
- Briques ordinaires									69,8	67,3	58,0	64
- Briques de parement									14,7	14,6	12,6	15
- Autres produits									15,5	18,1	29,4	20
b) Industrie du verre					31,4	37,2	37,2	35,8				١
- Verre plat									74,0	77,8	75,0	73
- Verre creux					150	120	14.0	12.7	26,0	22,2	25,0	26
c) Industrie de la céramique					15,0	13,8	$\begin{array}{c c} 14,2 \\ 1,2 \end{array}$	13,7 $1,2$				ļ
- Vaisselle de faïence		İ			1,3 0,9	1,1 0,9	0,9	1,1				l
- Carreaux de revêtement					1,7	1,4	1,3	1,4				
- Carreaux de pavement					1,3	1,3	1,3	1,2				
- Articles sanitaires					1,0	1,0	0,9	0,9				
- Produits silico-alumineux,				·	,		,	,				İ
dalles d'usine, produits sili-												
cieux et autres					2,9	2,5	2,6	2,4				
- Tuiles et accessoires		]			2,8	2,6	2,7	2,7				
- Meules abrasives					0,1	0,1	0,1	0,2				
– Papiers abrasifs et toiles												
abrasives						<del></del>						
- Pots et tuyaux					0,7	0,8	1,1	0,9				
- Matières premières					0,9	0,8	0,8	0,6				
- Céramique architecturale					0,6	0,5	0,6	0,5				
- Poterie en terre cuite					0,3	0,3	0,3	0,3				
- Objets de fantaisie et d'or- nementation					0,5	0,5	0,4	0,3				
d) Industrie du ciment					28,4	27,7	27,7	29,1				
e) Produits de la chaux et des						,.	,,					
dérivés de la chaux			'		4,5	4,1	4,0	4,0				
- Chaux									75,4	75,3	71,4	69
- Dolomies									19,5	18,2	21,1	21
- Plâtre			i						2,3	3,3	3,2	3
- Agglomérés de plâtre									2,6	3,0	4,1	5
- Chaux hydraulique artificiel-												
le				į					0,2	0,2	0,2	0
. Indus. métall. de base	12,9	13,7	15,3	14,2								
a) Sidérurgie												
- Hauts fourneaux									21,9	19,5	19,7	20
- Acier									34,4	34,2	31,5	31
- Acier liquide pour moulage		I							4.7	4,0	4,7	3

<sup>(1)</sup> L'importance relative exprimée sur base de données de 1962.

		Valeur	ajoutée			Heures-	ouvriers		V:	aleur de la	production	on .
NOMENCLATURE	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961
- Laminoirs								}	39,0	44,1	44,4	44,4
- Aciers marchands		1		1	ļ	ļ			8,4	9,8	10,1	10,6
- Profilés et zorès		1	}	1 .			1		1,0	1,1	1,0	0,9
,		ļ	ĺ		1							
- Rails et accessoires	j	1	1	1		1	İ		0,9	0,6	0,4	0,5
- Fil machine	İ	1	ĺ	•					2,7	3,3	3,7	3,2
- Tôles fortes				1	İ			<u> </u>	4,1	3,4	3,0	3,2
- Tôles moyennes	-	1					1		0,6	0,6	0,6	0,5
- Larges plats	3	1						ĺ	0,2 8,1	0,1 8,5	0,2 8,6	0,2 8,5
- Tôles fines noires					ĺ				0,1	0,5	0,0	0,5
– Feuillards et bandes à tubes		1					} .		1,2	1,5	1,7	1,7
- Tôles galvanisées						l I			3,9	5,0	4,5	5,8
- Tubes d'acier		1				)	Ì		2,2	2,8	2,4	2,5
- Demi-produits pour rela-			ļ						}			
mineurs							1		2,7	3,4	3,4	3,3
- Autres demi-produits						ĺ			3,0	2,2	4,5	3,5
b) Aciéries de moulage, fonderies						}	)			)		}
tréfilage, étirage, et laminage									İ			
à froid	2,7	2,8	2,8	3,0	27.0		10.5	70.5				}
- Aciéries de moulage					21,9	15,7 26,9	18,5 25,5	19,5 26,7	}			
- Fonderies	ľ				24,8	20,9	23,3	20,1			}	
- Tréfilerie, étirage, et lami- nage à froid					53,3	57,4	56,0	53,8		İ .		
nage a from					50,5	0.,1	,-	00,0				
c) Cokeries dépendantes de l'in-												
dustrie métallurgique	0,5	0,4	0,4	0,4								
d) Industrie des métaux non fer-								,				
reux												!
- Produits bruts		• •	• • •	• •			[			<b>50.0</b>		50.5
- Cuivre									55,8	59,3	57,9	59,5
- Zinc	J						1		22,4 10,9	24,5 8,4	26,1 7,8	24,8 8,2
– Plomb	Ì								10,3	7,2	7,6	7,1
- Etain	1			i					0,6	0,6	0,6	0,4
- Demi-produits							ļ	i I		,		· ·
- Cuivre		Ì					ĺ		56,9	57,0	58,6	57,5
- Zinc									11,0	10,0	9,3	8,6
- Plomb			į						6,7	5,5	4,7	4,0
– Étain									0,7	0,5	0,3	0,4
- Aluminium	ļ	į	į						24,7	27,0	27,1	29,5
14. Fabrication d'ouvrages en métaux		1					[		1			
à l'exclusion des machines et du matériel de transport	6,6	6,5	6,4	6,8			ı		į	-		
- Forge, estampage, gros em-	0,0	0,0	0,1	0,0			ļ		] ;			
boutissage et industries con-	{	į		İ	į							
nexes					10,8	10,7	10,4	9,7				
- Travail de la tôle et fabrica-							ļ i					
tions métalliques diverses	İ				26,3	27,1	25,4	25,0				!
- Accessoires métalliques du bâ-			1		97.0	90.6	21.4	27.2	İ			
timent	.	1			27,0	28,6	31,4	31,3				
- Ponts, charpentes, grosse	[	1			20,1	17,9	17,2	19,0				
chaudronnerie	İ	Ī	i		15,8	15,7	15,6	15,0				
- Almos et manaons					<b>'</b>	, ,	,	,-				
15. Construction de machines, à l'ex-												
clusion des machines électriques	4,2	4,2	4,7	5,2								
								, ·				
- Machines motrices, pneumati-	\				13,0	13,4	9,9	8,4				)
ques et hydrauliques	,				,	,.	- 1-	٠,٠		Ī		

		Valeur	ajoutée			Heures.	ouvriers		v	aleur de la	a producti	on
NOMENCLATURE	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	1961	1958	1959	1960	196
- Machines-outils					13,6 9,0	12,7 9,2	12,4 10,4	14,9 10,4				
- Constructions mécaniques diverses					13,6	13,9	13,9	13,4				
<ul> <li>Appareils de levage, manutention et pesage</li> <li>Appareils et installations pour</li> </ul>					15,8	16,3	12,9	10,9				
industries diverses					35,0	34,5	40,5	42,0				
6. Construction de machines électriques, appareils et fournitures électriques (1)	5,4	5 <b>,4</b>	5,4	6,2								
- Machines électriques rotatives et statiques	-,-	- 7-	- ,-	,					_	_	_	15,
<ul> <li>Appareils électriques indus- triels; petit matériel électrique d'installation; appareils élec-</li> </ul>												
tro domestiques						·			_			12
T.V.; fils, câbles, tubes pour canalisation; matériel d'éclai- rage; piles et accumulateurs; isolants pour l'électricité; di-												
vers									_	-	-	72,
7. Construction de matériel de trans- port	4,8	4,3	4,3	4,3	33,8	29,0	31,3	28,0				
- Matériel de chemin de fer et tramways					17,4	14,2	10,4	12,5				
- Automobile, cycle et industries connexes Construction aéronautique .	;				40,8 8,0	47,5 9,3	48,9 9,4	50,0 9,5				
8. Fine construction mécanique	0,3	0,3	0,2	0,2								
9. Électricité	5,3	5,2	5,1	5,1								
0. Distribution d'eau	1,2	1,3	1,2	1,3								

<sup>(1)</sup> La subdivision des produits n'est disponible qu'à partir de 1963. L'importance relative est exprimée sur base de données de cette année.

#### (4) La notion de production.

On calcule ordinairement les indices simples sur la base de la production brute. Les biens et services consommés (inputs) ne sont donc pas pris en considération.

En ce qui concerne les industries des fabrications métalliques, de l'habillement et de la confection et du bois, on ignore la production brute. Pour l'industrie du bois et de l'habillement et de la confection on utilise la valeur des livraisons à prix constants comme indicateur de production (valeur des livraisons à prix courants divisée par l'indice des prix de gros).

Quant aux fabrications métalliques, le calcul est un peu plus compliqué. Jusqu'à présent on avait calculé les indices sur la base des livraisons en quantités et à prix constants (livraisons à prix courants divisées par l'indice des prix de gros). Dès maintenant la méthode suivante sera employée.

On calcule un indice par groupe de produits sur la base des livraisons en quantités et à prix constants. Afin d'estimer le mieux possible la production, les indices partiels ont chaque fois été calculés sur la base des moyennes mobiles, dont le nombre de termes a été déterminé par la longueur du cycle estimé par Fabrimetal. Si la longueur de ce cycle est p.e. de 5 mois, on considère comme critère de la production de janvier, l'indice de la moyenne mobile des livraisons effectuées de janvier à mai de la même année. Pour les mois les plus récents, la moyenne

mobile est basée sur un nombre de mois de plus en plus réduits. Il en résulte que les indices des derniers mois ne sont ni entièrement comparables aux indices définitifs de mois plus éloignés ni aux indices des mois correspondants d'années précédentes. Les résultats sont donc forcément provisoires. On calcule ensuite une moyenne non pondérée à partir des indices des livraisons en quantité et à prix constants.

Enfin, on calcule une moyenne non pondérée de ce dernier indice et de l'indice du nombre d'heures-ouvriers, après avoir au préalable ramené l'indice du nombre d'heures-ouvriers au niveau du premier de ces indices. Dans ce but on établit chaque mois un coefficient, égal au rapport entre le total mobile de 5 mois de l'indice des livraisons et le total mobile de 5 mois de l'indice des heures ouvriers.

Etant donné que pour le calcul de ce facteur de correction les livraisons sont basées sur deux sommes mobiles successives et les heures ouvriers sur une somme mobile, les fluctuations aléatoires dans la série des livraisons seront moins importantes que dans la série des heures-ouvriers. Le rapport calculé ne subit donc pas uniquement l'influence de la productivité et doit simplement être considéré comme un opérateur.

b. Les nouveaux indices par branche d'activité sur base 1958 = 100.

Les indices révisés par branche d'activité sont repris au tableau 11.

Tableau 11. – INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE PAR BRANCHE D'ACTIVITÉ, 1958 = 100 (séries révisées).

Branche d'activité	Année	Coeff. pond.	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Moy. mens.
Extraction du	1958	9,9	118,1	106,8	112,0	106,8	103,4	92,9	87,7	90,5	94,1	103,9	85,9	98,1	100,0
harbon	1959	9,9	93,7	69,7	31,2	91,9	83,3	85,3	70,5	75,3	83,6	89,7	87,8	90,8	84,4
Harbon	1960	7,7	83,9	85,5	90,6	85,0	82,7	81,1	66,1	80,5	85,9	86,2	89,0	75,4	82,6
	1961	6,6	57,4	82,3	91,6	82,4	85,3	86,2	60,1	78,0	80,0	82,5	83,3	78,8	79,0
	1962	6,2	90,0	70,8	81,4	77,1	81,7	80,8	59,0	80,5	73,9	85,5	85,3	77,7	78,6
			1	76,4	82,6	83,7	85,5	72,0	58,2	74,3	76,4	87,4	82,8	84,6	79,5
	1963 1964	6,2	89,5 90,1	80,1	79,7	89,3	73,5	12,0							
-	1,01	, <b>0,</b> -		00,-											
utres industries	1958	1,0	84,5	71,2	88,4	110,3	107,9	115,8	95,9	108,5	118,7	113,9	83,9	101,0	100,0
tractives	1959	1,0	76,0	78,5	105,3	125,9	114,7	127,6	87,4	99,1	127,0	139,2	127,4	122,1	110,9
	1960	1,1	80,4	101,1	127,4	137,2	134,2	125,2	95,0	131,1	139,6	136,3	127,1	106,2	120,
	1961	1,0	64,0	112,2	153,2	150,2	151,9	160,7	121,7	175,1	169,0	169,4	168,6	142,9	144,9
	1962	1,0	134,2	125,6	158,4	145,3	177,9	185,0	142,6	193,9	191,0	217,6	170,4	130,6	164,4
	1963	1,0	55,9	67,9	152,2	210,4	202,9	202,2	185,0	220,8	230,0	241,5	218,8	187,9	181,3
	1964	1,0	192,0	203,4	235,9	261,6	245,7	• •			••	••	•••	••	• •
dustries alimen-	1958	5,8	87,5	77,6	80,9	82,1	81,9	91,7	107,6	97,2	97,1	142,0	140,3	114,3	100,0
ires à l'exclusion	1959	5,8	85,8	76,4	79,8	87,3	81,7	102,1	88,9	86,2	96,5	114,1	124,9	96,4	93,3
la fabrication	1960	5,8	78,6	81,0	91,2	83,1	86,1	106,1	95,8	101,1	106,5	180,0	181,4	117,9	109,
es boissons (à	1961	5,9	87,1	86,4	102,0	93,0	96,8	112,7	118,5	113,6	109,5	158,1	168,9	115,8	113,
excl. des bou-	1962	5,7	100,2	95,2	106,1	98,9	106.1	110,4	127,0	133,7	119,2	147,7	161,1	113,0	118,0
exer. des bou-	1963	5,7	106,6	96,1	107,1	103,7	110,9	106,6	125,9	134.4	117,3	164,6	167,1	115,3	121,2
			100,0	98,9	105,6	111,6	105,1		· ·		,				
ries non indus- elles)	1964	5,7	109,5	90,9	103,0	111,0	103,1	••	••	• •	•••				
abrication des	1958	2,5	88,1	89,9	109,3	96,5	110,2	114,9	105,3	106,0	103,5	104,6	84,9	87,1	100,0
oissons	1959	2,5	90,5	87,0	101,7	109,7	110,8	119,1	124,0	110,4	105,9	109,0	86,6	97,7	104,
, and a second	1960	2,4	89,3	96,0	102,8	113,7	116,6	114,0	112,7	106,3	106,1	96,6	92,1	98,5	103,
	1961	2,5	88,2	96,9	117,3	111,8	108,3	128,0	115,4	107,7	119,3		99,8	101,6	108,
	1962	2,5	89,0	97,7	117,8	98,0	117,6	127,6	122,2	120,9	109,9	103,8	105,8	93,6	108,
	1963	2,5	89,8	84,5	120,5	115,3	130,5	127,8	127,4	130,2	110,8	112,6	105,5	108,7	113,
	1964	2,5	109,4	104,2	116,9	129,3	122,3							•••	
			3040	00.4	00.0	101.4	00.4	110.2	00.2	102,5	110,6	109,3	87,4	105,7	100,
idustrie du tabac	1958	0,7	104,0	82,4	93,9	101,4	99,4	110,3	92,3		'			105,2	100,0
	1959	0,7	103,1	81,7	95,1	114,9	95,2	112,8	89,9	102,6	105,3	106,5	90,5	· '	
	1960	0,7	95,1	90,6	101,9	100,6	103,9	116,9	89,0	110,0	120,0	105,7	101,4	102,3	103,
	1961	0,7	106,8	96,0	116,5	97,7	104,3	123,8	81,9	110,5	112,1	110,7	103,1	99,7	105,
,	1962	0,7	110,0	92,0	108,1	99,3	113,6	113,2	98,1	116,1	101,9	115,8	103,3	107,8	106,6
	1963	0,7	106,6	93,6	110,7	108,6	122,5	114,3	100,4	109,7	119,0	123,5	107,3	107,3	110,
	1964	0,7	117,3	96,8	108,0	132,7	105,9	••	••	••	••	••	••	•••	•••
dustrie textile	1958	7,3	112,6	96,3	98,0	93,8	87,3	94,5	88,0	87,1	111,1	120,1	99,7	111,7	100,0
	1959	7,3	112,3	109,9	108,2	111,5	98,6	117,0	95,7	106,2	124,3	130,7	120,7	126,3	113,
	1960	7,9	122,0	116,8	131,0	117,7	118,1	122,3	95,4	110,6	132,0	139,1	127,1	122,5	121,
	1961	8,1	115,1	124,6	139,3	121,4	121,7	130,2	97,1	118,3	129,9	143,5	131,3	126,2	124,
	1962	7,8	127,8	125,9	135,3	126,4	130,5	126,6	106,4	118,3	134,6	154,1	144,0	134,5	130,4
	1963	7,8	136,0	136,1	141,9	147,7	144,6	134,8	115,5	130,5	146,3	161,6	145,0	145,3	140,
	1964	7,8	148,8	146,9	149,0	161,7	132,8	• •	••	••					
1	7050	2.6	041	99,0	121,6	117,1	104,8	94,3	74,3	89,9	115,2	122,1	87,9	88,5	100,
abrication d'ar-	1958	3,6	84,1			125,1	107,6	103,1	83,8	94,4	116,7	120,1	97,6	92,3	104,
les d'habille-	1959	3,6	85,9	103,9	127,9		122,1	115,0	82,5	107,0	134,6	130,8	111,4	103,6	113,
ent et de chaus-	1960	3,9	79,5	105,6	138,5	132,5					141,5	140,6	116,6	101,6	122,
res. Confection	1961	3,8	88,9	123,5	162,8	131,9	130,0	119,2	87,6	125,1					
ouvrages divers	1962	3,8	104,0	127,4	148,7	139,3	138,9	120,5	94,0	131,4	146,6	159,1	130,9	112,6	129,
tissus	1963	3,8	110,2	132,2	168,6	170,9	163,2	135,6	114,3	145,3	171,2	186,5	140,5	132,5	147,
Lissus	1964	3,8	143,8	173,4	189,5	180,8	148,0		'						

Tableau 11 (suite).

Branche d'activité	Année	Coeff. pond.	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Moy. mens.
Industrie du bois	1958	3,2	103,8	103,7	105,1	106,5	109,3	104,6	99,8	95,0	94,0	93,0	91,9	93,3	100,0
et industries con-	1959	3,2	94,7	96,2	101,5	106,9	112,0	111,0	110,0	109,0	110,4	111,8	114,6	117,9	108,0
nexes	1960	3,2	105,6	101,0	104,9	108,8	116,9	117,9	118,8	119,0	119,8	120,5	121,5	116,5	114,3
20.200	1961	3,3	120,5	120,7	126,2	131,7	137,3	135,3	133,4	131,4	131,7	131,9	132,2	132,7	130,4
	1962	3,3	127,9	132,9	146,2	141,0	152,3	150,1	124,0	148,4	155,6	165,5	148,5	149,3	145,1
	1963	3,3	126,1	132,6	156,3	184,4	188,8	168,9	159,2	170,5	187,5	201,5	167,4	187,5	169,2
	1964	3,3	170,7	176,5	181,4	193,2	182,9	••	••	••	• •	••	••	••	• • •
Industrie du pa-	1958	1,8	111,3	100,4	103,7	98,6	91,4	107,9	83,2	89,7	109,3	103,5	95,0	108,9	100,0
pier et du carton.	1959	1,8	102,3	97,8	104,0	110,3	96,3	113,6	86,1	99,7	118,9	121,9	112,8	120,8	107,1
Fabrication d'ar-	1960	1,9	112,5	114,3	128,7	114,8	127,9	119,6	90,7	117,8	130,9	125,2 $142,4$	121,0 136,5	123,2 $128,5$	118,9 124,3
ticles en papier et	1961	1,9	119,6	126,2	141,4	120,7	122,9	134,2	92,9	122,0 128,0	136,1 134,9	152,4	139,2	131,8	131,8
en carton	1962	1,8	139,0	128,4	139,0	121,2	134,2 147,5	130,6 142,2	103,2 $117,2$	142,5	155,5	180,0	153,0	160,7	148,4
	1963 1964	1,8 1,8	149,3 174,4	138,4 163,8	147,1 165,8	149,1 177,3	146,7	144,4	111,2	142,5	100,0	100,0	100,0		
	1904	1,0	114,4	103,0	103,0	111,0	140,1								
Industries du cuir,	1958	0,4	117,5	98,2	89,4	98,8	88,5	90,8	73,8	96,2	110,8	118,9	95,2	121,4	100,0
de la fourrure et	1959	0,4	112,7	98,2	109,2	120,6	106,3	122,4	80,0	101,5	116,8	119,1	98,8	112,5	108,3
des articles en cuir	1960	0,4	98,4	101,4	104,9	89,2	90,2	99,3	64,0	94,5	101,3	103,2	100,0	104,4 118,5	95,9 109,5
et en fourrure, à	1961	0,3	107,9	111,9	119,8	102,2	100,3	115,7	67,1	116,0 104,8	111,1 116,8	118,1 132,6	123,8 136,6	119,4	114,4
à l'exclusion des	1962	0,4	131,4	118,8	125,8	102,8	110,6 109,7	111,4 $112,7$	64,4 79,6	113,6	121,8	134,9	135,0	139,2	119,5
chaussures	1963	0,4	138,4 153,3	111,2 135,9	120,3 130,7	117,5 129,3	112,4	112,1		113,0	121,0		100,0		
·	1964	0,4	133,3	133,5	130,7	129,0	112,*	• • 			•••				
Industrie du	1958	0,5	102,6	108,5	109,2	101,7	94,0	103,4	80,4	86,4	105,5	108,3	90,1	107,5	100,6
caoutchouc	1959	0,5	103,7	103,2	107,6	120,2	102,6	125,9	96,4	107,0	124,0	123,7	120,6	115,3	112,0
	1960	0,6	101,6	112,5	122,9	115,4	125,8	120,2	101,6	91,5	121,4	137,0	116,3	112,3	114,9
	1961	0,5	84,7	134,3	138,6	131,2	141,4	146,8	112,3	109,2	139,9	142,8	139,1	145,1	130,5
	1962	0,5	142,9	139,6	145,9	137,0	144,1	136,5	120,3	116,4	145,5	152,8	142,2	139,6	138,6 142,9
	1963	0,5	139,8	136,4	140,1 165,4	145,3 167,0	145,1 143,1	144,7	122,5	119,2	152,3	165,8	142,5	160,5	142,9
	1964	0,5	159,6	160,0	103,4	107,0	140,1	••	• •	•••	• •				
Industrie chimi-	1958	6,0	104,0	93,8	103,5	98,9	97,8	102,5	93,8	96,8	104,0	107,7	94,5	102,6	100,0
que	1959	6,0	113,3	102,6	114,9	112,5	111,9	119,8	108,9	113,6	118,4	121,0 126,1	113,1 124,5	122,0 109,0	114,3 123,4
	1960	6,3	107,8	123,3	131,9	121,3	125,5	129,5	123,1	128,9 138,6	130,1 138,0	142,0	133,5	131,9	130,7
	1961	6,5	94,9	125,6	137,2	124,1 134,9	136,1 150,0	143,6 147,8	122,8 142,7	147,8	144,7	156,7	146,5	139,7	145,3
	1962	6,1	149,0	135,3	146,9	'	158,8	152,6	147,8	153,3	158,4	165,2	151,0	156,5	152,0
·	1963 1964	6,1 6,1	142,5 155,6	133,1 145,4	150,4 165,3		166,1								•••
Tu duntais dos dómi	1958	1,1	106,8	93,9	100,3	93,7	96,3	95,6	88,5	104,2	104,6	106,6	100,8	107,4	100,0
Industrie des déri- vés du pétrole et	1959	1,1	110,9	91,4	108,5	103,2	112,7	95,8	96,8	98,5	99,7	102,1	103,1	111,1	102,8
du charbon	1960	1,2	115,1	111,5	113,1	108,2	105,5	110,8	107,8	113,4	110,1	103,2	112,5	101,2	109,4
au charbon	1961	1,1	92,4	110,1	118,2	118,9	120,7	110,2	112,2	118,8	117,6	110,3	116,8	119,6	113,8
	1962	1,1	113,9	105,2	115,8	112,9	117,3	112,1	106,1	114,1	108,1	120,9	116,5	118,2	113,4
·	1963	1,1	128,8	134,6	146,2	133,2	138,3	135,6	126,2	137,1	134,3	142,5	137,3	143,9	136,4
	1964	1,1	137,5	121,5	124,9	135,3	122,4	••	••	••	• •		••	••	••
Industrie des pro-	1958	4,9	91,0	86,7	95,0	96,9	107,3	107,6	105,2	103,6	105,2	105,8	97,4	98,3	100,0
duits minéraux	1959	4,9	86,4	77,6	106,9	111,3	116,7	120,2	115,7	121,0	126,8	127,4	119,0	113,1	111,8
non métalliques à	1960	5,5	102,4	103,0	125,8	126,9	131,6	133,0	128,5	130,6	127,6	130,4	122,4	102,2	122,0
l'exclusion des dé-	1961	5,6	86,9	99,4	122,1	125,5	138,6	140,7	136,5	138,6	135,5	136,5	132,1	122,4	126,2
rivés du pétrole et	1962	5,5	116,6	115,0	127,6	133,9	149,4	141,2	134,8	142,2	142,6	148,8	128,9 142,0	123,9 123,9	133,7 131,2
du charbon	1963 1964	5,5 5,5	94,8 123,5	81,0 131,2	112,6 138,8	133,8 150,9	147,6 156,9	144,1	142,4	146,4	150,5	154,3	142,0	123,9	131,2
												107,4	93,4	103,7	100,0
Industrie métal-	1958	10,6	108,5	99,1	103,6	100,4	95,5 100,4	97,2 109,7	89,4 99,3	96,0 102,1	103,5 115,3	122,1	122,7	121,6	100,0
lurgique de base	1959	10,6	103,0 115,1	95,8 118,9	103,5 128,5	108,5 119,7	118,6	121,9	109,4	124,2	129,5	128,1	122,5	103,1	119,9
1	1960	11,3					129,1	131,8	110,2	126,3	129,7	130,2	124,5	123,3	121,7
	1 (14.			17/1.	14.11 × ·										
	1961	12,8 11.6	61,0	124,5 $122.9$	140,8 135.8	128,2 126.0						1		129,1	126,7
	1961 1962 1963	12,8 11,6 11,6	128,4 131,0	124,5 122,9 122,5	135,8 134,9	126,2 126,0 133,2	132,9 134,6	127,8 126,4	108,4 118,3	122,9 128,7	127,3 133,5	129,6 144,9	128,5 133,7		

Tableau 11 (suite).

	T	C	1	T	T	1	<u></u>	T	1		1		1		Moy.
Branche d'activité	Année	Coeff. pond.	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	mens.
T. 1	1050		100 5	100,1	101,7	98,2	95,1	97,9	89,2	98,2	105,7	106,7	96,4	101,2	100,0
Fabrication d'ou-	1958 1959	5,5	109,5	97,3	106,1	109,0	106,0	118,5	108,0	127,4	139,4	139,3	134,1	137,6	118,5
vrages en métaux	1960	5,5	131,3	133,2	139,0	126,9	125,8	127,9	110.7	132,8	135.7	128,0	127,2	119,4	128,2
à l'exclusion des		5,4	1 1	1		135,7	141,9	141,6	121,2	148,2	149,6	151,0	147,9	140,9	139,2
machines et du	1961	5,3	111,6	136,0	147,3	145,7	151,6	150,2	137,0	168,2	170,0	174,4	165,6	155,5	154,2
matériel de trans-	1962	5,6	143,4	140,9	149,5	1 '		1	1	1 '	1				
port	1963	5,6	156,5	156,8	168,7	169,6	173,8	168,5	156,1	181,3	192,4	200,1	187,8	185,6	174,8
	1964	5,6	184,8	180,0	187,0	194,2	173,7			••	••			• • •	
		,	1	1											
Construction de	1958	3,4	103,5	97,2	101,2	100,1	99,4	100,7	93,7	97,4	103,5	105,2	97,4	100,6	100,0
machines à l'ex-	1959	3,4	96,4	93,0	100,2	102,7	99,8	108,3	98,9	104,6	113,1	118,0	115,4	120,7	105,9
clusion des machi-	1960	3,5	116,2	122,5	131,5	127,1	125,8	126,7	109,5	130,4	129,7	127,2	127,8	123,2	124,9
nes électriques	1961	3,9	119,2	144,1	155,4	145,9	149,1	148,6	133,3	149,1	152,1	157,9	158,4	157,0	147.5
nes electriques	1962	4,2	160,3	155,6	164,0	157,7	163,1	158,7	146,5	162,8	164,0	171,2	163,4	158,6	160,5
	1963	4,2	157,6	157,9	170,6	178,6	173,4	177,2	163,2	178,9	195,6	199,3	185,3	188,9	177,7
	1964	4,2	179,8	180,2	191,2	202,8	186,9			1				1	<b>!</b>
	1904	4,2	119,0	100,2	191,4	2.72,0	100,5		• • •	•••	• • •	•••	•••	••	••
Construction de	1958	4,5	105,3	95,5	99,4	96,4	94,4	97,8	94,2	96,6	110,1	108,5	99,9	102,1	100,0
machines électri-	1959	4,5	93,9	93,3	95,6	94,4	89,3	97,4	88,0	96,6	112,0	108,7	107,1	106,3	98,6
ques, d'appareils	1960	4,4	93,1	99,2	107,3	102,9	104,4	106,0	96,7	106,6	119,4	115,5	111,3	107,0	105,8
et de fournitures	1961	4,4	97,8	115,7	123,9	116,2	118,2	122,2	104,0	124,3	130,7	127,0	124,1	122,3	118,8
électriques	1962	5,0	109,5	109,4	116,8	110,8	114,3	118,8	101,6	128,1	132,3	129,5	127,9	123,6	118,6
<u>-</u>	1963	5,0	116,9	121,9	127,6	120,7	120,3	126,9	112,6	137,6	154,2	158,4	155,2	149,2	133,3
	1964	5,0	140,5	142,6	143,7	143,8	136,0								
	]														
Construction de	1958	3,9	113,8	106,5	109,8	108,5	107,5	101,7	97,1	88,2	95,5	93,1	85,7	90,8	100,0
matériel de trans-	1959	3,9	89,9	93,1	98,6	102,6	99,5	101,9	93,0	85,8	102,5	112,2	104,0	110,1	99,4
port	1960	3,5	102,3	105,2	114,8	109,3	104,0	94,1	79,3	83,5	91,0	90,7	89,8	94,2	96,5
	1961	3,7	90,0	102,8	128,2	115,6	118,0	112,0	98,1	102,3	108,7	102,1	105,4	109,8	107,8
	1962	3,6	119,1	118,5	122,2	121,6	124,8	116,4	103,3	103,1	110,1	116,1	114,9	111,5	115,2
	1963	3,6	117,2	127,1	146,6	154,1	156,1	141,8	128,8	124,9	139,4	145,9	135,5	149,1	138,9
	1964	3,6	147,3	151,1	151,6	161,8	142,9	••		• •	• •	l	• • •		• •
Fine construction	1958	0,2	92,7	95,8	101,3	98,0	99,3	105,0	90,9	101,4	111,1	107,7	94,3	102,1	100,0
mécanique	1959	0,2	95,8	98,0	104,4	98,3	94,3	99,9	89,4	103,0	106,0	106,4	87,7	86,8	97,5
	1960	0,2	70,1	64,6	68,4	64,5	66,3	66,0	58,2	70,8	77,6	80,6	80,2	82,4	70,9
	1961	0,2	76,9	81,6	84,2	75,6	68,8	81,5	65,7	85,4	88,8	86,5	87,1	78,4	80,0
	1962	0,2	81,1	81,0	81,2	73,8	80,2	77,1	72,7	84,6	97,0	93,2	91,9	89,7	83,6
	1963	0,2	85,3	85,9	88,4	87,7	86,1	88,7	75,4	91,1	99,7	105,0	99,4	103,1	91,4
	1964	0,2	100,9	105,7	102,9	105,1	95,5			••		••			
Électricité	1958	4,4	119,0	99,3	106,0	97,9	91,8	91,0	86,5	90,9	99,7	106,5	99,9	111,6	100,0
	1959	4,4	110,7	98,0	103,2	103,3	94,7	97,5	90,0	95,6	108,0	120,5	117,8	123,1	105,2
	1960	4,3	118,1	113,2	117,1	109,1	108,4	106,3	100,0	111,9	114,6	121,0	118,4	116,8	112,8
	1961	4,3	103,6	114,6	125,2	113,3	114,6	116,9	102,8	114,8	124,2	135,4	134,2	134,7	119,5
	1962	4,2	136,7	123,1	136,3	122,6	125,0	118,7	108,6	121,3	130,4	147,7	149,0	153,3	131,1
	1963	4,2	159,5	143,8	153,3	139,9	134,1	126,1	120,1	126,9	136,0	154,0	148,8	163,1	142,1
	1964	4,2	164,3	149,1	160,0	153,8	140,2	••	••	••	• •	••	••		••
Distribution d'eau	1958	1,0	104,1	110,9	96,9	92,9	105,9	97,4	98,5	104,5	96,3	101,6	95,7	95,1	100,0
PISHIDUHUH U CAU	1959	1,0	105,8	82,8	93,9	94,5	97,6	103,2	109,8	103,0	101,9	100,2	92,8	107,5	99,4
	1960	1,1	119,5	103,9	105,8	99,7	109,2	108,6	112,7	111,2	113,5	105,0	108,2	110,3	108,9
	1961	1,0	118,7	109,3	109,1	117,3	115,1	127,6	126,0	112,7	111,2	112,5	109,7	122,6	116,0
	1962	1,1	118,7	115,3	113,2	117,6	113,6	109,5	109,6	108,5	110,7	108,9	105,6	124,4	113,0
	1963	1,1	116,3	105,2	132,8	114,9	118,7	121,2	116,5	121,0	113,8	121,1	124,6	114,4	118,4
	1964	1,1	F	122,9	117,2	116,7									
1	1704	1,1	117,0	144,7	111,4	110,1	******	••		•••	•••	••••	• • •		•••

Tableau 11 (suite).

Branche d'activité	Année	Coeff. pond.	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Moy. mens.
Indice global de la	1958	82,2	105,4	96,9	102,3	99.6	97,7	98,5	92,3	95,0	103,2	109,6	96,8	102,0	100,0
production indus-	1959	82,2	98,4	91,0	102,1	105,1	99,4	107,3	95,6	100,5	111,6	117,0	112,2	113,0	104,3
-	1960	82,3	104,0	107.3	117.9	111,4	111,8	113,7	100,1	111,9	118,8	123,6	119.9	106.5	112,2
trielle, abstraction faite de la con-	1961	83,4	89,2	112,6	127,7	117,4	120,5	124,4	109,5	120,4	124,7	129,6	127,1	120.3	118,6
strction	1962	81,9	120,5	115,9	127,4	120,4	128,0	125,2	111,4	127,4	129,5	139,7	133,9	125,2	125,4
streuon	1963	81.9	123,1	118,8	134,2	136,6	139,1	131,5	122,0	135,1	142,0	154,9	142,8	140,9	135,1
	1964	81,9	140.9	138,5	145,0	151.9	137,9								
	1904	01,9	140,9	130,3	140,0	101,5	101,5								
Construction	1958	17,8	101,2	92,1	92,5	109.0	107,0	105.9	89.9	92,1	108.7	110,8	96,2	94.5	100,0
Construction	1959	17,8	72,7	57.7	108,7	116.4	111,1	123,9	101,2	113,2	126,8	129,1	116,1	118,4	107.9
	1960	17,7	89,3	94,1	138,2	134,9	135,0	142,8	106.9	131,7	139,1	134,3	136,5	126,7	125,8
	1961	16,6	97,7	124,3	154,5	138,9	152,8	156,6	114,1	150,1	151,2	156,6	154,2	113,6	138,8
	1962	18,1	128,5	116,2	129,9	149,5	162,4	155,3	123.3	156,6	154.6	174,5	160,5	122,0	144,5
	1963	18,1	53,8	58,7	137,6	174,9	185,0	169,6	146,7	167,9	174,7	191,9	172,1	125,0	146,5
	1964	18,1	143,9	166.7	168,6	191,5	173,2	,					'		'
	1704	10,1	1.20,2	100,.	100,0	1,1,0	110,-						į		
i				ĺ											
Indice global y	1958	100,0	104,7	96,0	100,6	101,3	99,4	99,8	91,9	94,5	104,2	109,8	96,7	100,7	100,0
compris la con-	1959	100,0	93,8	85,1	103,3	107,1	101,5	110,3	96,6	102,8	114,3	119,2	112,9	114,0	104,9
struction	1960	100,0	101,4	105,0	121,3	115.4	115,7	118,6	101,2	115,3	122,2	125,3	122,7	109,9	114,5
struction	1961	100,0	91,3	114,7	132,0	120,9	125,6	129,6	110,4	125,2	129,0	134,0	131,5	119,6	122,0
	1962	100,0	121,0	116,1	128,0	125,2	133,6	130,2	113,5	132,3	133,7	145,4	139,4	125,0	128,6
	1963	100,0	112,1	109,7	134,9	142,9	146,7	137,9	126.1	140,5	147,5	161,2	147,7	139,5	137,1
	1964	100,0	141.5	143,3	149,1	159,7	144,3								
	1704	100,0	111,0	110,0	,-										
										l		1			[

c. Indices par grandes classes d'activité sur base 1953 = 100.

Les indices de production étant notamment destinés à suivre des évolutions à plus long terme, il est utile de disposer également des indices sur la base 1953 = 100. Les indices, par branche d'activité, sont donnés sur cette base au tableau 12. Les séries publiées jusqu'à ce jour y sont reprises pour la période 1953-1957. A partir de 1958, les séries révisées sur base

1958 = 100 sont converties en séries sur base 1953 = 100 en les multipliant par les indices correspondants de 1958 par rapport à 1953, les indices de 1958 étant calculés suivant la méthode employée précédemment.

Les nouveaux indices sur base 1953 = 100 ne sont disponibles qu'au niveau de la branche d'activité, la répartition des activités adoptée pour l'ancien indice 1953 = 100 ne correspondant pas entièrement à la classification employée actuellement.

Tableau 12. – INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE, 1953 = 100 (Séries révisées à partir de 1958 – Chiffres provisoires à partir de juin 1964).

BRANCHE D'ACTIVITÉ	Année	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Mo mer
											707.0		107.4	100
Extraction du charbon	1953	105,4	97,2	107,2	104,6	95,5	104,7	85,4	93,1	99,8	105,3	100,5	101,4	100
•	1954	102,1	97,4	106,8	99,2	91,8	97,3	82,6	92,9	96,9	100,0	97,6	102,9	97
	1955	99,9	93,1	106,4	99,5	96,2	103,6	74,9	98,6	103,4	107,4	102,4	111,2	99
	1956	104,1	95,4	113,8	101,5	103,2	103,4	81,5	87,3	88,9	105,6	101,2	94,0	98
	1957	96,5	95,5	101,3	98,6	101,3	95,2	82,3	95,3	87,4	106,2	101,2	100,5	96
•	1958	106,3	96,1	100,8	96,1	93,1	83,6	78,9	81,5	84,7	93,5	77,3	88,3	90
	1959	84,3	62,7	82,1	82,7	75,0	76,8	63,5	67,8	75,2	80,7	79,0	81,7	76
	1960	75,5	77,0	81,5	76,5	74,4	73,0	59,5	72,5	77,3	77,6	80,1	67,9	74
	1961	51,7	74,1	82,4	74,2	76,8	77,6	54,1	70,2	72,0	74,3	75,0	70,9	71
	1962	81,0	63,7	73,3	69,4	73,5	72,7	53,1	72,5	66,5	77,0	76,8	69,9	70
	1963	80,6	68,8	74,3	75,3	77,0	64,8	52,4	66,9	68,8	78,7	74,5	76,1	71
. 1	1964	81,1	72,0	71,7	80,4	66,2	71,5	54,0	62,4			••	••	
					705 0	100.0	175.0	00.4	100.0	100.0	196 5	104.6	06.6	100
utres industries extrac-	1953	66,2	66,7	95,3	105,3	102,8	115,9	99,4	109,9	120,9	126,5	104,6	86,6	100
ives	1954	55,4	40,9	91,8	100,0	104,8	102,5	87,2	97,1	110,0	108,7	98,2	92,5	90
	1955	73,5	50,1	79,8	104,2	97,0	106,7	86,6	105,3	112,6	116,2	103,4	99,5	94
	1956	81,7	28,7	98,3	111,6	114,2	121,4	95,8	116,2	117,8	120,3	100,1	97,4	100
	1957	91,4	81,2	106,2	111,4	110,3	104,3	88,7	104,0	107,4	117,9	94,6	89,1	100
	1958	72,8	61,4	76,2	95,1	93,0	99,8	82,7	93,5	102,3	98,2	72,3	87,1	86
	1959	65,5	67,7	90,8	108,5	98,9	110,0	75,3	85,4	109,5	120,0	109,8	105,3	95
	1960	69,3	87,1	109,8	118,3	115,7	107,9	81,9	113,0	120,3	117,5	109,6	91,5	103
•	1961	55,2	96,7	132,1	129,5	130,9	138,5	104,9	150,9	145,7	146,0	145,3	123,2	124
	1962	115,7	108,3	136,5	125,2	153,3	159,5	122,9	167,1	164,6	187,6	146,9	112,6	14]
	1963	48,2	58,5	131,2	181,4	174,9	174,3	159,5	190,3	198,3	208,2	188,6	162,0	156
	1964	165,5	175,3	203,3	225,5	211,8	215,0	164,2	202,1		••			
	1052	00.9	75.0	85,7	87,3	93,6	99,1	99,1	95,1	87,5	149,3	144,2	103,0	100
ndustries alimentaires et	1953	80,2	75,9	3	ı	89,8	100,8	98,0	90,4	91,3	127,9	144,5	112,3	99
abrication des boissons,	1954	74,1	69,1	92,3	98,7			103,5	96,9	101,9	131,7	151,8	113,6	104
l'exclusion des boulan-	1955	78,7	80,6	90,9	102,3	95,1	104,2		100,9	94,7	126,6	153,5	110,7	104
eries et boucheries indus-	1956	79,4	73,4	105,0	96,8	103,2	107,4	96,4						1
rielles	1957	87,8	87,5	105,6	96,6	105,7	102,7	106,7	101,4	92,5	143,9	151,8	98,3	106
	1958	96,3	89,3	98,3	95,0	99,4	108,5	117,4	109,7	108,7	143,4	135,6	116,4	109
	1959	95,7	87,4	95,0	103,3	99,4	117,8	109,4	102,8	109,1	123,6	124,4	106,3	106
	1960	89,7	93,8	104,0	101,0	104,3	119,1	110,8	112,9	116,9	171,9	171,6	123,6	118
	1961	96,4	98,9	118,0	109,3	110,8	129,7	129,5	123,0	124,3	154,9	160,7	122,4	123
,	1962	106,3	105,8	121,1	108,7	121,1	127,9	138,1	142,5	127,9	146,6	157,3	117,6	126
	1963	110,9	101,5	123,1	118,7	129,6	125,4	139,2	146,5	126,7	162,0	161,2	124,6	130
ı	1964	120,5	110,8	120,5	129,4	121,9	136,9	145,3	134,0	• •	• •		• •	-
ndustrie du tabac	1953	94,9	92,5	93,5	101,2	90,9	116,5	98,1	107,7	107,5	100,2	91,4	105,6	100
ndustrie du tabac	1954	93,4	81,9	102,7	99,5	102,7	106,4	97,7	103,5	106,3	97,6	95,4	107,1	99
		,	88,8	101,4	92,9	94,5	113,2	97,4	106,6	109,0	100,8	95,4	102,0	99
	1955	92,2		101,4	100,6	103,3	111,3	96,1	105,8	106,1	107,6	93,9	110,6	
	1956	95,4	92,9			112,7	109,0	103,1	111,4	114,4	117,6	108,0	104,9	
	1957	118,6	93,8	98,5	107,9		119,3	99,9	110,9	119,7	118,3	94,6	114,4	
	1958	112,5	89,2	101,6	109,7	107,6				113,9	115,2	97,9	113,8	
	1959	111,6	88,4	102,9	124,3	103,0	122,0	97,3	111,0				1	
•	1960	102,9	98,0	110,3	108,8	112,4	126,5	96,3	119,0	129,8	114,4	109,7	110,7	
	1961	115,6	103,9	126,1	105,7	112,9	134,0	88,6	119,6	121,3	119,8	111,6	107,9	
	1962	119,0	99,5	117,0	107,4	122,9	122,5	106,1	125,6	110,3	125,3	111,8	116,4	
	1963	115,3	101,3	119,8	117,5	132,5	123,7	108,6	118,7	128,8	133,6	116,1	116,1	11
	1964	126,9	104,7	116,9	143,6	114,6	144,6	117,6	102,5	• •	•••	• •		
			ļ			!							[ 	
,				j					1	ŀ	l	l	1	1

BRANCHE D'ACTIVITÉ	Année	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Moy. mens.
Industrie textile	1953	95,6	92,0	101,1	96,6	86,2	99,2	81,1	94,6	115,8	118,9	108,8	110,2	100,0
	1954	100,9	100,8	114,2	102,9	98,4	104,5	84,5	103,8	120,8	123,4	116,0	121,0	107,6
	1955	109,0	109,3	119,7	107,9	102,0	114,8	80,4	106,9	123,2	123,1	120,8	126,9	112,0
	1956	117,8	114,4	127,3	112,0	113,9	121,1	92,9	116,2	123,9	138,8	137,5	124,6	119,9
	1957	134,6	128,2	135,0	130,6	134,5	120,3	101,7	111,0	123,0	132,9	114,4	108,8	122,9
	1958	117,0	100,1	101,8	97,5	90,7	98,2	91,4	90,5	115,4	124,8	103,6	116,1	103,9
	1959	116,7	109,0	112,4	115,8	102,4	121,6	99,4	110,3	129,1	135,8	125,4	131,2	117,4
•	1960	126,8	121,4	136,1	122,3	122,7	127,1	99,1	114,9 122,9	137,1	144,5 149,1	132,1 136,4	127,3 131,1	125,9 129,8
	1961	119,6	129,5	144,7	126,1	126,4	135,3	100,9	· ·	135,0 139,8	160,1	149,6	139,7	135,5
	1962	132,8	130,8	140,6	131,3 153,5	135,6 150,2	131,5 140,1	110,5 120,0	122,9 135,6	152,0	167,9	150,7	151,0	146,1
	1963 1964	141,3 154,6	141,4 152,6	147,4 154,8	168,0	137,8	157,6	118,6	122,9					
Fabrication d'articles	1953	93,6	100,2	120,4	115,9	103,3	96,1	74,2	90,7	110,4	114,8	93,7	86,7	100,0
Fabrication d'articles d'habillement et de chaus-	1955	85,7	96,0	115,0	114,4	110,4	103,3	77,0	95,9	112,9	113,2	100,9	95,3	101,7
sures. Confection d'ou-	1955	93,1	103,3		113,4	109,7	103,9	75,9	95,8	112,3	111,3	102,3	99,9	103,0
vrages divers en tissus	1956	101,4	105,8	127,8	113,6	116.4	115,4	78,8	107,8	113,4	122,0	112,6	104,1	109,9
vrages divers en tissus	1957	108,0	108,4	124,4	124,0	123,5	105,0	85,7	106,8	114,2	115,9	101,3	95,1	109,3
	1958	88,8	104,5		123,7	110,7	99,6	78,5	94,9	121,7	128,9	92,8	93,5	105,6
	1959	90,7	109,7	1	132,1	113,6	108,9	88,5	99,7	123,2	126,8	103,1	97,5	110,7
	1960	84,0	111,5	146,3	139,9	128,9	121,4	87,1	113,0	142,1	138,1	117,6	109,4	120,0
	1961	93,9	130,4	171,9	139,3	137,3	125,9	92,5	132,1	149,4	148,5	123,1	107,3	129,1
	1962	109,8	134,5	157,0	147,1	146,7	127,2	99,3	138,8	154,8	168,0	138,2	118,9	136,6
	1963	116,4	139,6	178,0	180,5	172,3	143,2	120,7	153,4	180,8	196,9	148,4	139,9	155,9
	1964	151,9	183,1	200,1	182,8	156,3	164,0	116,4	153,8	••		••	. ••	•••
Industrie du bois et in-	1953	91,3	89,6	94,3	99,0	103,7	102,9	102,0	101,1	102,6	104,1	105,6	103,8	100,0
dustries connexes	1954	93,6	91,4	98,6	105,7	112,9	113,3	113,7	114,0	112,6	111,2	109,8	108,4	107,1
	1955	97,9	95,5	103,2	110,0	118,7	118,0	117,4	116,7	118,8	120,8	122,7	119,0	113,3
	1956	110,8	108,2	115,9	123,7	131,4	127,8	124,1	120,3	122,4	124,4	126,4	123,4	121,6
	1957	124,4	122,6	127,8	133,2	138,3	135,5	132,5	129,5	132,0	136,3	139,7	137,7	132,5
	1958	145,4	145,3	147,2	149,2	153,1	146,5	139,8	133,1	131,7	130,3	128,8	130,7	140,1
	1959	132,7	134,8	142,2	149,8	156,9	155,5	154,1	152,7	154,7	156,6	160,6	165,2	151,3
	1960	147,9	141,5	147,0	152,4	163,8	165,2	166,4	166,7	167,8	168,8	170,2	163,2	160,1
Ì	1961	168,8	169,1	176,8	184,5	192,4	189,6	186,9	184,1	184,5	184,8	185,2	185,9	182,7 203,3
	1962	179,2	186,2	204,8	197,5	213,4	210,3	173,7	207,9	218,0	231,9	208,0	209,2 262,7	237,0
	1963	176,7	185,8	219,0	258,3	264,5	236,6	223,0 271,0	238,9 217,3	262,7	282,3	234,5		
	1964	239,2	247,3	254,1	270,7	256,2	318,4	211,0	211,5	•••			••	••
Industrie du papier et du	1953	99,3	95,3	104,5	98,9	88,6	102,1	83,9	94,5	108,0	112,1	103,6	109,3	100,0
arton. Fabrication d'ar-	1954	100,0	101,0	113,6	108,4	99,5	109,9	90,4	99,7	116,0	115,5	110,8	121,0	107,2
ticles en papier et en car-	1955	109,5	112,2	125,9	117,2	109,6	123,7	95,3	113,9	132,4	128,4	121,2	130,8	118,9
on	1956	136,6	131,1	142,8	126,0	132,9	145,3	112,3	136,2	141,2	157,4	146,7	147,3	138,0
	1957	163,7	151,0	159,3	156,7	158,4	146,2	124,5	140,1	159,0	164,4	147,6 137,9	154,7 158,1	152,1
	1958	161,6	145,8	150,6	143,2	138,7	156,7	120,8	130,2	158,7	150,3	163,8	175,4	145,2 155,5
	1959	148,5	142,0	151,0	160,2	139,8	164,9	125,0	144,8	172,6 190,1	177,0 181,8	175,7	178,9	172,6
	1960	163,4	166,0	186,9	166,7	185,7 178,5	173,7 194,9	131,7 134,9	171,0 177,1	197,6	206,7	198,2	186,6	180,5
	1961	173,7	183,2	205,3 201,8	175,3 176,0	194,9	189,6	149,8	185,9	195,9	221,3	202,1	191,4	191,4
	1962 1963	201,8 216,8	186,4 201,0	213,6	216,5	214,2	206,5	170,2	206,9	225,8	261,4	222,2	233,3	215,5
	1964	253,2	237,8	240,7	254,1	213,0	240,4	177,8	196,8					•••
	1953	118,2	100,2	115,8	103,3	85,0	93,3	65,2	92,0	118,1	111,4	100,1	97,4	100,0
Industries du cuir, de la courrure et des articles en	1954	98,7	88,8	106,8	100,8	99,5	101,5	67,3	105,5	117,2	105,6	98,5	104,3	99,5
cuir et en fourrure, à l'ex-	1955	99,7	93,7	118,1	105,2	102,3	102,0	75,9	113,5	120,2	125,9	111,6	125,1	107,8
cuir et en fourrure, a l'ex-	1956	120,3	113,3	126,4	110,8	102,3	121,7	87,4	118,8	124,7	133,6	128,5	125,4	118,3
TUSTOR GES CHAUSSUICS	1957	142,2	130,3	127,7	117,9	114,7	114,3	81,6	106,3	124,7	133,4	104,9	112,7	117,6
	1958	118,8	99,3	90,4	99,9	89,5	91,8	74,6	97,3	112,0	120,2	96,2	122,7	101,1
	1959	113,9	99,3	110,4	121,9	107,5	123,7	80,9	102,6	118,1	120,4	99,9	113,7	109,5
	1960	99,5	102,5	106,1	90,2	91,2	100,4	64,7	95,5	102,4	104,3	101,1	105,5	97,0
	1961	109,1	113,1	121,1	103,3	101,4	117,0	67,8	117,3	112,3	119,4	125,2	119,8	110,6
		- 7-	,									1	1 4 4 4	115,9
	1962	132,8	120,1	127,2	103,9	111,8	112,6	65,1	106,0	118,1	134,1	138,1	120,7	ı
	1962 1963	132,8 139,9	120,1 112,4	127,2 121,6	118,8	110,9	112,6 113,9 108,6	80,5	106,0 114,8 107,7	118,1 123,1	134,1 136,4	138,1 136,5	120,7	120,8

							<del></del>	·····						
BRANCHE D'ACTIVITÉ	Année	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Moy. mens.
Industrie chimique, y	1953	89,2	86,7	98,0	102,2	98,0	103,4	92,3	103,3	103,2	108,2	105,5	109,9	100,0
compris l'industrie du	1954	103,8	101,6	118,0	111,5	110,1	113,4	103,4	115,5	117,1	119,1	116,3	120,4	112,5
caoutchouc	1955	121,2	120,3	130,1	123,6	120,4	126,1	112,0	126,9	124,6	103,2	121,2	127,9	121,4
	1956	129,6	123,2	136,0	126,9	132,1	131,9	121,2	125,1	131,9	139,3	139,1	137,0	131,1
	1957	147,7	131,0	137,4	136,9	141,4	128,9	118,7	133,6	137,2	146,3	126,9	130,7	134,7
	1958	139,4	128,1	139,8	133,2	130,8	137,7	124,1	128,5	139,9	144,8	126,2	138,5	134,3
	1959	150,8	137,9	153,2	152,2	148,9	161,8	144,5	151,6	159,8	162,9	153,0	162,9	153,3
	1960	143,8	164,1	175,9	162,0	168,5	172,4	162,2	168,0	173,5	170,8	166,0	146,9	164,5
	1961	126,0	169,6	184,3	167,5	183,3	193,1	163,2	182,0	185,2	190,7	179,8	178,6	175,3
	1962	199,0	182,0	196,9	181,2	200,5	196,9	188,6	194,3	194,2	209,6		187,3	194,0
	1963	191,0	178,9	200,5	204,7	211,4	203,6	195,0	201,2	211,7	221,6	201,5	210,6	202,8
	1964	209,7	198,1	223,7	232,0	220,0	249,7	210,5	222,6	••	••		• • •	••
Industrie des dérivés du	1953	106,4	93,6	100,1	100,1	101,7	99,5	99,0	102,1	100,4	100,4	88,3	102,5	100,0
pétrole et du charbon	1954	104,1	90,0	102,6	106,6	105,2	106,9	105,8	110,8	109,7	115,5	106,1	121,8	107,1
	1955	117,7	109,9	111,2	114,3	124,5	116,0	120,7	125,8	123,0	105,2	123,0	128,1	118,3
	1956	132,5	125,2	133,8	134,1	139,1	134,8	132,9	136,1	118,8	137,7	124,2	126,6	131,4
	1957	124,1	111,5	127,9	126,7	135,8	116,3	101,2	141,5	138,5	138,2	143,4	150,1	129,6
	1958	145,2	127,7	136,4	127,4	131,0	130,0	120,4	141,7	142,3	145,0	137,1	146,1	136,0
	1959	150,8	124,3	147,6	140,4	153,2	130,3	131,6	134,0	135,6	138,9	140,2	151,1	139,8
	1960	156,5	151,6	153,8	147,2	143,5	150,7	146,6	154,2	149,7	140,4	153,0	137,6	148,8
	1961	125,7	149,7	160,8	161,7	164,2	149,9	152,6	161,6	159,9	150,0	158,8	162,7	154,8
	1962	154,9	143,1	157,5	153,5	159,5	152,5	144,3	155,2	147,0	164,4	158,4	160,8	154,2
	1963	175,2	183,1	198,8	179,8	188,1	184,4	171,6	186,5	182,6	193,8	186,7	195,7	185,5
	1964	187,0	165,2	169,9	184,0	166,5	166,6	175,2	174,9	••	•••	•••		••
Industrie des produits	1953	72,8	70,7	83,2	90,3	108,4	116,8	119,0	115,0	112,8	112,4	99,0	99,8	100,0
minéraux non métalli-	1954	93,5	76,4	101,8	99,2	112,2	117,1	151,8	115,1	117,0	113,9	102,6	100,6	108,4
ques, à l'exclusion des	1955	95,8	85,5	91,3	105,4	128,0	134,1	132,8	135,9	139,6	142,6	129,0	125,2	120,4
dérivés du pétrole et du	1956	106,6	90,1	115,2	122,5	143,2	143,3	141,8	137,8	127,3	133,6	123,8	119,8	125,4
charbon	1957	108,1	98,8	116,2	129,4	144,4	130,3	137,6	132,8	132,1	134,3	115,5	106,9	123,8
	1958	111,7	106,4	116,6	118,9	131,7	132,0	129,1	127,1	129,1	129,8	119,5	120,6	122,7
	1959	106,0	95,2	131,2	136,6	143,2	147,5	142,0	148,5	155,6	156,3	146,0	138,8	137,2
	1960	125,6	126,4	154,4	155,7	161,5	163,2	157,7	160,2	156,6	160,0	150,2	125,4	149,7
	1961	106,6	122,0	149,8	154,0	170,1	172,6	167,5	170,1	166,3	167,5	162,1	150,2	154,8
	1962	143,1	141,1	156,6	164,3	183,3	173,3	165,4	174,5	175,0	182,6	158,2	152,0	164,0
	1963	116,3	99,4	138,2	164,2	181,1	176,8	176,7	179,6	184,7	189,3	174,2	152,0	161,0
	1964	151,5	161,0	170,3	185,1	192,5	221,7	196,8	200,7	• •		••		• •
Sidérurgie	1953	108,7	96,3	108,8	109,3	98,8	105,3	87,4	91,2	95,7	102,1	94,4	102,3	100,0
	1954	101,6	98,3	107,5	102,9	102,3	107,5	99,4	107,8	117,7	121,3	116,4	124,6	108,9
	1955	124,0	121,6	141,2	129,8	124,6	130,5	111,1	127,7	138,0	135,8	132,3	145,8	130,2
•	1956	145,5	132,6	150,0	138,1	136,2	148,6	119,0	141,5	141,8	154,5	142,3	139,9	140,8
i	1957	151,7	139,9	151,1	144,9	146,0	118,4	59,6	138,0	142,4	148,5	134,3	133,6	134,0
	1958	141,6	125,3	131,0	127,1	119,9	124,6	114,4	123,7	135,1	140,5	117,5	131,4	128,1
	1959	131,9	120,0	131,6	140,3	128,4	143,6	127,6	128,1	148,0	158,7	142,8	156,5	138,1
	1960	146,8	154,4	169,4	151,4	154,3	159,1	139,6	162,4	166,7	163,4	155,4	126,9	153,0
	1961	40,5	152,1	178,9	161,6	164,3	168,0	136,6	159,6	164,2	163,3	152,1	150,4	149,3
	1962	159,8	151,4	172,4	158,0	168,6	162,6	134,7	158,3	162,0	162,6	159,8	159,8	159,2
	1963	163,8	151,6	169,9	165,6	168,0	158,4	149,2	163,0	165,9	181,5	165,1	172,3	164,5
	1964	182,9	179,6	187,9	196,7	177,3	192,6	167,2	170,2	• •	•••			••
Industrie des métaux non	1953	98,0	89,9	100,5	99,5	98,0	94,8	89,8	97,5	106,6	109,5	105,4	109,1	100,0
ferreux	1954	105,7	104,0	99,4	99,4	107,1	109,7	104,3	106,6	111,5	117,0	116,4	118,9	108,3
	1955	116,3	113,3	110,3	110,6	110,6	118,8	100,7	117,5	121,4	129,4	121,3	122,7	116,1
	1956	124,8	127,9	123,4	117,8	123,9	122,5	108,1	123,2	121,2	132,4	129,1	124,4	123,2
	1957	127,9	126,4	122,7	121,7	126,8	111,8	91,8	115,0	117,7	132,7	122,9	126,5	120,3
	1958	118,4	116,9	124,0	122,9	115,0	116,4	105,9	109,9	119,4	126,7	114,3	130,0	118,3
	1959	120,7	114,4	122,8	127,3	121,7	129,1	115,6	123,4	135,7	138,8	134,9	145,7	127,5
_	1960	136,2	138,5	148,3	151,2	141,4	150,5	134,8	144,3	155,9	162,9	158,0	166,6	149,0
•	1961	144,2	162,6	170,5	158,2	154,8	163,2	144,2	151,5	150,0	158,1	155,9	156,5	155,8
	1962	155,6	154,2	158,6	153,0	160,1	149,9	130,7	127,1	147,2	161,3	169,4	180,3	153,9
:	1963	174,5	162,4	170,7	170,5	172,5	165,6	150,4	161,4	172,7	190,8	176,0	190,1	171,4
	1964	186,5	188,5	193,7	197,3	181,0	241,5	1 19,9	239,5	••	١	•••	!	

Tableau 12 (suite).

BRANCHE D'ACTIVITÉ	Année	Janv.	Fév.	Магз	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Moy. mens.
Industrie des fabrications	1953	91,7	91,1	95,5	97,1	100,7	99,5	99,2	97,3	101,5	108,5	100,9	107,9	100,0
métalliques	1954	96,8	95,5	108,8	106,4	103,1	112,0	100,7	103,0	113,2	113,9	104,9	118,1	106,4
	1955	111,3	106,1	120,7	123,8	114,1	126,1	101,1	119,9	130,1	129,4	117,8	136,2	119,7
	1956	125,9	112,5	136,0	126,5	134,3	150,2	119,9	128,7	136,1	143,6	130,9	135,2	131,7
	1957	133,6	128,4	142,2	142,2	141,0	130,7	88,9	124,4	134,5	144,1	127,0	138,8	131,3
	1958	140,2	129,8	133,6	130,1	127,7	128,2	119,9	123,7	134,4	134,3	123,0	128,6	129,5
	1959	124,4	123,3	130,8	133,4	127,9	138,4	125,0	136,5	153,3	156,8	150,3	154,8	138,0
	1960	144,5	149,3	159,5	150,7	148,5	147,2	129,8	148,4	156,6	151,4	149,2	144,5	148,3
	1961	136,6	163,2	180,3	166,5	170,4	170,0	147,2	170,4	176,1	175,0	174,4	171,8	166,7
	1962	171,7	169,0	178,2	171,8	177,3	174,7	156,3	181,6	186,0	189,8	183,6	176,1	176,4
	1963	175,9	180,0	195,2	196,7	199,0	194,1	177,2	199,2	217,3	224,6	212,6	213,9	198,5
•	1964	208,1	208,5	214,1	223,0	203,1	214,4	161,7	187,0	• •	• •	• •		•••
Électricité	1953	110,6	98,5	101,9	91,4	86,7	91,4	84,2	92,2	100,5	111,0	110,2	121,5	100,0
	1954	122,2	110,4	114,2	104,2	102,0	97,6	92,7	102,5	109,0	118,3	117,9	130,0	110,1
•	1955	125,9	113,5	120,3	107,6	102,9	104,8	95,2	110,5	116,9	117,7	125,4	138,2	114,9
	1956	134,6	129,7	131,1	120,6	114,7	114,3	103,0	115,5	120,0	140,3	140,3	144,8	125,7
	1957	153,1	134,7	137,8	130,8	131,8	118,1	111,7	127,0	137,9	152,4	154,1	163,9	137,8
	1958	161,5	134,8	141,1	132,9	124,6	123,5	117,4	123,4	135,3	144,5	135,6	151,4	135,7
	1959	150,2	133,0	140,0	140,2	128,5	132,3	122,1	129,7	146,6	163,5	159,9	167,0	142,8
	1960	160,3	153,6	158,9	148,0	147,1	144,2	135,7	151,8	155,5	164,2	160,7	158,5	153,1
	1961	140,6	155,5	169,9	153,7	155,5	158,6	139,5	155,8	168,5	183,7	182,1	182,8	162,2
	1962	185,5	167,0	185,0	166,4	169,6	161,1	147,4	164,6	177,0	200,4	202,2	208,0	177,9
	1963	216,4	195,1	208,0	189,8	182,0	171,1	163,0	172,2	184,6	209,0	201,9	221,3	192,8
•	1964	223,0	202,3	217,1	208,7	190,3	196,9	180,2	193,6	• •	• •	• • •		
Indice général de la pro-	1953	95,5	91,6	101.3	100,4	96,4	101,8	90,5	96,1	104.0	112,1	103,8	104,2	100,0
duction industrielle, à	1954	97,0	94,3	108,1	103,7	100,3	105,7	92,9	101,1	110,0	113,6	108,4	112,8	104,0
l'exclusion de la con-	1955	105,5	102,3	115,0	112,3	107,8	116,2	92,8	111,2	120,4	121,7	117,0	124,1	112,2
struction	1956	115,8	107,1	126,5	116,2	120,7	127,4	103,2	115,6	119,1	131,8	125,9	120,3	119,2
struction	1957	122,3	116,7	127,2	125,4	127,8	116,3	93,0	115,2	119,3	131,9	119,5	118,3	119,4
	1958	119,8	110,2	116,3	113,2	111,1	112,0	104,9	108,0	117,3	124,6	110,1	116,0	113,7
	1959	111,9	103,5	116,1	119,5	113,0	122,0	108,7	114,3	126,9	133,0	127,6	128,5	118,6
	1960	118,2	122,0	134,1	126,7	127,1	129,3	113,8	127,2	135,1	140,5	136,3	121,2	127,6
	1961	101,4	128,0	145,2	133,5	137,0	141,4	124,5	136,9	141,8	147,4	144,5	136,8	134,8
	1962	137,0	131,8	144,9	136,9	145,5	142,4	126,7	144,9	147,2	158,8	152,2	142,4	142,6
	1963	140.0	135,1	152,6	155,3	158,2	149,5	138,7	153,6	161,5	176,1	162,4	160,2	153,6
	1964	160,2	157,5	164,9	172,7	156,7	173,3	142,5	152,9					
İ		· · · / -	,		•	-	.	†			ĺ			1

#### Décomposition de quelques séries en leurs composantes.

Les séries d'indices de la production calculées ci-dessus peuvent être considérées comme les résultats d'influences diverses. Ordinairement ces influences sont ramenées à 4 composantes : la composition inégale des mois, la composante indiquant la tendance et le cycle, la composante saisonnière et la composante résiduelle. Il est évident que la quantité produite en un mois est fonction aussi bien du nombre de jours que du nombre de journées complètes de travail, du nombre de samedis et du nombre de dimanches et de jours fériés que compte ce mois. L'influence des irrégularités du calendrier s'exprime par un indice donnant, pour chaque mois de chaque année, les écarts par rapport au mois moyen de l'année sous revue (= 100). Ces indices ont été établis sur la base d'une enquête effectuée en 1960, en vue de déterminer les régimes de travail appliqués dans diverses entreprises.

La composante indiquant la tendance et le cycle exprime l'influence exercée par des forces agissant d'une façon permanente et la conjoncture, sur la quantité produite. Cette composante constitue l'élément le plus important dans l'étude de l'évolution économique. Elle est donc désignée également par la même unité que la série observée initialement. Ceci signifie que, pour les séries examinées, la composante indiquant la tendance cyclique comprend des indices dont la moyenne de 1953 = 100.

La composante saisonnière exprime l'influence annuelle exercée par les saisons climatologiques et conventionnelles sur la quantité produite. La composante saisonnière est désignée par un indice signalant, pour chaque mois, l'écart par rapport à la composante indiquant la tendance cyclique du mois sous revue. Pour chaque année, la somme des indices saisonniers est égale à 1 200.

Toutes les influences non systématiques sur la quantité produite sont contenues dans la composante aléatoire. Celle-ci est également désignée à l'aide d'indices traduisant ces écarts aléatoires par rapport à la composante indiquant le « trend cyclique ». Lorsque l'écart est de 0, l'indice s'établit à 100.

La série originale est le résultat de ces quatre composantes. Après avoir divisé la série originale par l'indice de la durée et de la composition des mois, on a déterminé les trois autres composantes par la Census Method II. Cette méthode a été élaborée par J. Shiskin et a été appliquée pour la première fois par le «Bureau of Census» de Washington. Dans cette méthode, on suppose que le « profil » saisonnier peut changer graduellement d'année en année. Du point de vue technique, on procède d'abord à une estimation de la composante « trend cyclique » et, ensuite, on détermine les indices saisonniers et les composantes aléatoires. Ce procédé s'applique itérativement. L'Institut national de Statistique prépare une étude séparée et plus détaillée à ce sujet.

Le tableau 13 donne, pour 11 séries, les résultats de cette décomposition; des graphiques des séries observées et de la composante « trend cyclique » ont, par ailleurs, été établis, pour ces mêmes séries.

Tableau 13. – INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
					•							
	Ī		l- l		محليات		itian da	s mais				
	inc	aice de	ia iong	ueur et	de la c	compos	ition de	2 111012				
058	103,2	94,1	100,7	98,9	97,1	98,9	103,2	97,1	102,5	106,8	91,8	103,
59	100,7	94,1	99,6	97,8	93,5	102,5	103,2	99,6	102,5	104,3	95,3	103
60	97,1	98,3	106,8	96,4	99,6	102,5	97,1	103,2	102,5	100,7	95,3	104
61	103,2	94,1	106,8	92,9	99,6	102,5	97,1	103,2	100,0	103,2	97,8	97
52	103,2	94,1	104,3	95,3	99,6	96,4	102,1	103,2	96,4	106,8	98,9	97
63	103,2	94,1	100,7	98,9	99,6	92,9	106,8	100,7	98,9	106,8	92,9	99
64	103,2	95,7	99,6	102,5	93,5	102,5	103,2	99,6	• • •		••	•
				,								
			Com	posant	e trend	-cycliqu	ıe.					
58	117,3	116,0	114,7	113,9	113,5	113,6	113,8	113,7	113,4	112,8	112,2	111
59	112,2	113.0	114,2	115,6	117,0	118,3	119,5	120,4	121,0	121,5	121,9	122
60	123,1	124,1	125,2	126,1	126,9	127,6	128,4	129,5	130,9	132,5	134,1	135
51	136,4	137,0	137,4	137,7	138,1	138,4	138,6	138,8	139,0	139,2	139,5	140
62	140,4	140,7	141,0	141,4	142,0	142,8	143,8	144,5	145,0	145,3	145,6	146
63	147,2	148,7	150,3	151,8	153,0	154,1	155,1	156,3	157,9	159,7	161,5	163
54	164,0	164,4	164,3	163,9	163,5	163,3	163,3	163,3	• •	• •	••	٠
	'	·	•	1 6.	•							
				indice	saison	nier.						
58	98,2	99,6	101,3	101,8	102,3	100,1	87,4	96,1	101,6	104,1	107,3	100
59	98,6	99,2	100,9	102,1	101,9	99,8	89,1	96,0	101,5	104,3	107,2	99
60	98,7	99,2	100,1	102,7	101,2	100,0	90,1	95,8	101,9	104,1	106,6	99
61	98,4	98,8	99,6	103,1	101,4	101,0	89,4	96,1	102,6	103,4	106,4	99
52	97,8	98,6	99,3	102,9	102,1	102,4	87,6	96,7	103,5	102,8	106,4	99
53	97,2	97,9	99,6	102,7	103,0	103,7	85,9	97,3	103,9	102,6	106,8	99
4	96,9	97,5	99,7	102,6	103,5	104,3	83,0	94,0	٠	• • •	• •	
•		1	l		•	'	'		•			'
1		ln	dice de	e la cor	nposan	te irrég	ulière.		*	•		
58	100,7	101,3	99,3	98,8	98,5	99,5	102,1	101,7	99,2	99,4	99,6	100
59	100,4	98,1	101,1	98,8	101,4	100,8	98,9	99,3	100,7	100,5	102,5	95
50	100,0	100,8	100,2	101,4	99,4	98,8	101,3	99,3	98,8	101,1	100,0	85
51	73,2	100,4	99,3	101,2	98,3	98,7	103,4	99,5	99,4	99,2	99,5	100
52	96,6	101,0	99,1	98,7	100,7	100,9	98,5	100,4	101,7	99,5	99,3	10
53	94,8	98,6	101,2	100,6	100,7	100,7	97,5	100,3	99,6	100,6	101,4	99
64	97,7	102,7	101,1	100,2	97,1	99,3	101,8	100,5				
		1							I	í	l	l .

# EXTRACTION DU CHARBON.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
							•					
	ln	dice de	la long	ueur et	de la d	compos	ition de	s mois.				
58	103,1	93,6	99,9	100,5	99,7	95,9	104,9	96,7	98,7	108,7	92,2	104,
59	102,9	93,4	98,2	105,3	93,1	101,3	104,3	97,3	102,3	106,7	93,8	102,
60	97,0	96,3	104,4	100,3	100,6	99,5	100,2	100,3	100,4	100,5	96,2	106,
61	103,1	94,7	108,0	99,4	100,1	103,7	102,4	102,5	96,5	97,7	95,2	97,
62	106,2	92,4	101,5	93,6	100,9	99,0	101,7	105,6	92,0	106,0	103,5	97,
63	107,3	91,4	99,5	101,6	103,8	90,8	101,7	103,1	94,2	106,0	90,8	101.
64	107,3	94,0	103,8	103,7	93,1	103,7	107,3	103,8	• •	•••	• •	• •
				·	•	3	,		•			
			Con	nposant	e trend	-cycliqu	ıe.					
58	97,7	97,0	95,6	93,9	92,3	90,9	89,9	88,6	86,9	84,5	81,7	78.
59	76,8	75,7	75,5	75,8	76,2	76,3	75,9	75,6	75,3	75,3	75,6	75
60	75,7	75,3	74,7	74,3	74,2	74,6	75,2	75,9	76,3	76,5	76,2	75
61	75,4	74,9	74,3	73,8	73,2	72,8	72,7	72,8	73,0	73,0	72,6	71
62	71,1	70,5	70,3	70,5	70,9	71,2	71,3	71,2	70,9	70,8	70,8	71
63	71,7	72,1	72,1	71,8	71,1	70,4	70,0	70,1	70,6	71,3	71,9	72
64	72,4	72,0	71,4	70,5	69,8	69,1	68,5	68,2	• •	• •	• •	
												1
				Indice	saison	nier.						
58	104,2	103,0	104,6	102,9	103,0	100,3	80,4	93,7	98,1	101,1	107,0	101
	104,2	103,3	104,5	102,6	102,6	100,0	79,1	94,1	99.0	101,4	107,3	101
59	105,2	103,1	104,0	102,4	102,7	100,3	77,3	94,2	100,1	101,8	108,0	101
61	105,2	102,6	103,7	102,7	102,7	100,8	75,8	94.4	101,0	102,2	108,3	100
62	105,4	102,3	103,3	103,1	103,2	101,5	74,4	94.4	101,6	102,4	108,6	99
63	105,8	101,8	103,0	103,6	103,4	102,1	73,7	94,6	101,9	102,4	108,2	99
64	105,9	101,5	102,9	103,8	103,5	102,3	71,1	90,3				١.
U-9	100,5	101,0	202,5		,		,	ŕ				
		In	dice de	e la con	nposan	te irrég	ulière.					
									1.700 6	1 700 #		1 105
58	101,1	102,7	100,8	98,9	98,2	95,6	104,0	101,4	100,6	100,7	95,9	105
59	101,8	85,8	106,0	100,9	103,0	99,3	101,3	98,0	98,5	98,9	103,7	99
60	97,7	103,1	100,4	100,2	97,0	98,1	102,1	101,1	100,7	99,2	101,1	82
61	63,0	101,8	99,0	98,4	101,9	101,9	90,7	99,5	101,1	101,8	100,1	100
52	101,5	95,5	99,4	101,9	99,5	101,5	98,3	102,1	100,2	100,2	96,4	10
63	98,9	102,6	100,4	99,6	100,9	99,3	99,9	97,9	100,0	99,7	103,5	9
	98,6	104,9	93,3	106,1	97,7	97,5	103,2	97,7				!.

# INDUSTRIES ALIMENTAIRES ET FABRICATIONS DES BOISSONS.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
	,	F- 1		- 1			J.	<b>:</b> -				
	in	dice de	ia iong	lueur e	de la d	compos	ition de	s mois.				
958	103,3	94,4	100,6	98,9	96,4	98,9	103,3	96,4	103,1	107,5	90,5	103
)59	100,6	94,4	99,0	103,1	92,2	103,1	103,3	99,0	103,1	104,8	94,7	103
060	96,4	98,8	107,5	96,3	99,0	103,1	96,4	103,3	103,1	100,6	94,7	104
61	103,3	94,4	107,5 104,8	92,0 94,7	99,0 99,0	103,1 96,3	96,4 101,7	103,3	100,5 96,3	103,3 107,5	97,3 98,9	96 96
962 963	103,3 103,3	94,4 94,4	104,8	98,9	99,0	90,3	107,5	100,6	98,9	107,5	92,0	99
964	103,3	96,2	99,0	103,1	92,2	103,1	103,3	99,0				
,	100,0	,,,_	77,0	,-	,-							
			Con	posant	e trend	-cycliqu	ıe.					
958	107.8	107,3	107,0	107,4	108,6	110,4	112,1	113,1	113,2	112,3	111,1	109
59	109,2	108,8	108,9	109,2	109,5	109,4	108,4	106,6	104,5	103,0	102,7	103
060	105,4	107,6	109,1	109,9	110,8	112,3	115,2	119,3	123,4	126,0	126,4	124
61	122,3	120,5	120,1	121,0	122,5	123,9	124,7	125,3	125,7	126,2	126,6	126
62	126,9	126,5	126,1	125,7	125,5	125,6	125,8	125,7	125,3	124,9	124,6	124
63	126,1	127,8	129,7	131,3	132,5	133,1	133,1	132,9	132,7	132,7	133,1	133
064	133,8	133,5	132,7	132,0	131,8	132,0	132,0	132,1	••	••	••	
				Indice	saisoni	nier.						
958	82,8	85,3	91,3	93,3	96,7	101,4	98,1	95,8	94,3	119,4	140,8	100
59	84,0	86,2	91,0	92,8	96,1	102,2	98,9	97,2	95,8	118,8	137,4	99
060	84,5	86,6	90,5	93,1	.95,8	102,8	99,6	98,9	97,5	117,9	134,5	98
61	84,3	86,7	90,7	93,3	95,9	103,3	98,9	101,3	99,0	116,3	132,7	97
62	83,6	86,4	91,6	93,2	96,4	103,6	97,9	103,9	100,0	115,0	131,8	96
63	83,1	86,4	92,4	92,5	97,1	103,9	96,3	106,9 108,4	100,6	113,4	130,9	96
64	82,9	86,3	92,8	92,1	97,4	104,0	95,5	100,4	•••	••	••	'
		İn	dice de	la con	nposani	te irrég	ulière.					
58	104,4	103,4	100,0	95,9	98,2	98,0	103,2	104,9	98,7	99,4	95,7	101
59	103,6	98,6	96,9	98,8	102,3	102,3	98,7	100,1	105,6	96,3	93,1	99
60	104,4	101,8	97,9	102,5	99,3	100,0	100,1	92,5	94,1	115,1	106,6	96
61	90,5	100,3	100,7	105,2	95,2	98,2	108,9	93,8	99,4	102,2	98,3	102
62	97,0	102,5	100,1	98,0	101,0	102,0	92,1	105,6	106,2	95,0	96,8	100
63	102,4	97,3	102,1	98,7	101,7	98,5	101,1	102,6	96,0	100,2	100,5	97
64	105,2	100,0	97,5	103,3	94,5	96,7	111,7	94,5		• •		

# INDUSTRIE TEXTILE.

	ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
								1					
		In	dice de	la long	ueur et	de la d	compos	ition de	s mois.				
1958		103,6	94,6	100,1	99,1	95,6	99,1	103,6	95,6	103,6	108,1	90,1	103,6
		100,1	94,6	99,1	103,6	91,1	103,6	103,6	99,1	103,6	104,7	94,6	103,6
1960		95,6	99,1	108,1	95,6	99,1	103,6	95,6	103,6	103,6	100,1 103,6	94,6 98,1	104,7
1961		103,6 103,6	94,6	108,1 104,7	91,1 94,6	99,1 99,1	103,6 95,6	95,6 102,6	103,6 103,6	100,1 95,6	108,0	99,1	95,6 95,6
1962		103,6	94,6 94,6	100,1	99,1	99,1	91,1	102,0	100,1	99,1	108,1	91,1	99,1
1964		103,6	95,7	99,1	103,6	91,1	103,6	103,6	99,1				
1704		100,0	,,,,	,,,,	200,0	,-			,-				
				Con	nposant	e trend	-cycliqu	ıe.					
1958		104.4	102,3	100,7	100,2	100,7	102,0	103,6	105,1	106,1	106,9	107,8	108,7
		109,7	110,9	112,3	113,8	115,6	117,4	119,0	120,2	121,1	121,8	122,4	122,9
1960		123,4	123,8	124,2	124,5	125,0	125,6	126,2	127,1	127,9	128,8	129,7	130,5
1961		131,2	131,7	131,9	131,8	131,7	131,5	131,3	131,3	131,4	131,3	131,4	131,5
1962		131,9	132,5	133,2	134,1	134,8	135,5	136,2	136,9	137,7	138,6	139,5	140,7
1963		142,1	143,7	145,5	147,0	148,0	148,5	148,5	148,3	148,3	148,8	149,6	150,9
1964		152,1	152,9	153,0	152,5	151,5	150,3	149,4	148,9	••	••	• •	••
		1 .	'		•		ı		•	'	'		
					Indice	saison	nier.						
****			1 100 1	101.4	1000	1 06 0	1 00 1	70.0	91,6	105,2	108,4	108,0	102,9
		104,1 104,7	103,1 103,1	101,4 101,3	100,2 100,7	96,9 97,4	99,1 99,0	79,0 79,9	90,6	103,2	108,4	107,4	102,5
1960		103,9	103,1	101,1	101,6	98,1	99,4	80,0	90,0	104,1	108,5	107,4	102,5
1961		102,2	103,5	101,0	102,8	99,2	100,3	79,6	89,4	103,9	107,9	107,8	102,4
		100,1	103,7	101,1	104,0	100,4	101,2	78,6	89,3	103,9	107,1	108,2	102,5
		98,4	103,9	101,1	104,6	101,3	102,0	77,8	89,1	104,2	106,3	108,6	102,7
1964		97,6	104,0	101,1	104,9	101,8	102,4	74,7	85,0	••	••		
	l					ł	l	l		ł	I	l	ļ
			In	dice de	e la cor	nposan	te irrég	ulière.					
	•				-			i					
		103,9	100,3	99,5	98,0	97,2	98,0	107,8	98,4	99,7	99,5	98,7	100,1
		101,5	100,7	99,7	97,5	99,8	101,0	100,8	102,2	98,3	97,9	100,8	100,4
		103,5	95,6	100,3	101,0	100,9	98,2	102,6	96,9	99,3	103,3	100,2	90,8
		86,1	100,4	100,5	102,0	97,6	99,0	100,9 100,6	101,0 97,0	98,8	101,5 99,8	98,1 100,0	101,8
		97,1	100,7	99,7	99,5 100,7	101,1 101,0	100,3 101,5	96,1	102,9	102,2 99,3	99,8	100,0	101,3 98,4
1963		97,5 100,5	100,1 100,3	100,1 101,0	100,7	98,1	98,8	102,5	98,0	99,3	<b>\</b>		
1964		100,5	100,0	101,0	TOT 97	70,1	70,0	102,0	,0		•••	•••	•••
	I	1	1					•		t	1	1	1

# FABRICATION D'ARTICLES D'HABILLEMENT ET DE CHAUSSURES. CONFECTION D'OUVRAGES DIVERS EN TISSU.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc
	Inc	dice de	la long	ıueur´e	de la d	compos	ition de	s mois.				
				,								
58	104,1	94,6	99,4	99,3	94,7	99,3	104,1	94,7	104,1	108,8	89,9	104.
59	99,4	94,6	99,3	104,1	89,9	104,1	104,1	99,4	104,1	104,1	94,6	104
60	94,7	99,3	108,8	94,7	99,3	104,1	94,7	104,1	104,1	99,4	94,6	104
61	104,1	94,6	108,8	89,9	99,3	104,1	94,7	104,1	99,4	104,1	99,3	94
62	104,1	94,6	104,1	94,6	99,3	94,7	104,0	104,1	94,7	108,8	99,3	94
63	104,1	94,6	99,4	99,3	99,3	89,9	108,8	99,4	99,3	108,8	89,9	99
64	104,1	94,8	99,3	104,1	89,9	104,1	104,1	99,3	••	•• 	• • •	
	,			•						•		•
			Com	posant	e trend	-cycliqu	ıe.					
58	106,3	106,5	106,4	106,2	105,6	105,2	105,1	105,3	105,7	106,2	106,9	107
59	109,0	110,4	111,5	112,0	111,8	111,2	110,4	109,9	109,5	109,2	109,2	109
60	110,7	112,6	115,1	117,4	119,4	120,7	121,4	121,9	122,4	122,8	123,5	124
51	125,6	126,9	128,1	129,0	129,6	130,1	130,6	131,0	131,2	131,5	131,7	132
52	132,2	132,5	132,7	132,9	133,6	134,9	136,7	138,6	140,4	141,8	142,8	143
53	145,6	147,8	150,6	153,5	156.0	157,9	158,9	160,0	162,1	165,4	169,6	174
54	175,6	173,9	169,6	164,6	160,9	159,6	160,4	161,8				
	[ [									,		
				Indice	saisoni	nier.		•				
58	84,9	103,1	117,3	115,6	110,8	97,4	73,8	93,9	108,9	107,2	100,1	87
59	82,3	103,1	118,8	116,6	110,6	96,7	73,9	93,9	110,4	108,7	98,9	85
60	80,3	104,0	119,2	117,5	110,4	96,3	73,9	94,0	111,6	109,7	98,1	85
51	78,9	103,9	118,6	118,0	110,1	97,0	73,2	94,3	112,9	110.2	97,7	8
52	78,2	103,6	117,9	118,1	110,0	98,0	72,2	95,1	113,6	109,9	97,9	8
i3	77,8	103,4	116,9	118,0	110,1	99,1	70,9	95,9	114,3	109,8	98,1	8
54	77,6	103,2	116,4	117,9	110,2	99,5	67,3	92,6				١.
	,		,		Í	,						
		ln	dice de	la con	nposani	e irrégi	ulière.					
		•••			•	<del>-</del>						
8	93,5	100,6	103,4	101,5	99,8	97,9	97,2	101,2	101,6	104,1	96,4	95
9	101,6	101,5	102,7	97,1	102,1	97,3	104,2	97,2	97,8	102,6	100,9	99
0	99,8	95,9	98,0	107,0	98,4	100,2	102,4	94,6	99,9	103,1	102,6	99
0	90,9	104,5	104,0	101,7	96,9	95,7	102,2	102,8	101,4	98,4	96,3	100
1	70,7											
:	102,0	103,3	96,4	99,0	100,5	101,6	96,8	101,0	102,4	99,0	99,5	
1			96,4 101,7 102,1	99,0 100,4 90,5	100,5 100,9 95,6	101,6 101,8 99,2	96,8 98,4 103,6	101,0 100,6 103,4	102,4 98,3	99,0 99,7	99,5 99,2	10: 94

# INDUSTRIE DU PAPIER ET DU CARTON. FABRICATIONS D'ARTICLES EN PAPIER ET EN CARTON.

					<del> </del>							
ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Ayril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
				,								
	1	مانم مام	la lange		ا ماماء	compos	ition do	e mais				
	in	aice de	ia iong	ueur e	i de la c	compos	ition de	is mois.				
1958	103,4	94,6	100,5	99,0	96,1	99,0	103,4	96,1	103,4	107,8	90,1	103,4
1959	100,5	94,6	99,0	103,4	91,6	103,4	103,4	99,0	103,4	104,9	94,6	103,4
1960	96,1	99,0	107,8	96,1	99,0	103,4	96,1	103,4 103,4	103,4 100,5	100,5	94,6 97,5	104,9 96,1
1961 1962	103,4 103,4	94,6 94,6	107,8 104,9	91,6 94,6	99,0 99,0	103,4	96,1 101,9	103,4	96,1	103,4 107,8	99,0	96,1
1963	103,4	94,6	100,5	99,0	99,0	91,6	107,8	100,5	99.0	107,8	91,6	99,0
1964	103,4	96,1	99,0	103,4	91,6	103,4	103,4	99,0		••	•••	
		,										
			Com	posant	e trend	-cycliqu	ıe.					
1958	150,2	148,6	147,3	146,7	146,7	146,8	146,7	146,1	145,1	144,3	144,2	144,7
1959	145,9	147,3	148,7	150,2	151,9	153,7	155,8	158,0	160,3	162,1	163,7	165,0
1960	166,1	167,6	169,2	170,9	172,5	173,8	174,6	175,0	175,4	175,9	176,9	178,6
1961	180,5	182,1	183,0	183,1	182,9	182,9	183,9	185,8	188,1	190,2	191,4	191,4
1962	190,4	189,1	188,2	188,2	189,0	190,5	192,1	193,5	194,6	195,7	197,2	199,3
1963	202,1	205,2	208,0	210,3	212,2	214,1	216,4	219,5	223,3	227,4	231,3	235,0
1964	237,0	237,5	236,6	234,7	232,5	230,5	229,9	228,2	••	••	• •	••
				Indice	saison	nier.						
1958	103,3	102,8	102,4	100,8	101,2	103,9	78,1	92,7	104,9	101,4	105,5	103,0
1959	102,3	102,6	102,4	101,6	101,8	103,3	77,8	92,8	104,8	102,6	105,7	102,4
1960	101,7	102,7	102,6	101,7	102,7	102,9	77,5	93,0	104,6	103,5	105,4	101,6
1961	101,5	103,7	102,8	102,2	102,5	102,9	76,5	93,0	104,2	104,5	105,1	101,1
1962	102,2	104,0	102,6	101,7	102,7	103,6	75,7	93,2	103,9	105,1	104,6	100,6
1963	102,8	104,1	102,3	102,0	102,4 102,3	104,4 104,8	74,8 72,0	93,3 89,1	103,3	105,6	104,4	100,6
1964	103,0	104,1	102,2	102,1	102,3	104,0	72,0	09,1	••	••	• •	••
	·	,		·		•	•					
		ln	dice de	la con	nposant	e irrégu	ulière.					
1958	100,7	100,8	99,4	97,7	97,2	103,7	101,9	100,0	100,8	95,2	100,7	102,6
1959	99,1	99,3	100,1	101,4	98,7	100,4	99,8	99,7	99,4	101,4	100,1	100,3
1960	100,6	97,4	99,8	99,8	105,8	93,9	701,2	101,6	100,2	99,3	99,6	94,0
1961	91,7	102,6	101,2	102,2	96,2	100,2	99,8	99,1	100,2	100,6	101,0	100,4
1962	100,3	100,1	99,6	97,1	101,4	99,9	101,1	99,7	100,8	99,8	98,9	99,3
1963	101,0	99,5	99,8	101,9	99,5	100,8	97,6	100,5	98,9	101,0	100,5	99,7
1964	100,3	100,1	100,6	102,5	96,9	97,5	103,9	97,8	••	• •	••	••
		ļ	. 1	. [	ŀ	1		1	ļ	.	j	

# INDUSTRIE CHIMIQUE Y COMPRIS L'INDUSTRIE DU CAOUTCHOUC.

		,	·		<del></del>			1		T		<u> </u>	
	ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc
						-	-						
		, In	dice de	la long	jueur el	de la d	compos	ition de	s mois.				
958		102,6	93,4	101,3	98,7	98,8	98,7	102,6	98,8	101,2	105,1	93,8	102
59		101,3	93,4	100,1	101,2	96,3	101,2	102,6	100,1	101,2	103,8	96,2	102
960		98,8	97,3	105,1	97,4	100,1	101,2	98,8	102,6	101,2	101,3	96,2	103
961		102,6	93,4	105,1	94,9	100,1	101,2	98,8	102,6	99,9	102,6	97,6	98
62		102,6	93,4	103,8	96,2	100,1	97,4	101,4	102,6	97,4	105,1	98,7	98
		102,6	93,4	101,3	98,7	100,1	94,9	105,1	101,3	98,7	105,1	94,9	100
64		102,6	95,6	100,1	101,2	96,3	101,2	102,6	100,1	••	••	• •	•
	'	•	'			,							
				Com	posant	e trend	-cycliqu	ıe.					
58		133,9	133,4	133,2	133,1	133,2	133,3	133,6	134,1	134,9	136,1	137,8	140
		142,7	145,6	148,4	150,8	152,7	154,1	155,2	156,2	157,3	158,6	160,2	161
		163,3	166,4	168,3	169,4	169,7	169,7	169,2	168,2	167,3	167,4	168,5	170
		173,2	175,4	177,0	178,3	179,2	179,8	180,3	180,4	181,0	182,3	184,4	186
52		189,2	190,9	191,8	192,4	193,1	194,1	195,2	196,0	196,3	195,8	195,0	194
63		194,8	196,2	198,3	200,4	202,1	203,3	204,4	205,6	207,0	208,6	210,0	21
64		213,1	215,3	217,7	219,9	221,6	222,5	222,9	222,8	••	• •	• •	
					Indice	saisoni	nier.						
58		102,5	102,5	101,9	101,5	101,6	102,2	91,6	97,4	101,6	99,7	99,7	97
		102,3	102,6	101,8	100,8	101,8	103,0	92,7	96,9	101,5	100,1	99,3	91
50		100,4	99,3	99,5	99,5	100,7	102,6	91,7	96,0	100,7	114,5	98,8	90
51		100,4	99,9	99,7	99,6	102,0	103,9	93,2	97,0	101,8	105,1	100,1	9
52		100,3	100,0	99,7	100,2	103,2	104,9	93,5	97,2	102,2	100,8	100,4	9
53		99,7	99,7	99,3	100,5	103,8	105,1	93,5	97,0	102,4	100,9	100,5	9
54		99,4	99,5	99,2	100,6	104,1	105,2	92,0	96,5	••	• •	• •	
		,	,		·								
	,		ln	dice de	e la con	nposan	te irrég	ulière.					
58		98,9	100,3	101,6	100,0	97,8	102,3	98,8	99,6	100,8	101,5	97,8	98
-		101,9	99,0	101,6	99,2	100,0	101,1	99,4	100,2	99,6	99,2	100,0	100
		88,5	102,1	99,9	98,7	98,4	97,8	100,6	101,3	101,7	88,0	103,6	8
		70,6	99,4	99,4	99,3	100,2	102,1	98,3	101,3	100,6	97,0	100,0	9
		102,2	102,1	99,2	97,7	100,5	99,3	101,9	99,4	99,4	101,0	101,4	10
53		95,8 96,5	97,9 96,7	100,4 103,5	103,0 103,6	100,6 95,8	100,4 102,6	97,3 96,3	99,6 103,4	101,2	100,1	100,6	10
54		un 5	un /	1114 5		U 7 X	1112 D	90.5	1100.46	• ,•			

# INDUSTRIE DES PRODUITS MINÉRAUX NON MÉTALLIQUES À L'EXCLUSION DES DÉRIVÉS DU PÉTROLE ET DU CHARBON.

	ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
								_					
				•									
		in	dice de	la long	ueur et	de la d	ompos	ition de	s mois.				
1958		102,6	94,1	101,1	98,5	97,3	98,5	102,6	97,3	102,3	106,4	90,9	102,6
1959		101,1	94,1	98,8	102,3	93,5	102,3	102,6	98,8	102,3	104,9	94,7	102,6
1960		97,3	98,2	106,4	96,9	98,8	102,3	97,3	102,6	102,3	101,1	94,7	104,9
1961		102,6	94,1	106,4	93,2	98,8	102,3	97,3	102,6	100,7	102,6	96,3	97,3
1962		102,6	94,1	104,9	94,7	98,8	96,9	100,4	102,6	96,9	106,4	98,5	97,3
1963		102,6	94,1	101,1	98,5	98,8	93,2	106,4	101,1	98,5	106,4	93,2	98,8
1964	•••••	102,6	96,7	98,8	102,3	93,5	102,3	102,6	98,8		• • •		
			ŀ	]				1		1	1		ļ
				Com	nosant	e trend	-cycliqu	ie.					
				Con	iposaiii	c aciiu	oyonqo						
1958		124,1	124,1	123,7	122,8	121,8	120,9	120,6	120,7	121,9	124,0	127,1	130,7
1959		133,8	135,7	136,2	135,9	135,4	136,0	137,9	140,6	143,4	145,9	147,5	148,4
1960		149,1	149,9	150,6	151,3	151,6	151,6	151,5	151,5	151,2	150,6	149,9	149,1
1961		148,9	149,9	152,0	154,7	157,4	159,4	160,3	160,8	161,3	162,2	163,6	165,2
1962		166,4	166,9	166,9	166,4	165,9	165,6	165,5	165,5	165,5	165,6	165,6	165,6
1963		165,6	165,5	165,5	165,7	166,2	167,4	169,6	171,9	174,3	176,4	177,8	178,4
1964	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	179,5	181,1	183,6	186,8	189,9	192,6	194,6	195,5	•••	••	• • •	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •
				i	l	ŀ	l	í	I	,	ı	l	ı
					Indice	saisoni	nier.				4		
7050		86,9	85,6	93,2	102,0	112,7	108,2	105,2	105,8	104,8	101,8	103,1	90,9
1958		87,5	87,0	93,2	102,0	111,6	107,3	104,3	105,2	104,3	101,7	103,1	91,1
1959 1960		88.3	88,1	94,0	103,0	110,8	107,1	103,3	104,4	104,5	101,9	103,0	91,8
1961		88,8	88,5	93,1	103,4	110,3	107,7	102,4	103,7	105,0	102,1	102,5	92,6
1962		89,2	88,7	91,9	103,5	110,3	108.6	101,4	103.3	105,9	102,0	101,9	93,3
1963		89,6	89,3	90,7	103,2	110,5	109,6	100,1	103,1	107,0	101,9	101,1	93,8
1964		89,8	89,6	90,1	103,0	110,6	110,2	99,5	103,0				
1704			,.		,	,				}			
			- In	dice de	e la con	nposan	te irrég	ulière.					
1958		100,9	106,4	100,0	96,4	98,6	102,4	99,1	102,2	98,8	96,6	100,3	98,9
		89,5	85,7	103,6	95,6	101,3	98,7	96,2	101,6	101,6	100,4	101,4	100,1
1960		98,1	97,4	102,5	103,1	97,3	98,2	103,6	98,7	96,9	103,1	102,7	87,3
1961		78,6	97,7	99,5	103,3	99,2	98,3	104,8	99,3	97,5	98,6	100,4	100,9
1962		94,0	101,2	97,4	100,8	101,3	99,4	98,2	99,4	103,0	101,5	95,2	101,1
1963		76,4	71,5	91,1	97,5	99,7	103,3	96,7	100,2	100,6	99,0	104,0	101,6
L964		91,6	102,7	104,2	94,0	101,9	102,1	99,1	100,9		• •	• .•	• •
						را	,			]			ı

# SIDÉRURGIE ET INDUSTRIE DES MÉTAUX NON FERREUX.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
	Ín	dice de	la long	ueur et	de la c	compos	ition de	s mois.				
	****							_				
958	102,3	92,9	101,6	98,7	100,0	98,7	102,3	100,0	100,2	103,8	95,6	102,
959	101,6	92,9	100,8	100,2	98,5	100,2	102,3	100,8	100,2	103,1	97,1	102
960	100,0	96,5	103,8	97,9	100,8	100,2	100,0	102,3 102,3	100,2 99,5	101,6 102,3	97,1 97,9	103 100
961	102,3	92,9	103,8	96,4	100,8	100,2 97,9	100,0 101,5	102,3	97,9	102,3	98,7	100
962	102,3	92,9	103,1	97,1	100,8 100,8	96,4	101,3	102,5	98,7	103,8	96,1	100
963	102,3	92,9	101,6	98,7 100,2	98,5	100,2	103,8	101,0		_		
964	102,3	95,7	100,8	100,2	90,0	100,2	102,3	100,0	••	••	••	• • •
			Com	posant	e trend	-cycliqu	ıe.					
958	129,7	127,7	125,8	124,4	123,7	123,8	124,2	124,9	125,2	125,2	125,0	124.
959	125,4	126,5	128,3	130,3	132,3	134,0	135,6	137,3	139,3	141,5	143,7	145
960	147,5	148,7	149,9	151,0	152,4	154,0	155,5	156,8	157,7	158,3	158,8	159
961	159,7	160,2	160,5	160,6	160,4	160,0	159,2	158,1	156,7	155,2	154,2	153
062	154,2	155,2	156,4	157,3	157,4	157,2	156,7	156,6	156,9	157,8	158,8	159
063	160,0	160,2	160,4	160,9	162,1	163,6	165,3	167,0	168,6	170,0	171,8	173
964	175,7	178,5	182,0	185,9	190,1	193,8	196,4	197,7	••	••	• •	• •
		1	'	'	1	'		'	'		'	
				Indice	saisonr	nier.						
958	101,6	102,9	101,3	102,0	97,4	102,4	87,1	96,2	103,0	104,0	101,2	100
59	100,9	102,5	101,8	102,6	97,6	102,2	88,2	96,3	103,1	103,3	100,6	100
60	100,3	102,8	103,2	102,7	98,6	102,3	88,0	96,5	102,9	101,7	100,5	100
61	100,1	103,0	104,1	102,9	100,4	102,5	86,8	96,1	102,3	100,8	100,9	100
62	100,1	103,5	104,4	102,9	102,1	102,2	85,7	95,3	101,6	100,2	101,3	100
63	100,4	103,4	104,1	103,2	103,0	101,8	85,4	94,7	100,8	100,7	101,5	101
64	100,5	103,3	104,0	103,4	103,4	101,6	83,1	92,4	• • •		• •	
•	. '	'		,		ı	ı		•			
		ln	dice de	e la con	nposant	e irrég	ulière.					
58	100,5	100,5	99,7	100,3	98,6	97,9	101,8	100,4	101,3	101,1	96,8	101
59	100,5	98,4	98,4	101,9	99,8	101,4	101,9	95,4	100,1	101,5	99,9	101
60	97,3	101,2	101,4	99,1	99,1	98,8	101,1	101,4	100,1	98,9	100,0	76
61	38,1	99,5	100,9	100,1	99,1	100,6	99,6	100,8	100,3	100,4	99,7	97
62	99,9	101,0	100,0	99,2	102,3	101,0	97,9	99,0	101,2	97,9	101,4	101
63	100,3	99,2	99,4	100,6	99,5	98,7	101,5	100,5	98,8	102,2	98,7	98
64	100,7	101,7	98,0	100,9	96,2	103,0	101,1	101,4				
			į			i				[		l

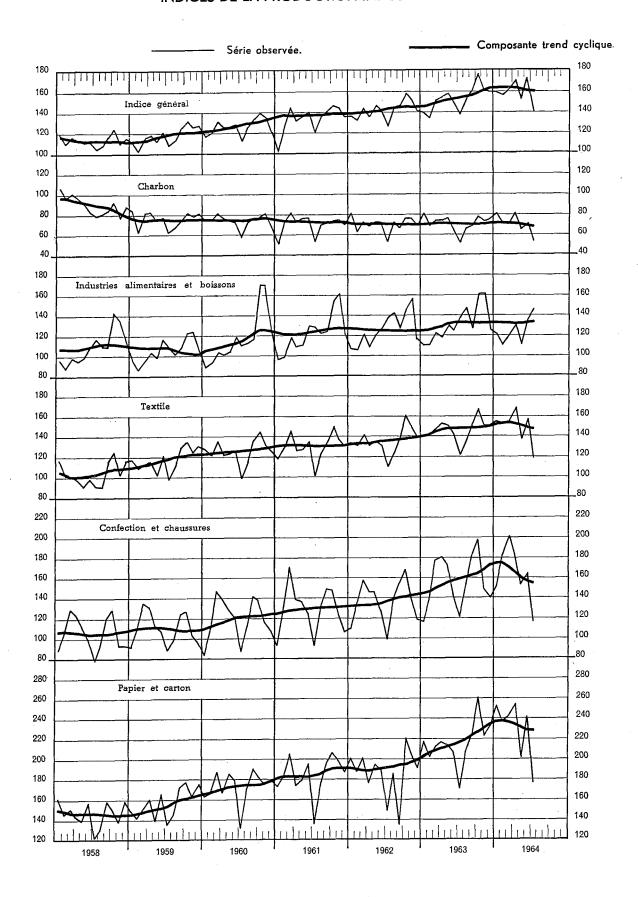
# INDUSTRIE DES FABRICATIONS MÉTALLIQUES.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
	lne	dice de	la long	ueur el	de la d	compos	ition de	s mois.				
958	103,8	94,6	100,0	99,2	95,4	99,2	103,8	95,4	103,8	108,3	90,0	103,
959	100,0	94,6	99,2	103,8	90,8	103,8	103,8	99,2	103,8	104,5	94,6	103,
960	95,4	99,2	108,3	95,4	99,2	103,8	95,4	103,8	103,8	100,0	94,6	104,
961	103,8	94,6	108,3	90,8	99,2	103,8	95,4	103,8	100,0	103,8	98,4	95,
962	103,8	94,6	104,5	94,6	99,2	95,4	103,0	103,8	95,4	108,3	99,2	95,
963	103,8	94,6	100,0	99,2	99,2	90,8	108,3	100,0	99,2	108,3	90,8	99,
964	103,8	95,3	99,2	103,8	90,8	103,8	103,8	99,2	• •	••	• •	••
	•			•	,	,						
			Com	nposant	e trend	-cycliqu	ıe.					-
958	134,9	133,7	132,1	130,8	130,2	130,1	130,1	129,7	128,8	127,5	126,3	125,
959	125,7	126,5	127,9	129,9	132,2	135,2	138,6	142,1	145,5	148,1	149,7	150
960	149,8	149,0	148,2	147,7	147,5	147.7	147,9	148,4	149,3	150,8	183,4	156
961	160,8	164,6	167,6	169,3	170,0	170,1	170,0	170,4	171,2	172,3	173,5	174
962	174,5	174,3	174.1	174,3	175,3	176,9	178,6	179,9	180,7	181,1	181,5	182
963	184,6	187,3	190,3	193,3	195,9	198,6	201,8	205,5	209,4	212,7	214,6	215
964	214,7	213,0	210,7	207,8	204.0	200.5	197,8	196,4				١.
	,		Í	·				i				
				Indice	saisoni	nier.						
-								0.5	1 300 0		. 104.0	1 101
958	99,3	100,9	101,6	103,4	103,1	100,0	88,1	95,4	102,8	99,8	104,2	101
959	99,7	101,9	101,2	103,4	103,1	99,1	88,6	96,0	102,7	99,3	104,4	100
060	99,7	102,5	100,6	103,8	102,8	99,2	88,3	96,5	102,9	98,9	104,4	100
961	99,6	102,6	100,1	104,3	102,4	100,4	87,5	96,9	103,7	98,3	104,0	100
962	99,2	102,4	100,1	104,5	102,2	102,1	86,2	97,0	104,6	97,7	103,9	100 99
063	98,9	102,2	100,0	104,3	102,1	104,0	84,9	97,2	105,5	97,1	104,1	
064	98,8	102,1	99,9	104,1	102,0	104,9	82,3	95,6	• • •	• • •		•
·	•	•	·	'								
		lr	dice de	e la cor	nposan	te irrég	ulière.					
958	100,8	101,7	99,5	97,0	99,7	99,2	100,7	104,8	97,8	97,4	103,9	97
059	99,2	101,1	101,9	95,7	103,3	99,5	98,1	100,8	98,8	102,0	101,6	98
060	101,4	98,5	98,7	103,0	98,7	96,8	104,2	99,8	98,2	101,5	98,5	87
061	82,1	102,1	99,2	103,9	98,7	95,9	103,7	99,5	99,2	99,5	98,2	103
62	95,5	100,0	97,8	99,6	99,7	101,3	98,5	100,3	103,2	99,1	98,1	101
063	92,9	99,4	102,6	98,4	100,3	103,5	95,5	99,7	99,2	100,5	104,8	100
064	94,5	100,6	102,5	99,3	103,6	98,2	95,7	100,4			• • •	
	·				l i						l	

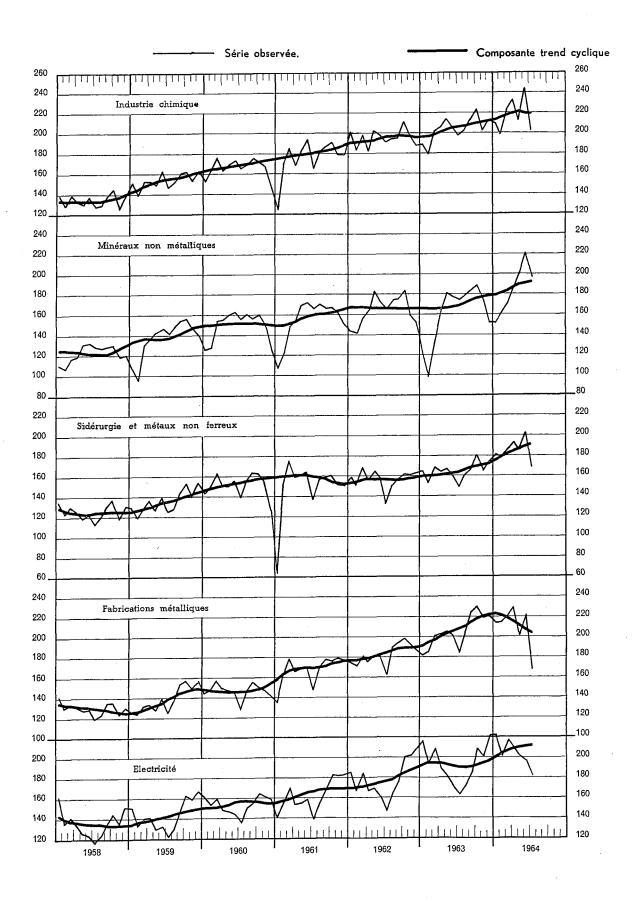
# ÉLECTRICITÉ.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
	<u> </u>		·									
	ln.	diaa da	la long	jueur et	delad	omnos	ition de	s mois.				
	1110	lice de	ia iong	jueur et	ac ia c	Cimpos						
.958	102,7	93,6	101,2	98,7	98,5	98,7	102,7	98,5	101,5	105,4	93,2	102,
959	101,2	93,6	99,9	101,5	95,7	101,5	102,7	99,9	101,5	104,0	96,0	102,
960	98,5	97,6	105,4	97,3	99,9	101,5	98,5	102,7	101,5	101,2	96,0	104,
961	102,7	93,6	105,4	94,5	99,9	101,5	98,5	102,7	100,0	102,7	97,4	98,
962	102,7	93,6	104,0	96,0	99,9	97,3	101,4	102,7	97,3	105,4	98,7	98,
963	102,7	93,6	101,2	98,7	99,9	94,5	105,4	101,2	98,7	105,4	94,5	99,
964	102,7	96,2	99,9	101,5	95,7	101,5	102,7	99,9	••	• • •	• •	• • •
					,	l						ļ
			Com	posant	e trend	-cycliqu	ie.					
	1	1000	1000	1 796 9	1950	1 195 7 1	195 6	135,2	134,5	133,8	133,5	133,
958	142,3	139,9	137,7	136,3	135,8 140,0	135,7 141,1	135,6 142,5	144,2	146,2	148,0	149,4	150,
959	134,9	136,3 150,4	137,7 151,1	138,9 152,5	154,4	156,4	157,6	157,7	156,9	155,7	154,6	154,
960 961	150,2 155,3	157,0	159,2	161,6	163,9	166,0	167,8	169,1	169,9	170,2	170,0	169,
961 962	170,0	170,6	171,8	173,2	174,7	176,1	177,8	179,7	182,2	185,2	188,5	191,
963	193,9	195,1	195,0	194,0	192,5	191,2	190,5	190,6	191,5	193,2	195,4	197,
964	200,1	203,1	206,2	209,2	211,7	213,7	215,0	215,6				
,	{·	,			:				l			i
						. •						
				Indice	saison	nier.						
958	110,5	105,8	101,2	98,9	94,8	91,4	83,4	91,3	98,9	103,6	110,0	110,
959	109,6	104,8	100,9	99,2	95,2	92,0	84,6	91,1	99,0	104,4	110,0	109,
960	108,4	104,6	101,0	99,8	95,5	92,7	85,3	90,8	99,0	104,7	109,5	108,
961	107,6	105,0	101,8	100,0	95,7	93,4	84,3	90,1	98,9	104,3	109,4	109,
962	107,3	105,4	103,1	99,9	95,9	94,0	82,9	89,6	98,8	103,3	109,2	110,
963	107,5	105,8	104,3	99,7	95,6	94,3	81,6	89,1	98,4	102,7	109,3	111,
964	107,7	106,1	104,7	99,5	95,5	94,4	80,9	88,9	••	•••	••	•••
		l	'	'	'	'	,	. '		•	'	
		In	dice de	e la con	nposan	te irrég	ulière.					
958	100,0	97,3	99,9	99,9	98,2	100,8	101,0	101,5	100,1	98,9	99,0	100,
959	100,3	99,4	100,8	100,1	100,7	100,4	98,7	98,7	99,8	101,6	101,5	99,
960	99,9	100,0	98,8	100,0	99,8	98,0	102,6	103,1	98,6	99,5	98,8	90,
961	81,9	100,7	99,4	100,6	99,2	100,8	100,1	99,5	100,2	100,8	100,5	99,
962	99,0	99,2	100,4	100,1	101,4	100,0	98,7	99,6	101,0	99,3	99,5	99,
963	101,0	100,9	101,0	99,4	98,9	100,5	99,5	100,3	99,3	99,9	100,1	100,
964	100,7	97,5	101,2	98,8	104,3	96,2	100,8	101,1	••		• •	
70%					1						1	

# INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.



#### INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.



# Indices de la production de biens intermédiaires, de biens de consommation et de biens d'investissement (1) (2)

#### 1. Méthode.

En plus d'un indice général de la production industrielle, l'Institut national de Statistique calcule des indices de production par branche d'activité, ainsi que dans la plupart des cas pour certaines de leurs subdivisions. A partir de ces données on peut tenter de calculer des indices de production par genre d'affectation de la production. On distinguera quatre classes d'affectation, à savoir : 1) les biens intermédiaires; 2) les biens de consommation non durables; 3) les biens de consommation durables; 4) les biens d'investissement. La méthode utilisée pour le calcul de ces indices est la même que celle dont on se sert pour le calcul de l'indice général de la production industrielle. Toutefois, les indices partiels sont groupés selon un autre critère, ce qui implique évidemment une modification des coefficients de pondération.

La première phase du calcul consiste à examiner pour chaque subdivision des branches d'activité, la destination des biens produits. On a admis qu'une branche ou un de ses secteurs ne produit pas nécessairement des biens ayant une destination unique. C'est ainsi que le charbon utilisé par une entreprise constitue un bien intermédiaire: c'est un article de consommation non durable lorsqu'il est acheté par des ménages. Pour des raisons d'ordre pratique, les biens d'une branche d'activité ne sont répartis sur diverses classes d'affectation que lorsque la part de chaque classe est suffisamment importante. Si tel n'est pas le cas, les biens sont imputés intégralement à la catégorie principale. Afin de connaître l'importance relative des classes d'affectation pour les produits d'une branche ou d'un de ses secteurs, on s'est basé sur le tableau «input-output» de 1959, établi par l'Institut national de Statistique.

Quand la production d'une branche ou d'un secteur va intégralement à une seule classe d'affectation, on affecte son indice du coefficient de pondération utilisé pour le calcul de l'indice général de la production ou de l'indice de la branche. Ces coefficients, calculés sur base des données relatives à la période 1958-1961, sont repris au tableau 10 de l'article concernant la

« Revision 1964 de l'indice de la production industrielle ». Ils sont reproduits au tableau 1 ci-après, pour les années 1958 et 1961.

Si les produits d'une branche d'activité ou d'une de ses subdivisions ont différentes affectations, le coefficient de pondération afférent à cette branche ou à cette subdivision est réparti entre les diverses classes d'affectation d'après l'importance relative résultant du tableau « input-output » de 1959. C'est ainsi que 58 % de la production de charbon est utilisé comme bien intermédiaire et 42 % comme bien de consommation. Le coefficient de pondération de cette branche, soit 12,1 calculé à partir de la valeur ajoutée brute au coût des facteurs de l'année 1958, est donc réparti proportionnellement à ces pourcentages, c'est-à-dire 7,0 pour les biens intermédiaires et 5,1 pour les biens de consommation non durables (cf. tableau 1).

Il y a lieu toutefois de faire une remarque de principe. La méthode adoptée implique que l'on admet que l'évolution de la production d'une branche ou d'un de ses secteurs ayant plusieurs destinations reste identique, quelle que soit la classe d'affectation. C'est ainsi que l'on suppose que l'indice de la production de charbon destiné à la demande intermédiaire est le même que celui de la production destinée à la consommation. Il est possible qu'il n'en soit pas toujours ainsi. C'est pourquoi on devrait pouvoir disposer, pour chaque branche d'activité ou pour chacune de ses subdivisions, de plusieurs indices partiels selon la classe d'affectation. Ceux-ci sont malheureusement inexistants. Afin de pouvoir les calculer, on devrait disposer de statistiques mensuelles concernant la production de biens et leur destination. On peut néanmoins admettre qu'en procédant de la manière que l'on vient d'exposer, on obtient de meilleurs résultats que si la production d'une branche d'activité ou d'une de ses subdivisions est tout entière imputée à une seule classe d'affectation.

Pour le calcul de la composante trend-cyclique et les autres composantes, on utilise la même méthode que pour l'indice général de la production et les indices par branche.

<sup>(1)</sup> Travail élaboré essentiellement par Monsieur E. Beyens.

<sup>(2)</sup> Extrait du «Bulletin de Statistique», nº 9-10, 1965.

Tableau 1. – IMPORTANCE RELATIVE EN 1958 ET 1961 DES BRANCHES D'ACTIVITÉ ET DE LEURS SUBDIVISIONS SELON LES CLASSES D'AFFECTATION DE LEUR PRODUCTION.

			1958					1961		
SPÉCIFICATION	Biens inter- médiaires	Biens de consom- mation non durables	Biens de consom- mation durables	Biens d'investis- sement (la con- struction non comprise)	Total	Biens inter- médiaires	Biens de consom- mation non durables	Biens de consom- mation durables	Biens d'investis- sement (la con- struction non comprise)	Total
1. Extraction de charbon	7,0	5,1		,	12,1	4,4	3,2	ļ		7,6
<ul><li>2. Autres industries extractives</li><li>3. Industries alimentaires à l'exclusion de la fabrication de</li></ul>	1,1				1,1	1,2				1,2
boissons	-	7,0 3,0 0,8			7,0 3,0 0,8		7,0 3,1 0,8		1	7,0 3,1 0,8
- Préparation des fibres tex- tiles - Filature - Tissage	0,4 3,3 1,0		2,4		0,4 3,3 3,4	0,4 3,5 1,1		2,5		0,4 3,5 3,6
Filterie	0,1 0,1 0,2	,			0,1 0,1 0,2 1,3	0,1 0,2		1,5		0,1 0,2 1,5
- Bonneterie			1,3 0,1		0,1			0,1		0,1
<ul> <li>Tissage de tapis de fibres dures et fabriques d'ouate</li> <li>Fabrication d'articles d'ha- billement et de chaussures.</li> </ul>			0,1		0,1	-		0,1		0,1
Confection d'ouvrages divers en tissus			4,5		4,5			4,7		4,7
8. Industrie du bois et industr. connexes	1,6		2,3		3,9	1,7		2,3		4,0
ton. Fabrication d'articles en papier et en carton	1,5	0,7			2,2	1,5	0,7	,		2,2
et en fourrure, à l'exclusion des chaussures	0,5 0,6				0,5 0,6	0,5 0,6				0,5 0,6
<ul> <li>12. Industrie chimique :         <ul> <li>Industrie chimique de base</li> <li>Produits photographiques .</li> <li>Transformation des matiè-</li> </ul> </li> </ul>	••	••					••			
res plastiques	0,7	0,4	0,7		0,7 0,4 0,7 0,2 0,4	0,6	0,4	0,8		0,8 0,4 0,6 0,1 0,4
<ul> <li>13. Industrie des dérivés du pétrole et du charbon</li> <li>14. Industrie des produits minéraux non métalliques à l'excl.</li> </ul>	1,3				1,3	1,3				1,3
des dérivés du pétrole et du charbon	6,0				6,0	6,7	:			6,7
base	12,9	į			12,9	14,2				14,2
- Forge, estampage, gros em- boutissage et industries connexes	0,7				0,7	0,7		·	į	0,7
<ul> <li>Travail de la tôle et fabrica- tions métalliques diverses .</li> </ul>	. 0,8	i	0,9		1,7	0,8		0,8		1,6
<ul> <li>Accessoires métalliques du bâtiment</li> <li>Ponts, charpentes, grosse</li> </ul>	0,9		0,9		1,8	1,1		1,1		2,2
chaudronnerie	0,6		1,1	0,7	1,3 1,1	0,6		1,0	0,7	1,3 1,0

			1958			1961						
SPECIFICATION	Biens inter- médiaires	Biens de consom- mation non durables	Biens de consom- mation durables	Biens d'investissement (la construction non comprise)	Total	Biens inter- médiaires	Biens de consom- mation non durables	Biens de consom- mation durables	Biens d'investis- sement (la con- struction non comprise)	Total		
17. Construction de machines, à l'exclusion des machines électriques :												
- Machines motrices, pneumatiques et hydrauliques - Machines-outils	0,2 0,1			0,3 0,6 0,3	0,5 0,6 0,4	0,2			0,2 0,8 0,4	0,4 0,8 0,5		
- Constructions mécaniques diverses	0,4			0,2	0,6	0,5			0,2	0,7		
- Appareils de levage, manu- tention et pesage				0,7	0,7				0,6	0,6		
<ul> <li>Appareils et installations pour industries diverses</li> </ul>				1,4	1,4				2,2	2,2		
18. Construction de machines électriques, appareils et four- nitures électriques (1)  - Machines électriques rota- tives et statiques  - Appareils électriques in- dustriels; petit matériel électrique d'installation;			3,8	1,6	5,4				1,0	1,0		
appareils électrodomestiques								0,8		8,0		
tronique industrielle; appli- cations des courants fai- bles; radio et T.V.; fils, câ- bles, tubes pour canalisa- tion; matériel d'éclairage; piles et accumulateurs; iso- lants pour l'électricité; di-								1,8	2.6	4.4		
vers								1,0				
transport			1,5	0,8	2,3			1,6	0,5	2,1		
- Automobile, cycle et industries connexes - Construction aéronautique - Construction navale 20. Fine construction mécanique 21. Électricité 22. Distribution d'eau	3,7	1,6 1,2	0,4	0,5 1,6 0,3	0,5 0,4 1,6 0,3 5,3 1,2	3,6	1,5 1,3	0,4	0,6 1,2 0,2	0,6 0,4 1,2 0,2 5,1 1,3		
	40.5		20,0	9,0	100,0	48,5	20,3	19,5	11,2	100,0		
Total:	48,5	22,5	20,0	7,0	100,0	20,0	20,5	,,,,,		100,0		

<sup>(1)</sup> La subdivision n'existe pas pour l'année 1958.

Tableau 2. – INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION, PAR GENRE D'AFFECTATION DES BIENS.

Biens intermédiaires.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Octobre	Nov.	Déc.	Moyen- nes mens.
-	<u>'</u>	<u>.</u>	<del>'-</del>	Indic	e brut	de la p	roducti	on.					_
1958	108,5	97,7	102,7	99,7	97,7	98,6	91,0	94,9	103,3	[ 107,2	94,5	103,7	100,0
1959	101,8	91,3	103,8	105,6	101,7	106,6	96,1	102,3	113,0	118,1	114,6	116,5	106,0
1960	101,6	110,0	120,5	113,7	114,8	115,6	102,3	114,8	120,1	120,7	116,4	103,8	113,5
1961	82,6	114,2	128,1	119,3	123,4	126,2	105,8	121,2	124,3	127,7	123,5	120,2	117,9
1962	123,3	116,0	127,7	120,7	129,0	125,1	108,5	123,7	127,0	136,3	128,7	125,2	124,3
1963	122,8	115,0	129,4	133,9	136,0	128,2	118,3	132,8	136,6	147,5	135,9	137,5	131,0
1964	139,5	135,7	142,7	150,7	137,2	147,5	125,8	133,8	150,7	157,5	145,0	148,4	143,1
1965	141,2	137,9	154,2	149,5	146,8	151,8	119,8	}				<u> </u>	
			,					,					
•		In	dice de	la long	jueur eț	de la d	compos	ition de	s mois.				
1958	103,6	94,7	101,0	99,3	96,9	99,3	103,6	96,9	103,4	107,7	91,1	103,6	
1959	101,0	94,7	99,6	103,4	92,8	103,4	103,6	99,6	103,4	105,1	95,2	103,6	1
1960	96,9	99,0	107,7	96,6	99,6	103,4	96,9	103,6	103,4	101,0	95,2	102,2	
1961	103,6	94,7	107,7	92,5	95,5	103,4	96,9	103,6	100,7	103,6	97,9	96,9	
1962	103,6	94,7	105,1	95,2	99,6	96,6	102,2	103,6	96,6	107,7	97,9	96,9	
1963	103,6	94,7	101,0	99,3	99,6	92,5	106,3	101,0	99,3	107,7	92,5	99,6	
1964	103,6	96,4	99,6	103,4	88,7	103,4	103,6	99,6	103,4	103,6	95,2	103,6	
1965	96,9	94,7	107,7	99,3	95,5	99,3	101,0					]	
				Com	posant	e trend	-cycliqu	ıe.					
1958	102,7	102,1	101,2	100,2	99,4	99,0	98,8	98,8	98,7	98,6	98,6	98,8	1
1959	99,4	100,2	101,1	102,1	103,0	104,0	105,2	106,7	108,4	110,2	111,6	112,5	İ
1960	112,8	112,8	112,6	112,7	113,1	113,8	114,4	115,1	115,6	116,1	116,8	117,8	
1961	119,1	120,5	121,7	122,4	122,7	122,7	122,3	121,9	121,5	121,4	121,5	121,8	
1962	122,2	122,4	122,7	123,0	123,4	123,9	124,6	125,2	125,5	125,7	125,5	125,2	
1963	125,2	125,8	126,8	128,4	130,1	131,6	132,9	134,0	135,1	136,4	137,7	139,2	•
1964	140,5	141,5	141,9	141,9	141,6	141,4	141,4	142,1	143,2	144,7	145,9	146,9	1
1965	147,1	146,7	146,0	145,1	144,5	144,4	144,3				ļ	ł	1
					Indice	saison	nier.						
1958	101,1	98,4	101,0	100,9	103,7	99,5	89,0	97,3	101,0	101,7	106,1	100,3	1
1959	100,7	98,7	100,4	101,8	103,7	99,7	89,1	97,0	101,1	101,7	105,7	100,3	
1960	100,0	98,6	100,0	102,7	104,2	100,4	88,7	96,7	101,3	101,6	105,4	100,4	
1961	98,9	98,7	99,8	103,4	104,7	101,2	88,0	96,4	101,5	101,8	105,2	100,4	
1962	97,7	98,6	99,8	103,9	105,5	102,0	87,0	96,2	101,7	102,0	105,2	100,3	
1963	96,7	98,7	100,0	104,0	106,1	102,7	86,0	96,1	101,9	102,3	105,3	100,2	
1964	95,8	98,4	100,5	103,9	106,8	103,1	85,2	96,2	101,9	102,6	105,6	99,9	
1965	95,4	98,2	100,7	104,3	107,1	103,4	83,3						
			In	idice de	e la con	nposan <sup>i</sup>	te irrég	ulière.					
1958	100,8	102,6	99,5	99,2	97,7	100,8	99,7	101,8	100,2	99,2	99,0	100,9	
1959	100,6	97,4	102,5	98,2	102,5	99,4	98,9	99,2	99,7	100,2	102,0	99,6	
1960	100,2	99,8	99,3	101,7	97,8	97,9	104,0	99,5	99,2	101,3	99,3	97,2	1
1961	101,8	101,4	97,9	101,8	100,5	98,3	101,5	99,6	100,0	99,7	98,6	101,4	
1962	99,6	101,4	99,2	99,2	99,5	102,4	97,9	99,1	103,0	98,7	99,6	102,9	
1963	97,8	97,8	100,9	101,0	98,8	102,6	97,3	102,0	99,9	98,2	101,3	103,0	Į.
1964	100,0	101,1	100,5	98,8	102,3	97,8	100,8	98,2	99,8	102,4	98,9	98,2	
1965	103,8	101,1	97,4	99,4	99,3	102,4	98,7				]	1	1
				'		•							

# Biens de consommation non durables.

													===
ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Octobre	Nov.	Déc.	Moyo ne: men
								l		<u> </u>			<u> </u>
				Indic	e brut	de la p	roducti	on.					
958	101,5	92,1	98,3	94,8	95,3	98,2	97,8	96,8	99,2	116,9	105,4	103,9	100
959	96,1	82,8	94,1	98,6	92,3	104,4	94,3	93,9	101,2	109,2	105,8	102,8	98
960	93,4	95,1	103,0	97,3	99,2	107,0	97,2	104,9	109,1	131,7	131,4	105,7	106
961	89,1	98,0	112,6	102,6	105,7	117,2	105,6	110,4	113,0	129,2	129,9	111,6	110
962	110,9	102,5	114,6	105,2	114,1	115,4	113,1	122,5	114,5	129,6	131,8	111,4	115
963	113,9	102,4	118,4	114,2	120,0	113,1	114,2	123,4	116,9	135,5	132,8 $140,1$	118,1 134,5	118
964	119,9	110,1	116,3	124,1	113,4	130,0	118,8	120,1	125,4	149,2	140,1	104,5	12.
965	120,8	114,2	127,6	125,9	116,4	123,0	112,1	j 1		1		l	1
		ln	dice de	la long	ueur et	de la d	compos	ition de	s mois.				
958	103,2	94,1	101,2	99,0	97,8	99,0	103,2	97,8	102,4	106,5	92,4	103,2	
059	101,2	94,1	99,8	102,4	94,5	102,4	103,2	99,8	102,4	104,5	95,7	103,2	
060	97,8	98,2	106,5	97,0	99,8	102,4	97,8	103,2	102,4	101,2	95,7	101,8	] .
061	103,2	94,1	106,5	93,7	96,5	102,4	97,8	103,2	100,4	103,2	97,7	97,8	
062	103,2	94,1	104,5	95,7	99,8	97,0	101,8	103,2	97,0	106,5	97,7	97,8	
963	103,2	94,1	101,2	99,0	99,8	93,7	105,2	101,2	99,0	106,5	93,7	99,8	
964	103,2	96,2	99,8	102,4	91,2	102,4	103,2	99,8	102,4	103,2	95,7	103,2	1
065	97,8	94,1	106,5	99,0	96,5	99,0	101,2						1
				Com	posant	e trend	-cycliqu	ıe.					
58	105,8	104,1	102,3	100,5	99,0	98,5	98,4	98,2	98,0	97,7	97,6	97,5	1
059	97,7	97,8	98,0	98,2	98,2	98,1	97,7	97,3	97,1	97,2	97,8	98,7	1
60	99,8	100,7	101,3	101,5	101,8	102,7	104,6	107,5	110,5	112,9	113,8	113,4	
61	112,2	111,0	110,4	110,7	111,4	111,9	112,0	111,5	110,7	110,2	110,3	110,9	}
62	111,8	113,0	114,0	114,9	115,7	116,6	117,2	117,5	117,3	116,9	116,5	116,6	1
63	117,1	117,7	118,3	118,7	118,8	118,9	119,0	119,2	119,5	119,9	120,3	120,8	
64	121,3	121,8	122,2	122,4	122,6	122,9	123,4	124,5	126,1	127,9	129,4	130,1	1
65	129,8	128,5	126,7	124,7	123,1	122,0	121,5					ļ	
					Indice	saisoni	nier.						
.ro [	97,2	90,8	96,7	97,7	98,9	102,3	95,0	97,9	99,8	106,9	114,8	101,9	
58 59	96,6	91,8	96,4	97,7	98,6	102,2	95,1	97,6	99,7	108,1	114,5	101,8	
60	95,9	92,7	96,2	97,6	98,7	102,2	94,9	97,8	99,8	108,9	113,9	101,5	
61	95,3	93,5	96,1	97,5	98,9	102,2	94,5	98,0	99,5	109,4	113,9	101,0	}
62	94,9	93,8	96,3	97,6	99,5	102,3	94,0	98,5	99,3	109,7	113,7	100,5	1
63	94,9	93,9	96,5	97,6	100,1	102,3	93,6	99,0	98,7	109,3	114,1	100,0	
64	94,9	93,5	96,8	97,8	100,7	102,4	93,0	99,5	98,3	109,0	114,5	99,5	
65	94,8	93,3	97,0	97,9	101,1	102,5	92,0						
			ļr	ndice de	e la cor	nposan	te irrég	ulière.					
58	95,7	94,4	98,1	97,5	99,5	98,3	101,3	102,9	99,1	96,0	101,8	101,3	
	100,7	97,9	99,8	100,3	100,8	101,8	98,3	99,0	102,1	99,4	98,7	99,0	
	100,1	103,5	99,2	100,9	98,9	99,5	100,1	96,7	96,5	105,8	105,9	99,9	
59	QQ R	2000			99,4	100,1	102,0	97,8	102,0	103,7	90,8	101,9	
59 60	99,8 80.7		99.5	101.4							1	,	1
59 60 61	80,7	100,2	99,5 99,9	101,4 98,0		99,8	100,7	102,6	101,3	94,9	101,7	100,6	
59	80,7 101,2	100,2 102,7	99,9	98,0	99,2 101,0	1	100,7 97,5	102,6 103,2	101,3 100,0	94,9 97,0	101,7	100,6 97,9	
559	80,7	100,2			99,2	99,8		l .	'		1		

# Biens de consommation durables.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Octobre	Nov.	Déc.	Moyen nes mens
			<u> </u>	Indice	e brut	de la p	roducti	on.			***		
1050	100.0		1069	103,5	98,2	96,7	87,2	93,2	108,5	112,4	95,1	99,5	I
1958	100,0	98,5	106,3 111,5	112,8	104,0	110,4	97,7	107,6	124,1	126,5	117,1	117,8	
1959	96,2 107,4	101,1 116,5	131,7	124,4	121,7	120,3	100,4	115,8	131,7	129,5	122,0	116,4	
1960	107,4	125,4	148,4	129,7	131,7	130,8	105,9	129,6	135,6	140.2	131,1	124,3	
1961	123,8	130,3	143,7	136,4	140,1	132,9	110,7	137,9	148,8	158,8	145,2	134,7	
1962	132,5	141,0	161,1	165,5	164,6	151,7	132,1	163,2	172,5	186,5	162,9	163,2	
1964	163,5	172,1	179,6	183,0	161,0	172,1	139,0	155,3	181,9	187,2	164,4	167,5	
1965	159,8	174,3	196,3	186,1	170,1	177,5	123,0		,		,	,	
1905	139,0	117,5	170,0	1 100,1	1.0,1	211,0	120,0	}	,	l		l	ı
		lne	dice de	la long	ueur et	de la d	compos	ition de	es mois.				
1958	104,0	94,9	100,4	99,5	95,9	99,5	104,0	95,9	103,9	108,5	90,5	104,0	
1959	100,4	94,9	99,5	103,9	91,4	103,9	104,0	99,5	103,9	104,9	95,0	104,0	}
1960	95,9	99,4	108,5	95,8	99,5	103,9	95,9	104,0	103,9	100,4	95,0	103,1	
1961	104,0	94,9	108,5	91,4	95,0	103,9	95,9	104,0	100,3	104,0	98,6	95,9	-
1962	104,0	94,9	104,9	95,0	99,5	95,8	103,1	104,0	95,8	108,5	98,6	95,9	Ì
1963	104,0	94,9	100,4	99,5	99,5	91,4	107,6	100,4	99,5	108,5	91,4	99,5	
1964	104,0	95,8	99,5	103,9	86,9	103,9	104,0	99,5	103,9	104,0	95,0	104,0	
1965	95,9	94,9	108,5	99,5	95,0	99,5	100,4						l
				Com	posante	e trend	-cycliqu	ıe.					
	700 n l	100 6	1001	1 00 6	. 00.3	00.9	99,3	99,4	99,6	99,8	100,1	100,8	I
1958	100,9	100,6	100,1	99,6	99,3	99,2	1		114,4	115,8	116,7	117,1	
1959	101,8	103,0	104,4	105,9	107,5	109,1	110,9	112,7 120,5	121,3	122,3	123,7	125,3	
1960	117,3	117,4	117,6	118,0	118,6	119,3	119,8	130,7	130,6	130,6	131,0	131,5	
1961	126,8	128,3	129,5	130,4	130,9	131,1	130,8	139,3	140,9	142,4	143,7	145,0	
1962	132,1	132,6	133,1	133,7	134,5	135,8	137,5	163,9	165,7	167,2	168,7	169,9	1
1963	146,9	149,2	151,9	154,7	157,5	159,9 168,2	162,1 167,2	103,9	105,1	107,2	169,8	171,8	
1964	170,8	171,1	170,9	170,2	169,2						109,0	111,0	
1965	173,6	174,8	174,9	173,8	172,3	170,7	169,8		İ	l	1	l	i
					Indice	saisonr	nier.						
1958	94,5	102,5	105,7	104,6	104,4	97,5	85,0	96,2	104,8	104,2	104,8	95,9	1
1959	94,7	102,4	105,1	105,7	104,4	97,7	84,7	95,7	105,0	104,1	104,3	96,2	
1960	94,7	102,2	104,7	106,6	104,7	98,3	83,7	95,6	105,2	103,9	103,9	96,5	
1961	94,6	102,2	104,4	107,1	105,0	99,0	82,4	95,4	105,4	104,1	103,6	96,7	
1962	94,4	102,2	104,4	107,1	105,6	99,7	80,9	95,6	105,4	104,3	103,5	96,9	
1963	94,1	102,4	104,6	106,6	106,2	100,3	79,5	95,7	105,4	104,8	103,5	96,8	
1964	93,8	102,4	105,1	105,8	106,7	100,8	78,4	96,1	105,2	105,2	103,8	96,7	
1965	93,7	102,4	105,3	105,5	106,9	101,0	75,6					1	
			ln	dice de	la con	nposant	te irréa	ulière.					
		100 1							1000	00.7	100,1	1 00 0	1
1958	100,8	100,6	100,0	99,8	98,8	100,4	99,3	101,6	100,0	99,7	1	98,9	
959	99,4	100,9	102,1	96,9	101,4	99,7	99,9	100,2	99,4	100,0	101,3	100,5	
960	100,8	97,7	98,6	103,2	98,4	98,8	104,4	96,6	99,3	101,5	99,9	93,4	
961	86,5	100,7	99,0	101,6	100,8	97,0	102,3	99,9	100,4	99,1	98,0	101,8	
	95,5	101,2	98,5	100,3	99,0	102,4	96,6	99,6	104,5	98,5	99,0	99,9	
962			707 - !	7000	000,000								
963	92,2	97,2	101,0	100,8	98,8	103,4	95,3	103,5	99,3	98,0	102,1	99,7	
963			101,0 100,5 98,3	100,8 97,7 102,0	98,8 102,7 97,3	103,4 97,7 103,5	95,3 105,2 95,4	97,5	99,3	102,3	98,8	97,0	

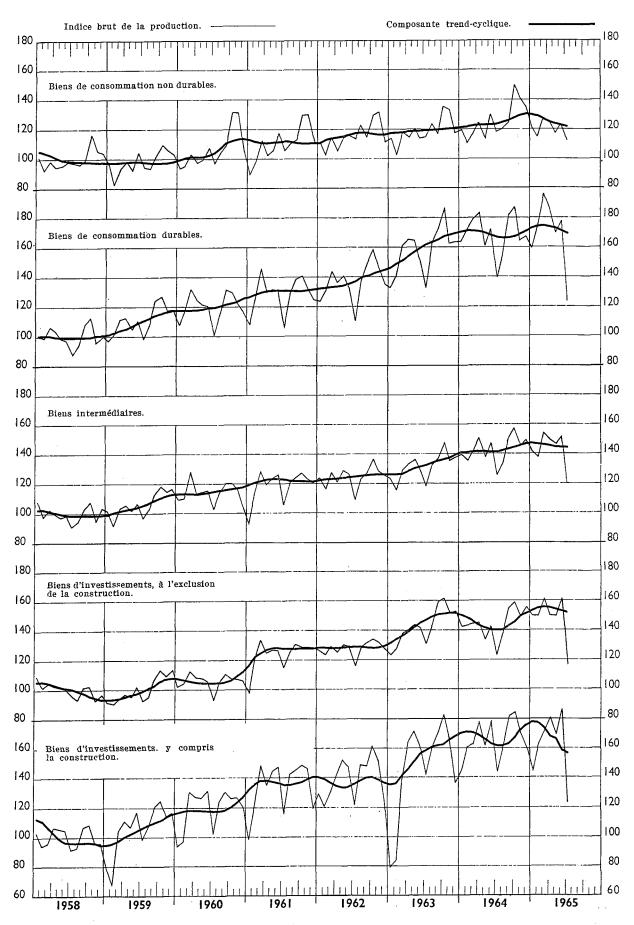
# Biens d'investissements, à l'exclusion de la construction.

							7			1			
ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Octobre	Nov.	Déc.	Moyen nes mens.
	<u> </u>	<u> </u>		Indica	e brut	de la n	roducti	on.					
	700 m		1046			100,4	95,6	93,0	101,3	102,2	93,0	96,5	100,0
958	109,7	101,4	104,6	102,7	101,8 95,4	100,4	92,7	95,0	107,0	113,8	109,1	113,3	100,
959	91,5	90,3	94,8	97,0 108,0	107,3	105,4	92,8	105,7	110,2	107,9	107,1	106,0	105,
960	102,1	104,1	112,4	100,0 $124,2$	126,2	126,3	114,9	125,8	130,5	128,8	128,5	128,7	123,
961	97,4	120,3	133,3 $129,2$	124,2	130,1	128,1	115,4	129,1	131,5	133,6	131,2	127,6	127,
962	126,8	123,9 127,2	138,3	140,2	143,6	141,9	131,4	143,4	159,1	161,4	151,8	152,4	143,
963	123,6 $142,6$	143,7	145,0	145,7	134,0	143,0	123,3	138,6	155,4	159,4	149,4	156,2	144,
964	142,6	149,8	161,8	160,0	149,6	161,2	116,8	200,0			,	,	
905	149,0	149,0	101,0	100,0	117,0	101,2	,-	1	,			,	•
*		Ind	dice de	la long	ueur et	de la c	ompos	ition de	s mois.				
.958	104,1	94,9	100,1	99,5	95,5	99,5	104,1	95,5	104,1	108,7	90,2	104,1	
959	100,1	94,9	99,5	104,1	90,9	104,1	104,1	99,5	104,1	104,7	94,9	104,1	
960	95,5	.99,5	108,7	95,5	99,5	104,1	95,5	104,1	104,1	100,1	94,9	103,4	
961	104,1	94,9	108,7	90,9	94,9	104,1	95,5	104,1	100,1	104,1	98,8	95,5	
962	104,1	94,9	104,7	94,9	99,5	95,5	103,4	104,1	95,5	108,7	98,8	95,5	
963	104,1	94,9	100,1	99,5	99,5	90,9	108,0	100,1	99,5	108,7	90,9	99,5	ļ
964	104,1	95,5	94,5	104,1	86,3	104,1	104,1	99,5	104,1	104,1	94,9	104,1	ļ
965	95,5	94,9	108,7	99,5	94,9	99,5	100,1	j					1
				Com	posant	e trend	-cycliqu	ıe.					. •
050	105,6	105,2	104,4	103,4	102,3	101,3	100,2	98,8	97,3	95,8	94,4	93,6	
958	93,3	93,6	94,3	95,3	96,3	97,6	99,3	101,4	103,6	105,6	107,0	107,5	
959	107,2	106,5	105,6	105,0	104,7	104,6	104,6	104,9	105,6	106,8	109,2	112,7	
960	116,8	121,1	124,7	127,1	128,2	128,3	127,8	127,3	127,1	127,3	127,8	128,4	
961	128,6	128,5	128,3	128,1	128,4	128,7	129,0	128,8	128,4	128,2	128,4	129,5	
963	131,5	134,1	136,9	139,9	142,7	145,2	147,5	149,4	150,9	151,7	151,9	151,3	
964	150,0	148,2	146,1	143,9	141,9	140,7	140,2	140,9	143,5	146,0	149,4	151,8	
965	153,9	155,3	155,7	155,2	154,2	153,0	152,3						ļ.
,					Indice	saisoni	nier.						
	00.4.1	100 0 1	00.71	100 4 (	105,6	99,3	91,3	96,4	100.0	100,4	107,3	100,1	{
958	98,4	100,9	99,7	100,4 102,1	105,0	99,0	91,4	96,3	100,6	99,8	106,0	100,4	
959	98,8	101,1	99,3	102,1	103,5	99,5	90,7	95,9	101,6	99,1	105,2	101,0	-
960	99,0	101,4	99,1 98,8	103,1	104,0 $104,1$	100,1	89,3	95,8	102,7	99,0	104,8	101,3	ĺ
961	99,1	101,4	98,9	102,9	104,1	100,7	87,4	95,7	103,8	99,4	105,1	101,8	j
962	98,8	101,4 101,1	98,9	102,9	104,0	101,4	85,5	96,0	104,6	100,4	105,9	101,9	
963	98,5	100,8	99,3	100,2	104,1	102,1	83,7	96,1	105,1	101,5	107,1	101,9	
964	98,0 97,7	100,6	99,5	99,4	104,5	102,4	81,2		,		•		
965	71,1	100,0	,,,,,,	// 9 <del>-</del>					·	'		•	
			· In	dice de	e la cor	nposan	te irrég				· .		1
958	101,4	100,6	100,4	99,4	98,4	100,3	100,4	102,2	99,8	97,7	101,7	98,9	
959	99,1	100,6	101,7	95,8	103,5	101,4	98,0	97,8	98,6	103,1	101,3	100,7	
960	100,7	96,9	98,7	104,5	98,4	97,2	102,4	100,8	98,7	101,8	98,2	96,6	
961	80,8	103,3	99,4	103,8	99,6	94,4	105,4	99,0	99,8	98,1	97,1	103,6	1
962	95,9	100,2	97,3	100,0	98,0	103,4	98,9	100,5	103,3	96,4	98,3	101,3	
963	91,7	98,8	102,0	99,0	97,1	106,0	96,4	99,9	101,2	97,5	103,8	99,4	
964	93,2	100,7	100,4	97,1	104,9	95,6	100,9	102,9	99,0	103,3	98,4	97,0	
704					97,8	103,4	94,4						

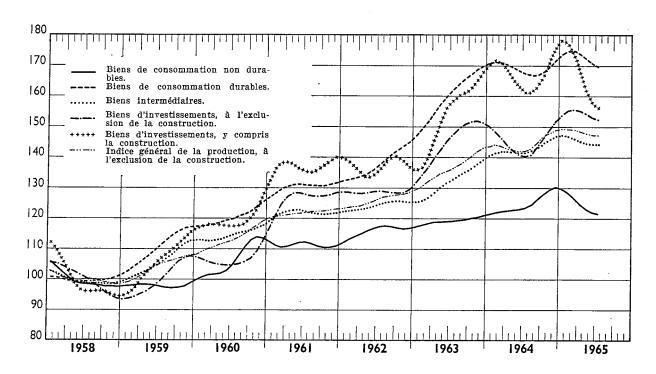
# Biens d'investissement, y compris la construction.

ANNÉE	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Octobre	Nov.	Déc.	Moyen- nes mens.
		J		l		<u> </u>	<u> </u>	ł	l	!	<u> </u>	!	
				Indic	e brut	de la p	roducti	on.					
1958	103,7	94,8	96,1	107,1	105,5	104,3	91,6	92,4	106,5	108,3	95,3	95,1	100,0
1959	78,2	67,3	104,6	110,7	106,5	117,5	98,7	107,8	121,0	124,6	114,0	116,9	105,7
1960	93,1	97,0	130,8	127,1	126,9	131,8	102,8	124,2	130,6	126,6	127,9	120,6	120,0
1961	98,5	124,0	148,6	135,1	145,0	147,6	115,3	143,0	145,3	148,4	146,8	119,8	134,8
1962	129,1	120,1	131,0	142,2	152,4	147,1	121,6	148,3	147,9	161,5	151,5 166,6	124,2 $136,1$	139,9 146,8
1963 1964	79,5 144,9	83,9 160,6	$139,2 \\ 162,4$	164,2 $177,9$	171,9 161,6	161,4 178,7	142,7 144,0	160,7 161,6	170,8 $182,0$	182,8 184,2	170,9	160,7	165,7
1965	144,6	162,2	171,7	180,4	168,7	186,4	122,0	101,0	102,0	10-7,2	1,0,0	100,1	100,1
1900	111,0	102,2	111,	200,2	200,.		,-	1			·		
		Ind	dice de	la long	ueur et	de la d	compos	ition de	s mois.				
1958	104,3	94,9	99,7	99,6	95,1	99,6	104,3	95,1	104,3	109,0	87,4	104,3	
1959	99,7	94,9	99,6	104,3	87,6	104,3	104,3	99,6	104,3	104,8	94,9	104,3	
1960	95,1	99,6	109,0	95,1	99,6	104,6	95,1	104,3	104,3	103,1	94,9	104,1	
1961	104,3	94,9	109,0	87,6	94,9	104,3	95,1	104,3	99,7	104,3	99,6	95,1	
1962	104,3	94,9	104,5	94,9	99,6	105,1	104,1	104,3	95,1	109,0	99,3	95,1	
1963	104,3	94,9	99,7	99,6	99,6	87,6 104,3	108,8 104,3	99,7 99,6	99,6 104,3	109,0 104,3	87,6 ( 94,9	99,6 104,3	
1964	104,3 95,1	95,1 94,9	99,6 109,0	104,3 99,6	83,0 94,9	99,6	99,7	99,0	104,5	104,5	74,7	104,5	
1965	93,1	J-₩,J	109,0	99,0	72,7	92,0	,,,,,	i	i	I	l		Į.
				Com	posante	e trend	-cycliqu	ıe.					
1958	112,4	110,1	106,5	102,3	98,9	96,8	96,2	96,2	96,4	96,1	95,4	94,7	
1959	94,7	95,7	97,6	100,3	102,8	104,9	106,7	108,3	109,9	111,8	113,9	115,5	
1960	116,9	117,8	118,1	118,1	118,0	117,9	117,6	117,8	118,5	120,3	123,5	127,9	
1961	132,6	136,2	138,3	138,5	137,5	136,2	135,4	135,3	136,1	137,5	139,0	140,1	
1962	140,0	138,8	136,6	134,4	133,4	134,0	136,1	138,6	140,3	140,5	138,8	136,6	
1963	135,6	136,8	140,6	146,1	151,9	156,3	158,9	160,2	161,1	162,7	165,2	168,3	
1964	170,7	171,6	170,8	168,5 167,2	165,4 161,6	162,8 157,8	161,2 156,3	161,2	163,3	167,3	172,5	176,7	
1965	178,7	177,4	173,1	101,4	101,0	137,0	150,5	, (		!	ı	ţ	ļ
					Indice	saisonr	nier.						
1958	83,5	82,2	98,8	107,0	114,6	108,0	90,6	100,7	105,7	104,2	109,4	95,3	
1959	83,6	84,2	98,7	108,3	113,6	107,2	90,2	100,8	105,9	104,0	109,1	94,4	
1960	83,1	85,4	99,1	109,7	113,2	107,2	89,1	100,9	106,3	103,9	109,0	93,0	
1961	82,9	87,2	98,5	110,3	113,6	107,3	87,9	101,0	106,6	104,2	109,1	91,4	
1962	82,0	88,7	98,1	110,1	114,9	108,1	86,6	101,0	106,9	104,7	109,4	89,7	
1963	81,5	90,2	96,7	109,0	116,6	108,9	85,4	100,9	107,1	105,3	109,8	88,5	
1964	80,5	89,9	96,6	108,0	118,3 119,1	110,4 $111,1$	82,7	100,9	107,2	105,9	110,4	87,3	
1965	80,0	89,7	96,6	107,5	119,1	111,1	ı i	ı				l	l
			ln:	dice de	la con	nposan	te irrég	ulière.					
1958	106,0	110,3	91,6	98,1	97,8	100,0	100,8	100,2	100,2	99,2	104,5	101,0	
1959	99,0	88,0	108,9	97,6	104,0	100,1	98,3	99,1	99,6	102,2	96,7	102,7	
1960	100,7	96,8	102,5	103,1	95,3	99,7	103,1	100,2	99,4	98,2	100,1	97,4	
1961	85,9	109,9	100,0	100,9	97,8	96,7	101,8	100,3	100,3	99,3	97,1	98,3	
1962	107,8	102,8	93,6	101,2	99,9	96,6	99,1	101,6	102,2	100,7	100,4	106,6	
1963	69,0	71,6	102,7	103,5	97,4	108,2	96,6	99,7	99,3	97,8	104,8	91,7	
1964	101,0	109,4	98,8	94,1	99,5	95,3	101,2	99,8	99,7	99,7	94,6	99,9	
1965	106,4	107,4	94,2	100,8	92,4	106,7	94,7	}	,	ļ	!	1	

Graphique 1. – INDICE BRUT ET COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE DE BIENS INTERMÉDIAIRES, DE CONSOMMATION ET D'INVESTISSEMENTS.



#### Graphique 2. — COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE ET DE L'INDICE DES DIFFÉRENTES CLASSES D'AFFECTATION.



#### 2. Résultats.

Les résultats des calculs sont reproduits au tableau 2. De plus, dans un premier graphique, on représente les indices bruts et la composante trend-cyclique; dans un second graphique, on compare l'évolution de la composante trend-cyclique des différentes catégories d'affectation.

L'évolution de l'indice de production des biens intermédiaires est très semblable à celle de l'indice général de la production industrielle. On note toutefois que les fluctuations conjoncturelles marquent quelque peu le pas par rapport à l'indice général de la production industrielle. Seule la pointe qui se situe au début de 1965 y fait exception.

L'évolution analogue de l'indice des biens intermédiaires et de l'indice général de la production industrielle est essentiellement due au fait que le changement dans la quantité produite est étroitement lié à la demande de biens intermédiaires. Il y a encore lieu d'ajouter que les biens intermédiaires constituent de loin le groupe le plus important parmi les cinq catégories sous revue. Ils représentent environ 50 % du total des produits sur lesquels porte l'indice général de la production industrielle.

Pour les biens intermédiaires, les indices partiels les plus importants se rapportent à la métallurgie de base, avec un coefficient de pondération de 26,7 % en 1958, et au charbon, avec un coefficient de pondération de 14,5 % pour le même exercice. La moyenne mensuelle pour 1964 de l'indice de l'industrie charbonnière était 79,1; cet indice fait donc évoluer sensiblement à la baisse l'indice du groupe examiné. Si l'on calcule, pour 1964, l'indice de la production des biens intermédiaires, en faisant abstraction de l'industrie charbonnière, on obtient un chiffre qui se situe aux environs de 155.

L'indice de la production des biens de consommation non durables accuse, pour la période sous revue, une évolution régulière mais relativement faible. Le pourcentage d'accroissement moyen est de 4,1 % par an. A part deux maxima, les fluctuations conjoncturelles sont peu importantes. Ceci résulte essentiellement du fait que les produits les plus importants de ce groupe proviennent du secteur des denrées alimentaires et de celui des boissons, produits dont l'évolution est assez stable. Le premier maximum de l'indice des biens de consommation non durables se situe en novembre 1960; le deuxième en décembre 1964. Ils sont dus à une production très élevée de sucre.

Après avoir subi une assez forte récession en 1958, la composante trend-cyclique de l'indice des biens de consommation durables a suivi de 1959 à 1962 un mouvement ascendant régulier, accompagné de fluctuations modérées, deux maxima se situent fin 1959 et début 1962. Au cours des années 1962 et 1963, l'indice est en forte expansion pour se stabiliser ensuite en 1964. Le graphique révèle en outre deux maxima moins prononcés, un au début de 1964 et un autre début 1965. Etant donnée la technique du calcul, on n'est pourtant pas encore en mesure de porter un jugement définitif sur 1965. On constate également que les maxima cités marquent un certain ralentissement par rapport au mouvement trend-cyclique de l'indice général de la production industrielle.

La hausse annuelle moyenne de l'indice des biens de consommation durables est très forte; pour la période 1958-1964 on obtient un pourcentage d'accroissement moyen de 8,6 % par an et ce en dépit du fait que l'indice partiel le plus important du groupe en question a trait à l'industrie du vêtement et de la confection; c'està-dire à une des branches où l'expansion est faible. La forte expansion de l'indice des biens de consommation durables est due avant tout à l'accroissement considérable de la production de biens de consommation du secteur des fabrications métalliques.

Pour ce qui est de la production des biens d'investissement on donne deux indices, l'un faisant abstraction de la construction, l'autre l'incluant. L'indice de cette catégorie d'affectation subit des fluctuations importantes. L'accroissement de l'indice des biens d'investissement, construction exclue, exprimé en pour-cent de l'année précédente, s'établit comme suit :

1959	1960	1961	1962	1963	1964
0,3	5,5	17,0	0,3	12,1	0.3

Les différences observées dans le rythme d'accroissement déterminent, dans une mesure assez importante, les fluctuations de l'indice général. Les augmentations les plus fortes se sont manifestées en 1959, fin 1960, en 1963 et fin 1964. L'appréciation de cette dernière année reste toutefois incertaine; cette constatation vaut d'ailleurs également pour les autres catégories d'affectation ainsi que pour l'indice général. Pour les quatre dates mentionnées on peut également observer un maximum plus ou moins important dans la composante trend-cyclique de l'indice général. On remarquera cependant que le maximum apparaît en 1959 et 1960 plus tôt dans l'indice général de la production industrielle que dans l'indice des biens d'investissement et au contraire plus tard en 1963. Aux minima de fin 1958 et de l'année 1964 et à la stagnation au cours de la période 1961-1962 de l'indice des biens d'investissement correspond un certain ralentissement dans le rythme d'accroissement de l'indice général de la production.

Il peut s'avérer utile de souligner par ailleurs l'évolution relative des biens intermédiaires et des biens d'investissement. Durant certaines périodes, l'un des indices se situe systématiquement au-dessus de l'autre. Après un certain laps de temps, c'est l'inverse qui se produit. On peut constater en outre que, à la fin de 1962, lors de la reprise du mouvement de hausse de l'indice général, l'indice des biens d'investissement a commencé à monter plus tôt que celui des biens intermédiaires. L'inverse se produit fin 1958, où l'indice des biens intermédiaires entame son mouvement ascensionnel avant l'indice des biens d'investissement.

Si, à partir des considérations sur l'évolution relative d'un ou de plusieurs indices, on se propose de dégager certaines prévisions quant aux fluctuations conjoncturelles, il convient de ne pas perdre de vue que ces indices ne reflètent que l'évolution des biens produits en Belgique et que, partant, ils ne portent ni sur les importations ni sur les exportations. C'est ainsi que la moitié environ des biens d'investissement produits en Belgique est livrée à l'étranger. La production des biens d'équipement a donc non seulement une incidence sur l'évolution conjoncturelle de la Belgique mais dépend à son tour de la situation économique des pays vers lesquels ces biens sont exportés.

. 

# Décomposition de séries chronologiques en leurs composantes suivant diverses méthodes Application à quelques séries belges (1)(2)

- 1. DESCRIPTION ET COMBINAISON DES DIVERSES COMPOSANTES D'UNE SÉRIE CHRONOLOGIQUE.
- Les diverses composantes d'une série chronologique.

D'une manière générale, l'ensemble des observations effectuées à des moments déterminés ou au cours d'une période donnée constitue une série chronologique : par exemple, l'effectif des travailleurs inscrits le 15 de chaque mois dans les charbonnages ou la production de l'industrie charbonnière relevés mensuellement.

Dans les exemples précédents, l'intervalle de temps qui sépare deux observations n'est pas constant du fait de la répartition inégale des jours du calendrier entre les différents mois. Ce problème sera traité plus en détail dans la suite de l'article. Remarquons encore que si les considérations théoriques émises ici se rapportent exclusivement aux séries mensuelles, elles peuvent être étendues aisément aux séries trimestrielles.

La valeur d'une variable économique observée à un moment déterminé t ou au cours d'une période donnée (t-1,t) est la résultante de multiples influences qui peuvent être synthétisées en trois composantes principales: le mouvement « trend-cyclique », les variations saisonnières et es variations accidentelles.

La composante « trend-cyclique » est elle-même la résultante de deux mouvements : 1) la tendance évolutive ou mouvement fondamental du phénomène; elle se manifeste dans un sens bien déterminé qui se maintient pendant de longues années; 2) les variations cycliques liées à l'alternance des périodes de prospérité et de dépression du cycle économique.

La composante saisonnière traduit l'influence observée au cours d'une série d'années des saisons climatologiques et conventionnelles qui affectent régulièrement le niveau de l'activité économique durant des périodes spécifiques de l'année. Ces dernières sont toujours inférieures à un an : semaines, mois, trimestres, semestres, par exemple. C'est ainsi que l'activité économique se contracte au cours du mois de janvier par suite des circonstances atmosphériques; de même, le niveau de la production baisse au cours du mois de juillet, période des congés annuels.

Enfin, les variations résiduelles ou irrégulières tiennent compte d'une multitude d'influences aléatoires : erreurs d'observation, événements accidentels comme les grèves, hiver particulièrement doux ou rigoureux, etc. On supposera que cette composante est distribuée normalement et non autocorrélée, c'est-à-dire qu'il n'existe aucune corrélation entre les valeurs successives de cette composante.

#### b. Quelques hypothèses quant au profil saisonnier.

L'hypothese la plus simple est celle d'un profil saisonnier constant. Le profil saisonnier s'obtient en juxtaposant les composantes saisonnières de douze mois successifs. Il peut être supposé que le profil reste constant au cours d'une série d'années. Cette hypothèse ne tient donc aucunement compte ni de l'extension possible de la période des congés, ni d'une meilleure adaptation éventuelle aux circonstances atmosphériques, par exemple. La méthode classique habituelle de la moyenne mobile de Macaulay s'appuie sur une telle hypothèse.

On peut aussi supposer que pour chaque mois, j, la composante saisonnière,  $S_{ij}$  de l'année i, est fonction de la composante « trend-cyclique »,  $C_{ij}$ , et plus particulièrement que la liaison entre ces deux variables observées au cours du même mois de plusieurs années consécutives, est linéaire :

$$S_{ij} = \alpha_j C_{ij} + \beta_j$$
  $j = 1 \dots 12$ 

Les paramètres  $\alpha_j$  et  $\beta_j$  qui interviennent dans ces relations peuvent être calculés, à partir des valeurs observées dans le passé, à l'aide de la méthode des moindres carrés. Il est donc ainsi possible d'exprimer, aussi bien pour l'avenir que pour le passé, la composante saisonnière en fonction de la composante « trend-cyclique ». Cette hypothèse

<sup>(1)</sup> Article rédigé par Monsieur W. Wauters sous la direction générale de Monsieur R. Dereymaeker.
(2) Extrait du « Bulletin de Statistique », nº 7-8, 1965.

est appliquée dans la méthode de la «Deutsche Bundesbank» (1), étudiée plus loin en détail.

Dans la « moving - amplitude - method » de Kuznets-Wald (2) il est admis que la forme du profil saisonnier reste constante au cours d'une série d'années déterminées, mais que l'amplitude des déviations peut se modifier d'une année à l'autre.

Dans la « Census-Method II » (3), par contre, il est supposé que le profil saisonnier peut se modifier progressivement au cours des années. Dans cette méthode, à la fois la forme du profil et l'amplitude des déviations peuvent évoluer progressivement.

#### e. Modes de combinaison des diverses composantes.

La variable brute O, la composante « trendcyclique » C, la composante saisonnière S et la composante aléatoire I sont fonction du temps de sorte qu'on peut écrire :

$$O = f [C(t), S(t), I(t)]$$

Plusieurs hypothèses quant à l'expression analytique de la relation fonctionnelle liant O à ses trois composantes peuvent être émises. Il est généralement supposé que les effets des facteurs sont additifs ou multiplicatifs.

Dans l'hypothèse d'une relation additive, la variable brute est égale, pour chaque mois, à la somme de la composante « trend-cyclique », de la composante saisonnière et de la composante aléatoire

$$O_t = C_t + S_t + I_t$$

C'est ainsi que l'indice de la production du mois de juillet est influencé par la période des vacances. Dans l'hypothèse d'un profil saisonnier constant et d'une relation additive, l'indice du mois de juillet se situera, chaque année, à un nom-

 « Application of the Regression Method to the Analysis of Statistical Time Series », Deutsche Bundesbank, Frankfurt (Main), février 1959. bre constant de points (20 par ex.) en-dessous du mouvement « trend-cyclique » et ce indépendamment du fait que celui-ci soit à 100 ou à 150, par exemple.

C'est pourquoi on admet plus généralement que la relation liant les diverses composantes est multiplicative. Pour chaque mois, la variable brute est alors égale au produit de la composante « trendcyclique », de la composante saisonnière et de la composante aléatoire.

$$O_t = C_t \times S_t \times I_t$$

Cette méthode conduit à supposer, dans l'exemple précité, que l'activité du mois de juillet se situera, chaque année, à un niveau égal à celui du mouvement « trend-yclique » diminué d'un pourcentage constant. En d'autres mots, l'influence saisonnière est supposée être proportionnelle à  $C_t$ , c'est-à-dire à la composante « trend-cyclique » du mois de juillet.

# 2. LA COMPOSITION INÉGALE DES MOIS.

#### a. Importance du problème.

La valeur observée d'un phénomène, comme le niveau de la production industrielle, par exemple, ne dépend pas seulement de l'état de la conjoncture économique ou de la saison, mais aussi du nombre de jours ouvrables et du degré d'intensité du travail au cours de ce mois. Ces derniers éléments peuvent donc perturber considérablement la comparabilité des chiffres relatifs à des mois successifs : c'est ainsi que dans le régime de la semaine de cinq jours, le mois d'octobre peut comporter 23 jours ouvrables et celui de novembre, qui compte deux jours fériés, 19 seulement. Il y a de ce fait un écart de 4 jours ouvrables entre ces deux mois ou de 17 % en durée de travail. Il est clair qu'un tel écart influence sensiblement l'indice de la production.

En outre, la production d'un mois déterminé ne peut pas sans plus être considérée comme proportionnelle au nombre de jours ouvrables. Dans certaines branches d'activité, le travail est, en effet, entièrement ou partiellement continu (les centrales électriques, par exemple); dans d'autres, la production ne dépend pas tant du nombre de jours ouvrables que du nombre de jours que compte le mois (c'est le cas notamment pour les laiteries et les boulangeries).

Les analyses plus poussées distinguent encore les intensités du travail au cours des différents

<sup>(2)</sup> S. KUZNETS, «Seasonal pattern and seasonal amplitude: Measurement of their short-time variations», Journal of the American Statistical Association, mars 1932.

A. WALD, «Berechnung und Ausschaltung von Saisonschwankungen», Österreichischen Institut für Konjunkturforschung, Vienne 1936.

E. CRAIG WEST, « Moving amplitude adjustment », communiqué présenté à l'A.S.A. le 23 août 1960.

<sup>(3)</sup> J. SHISKIN « Electronic computers and Business Indicators », Communiqué provisoire 57, National Bureau of Economic Research, New-York, 1957.

jours de la semaine. Le profil saisonnier devient alors hebdomadaire. C'est ainsi que l'obligation de liquider certaines commandes en fin de semaine peut conduire à une intensification du travail le vendredi; par ailleurs, il est également possible de mettre l'accent sur l'activité partielle du samedi et du dimanche. Tout profil hebdomadaire doit tenir compte non seulement du nombre de samedis, de dimanches et de jours fériés de chaque mois, mais aussi de la fréquence de tout autre jour ouvrable.

Ces quelques considérations suffirent pour illustrer la complexité du problème de la correction à introduire pour tenir compte de la composition inégale des mois. Dans beaucoup de cas, on se borne à supposer que la production est proportionnelle au nombre de jours ouvrables c.a.d. que dans l'ancien système de travail un samedi serait compté pour un demi jour de travail. Si cependant des méthodes raffinées sont appliquées pour décomposer des séries brutes en leurs composantes, il est également indiqué d'améliorer la correction à apporter pour tenir compte de la composition inégale des mois. Divers auteurs se sont penchés sur ce problème et ont proposé des quelques-unes solutions dont sontci-après (1).

#### b. Quelques méthodes de correction proposées.

La méthode proposée par Harry Eisenpress (2) permet de déterminer un profil saisonnier constant, un indice pour le samedi de chaque mois et un indice pour le dimanche de chaque mois. Un calcul de régression fournit la valeur des 36 paramètres qui interviennent dans les relations. Pour atteindre un degré de précision suffisant dans les estimations, il est nécessaire de disposer d'un très grand nombre d'observations relevées sur plus de dix années. L'auteur fait remarquer à juste titre que l'influence d'un samedi ou d'un dimanche peut être différente d'un mois à l'autre.

En 1958, la « Bank of Canada » (3) a procédé à une analyse des séries chronologiques du chiffre

 Cfr. S.N. MARRIS, «The measurement of Calendar Variation» — «Seasonal adjustment on electric computers», O.E.C.D., pp. 345-359. d'affaires réalisé dans le commerce de détail. Cette étude se proposait de corriger les séries brutes en éliminant l'influence exercée par les vendredis et les samedis, jours où le chiffre d'affaires est plus élevé que celui réalisé durant les autres jours. L'analyse a révélé l'existence d'une forte corrélation entre le rapport du nombre de vendredis et de samedis au nombre des autres jours de vente du mois, d'une part, et la composante aléatoire, d'autre part. Une ligne de régression du second degré a donné les meilleurs facteurs de correction.

En 1958 encore, le « Centraal Bureau voor de Statistiek » des Pays-Bas (1) a déterminé une équation de régression multiple où les écarts par rapport à la moyenne mobile de douze mois s'expliquent par un profil saisonnier constant et par le nombre de jours ouvrables que compte le mois. Le nombre de jours ouvrables d'un mois déterminé a été fixé égal au nombre de jours que compte ce mois diminué du nombre de dimanches et de la moitié du nombre de samedis. Cette étude montre clairement que la production n'est pas proportionnelle au nombre de jours ouvrables définis comme précédemment. En effet, la production moyenne d'un jour ouvrable égale selon cette hypothèse à

nombre moyen de jours ouvr. d'un mois =4,25% de la production mensuelle, serait égale à la production marginale d'un jour de la semaine. Or le coefficient de régression du nombre de jours ouvrables indique que la production marginale n'atteint que 3,17%.

L'O.E.C.D. a mis au point une méthode permettant d'établir un profil hebdomadaire du niveau de l'activité économique. Elle nécessite à la fois des informations extérieures à la série chronologique étudiée et des données pouvant être déduites de celle-ci. Le calcul du profil hebdomadaire s'effectue en deux temps. Une première approximation du profil est obtenue en considérant, par exemple, que le degré de l'activité ne varie pas d'un jour ouvrable ordinaire à l'autre, que l'activité du samedi est équivalente à la moitié de celle enregistrée au cours d'un jour ordinaire et que celle

<sup>(2)</sup> Harry EISENPRESS, «Regression Techniques Applied to Seasonal Corrections and Adjustments for Calendar Shifts», Journal of the American Statistical Association, December 1956.

<sup>(3)</sup> R. JOHNSTONE, «Adjustment of Retail Trade Statistics for Shopping Days», unpublished paper, Bank of Canada, May 1958.

<sup>(1) «</sup> Een methode om maandelijkse indexcijfers te corrigeren voor seizoeninvloeden en voor de invloed van de lengte van de maand, toegepast op de algemene produktieindex van de industrie», Statistische en econometrische onderzoekingen, C.B.S., Nederland, Jaargang 1958, 4° kwartaal, p. 193.

du dimanche est nulle. Ce procédé permet de corriger une première fois la longueur et la composition inégales des mois de la série étudiée. Celle-ci est ensuite décomposée en ses différents facteurs. En partant de l'hypothèse que la composante aléatoire est déterminée notamment par les différences dans la composition et la durée des mois, on peut établir un second profil hebdomadaire. Ce profil hebdomadaire se base sur les données de la série même. Les deux profils hebdomadaires réunis fournissent finalement une estimation du profil véritable (1).

#### c. La méthode appliquée dans le présent article à l'analyse de quelques séries belges.

(1) Séries relatives au commerce extérieur.

Le peu d'informations qui permettraient de déterminer l'influence de la composition inégale du calendrier sur les importations et les exportations et les écarts aléatoires importants entachant les séries du commerce extérieur compliquent sérieusement le problème de la correction à apporter aux séries brutes. Il a été supposé que les importations et les exportations évoluaient proportionnellement au nombre de jours prestés par la douane. Les données brutes ont été divisées par le rapport du nombre de jours prestés par la douane au cours d'un mois déterminé à la moyenne mensuelle des jours prestés durant toute la période étudiée. Bien que cette correction soit assez élémentaire et que l'hypothèse faite ne soit pas toujours justifiée, la composante aléatoire se trouve néanmoins réduite de 20 à 30 % environ. Il n'est pas envisagé d'approfondir, du moins pour le moment, le problème de l'influence exercée par la composition du calendrier sur les importations et les exportations(2).

- (2) Indices de la production industrielle. Supposons:
- que la production de chaque branche d'activité évolue proportionnellement au nombre de journées prestées par la totalité du personnel occupé (les journées prestées avec un effectif réduit, 30 % du personnel par exemple, sont considérées comme équivalentes à 0,3 des journées complètes);
- (1) S.N. MARRIS, «The measurement of calendar variation» — «Seasonal adjustment on electronic computers», proceedings of an international conference held in Paris, O.E.C.D., pp. 345-359.
- (2) Ce problème est traité plus en détail dans The seasonal Adjustment of United Kingdom External Trade Statistics, « Seasonal adjustment on electronic computers », pp. 205-229.

- 2) que les prestations avec un effectif réduit ne s'observent que les samedis, dimanches et jours fériés; ces hypothèses jointes à la connaissance du régime de travail appliqué par les entreprises permettent de déterminer l'importance d'un samedi, d'un dimanche ou d'un jour férié par rapport à une journée de travail complète. Le sondage effectué en octobre 1960 auprès d'un certain nombre d'entreprises a permis de recueillir les renseignements nécessaires à l'élaboration de l'indice des salaires. Parmi ceux-ci figure le régime du travail appliqué. Pour chaque établissement, l'enquête a relevé le nombre de travailleurs occupés :
  - 1. au cours d'une journée normale de travail (du lundi au vendredi),
  - 2. le samedi toute la journée,
  - 3. le samedi pendant une demi-journée,
  - 4. le dimanche.

Les données recueillies pour chacun des quatre groupes précités ont été additionnées par branche d'activité. Si  $n_i$  représente l'effectif total des travailleurs d'un groupe i parmi les quatre ci-dessus, l'importance d'un samedi est donnée par la relation

$$\frac{n_2+0.5 n_3}{n_1}$$

et celle d'un dimanche par

$$\frac{n_4}{n_1}$$

Une autre méthode a été suivie pour l'analyse de la production du charbon et de l'énergie électrique. Les « Annales des Mines », publication mensuelle de l'Administration des Mines, fournissent, en effet, des indications quant aux prestations effectuées les dimanches, jours fériés légaux et jours de repos dans les charbonnages belges. La différence entre le nombre de jours d'un mois et le nombre de journées sans production, calculée à partir des renseignements précités, donne le nombre de jours ouvrables.

La moyenne pondérée des pourcentages d'occupation enregistrée dans les diverses branches d'activité a été retenue pour le secteur de l'électricité. La consommation d'électricité des charbonnages a été fixée à 60 % pour le samedi et à 20 % pour le dimanche; la consommation de courant non industriel a été établie à 100 % pour ces deux mêmes jours. Les coefficients de pondération intervenant dans le calcul de la moyenne correspondent à la consommation d'électricité relevée en 1960 pour chaque branche utilisatrice. L'application de cette

méthode conduit aux résultats suivants : 63 % pour un samedi et 30 % pour un dimanche.

L'influence d'un samedi et d'un dimanche ou d'un jour férié sur l'évolution de l'indice général de la production industrielle a été supposée égale à la moyenne pondérée des influences calculées pour chaque branche. Les coefficients de pondération utilisés à cette fin sont ceux retenus pour le calcul de l'indice général de la production industrielle en 1960. L'importance d'un samedi a été estimée de cette façon à 41 % et celle d'un dimanche ou d'un jour férié à 15 %.

Tableau 1. – POURCENTAGES D'OCCUPATION DU SAMEDI ET DU DIMANCHE PAR RAPPORT À UN JOUR OUVRABLE COMPLET DANS LES DIFFÉRENTES BRANCHES D'ACTIVITÉ.

BRANCHE D'ACTIVITÉ	Pourcentage d'occupation samedi	Pourcentage d'occupation dimanche ou jour férié
Industries extractives (charbon non compris)	87	
Industries alimentaires et préparation de boissons	39	3
Industries du tabac	7	_ <del>_</del>
Industries textiles	23	
Fabrication de chaussures et d'articles de confection	1	<del></del>
Industrie du bois et industries connexes	5	<del></del>
Industrie du papier et du carton	34	<u> </u>
Industrie du cuir	8	
Industrie chimique (industrie du caoutchouc incl.)	66	36
Industries des dérivés du pétrole et du charbon	54	36
Industrie des produits minéraux non métalliques	62	. 8
Sidérurgie et industries des métaux non ferreux	80	58
Fabrications métalliques	17	· <del></del>
Électricité	63	30
Total de la production industrielle :	41	15

Ces données ont permis de calculer le nombre de jours ouvrables de chaque mois par addition du nombre de jours ouvrables ordinaires, le nombre de samedis, de dimanches et de jours fériés, multipliés par leur pourcentage d'occupation respectif. Pour chaque mois on calcule des indices qui expriment le rapport de la composition et la longueur de chaque mois au mois moyen.

L'influence de la composition du calendrier a finalement été éliminée de la série originelle en divisant les données brutes par ces indices.

Tableau 2. – NOMBRE MOYEN DE JOURS OUVRABLES PAR MOIS DANS LES DIFFÉRENTES BRANCHES D'ACTIVITÉ.

BRANCHE D'ACTIVITÉ	
	24,86
Industries extractives (charbon non compris)	22,96
Industries alimentaires et préparation de boissons	
Industrie du tabac	21,44
Industries textiles	22,12
Fabrication de chaussures et d'articles de confection	21,18
Industrie du bois et industries connexes	21,35
Industrie du papier et du carton	22,59
Industrie du cuir	21,48
Industrie chimique (industrie du caoutchouc incl.)	25,77
Industries des dérivés du pétrole et du charbon	25,25
Industrie des produits minéraux non métalliques	24,24
Sidérurgie et industries des métaux non ferreux	27,47
Fabrications métalliques	21,86
Électricité	25,34
Total de la production industrielle :	23,64

#### 3. EXPOSÉ GÉNÉRAL DES CARACTÉRISTIQUES DE LA MOYENNE MOBILE. MÉTHODE DE MACAULAY.

Avant de passer à l'analyse proprement dite des méthodes d'élimination des variations saisonnières influençant les séries chronologiques, il est souhaitable de rappeler brièvement quelques caractéristiques des moyennes mobiles. Le lecteur intéressé par les démonstrations théoriques se reférera aux nombreux ouvrages traitant de ce sujet (1).

Cet exposé introductif sera suivi d'une discussion et d'une illustration de la méthode de Macaulay. Cette dernière est, en effet, la méthode classique la plus utilisée en pratique; elle constitue, de plus, le point de départ d'une méthode dont il sera abondamment question par la suite : la « Census Method II ».

#### a. Définition des moyennes mobiles.

Considérons une série de valeurs  $x_i$ . Cette série peut être transformée en une deuxième série  $y_i$  où  $y_1$  représente la moyenne (pondérée ou non) des m premiers termes x,  $y_2$  la moyenne des termes  $x_2 \dots x_{m+1}$  etc.

Les termes de la série  $y_i$  correspondent donc à la moyenne de m termes consécutifs de la série  $x_j$ ;  $y_{i+1}$  est calculée à partir de ces mêmes termes  $x_j$  après élimination du premier et introduction d'un nouveau terme.

Le nombre de termes de cette nouvelle série  $y_i$  est égal au nombre de termes de la série  $x_i$  diminué de m-1. On peut donc dire que le calcul d'une moyenne mobile de m termes entraı̂ne une perte de m-1 termes.

Le terme  $y_j$  s'exprime d'une manière générale par la formule :

$$y_j = \frac{\sum\limits_{i=1}^m w_i x_{j+i-1}}{\sum\limits_{i=1}^m w_i}$$

Lorsque tous les coefficients de pondération  $w_i$  sont égaux, la moyenne mobile  $y_j$  est simple; dans l'autre alternative, elle est pondérée.

Le calcul des moyennes pondérées constitue un travail considérable; par contre, le calcul de la moyenne mobile simple peut être simplifié, dans une large mesure, en procédant comme suit :

Soit  $S_1$  la somme des m premiers termes  $x_i$ :  $S_2$  peut se déduire de  $S_1$  à l'aide de la relation suivante :

$$S_2 = S_1 + x_{m+1} - x_1$$

 $S_3$ ,  $S_4$ , etc. se calculent de la même façon par addition et soustraction d'un terme

$$S_3 = S_2 + x_{m+2} - x_2 \dots$$

La nouvelle série  $y_i$  est obtenue en divisant chaque terme de la série  $S_i$  par m. La dernière somme  $S_i$  doit être égale à la somme des m derniers termes  $x_i$ . Cette propriété peut être utilisée comme moyen de contrôle des calculs.

Pratiquement, les calculs pourront être disposés comme suit : les termes de la série  $x_i$  seront consignés dans une première colonne. Une deuxième reprendra ces mêmes termes, mais décalés de m rangs. Une troisième colonne sera réservée, à partir de la  $m^e$  ligne, aux termes  $S_1$ ,  $S_2$ , etc. Enfin, une quatrième colonne fournira le résultat de la division des  $S_i$  par m.

Cette méthode de calcul sera illustrée plus loin en l'examinant dans le cadre de la discussion de la méthode de Macaulay.

#### b. Caractéristiques des moyennes mobiles.

 Le calcul de deux moyennes mobiles successives peut être remplacé par le calcul d'une moyenne mobile unique.

L'application d'une moyenne mobile de m termes à la série  $x_i$  donne une nouvelle série  $y_i$ . Cette dernière peut, à son tour, être transformée en une série  $z_i$  par un deuxième calcul de moyennes mobiles portant sur p termes. La série  $z_i$  peut être déduite directement de la série  $x_i$  par le calcul

p.e. M.G. KENDALL, The Advanced Theory of Statistics, vol. II; J. BONGARD, Some remarks on moving averages, « Seasonal adjustment on electronic computers », pp. 362-387.

d'une moyenne mobile de m+p-1 termes. Les coefficients  $w_i$  intervenant dans ce dernier calcul sont donnés par la formule

$$w_i = \sum\limits_{t.s} w_{1t} \, w_{2s} \qquad \left\{ egin{array}{ll} t = 1 \, \ldots \, m \\ s = 1 \, \ldots \, p \\ t + s = i + 1 \end{array} 
ight.$$

 $w_{1t}$  et  $w_{2s}$  représentent les coefficients de pondération de la première et de la deuxième moyenne mobile. C'est ainsi que le résultat du calcul d'une moyenne mobile à cinq termes suivi du calcul d'une moyenne mobile à trois termes peut être obtenue directement par l'application d'une moyenne mobile pondérée à sept termes avec (1, 2, 3, 3, 3, 2, 1), comme coefficients de pondération.

Cette propriété des moyennes mobiles peut être démontrée comme suit : si  $x_i$  est la série donnée, les termes  $y_1, y_2, y_3$  ... de la moyenne simple à cinq termes s'obtiennent par :

$$y_1 = \frac{1}{5} (x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5)$$

$$y_2 = \frac{1}{5} (x_2 + x_3 + x_4 + x_5 + x_6)$$

$$y_3 = \frac{1}{5} (x_3 + x_4 + x_5 + x_6 + x_7)$$

$$y_4 = \frac{1}{5} (x_4 + x_5 + x_6 + x_7 + x_8) \text{ etc...}$$

Les termes  $z_1$ ,  $z_2$ , ... de la moyenne non pondérée à trois termes résultent des relations :

$$z_1 = \frac{1}{3} (y_1 + y_2 + y_3)$$
  $z_2 = \frac{1}{3} (y_2 + y_3 + y_4) \text{ etc...}$ 

En termes de la série originelle  $x_i$ , on obtient :

$$\begin{aligned} z_1 &= \frac{1}{15} (x_1 + 2 x_2 + 3 x_3 + 3 x_4 + 3 x_5 + 2 x_6 + x_7) \\ z_2 &= \frac{1}{15} (x_2 + 2 x_3 + 3 x_4 + 3 x_5 + 3 x_6 + 2 x_7 + x_8) \end{aligned}$$

 $z_i$  est donc une moyenne mobile pondérée de la série donnée avec (1, 2, 3, 3, 3, 2, 1) comme coefficients de pondération.

Ce résultat peut être déduit des relations générales où

$$m=5$$
  $w_{1t}=1$   $t=1...5$   $p=3$   $w_{2s}=1$   $s=1...3$ 

Le nombre de termes de la moyenne mobile unique combinant les effets des deux moyennes successives est donné, dans ce cas par

$$m+p-1=5+3-1=7$$

Les coefficients de pondération se calculent comme suit :

$$\begin{array}{llll} w_i &= \sum\limits_{s,t} w_{1t} \ w_{2s} \\ &\text{où } t = 1 \dots 5, \, s = 1 \dots 3 \text{ et } t + s = i + 1 \\ w_1 &= w_{11} \ w_{21} = 1 \\ w_2 &= w_{11} \ w_{22} + w_{12} \ w_{21} = 2 \\ w_3 &= w_{11} \ w_{23} + w_{12} \ w_{22} + w_{13} \ w_{21} = 3 \\ w_4 &= w_{12} \ w_{23} + w_{13} \ w_{22} + w_{14} \ w_{21} = 3 \\ w_5 &= w_{13} \ w_{23} + w_{14} \ w_{22} + w_{15} \ w_{21} = 3 \\ w_6 &= w_{14} \ w_{23} + w_{15} \ w_{22} = 2 \\ w_7 &= w_{15} \ w_{23} = 1. \end{array}$$

(2) L'effet de Slutzky-Yule : le calcul d'une moyenne mobile appliqué à une série aléatoire induit une auto-corrélation entre les termes successifs de la série.

Si  $x_i$  est une série aléatoire de moyenne nulle et d'écart-type  $\sigma_x$ , la corrélation entre les termes  $x_i$  et  $x_{i+h}$  considérée pour chaque valeur de h est nulle. La série  $y_i$  résultant du calcul d'une moyenne mobile possède les caractéristiques suivantes :

- la moyenne de  $y_i = 0$ ,
- la variance de y devient :

 $\sigma_y^2 = \sigma_x^2 \; \Sigma \; w_i^2$ 

 $(w_i \text{ représentant les coefficients de pondération relatifs} : \Sigma w_i = 1),$ 

 les coefficients de corrélation entre les termes situés à une distance h l'un de l'autre, sont donnés par :

$$\rho_{y_i y_{i+h}} = \frac{\sum w_i w_{i+h}}{\sum w_i^2}$$

Les séries  $x_i$  et  $y_i$  ont même moyenne, mais la variance de y est réduite d'un facteur  $\sum w_i^2$ . Ce facteur de réduction est maximum pour des moyennes mobiles non pondérées. Il en résulte une autocorrélation entre les termes successifs de la série  $y_i$ . Dès lors, le calcul d'une moyenne mobile introduit un mouvement périodique dans la série des valeurs aléatoires originelles. La période de ce mouvement est déterminée par la corrélation entre les termes successifs  $\rho$   $y_i y_{i+1}$ .

Ainsi, une moyenne mobile de 12 termes, appliquée à une série aléatoire, donne naissance à une nouvelle série de même moyenne, mais dont la variance est réduite de 1/12.

La corrélation entre les termes successifs est de 11/12. L'amplitude des mouvements périodiques couvre de 15 à 16 termes. Cette introduction, due au calcul de moyennes mobiles, de mouvements périodiques parasites dans les séries corrigées est connue sous le nom d'effet de Slutzky-Yule.

#### (3) Les moyennes mobiles sont des filtres.

Pour faciliter l'analyse des séries chronologiques, il est généralement établi une correspondance entre les termes de séries x et y. Chaque terme y est mis en correspondance avec le terme médian de l'ensemble des x ayant servi au calcul de l'y en question.

Ce procédé suppose que les moyennes mobiles portent sur un nombre impair de termes. Si tel n'est pas le cas, il est généralement procédé à une seconde transformation consistant en une moyenne mobile portant sur deux mois, ce qui augmente d'une unité le nombre de termes de la moyenne mobile.

Afin de faciliter le travail, on adapte la notation de la manière que voici : si  $2\ k+1$  représente le nombre de termes dont est composée la moyenne mobile, on obtient

En procédant ainsi on obtient le même indice pour les termes correspondants; les k premiers et k derniers termes des valeurs  $x_i$  n'ont pas de correspondant dans la série  $y_i$ .

Lorsque toutes les valeurs  $x_i$  constituent des observations équidistantes d'une fonction f(t), la fonction f(t) est transformée en une fonction g(t), dont les valeurs  $y_i$  ne sont rien d'autre que les valeurs de la fonction.

Si, d'une manière générale, T représente l'opération de transformation par moyennes mobiles, on peut écrire :

$$y_i = T x_i$$
$$g(t) = Tf(t)$$

A chaque moyenne mobile correspondent deux espèces de fonctions particulières f(t): celles non affectées par la transformation T et celles devenant identiquement nulles sous l'effet de cette transformation:

- pour les fonctions du premier type  $f_1$  (t)
- pour les fonctions du deuxième type  $f_2(t)$ .

C'est ainsi que les fonctions linéaires ne sont pas affectées par une moyenne mobile calculée sur 12 mois. Par contre, les fonctions périodiques de période égale à 12, 6, 4, 3, 12/5 ou 2 mois s'annulent sous l'effet du calcul d'une moyenne mobile portant sur 12 termes.

En vertu de cette propriété, particulière aux moyennes mobiles, d'éliminer complètement certaines fonctions, on les assimile parfoi à des filtres.

#### c. Méthode de Macaulay.

La méthode de Macaulay constitue un exemple d'application de la méthode des moyennes mobiles à l'élimination des variations saisonnières affectant les séries chronologiques. Elle est illustrée ci-après à partir de la série des indices de la production industrielle.

La méthode suppose l'existence d'un profil saisonnier constant et d'une relation multiplicative entre les effets des trois composantes de la série analysée : la composante « trend cyclique », la composante saisonnière et la composante aléatoire.

$$0 = C \times S \times I$$
.

L'application de la méthode exige l'estimation préalable de la composante « trend-cyclique ». Dans ce but, on calcule une moyenne mobile de douze mois éliminant chaque fonction périodique de 12 mois et par conséquent la composante saisonnière. Comme il a été précisé plus haut, il n'est pas possible, dans le cas de moyennes mobiles paires, de faire correspondre la série originelle à la série des moyennes mobiles et il faudra donc, après application de la moyenne mobile de 12 mois, procéder à un calcul complémentaire de moyennes mobiles portant sur deux mois.

En fait, on établit ainsi une moyenne mobile de 13 mois pondérée ayant comme poids (1, 2, 2, 2, ... 1): chaque valeur de la série originelle est remplacée par une moyenne calculée à partir du terme en question, des 6 termes précédents et des 6 termes suivants; le premier des 6 termes précédents et le dernier des 6 termes suivants ne sont pris en considération que pour la moitié de leur valeur.

Le tableau ci-après reproduit pour la période 1953-1962 les indices bruts de la production industrielle corrigés pour tenir compte de la composition inégale du calendrier; ce problème a été exposé précédemment.

Tableau 3. – INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE AVEC CORRECTION POUR TENIR COMPTE DE LA COMPOSITION ET DE LA LONGUEUR INÉGALE DES MOIS ET APRÈS ÉLIMINATION DES VALEURS EXCEPTIONNELLES.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
	<del></del>		<u> </u>									
1953	94,8	97,3	98,2	101,5	103,1	99,3	87,7	96,5	101,5	107,5	108,9	101,0
1954	99,9	100,2	101,2	104,9	104,5	103,1	92,3	98,0	107,3	112,8	113,7	106,7
1955	105,9	108,7	107,7	116,5	108,2	113,4	95,6	107,8	117,5	120,9	122,8	119,0
1956	112,2	109,9	121,3	121,9	121,2	127,4	101,1	112,0	123,6	123,4	127,3	123,9
1957	118,5	124,0	126,3	126,8	128,3	120,6	100,0	114,4	120,6	123,5	128,6	118,8
1958	116,1	117.1	115,5	114,5	114,4	113,2	101,6	111,2	114,4	116,7	119,9	112,4
1959	111,1	110,0	116,6	116,6	120,9	119,0	105,3	114,8	123,8	127,5	133,9	116,9
1960	121,7	124,1	125,6	131,4	127,6	126,1	117,2	123,2	131,8	139,5	143,0	135,0
1961	135,0	136,0	136,0	143,7	137,6	138,0	128,2	132,7	141,8	142,8	147,8	140,9
1962	138,0	140.1	138,9	143,7	146,1	147,7	124,1	140,4	152,7	148,7	153,9	146,7
1963	142.0	143,6	151,5	157,0	158,8	160,9	129,9	152,5	163,3	164,9	174,8	160,8
	,	,							]			

Les données brutes ont été transformées par un calcul de moyennes mobiles portant sur 12 mois. Les résultats sont consignés au tableau 4. On notera l'élimination des 6 premiers et des 6 derniers termes de la série.

Tableau 4. — MOYENNE MOBILE CENTRÉE DE DOUZE MOIS DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

1953 100,0 100, 100,	3 100,6	100,8		
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	5   113,2 120,7 119,6 113,0 120,5 131,4 139,1	105,9 114,0 121,1 118,7 131,1 121,5 132,3 139,2 145,6	101,0 106,6 114,7 121,6 117,6 113,4 122,4 133,3 139,6 146,7	101,2 107,2 115,9 121,6 116,7 114,0 122,9 134,2 140,3 147,8

Comme il a été signalé précédemment, le recours aux moyennes mobiles élimine les variations saisonnières. Quel est l'effet de cette transformation sur les deux autres composantes de la série?

La variance de la composante aléatoire est réduite d'un certain facteur. Étant donné qu'une moyenne mobile centrée de douze mois couvre treize termes, dont le premier et le dernier ne sont pris en considération que pour la moitié de leur valeur, les coefficients de pondération relatifs s'élèvent à 1/24 pour le premier et le dernier terme et à 1/12 pour les 11 termes intermédiaires, de sorte que nous avons

 $\alpha = \sum w_i^2$   $w_i$  (coefficients de pondération relatifs)

relatifs)
$$= \left(\frac{1}{24}\right)^2 + 11 \left(\frac{1}{12}\right)^2 + \left(\frac{1}{24}\right)^2 = 0.08$$

Ceci signifie que la dispersion de la composante aléatoire, mesurée par l'écart-type, se trouve réduite à 28 % (=  $\sqrt{0.08}$ ) de la dispersion des écarts originels. L'écart moyen résulte partiellement des mouvements périodiques induits (Effet Slutzky-Yule).

Le mouvement « trend-cyclique » est maintenu pour autant qu'il soit linéaire. Les renversements de la conjoncture sont respectés mais le niveau des maxima et des minima est sous-estimé. On dit alors que les sommets sont tronqués. Les mouvements conjoncturels de moindre importance sont eux aussi intégralement éliminés. Dès lors on peut dire que la moyenne mobile de douze mois, bien que reflétant de façon satisfaisante les périodes d'expansion et de dépression du mouvement « trend-cyclique », présente des faiblesses aux points

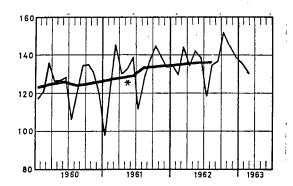
les plus importants et notamment aux points de retournement, surtout en ce qui concerne l'amplitude des écarts.

Des valeurs dites « exceptionnelles », c'est-àdire des écarts exceptionnellement grands dus à la survenance d'événements sporadiques, des grèves par exemple, exercent également une influence sur l'évolution de la tendance « trend-cyclique »; une moyenne de douze mois répartit, en effet, ces valeurs exceptionnelles sur 12 mois, ce qui entraîne un net glissement de la composante « trend-cyclique ».

Ce phénomène est illustré par le graphique 1. Ce dernier reflète l'influence des grèves du mois de janvier 1961, après tranformation de la série par une moyenne mobile de douze mois.

La méthode de Macaulay admet que la moyenne mobile de douze mois isole de manière satisfaisante la composante « trend-cyclique ». En divi-

Graphique 1. – INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE (1953 = 100).



sant la série originelle par la moyenne mobile de douze mois, on obtient une série de valeurs représentant le produit des indices saisonniers par l'indice de la composante aléatoire. Ces valeurs SI sont consignées au tableau 5:

Tableau 5. – INDICES SI DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
					-							
1953	_	_			_		87,7	96,2	100,9	106,6	107,8	99,8
1954	98,3	98,4	99,1	102,2	101,4	99,6	88,8	93,7	102,0	106,5	106,7	99,6
1955	98,3	100,4	98,7	106,6	97,8	101,7	85,2	95,8	103,8	106,1	107,0	102,7
1956	96,2	93,9	103,2	103,4	102,6	107,5	84,9	93,4	102,4	101,9	104,7	101,9
1957	97,7	102,2	104,1	104,6	105,8	99,6	82,8	95,0	100,8	104,1	109,4	101,8
1958	99,7	100,6	99,6	99,2	99,6	99,1	89,4	98,2	101,3	103,2	105,7	98,6
1959	97,2	95,9	101,2	100,5	103,3	101,0	88,9	96,1	102,8	105,0	109,4	95,1
1960	98,4	99,6	100,3	104,2	100,5	98,4	90,6	94,4	100,3	105,4	107,3	100,6
1961	99,9	100,0	99,4	104,6	99,9	99,9	92,6	95,6	102,0	102,6	105,9	100,4
1962	98,2	99,6	98,2	101,1	102,4	103,2	86,4	97,6	105,6	102,1	104,9	99,3
1963	95,6	96,2	100,8	103,7	103,8	104,2	_	_				_
		,	,									

On dispose donc pour chaque mois d'un nombre de valeurs SI (10 dans cet exemple). L'indice saisonnier moyen d'un mois donné s'obtient en prenant soit la moyenne, soit la valeur médiane des valeurs SI.

Si on prend la moyenne, on élimine en général la valeur SI maximum et la valeur SI minimum ou les deux valeurs SI maxima et les deux valeurs SI minima, étant donné qu'une moyenne calculée sur un nombre réduit de termes est fortement influencée par les valeurs exceptionnelles de la composante aléatoire.

C'est pourquoi, on prend parfois la valeur médiane.

Les deux méthodes ont été appliquées ci-après; pour la moyenne, le terme le plus élevé et le terme le plus bas ont été éliminés du calcul.

Les influences saisonnières ont été présentées sous forme d'indices.

Tableau 6. – PROFIL SAISONNIER CONSTANT DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
Moyenne .	98,0	98,8	100,3	103,0	101,7	101,0	87,7	95,6	102,0	104,4	106,8	100,3
Médiane	98,2	99,6	99,9	103,5	101,9	100,4	88,2	95,7	102,0	104,5	106,8	100,1

L'influence saisonnière mesurée sur l'ensemble des douze mois d'une année doit être nulle, c'està-dire que la somme des indices saisonniers doit être égale à 1200. C'est pourquoi les indices saisonniers mentionnés plus haut sont « centrés sur 1200 »; chaque indice saisonnier a été, à cet effet, multiplié par le rapport 1200 sur la somme des indices saisonniers obtenus. Ce profil saisonnier est présenté, pour les deux méthodes de calcul utilisées, dans le tableau reproduit ci-après.

Tableau 7. – PROFIL SAISONNIER CONSTANT CENTRÉ DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
Moyenne .	98,0	98,8	100,3	103,1	101,7	101,0	87,7	95,6	102,1	104,5	106,9	100,3
Médiane	98,2	99,5	99,9	103,5	101,8	100,3	88,2	95,6	101,9	104,4	106,7	100,0

Enfin, on obtient la série désaisonnalisée, en divisant la série originelle par les indices saisonniers. Cette série dépouillée des influences saisonnières comprend donc encore la composante aléatoire. Le tableau 8 ci-dessous a été obtenu en appliquant le profil saisonnier basé sur la médiane.

Tableau 8. – SÉRIE DÉSAISONNALISÉE DES INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE (indices saisonniers médians).

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953	101,7	100,7	101,3	101,4	102,7	102,8	99,4	100,9	99,6	103,0	102,1	101,0
1954	107,8	109,2	107,8	112,6	106,3	113,1	104,6	102,5	105,3	108,0	106,6	106,7
1955	114,3	110,5	121,4	117,8	119,1	127,0	108,4	112,8	115,3	115,8	115,1	119,0
1956	120,7	124,6	126,4	122,5	126,0	120,2	114,6	117,2	121,3	118,2	119,3	125,9
1957	118,2	117,7	115,6	110,6	112,4	112,9	113,4	119,7	118,4	118,3	120,5	118,8
1958	113,1	110,6	116,7	112,7	118,8	118,6	115,2	116,3	112,3	111,8	112,4	112,4
1959	123,9	124,7	125,7	127,0	125,3	125,7	119,4	120,1	121,5	122,1	125,5	116,9
1960	137,5	136,7	136,1	138,8	135,2	137,6	132,9	128,9	129,3	133,6	134,0	135,0
1961	140,5	140,8	139,0	138,8	143,5	147,3	145,4	138,8	139,2	136,8	138,5	140,9
1962	144,6	144,3	151,7	151,7	156,0	160,4	140,7	146,9	149,9	142,4	144,2	146,7

## 4. EXPOSÉ SYSTÉMATIQUE DE LA MÉTHODE CENSUS II (1)

En examinant la méthode de Macaulay, on a attiré l'attention sur ses lacunes. La méthode Census II peut être considérée comme une version améliorée de la méthode de Macaulay. On y utilise, en effet, des moyennes mobiles pour éliminer des mouvements aléatoires et des mouvements périodiques. Cette méthode est toutefois plus perfectionnée en ce sens :

- qu'elle tente de combler les lacunes de la méthode de Macaulay;
- 2) qu'elle permet de calculer un certain nombre de caractéristiques générales. Il s'agit de l'amplitude moyenne des fluctuations mensuelles de la série et de ses composantes, du nombre moyen de mois nécessaires au mouvement « trend-cyclique » pour surpasser les fluctuations aléatoires et le nombre moyen de mois durant lesquels se maintient un mouvement donné, en particulier le mouvement « trendcyclique ».
- 3) qu'elle introduit un nombre de tests ayant pour but d'évaluer la qualité de la décomposition de la série chronologique en ses composantes. Ces tests permettent de constater si la série désaisonnalisée n'est plus affectée par des influences saisonnières résiduelles, si le niveau de la série ne s'est pas sensiblement modifié après élimination des influences saisonnières, et enfin, si la composante aléatoire ne contient plus de composante systématique.

Dans cette méthode, on part des hypothèses suivantes:

- les observations originelles sont préalablement corrigées pour éliminer l'influence de la durée et de la composition inégales des mois ainsi que des valeurs exceptionnelles;
- le profil saisonnier peut se modifier dans le temps, aussi bien en ce qui concerne la forme que l'amplitude;
- 3) les observations originelles sont le produit de la composante « trend cyclique », de l'indice saisonnier et de l'indice des influences aléatoires.

La méthode sera illustrée au moyen de l'indice général de la production industrielle (1953-1963).

- a. Décomposition de la série chronologique en ses composantes.
- (1) Correction pour éliminer les valeurs exceptionnelles.

Conformément à l'hypothèse 1, les séries sont corrigées pour éliminer les perturbations qu'entraînent la durée et la composition inégales des mois ainsi que les valeurs exceptionnelles.

En ce qui concerne l'indice général de la production industrielle, la correction pour la durée et la composition inégales des mois a été faite suivant la méthode mentionnée précédemment.

La correction pour valeurs exceptionnelles se fait d'une manière assez rudimentaire; le recours à une méthode plus perfectionnée n'est pas requise en l'occurrence, car la méthode Census II permet d'éliminer les valeurs extrêmes pas trop importantes. Seules les très grandes valeurs extrêmes doivent être atténuées. Quant à l'indice de la production industrielle, quatre valeurs exceptionnelles ont été tronquées:

Juillet 1957: en raison des grèves dans les secteurs de la sidérurgie et des fabrications métalliques, l'indice de la production industrielle est de 87,1 contre 120,6 au mois de juin 1957. La période des vacances ne peut être la seule raison de cette baisse qui est en général de l'ordre de 15 %. Aussi lui a-t-on substitué l'indice 100 qui est plus acceptable.

Décembre 1960 et janvier 1961 : l'activité économique a été fortement affectée au cours de ces mois, à la suite des grèves générales. Les indices généraux de la production de ces mois se sont établis à 115,7 et 98,7 tandis que l'indice 135 reflète mieux le niveau conjoncturel. On a donc adopté cette dernière valeur pour les deux mois en question.

Janvier 1963: par suite de l'hiver extrêmement rigoureux, l'indice général n'a pas dépassé 136,4. Si l'on procède à une comparaison avec les mois précédents, il semble que l'indice 145 réponde mieux à l'évolution normale.

La correction pour éliminer ses valeurs exceptionnelles pose toutefois un autre problème : une période de grève ou un hiver rigoureux sont généralement suivis d'une période de rattrapage. Celle-ci s'étend toutefois sur plusieurs mois, de sorte qu'il devient beaucoup plus délicat de procéder à une

<sup>(1)</sup> J. SHISKIN, «Electronic Computers and Business Indicators», occasional paper 57, National Bureau of Economic Research, Inc. 1957, first published in The Journal of Business of the Univ. of Chicago, Oct., 1957.

correction. Elle n'a pas été faite ici. Les indices de la production industrielle, corrigés au préalable pour la composition inégale du calendrier et les valeurs exceptionnelles, sont consignés au tableau 3 que l'on trouve plus haut. Ils constituent la base de la méthode Census II et sont indiqués par  $0_i$  (i = 1 ... n).

(2) Vérifier si la série est affectée par des variations saisonnières.

A cette fin on calcule pour chaque mois le rapport entre l'observation du mois et la moyenne des observations des deux valeurs adjacentes : si  $T_i$  représente ce rapport pour le mois i, nous aurons :

$$T_i = \frac{2 O_i}{O_{i-1} + O_{i+1}}$$
 100  $(i = 2 \dots n - 1)$ 

On calcule ensuite pour chaque mois la moyenne arithmétique de ces rapports ayant trait aux diverses années sous revue.

Tableau 9. – DÉVIATIONS EN POUR CENT DE CHAQUE OBSERVATION PAR RAPPORT AUX DEUX MOIS ADJACENTS POUR L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE (T,).

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
	!	7000	00.0	100.0	109.7	104,1	89,6	102,0	99,5	102,2	104.5	96,7
1953 1954	99,3	100,8 99,7	98,8 98,7	100,8 102,0	102,7 100,5	104,1	91,8	98,2	101,8	102,2	103,6	97,2
1955	98,3	101,8	95,6	107,9	94,1	111,3	86,4	101,2	102,8	100,6	102,4	101,3
1956	98,0	94,1	104,7	100,5	97,2	114,6	84,5	99,7	105,0	98,4 99,1	103,0 106,1	100,8 97,1
1957	95,6	101,3 101,1	100,7 99,7	99,6 99,6	103,7 100,5	105,7 104,8	85,1 90,6	103,7 103.0	101,4	99,1	100,1	97,3
1958 1959	98,4 99,9	96,6	102,9	98,2	102,6	105,2	90,1	100,2	102,2	99,0	109,6	91,5
1960	101,0	100,4	98,3	103,8	99,1	103,0	94,0	99,0	100,3	101,5	104,2	97,1
1961	99,6	100,4	97,2	105,0	97,7	103,8	94,7	98,3	102,9	98,6	104,2	98,6 99,2
1962	98,2	101,2 97,9	97,9 100,8	100,8 101,2	100,3 99,9	109,3 111,5	86,2 82,9	101,4 104.0	105,6 102,9	97,0 97,5	104,2	99,2
1963	97,8	91,9	100,0	101,2	, ,,,	111,0	32,5					
Moyenne .	98,7	99,6	99,6	101,8	99,9	107,1	88,7	101,0	102,3	99,6	104,9	97,7
ł	'											

L'absence de variations saisonnières se traduira par des rapports sensiblement voisins de 100 %. Ceci indique par ailleurs que l'évolution moyenne est linéaire; chaque mois est en moyenne égal à la moyenne des mois environnants.

Cette propriété n'est manifestement pas vérifiée pour les indices de la production industrielle. Le rapport moyen du mois de juillet et la moyenne des mois de juin et d'août s'élève à 88,7 %. La production de juillet est donc en moyenne inférieure de 11,3 % à la production moyenne des mois de juin et d'août. Ce test est appliqué à la série désaisonnalisée pour vérifier si celle-ci n'est plus affectée d'influences saisonnières résiduelles.

(3) Estimation de la composante trend-cyclique par la moyenne de douze mois  $A_i$ .

Soit  $A_i$  la moyenne centrée de douze mois pour le terme i, on a

$$\begin{aligned} \mathbf{A}_{i} &= \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{11} \mathbf{O}_{i-6+j} + \frac{1}{24} \left( \mathbf{O}_{i-6} + \mathbf{O}_{i+6} \right) \\ i &= 7 \dots n - 6 \end{aligned}$$

Évidemment les six premières et les six dernières moyennes manquent ici. Les résultats de ce calcul sont repris plus haut au tableau 4.

(4) Première approximation du produit de l'indice saisonnier et de la composante aléatoire.

En divisant les données originelles par la moyenne mobile de douze mois on obtient des indices qui sont, en première approximation, le produit de l'indice saisonnier par l'indice de la composante aléatoire. Si les B<sub>i</sub> représentent ces indices, on a

$$B_i = \frac{O_i}{A_i} \times 100$$
  $i = 7 \dots n - 6$ 

Les six premiers et les six derniers termes manquent.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953						_	87,7	96,2	100,9	106,6	107,8	99,8
1954	98,3	98,4	99,1	102,2	101,4	99,6	88,8	93,7	102,0	106,5	106,7	99,6
1955	98,3	100,4	98,7	106,0	97,8	101,7	85,2	95,8	103,8	106,1	107,0	102,7
1956	96,2	93,9	103,2	103,4	102,6	107,5	84,9	93,4	102,4	101,9	104,7	101,9
1957	97,7	102,2	104,1	104,6	105,8	99,6	82,8	95,0	100,8	104,1	109,4	101,8
1958	99,7	100,6	99,6	99,2	99,6	99,1	89,4	98,2	101,3	103,2	105,7	98,6
1959	97,2	95,9	101,2	100,5	103,3	101,0	88,9	96,1	102,8	105,0	109,4	95,1
1960	98,4	99,6	100,3	104,2	100,5	98,4	90,6	94,4	100,3	105,4	107,3	100,6
1961	99,9	100,0	99,4	104,6	99,9	99,9	92,6	95,6	102,0	102,6	105,9	100,4
1962	98,2	99,6	98,2	101,1	102,4	103,2	86,4	97,6	105,6	102,1	104,9	99,3
1963	95,6	96,2	100,8	103,7	103,8	104,2		_	_	_	_	_

Tableau 10. – RAPPORTS ENTRE LES INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE ET LA MOYENNE MOBILE CENTRÉE DE DOUZE MOIS DE CES INDICES (B,).

(5) Calcul et correction des valeurs extrêmes des B<sub>i</sub>. Indices SI provisoires.

Au cours de la cinquième phase du calcul les valeurs extrêmes des B<sub>i</sub>, telles qu'elles figurent au tableau des B<sub>i</sub> sont remplacées par des indices plus représentatifs. On obtient ainsi la première approximation des indices (SI). A cet effet on procède comme suit :

Pour chaque mois, on calcule une moyenne mobile non pondérée de cinq termes des valeurs  $B_i$  reprises au tableau 10. La moyenne mobile de cinq termes fait perdre deux termes au début et deux termes à la fin de la série. Pour remédier à cet inconvénient, on complète la série des  $B_i$  par l'adjonction de quatre termes : deux fois la moyenne des deux premières valeurs  $B_i$  au début de la série et deux fois la moyenne des deux dernières valeurs  $B_i$  à la fin de la série.

Exemple: pour le mois de juin, l'indice de la production industrielle a comme valeurs  $B_i$  (cfr. tableau 4):

la moyenne des deux premiers termes est

$$\frac{99.6 + 101.7}{2} = 100.6$$

la moyenne des deux derniers termes

$$\frac{103,2+104,2}{2} = 103,7.$$

La série de juin, dont on calcule la moyenne mobile de cinq termes, se présente comme suit : 100,6 100,6 99,6 101,7 107,5 99,6 99,1 101,0 98,4 99,9 103,2 104,2 103,7 103,7.

La moyenne mobile de cinq termes pour le mois de juin devient alors :

Cette moyenne mobile de cinq termes élimine la composante aléatoire dans les valeurs  $B_i$ ; le résultat obtenu constitue donc une estimation des indices saisonniers.

Comme mesure de la dispersion des valeurs  $B_i$  autour des indices saisonniers, on peut calculer la moyenne quadratique des écarts des valeurs  $B_i$  à la moyenne mobile. Pour le mois de juin par exemple on obtient :

$$s_{juin}^2 = \frac{1}{10 - 1} \left[ (99,6 - 102,0)^2 + (101,7 - 101,8)^2 + \dots + (103,2 - 101,9)^2 + (104,2 - 102,9)^2 \right] = \frac{61,52}{9} = 6,83.$$

Les valeurs s pour chaque mois se calculent de la même façon.

Tableau 11	VALEURS .	DE L'INDICE	DETA	<b>PRODUCTION</b>	INDUSTRIELLE.
Tableau II. —	A \(\rac{1}{2} \rightarrow \ri			INCOCCION	11 10001171

	Janvier	Février	Mare	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
Valeurs s .	1,4	2,8	1,7	2,1	2,3	2,6	2,2	1,5	1,5	1,2	1,4	1,9

Sont considérées comme valeurs extrêmes des  $B_i$ , toutes les valeurs tombant en dehors de l'intervalle 2s centré sur la moyenne de cinq termes. L'indice de la production industrielle a 107,5 comme valeur  $B_i$  pour juin 1956 et la moyenne correspondante de cinq termes s'élève à 101,5. La différence entre ces valeurs est égale à 6,0 et est plus grande que  $2s = 2 \times 2,6 = 5,2$ .

L'élimination des valeurs extrêmes s'effectue de la manière suivante :

- si la valeur extrême d'un mois donné est le premier ou le dernier terme des valeurs B<sub>i</sub> de ce mois, on lui substitue la moyenne des trois premiers ou des trois dernières valeurs des B<sub>i</sub>;
- si la valeur extrême n'est pas le premier ou le dernier terme d'un mois elle est remplacée par la moyenne de ce terme et des deux termes adjacents.

Par exemple, la valeur extrême  $B_i$  obtenue pour le mois de juin 1956, est remplacée par la moyenne des valeurs  $B_i$  pour les mois de juin 1955, juin 1956 et juin 1957 :

$$\frac{1}{3}(101.7 + 107.5 + 99.6) = 102.9.$$

Le tableau des valeurs  $B_i$ , apurées des valeurs extrêmes, est complété comme suit : les termes manquants, c'est-à-dire les six premières valeurs  $B_i$  de la première année et les six dernières valeurs  $B_i$  de la dernière année, sont supposées respectivement égales aux six premières valeurs  $B_i$  de la deuxième année et six dernières valeurs de l'avant-dernière année.

Finalement on centre les valeurs B<sub>i</sub> d'année en année sur 1200. Il en résulte une première estimation des indices SI, c'est-à-dire du produit des indices saisonniers par les indices des composantes aléatoires. Ces derniers son représentés par le symbole (SI)<sub>1</sub>.

Tableau 12. - INDICES (SI), DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953	98,5	98,5	99,2	102,4	101,6	99,8	87,9	96,4	101,1	106,8	108,0	99,9
1954	98,6	98,7	99,4	102,5	101,7	99,9	89,1	94,0	102,3	106,8	107,0	99,9
1955	98,0	100,1	98,4	105,7	97,6	101,4	84,9	95,5	103,5	105,8	106,7	102,4
1956	96,8	94,5	104,0	104,2	103,3	103,7	85,5	94,1	103,2	102,6	105,5	102,6
1957	97,1	101,5	103,4	103,9	105,1	98,9	82,3	94,4	100,1	103,4	108,6	101,1
1958	100,2	101,1	100,1	99,7	100,1	99,6	89,8	98,7	101,8	103,7	106,2	99,1
1959	97,2	96,0	101,3	100,5	103,3	101,0	88,9	96,1	102,8	105,0	109,5	98,2
1960	98,4	99,6	100,3	104,2	100,5	98,4	90,6	94,4	100,3	105,4	107,3	100,6
1961	99,7	99,8	99,2	104,4	99,7	99,7	92,3	95,4	101,7	102,3	105,7	100,2
1962	98,3	99,7	98,3	101,2	102,5	103,3	86,5	97,7	105,8	102,2	105,0	99,4
1963	95,6	96,1	100,8	103,7	103,8	104,2	86,4	97,6	105,6	102,1	104,9	99,2
	· ·			•								

### (6) Première approximation des indices saisonniers.

A partir des indices (SI)<sub>1</sub> on établit une première approximation des indices saisonniers  $S_1$ . A cet effet on calcule pour chaque mois une moyenne mobile  $3 \times 3$  de ces indices (SI)<sub>1</sub>, c'est-à-dire qu'on calcule deux fois de suite une moyenne mobile de trois termes. Ceci revient en fait à calculer une moyenne mobile pondérée de cinq termes ayant comme poids : 1, 2, 3, 2, 1. Cette moyenne

mobile pondérée élimine en grande partie les influences aléatoires, sans éliminer les fluctuations plus réduites de la composante saisonnière.

Pour éviter la perte de deux termes au début et à la fin de la série on ajoute, avant le calcul de la moyenne mobile, respectivement, deux fois la moyenne des deux premiers et la moyenne des deux derniers indices (SI)<sub>1</sub> disponibles avant le premier et après le dernier terme.

Par exemple, les indices (SI)<sub>1</sub> pour le mois de janvier de l'indice de la production industrielle s'élèvent à (cfr. tableau 12):

98,5 98,6 98,0 96,8 97,1 100,2 97,2 98,4 99,7 98,3 95,6.

Après extrapolation respectivement de la moyenne des deux premiers et des deux derniers termes aux deux premiers et aux deux derniers termes de la série, on obtient pour le mois de janvier :

98,6 98,6 98,5 98,6 98,0 ... 98,3 95,6 96,9 96,9.

A partir de cette série on calcule la moyenne mobile pondérée de cinq termes. On obtient ainsi : 98,5 98,3 97,8 97,7 97,8 98,3 98,4 98,6 98,3 97,9 97,1.

Tableau 13. – PREMIÈRE APPROXIMATION DES INDICES SAISONNIERS DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE S.

Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
				101.0	100.0	20.0	05.0	101.0	7067	107.5	100,2
98,5	98,8		·	'		· ' I		,		, ,	,
98,3	98,5	99,6	103,4	100,9	100,6	87,4	95,0	102,3	•	,	100,8
97,8	98,5	100,5	104,1	101,0	101,1	86,0	94,8	102,5	105,1	106,8	101,5
97,7	98,5	101,7	103,8	101,9	101,3	85,5	95,0	102,3	104,1	106,7	101,5
97,8	99,1	102,0	102,9	102,6	100,7	85,7	95,6	101,8	103,7	107,3	100,8
98,3	99,2	101,5	101,8	102,3	100,1	87,5	96,2	101,6	104,0	107,5	99,9
98,4	99,0	100,8	102,0	101,8	99,8	89,1	96,0	101,6	104,3	107,8	99,5
98,6	99,0	100,0	102,6	101,1	100,0	90,1	95,9	101,9	104,1	107,0	99,7
98,3	98,9	99,6	103,1	101,4	100,9	89,6	96,0	102,9	103,3	106,2	99,8
97,9	98,7	99,4	102,9	102,0	102,2	88,2	96,8	104,2	102,6	105,4	99,7
97,1	97,9	99,6	102,8	102,9	103,3	87,1	97,4	105,2	102,2	105,0	99,4
_	98,5 98,3 97,8 97,7 97,8 98,3 98,4 98,6 98,3 97,9	98,5 98,8 98,3 98,5 97,8 98,5 97,7 98,5 97,8 99,1 98,3 99,2 98,4 99,0 98,6 99,0 98,3 98,9 97,9 98,7	98,5 98,8 99,2 98,3 98,5 99,6 97,8 98,5 100,5 97,7 98,5 101,7 97,8 99,1 102,0 98,3 99,2 101,5 98,4 99,0 100,8 98,6 99,0 100,0 98,3 98,9 99,6 97,9 98,7 99,4	98,5 98,8 99,2 102,8 98,3 98,5 99,6 103,4 97,8 98,5 100,5 104,1 97,7 98,5 101,7 103,8 97,8 99,1 102,0 102,9 98,3 99,2 101,5 101,8 98,4 99,0 100,8 102,0 98,6 99,0 100,0 102,6 98,3 98,9 99,6 103,1 97,9 98,7 99,4 102,9	98,5 98,8 99,2 102,8 101,2 98,3 98,5 99,6 103,4 100,9 97,8 98,5 100,5 104,1 101,0 97,7 98,5 101,7 103,8 101,9 97,8 99,1 102,0 102,9 102,6 98,3 99,2 101,5 101,8 102,3 98,4 99,0 100,8 102,0 101,8 98,6 99,0 100,0 102,6 101,1 98,3 98,9 99,6 103,1 101,4 97,9 98,7 99,4 102,9 102,0	98,5 98,8 99,2 102,8 101,2 100,0 98,3 98,5 99,6 103,4 100,9 100,6 97,8 98,5 100,5 104,1 101,0 101,1 97,7 98,5 101,7 103,8 101,9 101,3 97,8 99,1 102,0 102,9 102,6 100,7 98,3 99,2 101,5 101,8 102,3 100,1 98,4 99,0 100,8 102,0 101,8 99,8 98,6 99,0 100,0 102,6 101,1 100,0 98,3 98,9 99,6 103,1 101,4 100,9 97,9 98,7 99,4 102,9 102,0 102,2	98,5 98,8 99,2 102,8 101,2 100,0 88,0 98,3 98,5 99,6 103,4 100,9 100,6 87,4 97,8 98,5 100,5 104,1 101,0 101,1 86,0 97,7 98,5 101,7 103,8 101,9 101,3 85,5 97,8 99,1 102,0 102,9 102,6 100,7 85,7 98,3 99,2 101,5 101,8 102,3 100,1 87,5 98,4 99,0 100,8 102,0 101,8 99,8 89,1 98,6 99,0 100,0 102,6 101,1 100,0 90,1 98,3 98,9 99,6 103,1 101,4 100,9 89,6 97,9 98,7 99,4 102,9 102,0 102,2 88,2	98,5         98,8         99,2         102,8         101,2         100,0         88,0         95,3           98,3         98,5         99,6         103,4         100,9         100,6         87,4         95,0           97,8         98,5         100,5         104,1         101,0         101,1         86,0         94,8           97,7         98,5         101,7         103,8         101,9         101,3         85,5         95,0           97,8         99,1         102,0         102,9         102,6         100,7         85,7         95,6           98,3         99,2         101,5         101,8         102,3         100,1         87,5         96,2           98,4         99,0         100,8         102,0         101,8         99,8         89,1         96,0           98,6         99,0         100,0         102,6         101,1         100,0         90,1         95,9           98,3         98,9         99,6         103,1         101,4         100,9         89,6         96,0           97,9         98,7         99,4         102,9         102,0         102,2         88,2         96,8	98,5         98,8         99,2         102,8         101,2         100,0         88,0         95,3         101,8           98,3         98,5         99,6         103,4         100,9         100,6         87,4         95,0         102,3           97,8         98,5         100,5         104,1         101,0         101,1         86,0         94,8         102,5           97,7         98,5         101,7         103,8         101,9         101,3         85,5         95,0         102,3           97,8         99,1         102,0         102,9         102,6         100,7         85,7         95,6         101,8           98,3         99,2         101,5         101,8         102,3         100,1         87,5         96,2         101,6           98,4         99,0         100,8         102,0         101,8         99,8         89,1         96,0         101,6           98,6         99,0         100,0         102,6         101,1         100,0         90,1         95,9         101,9           98,3         98,9         99,6         103,1         101,4         100,9         89,6         96,0         102,9           97,9         98,7 <td>98,5         98,8         99,2         102,8         101,2         100,0         88,0         95,3         101,8         106,7           98,3         98,5         99,6         103,4         100,9         100,6         87,4         95,0         102,3         106,1           97,8         98,5         100,5         104,1         101,0         101,1         86,0         94,8         102,5         105,1           97,7         98,5         101,7         103,8         101,9         101,3         85,5         95,0         102,3         104,1           97,8         99,1         102,0         102,9         102,6         100,7         85,7         95,6         101,8         103,7           98,3         99,2         101,5         101,8         102,3         100,1         87,5         96,2         101,6         104,0           98,4         99,0         100,8         102,0         101,8         99,8         89,1         96,0         101,6         104,3           98,6         99,0         100,0         102,6         101,1         100,0         90,1         95,9         101,9         104,1           98,3         98,9         99,6</td> <td>98,5 98,8 99,2 102,8 101,2 100,0 88,0 95,3 101,8 106,7 107,5 98,3 98,5 99,6 103,4 100,9 100,6 87,4 95,0 102,3 106,1 107,0 97,8 98,5 100,5 104,1 101,0 101,1 86,0 94,8 102,5 105,1 106,8 97,7 98,5 101,7 103,8 101,9 101,3 85,5 95,0 102,3 104,1 106,7 97,8 99,1 102,0 102,9 102,6 100,7 85,7 95,6 101,8 103,7 107,3 98,3 99,2 101,5 101,8 102,3 100,1 87,5 96,2 101,6 104,0 107,5 98,4 99,0 100,8 102,0 101,8 99,8 89,1 96,0 101,6 104,3 107,8 98,6 99,0 100,0 102,6 101,1 100,0 90,1 95,9 101,9 104,1 107,0 98,3 98,9 99,6 103,1 101,4 100,9 89,6 96,0 102,9 103,3 106,2 97,9 98,7 99,4 102,9 102,0 102,2 88,2 96,8 104,2 102,6 105,4</td>	98,5         98,8         99,2         102,8         101,2         100,0         88,0         95,3         101,8         106,7           98,3         98,5         99,6         103,4         100,9         100,6         87,4         95,0         102,3         106,1           97,8         98,5         100,5         104,1         101,0         101,1         86,0         94,8         102,5         105,1           97,7         98,5         101,7         103,8         101,9         101,3         85,5         95,0         102,3         104,1           97,8         99,1         102,0         102,9         102,6         100,7         85,7         95,6         101,8         103,7           98,3         99,2         101,5         101,8         102,3         100,1         87,5         96,2         101,6         104,0           98,4         99,0         100,8         102,0         101,8         99,8         89,1         96,0         101,6         104,3           98,6         99,0         100,0         102,6         101,1         100,0         90,1         95,9         101,9         104,1           98,3         98,9         99,6	98,5 98,8 99,2 102,8 101,2 100,0 88,0 95,3 101,8 106,7 107,5 98,3 98,5 99,6 103,4 100,9 100,6 87,4 95,0 102,3 106,1 107,0 97,8 98,5 100,5 104,1 101,0 101,1 86,0 94,8 102,5 105,1 106,8 97,7 98,5 101,7 103,8 101,9 101,3 85,5 95,0 102,3 104,1 106,7 97,8 99,1 102,0 102,9 102,6 100,7 85,7 95,6 101,8 103,7 107,3 98,3 99,2 101,5 101,8 102,3 100,1 87,5 96,2 101,6 104,0 107,5 98,4 99,0 100,8 102,0 101,8 99,8 89,1 96,0 101,6 104,3 107,8 98,6 99,0 100,0 102,6 101,1 100,0 90,1 95,9 101,9 104,1 107,0 98,3 98,9 99,6 103,1 101,4 100,9 89,6 96,0 102,9 103,3 106,2 97,9 98,7 99,4 102,9 102,0 102,2 88,2 96,8 104,2 102,6 105,4

(7) Première approximation de la série désaisonnalisée (CI)<sub>1</sub>.

En divisant la série originelle par cette première

approximation des indices saisonniers, on obtient une première approximation de la série désaisonnalisée (CI)<sub>1</sub>.

Tableau 14. – PREMIÈRE APPROXIMATION DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE DÉSAISONNALISÉE (CI)..

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
	26.2	00.5	00.0	00.7	101.0	00.2	99,7	101,2	99,7	100,8	101.3	100,8
1953	96,3	98,5	99,0	98,7	101,9	99,3	105,6	101,2	104.8	106,3	106,2	105,9
1954	101,7	101,7	101,6	101,5	103,5	102,4	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,		1 ' 1	•	,	
1955	108,2	110,3	107,2	111,9	107,1	112,1	111,2	113,7	114,6	115,0	114,9	117,3
1956	114,8	111,6	119,3	117,5	118,9	125,8	118,2	117,9	120,8	118,6	119,3	122,0
1957	121,1	125,1	123,8	123,3	125,1	119,8	116,7	119,7	118,4	119,1	119,9	117,8
1958	118,2	118,1	113,8	112,5	111,8	113,1	116,1	115,6	112,6	112,2	111,5	112,5
1959	112,9	111,1	115,7	114,4	118,8	119,3	118,2	119,5	121,8	122,2	124,3	117,5
1960	123,4	125,3	125,6	128,1	126,2	126,2	130,1	128,5	129,3	134,0	133,6	135,9
1961	137,3	137,5	136,5	139,3	135,7	136,8	143,0	138,2	137,9	138,3	139,1	141,2
1962	141,0	141,9	139,7	139,6	143,2	144,5	140,6	145,1	146,5	145,0	146,0	147,2
1963	146,3	146,6	152,0	152,7	154,4	155,7	149,1	150,6	155,2	161,4	166,4	161,8
									1 1		1	

(8) Première approximation de la composante trend cyclique (C<sub>1</sub>).

Pour arriver à une première approximation de la composante trend-cyclique, il y a lieu d'éliminer la composante aléatoire de la série désaisonnalisée. Ceci se fait par application du « Spencer » de quinze termes. C'est une succession de 4 moyennes mobiles : 2 fois une moyenne mobile non pondérée de 4 termes, 1 fois une moyenne mobile non pondérée de 5 termes et enfin 1 fois une moyenne mobile de 5 termes ayant comme coefficients de pondération : —3, 3, 4, 3, —3. En somme, il s'agit d'une moyenne mobile pondérée de 15 termes ayant comme coefficients de pondération : —3, —6, —5, 3, 21, 46, 67, 74, 67, 46, 21, 3, —5, —6, —3.

Ceci peut se démontrer comme suit : soit  $x_i$  la série donnée. En appliquant une moyenne mobile de 4 termes, x est transformé en y. Les premiers termes de la série  $y_i$  sont donc :

$$y_1 = \frac{1}{4} (x_1 + x_2 + x_3 + x_4)$$

$$y_2 = \frac{1}{4} (x_2 + x_3 + x_4 + x_5)$$
, etc...

Cette série y est transformée par une deuxième moyenne mobile en une série z, dont les premiers te:mes sont :

$$z_1 = \frac{1}{4} (y_1 + y_2 + y_3 + y_4)$$

$$z_2 = \frac{1}{4} (y_2 + y_3 + y_4 + y_5)$$
, etc...

Exprimés en termes x, les termes z deviennent :

$$z_1 = \frac{1}{16} (x_1 + 2x_2 + 3x_3 + 4x_4 + 3x_5 + 2x_6 + x_7)$$

$$\begin{split} z_2 = &\frac{1}{16} \left( x_2 + 2 x_3 + 3 x_4 + 4 x_5 + 3 x_6 + 2 x_7 + x_8 \right), \\ \text{etc...} \end{split}$$

On applique ensuite à ces termes z une moyenne mobile non pondérée de 5 termes, de sorte qu'on peut écrire :

$$v_1 = \frac{1}{5} (z_1 + z_2 + z_3 + z_4 + z_5)$$

$$= \frac{1}{80} (x_1 + 3x_2 + 6x_3 + 10x_4 + 13x_5 + 14x_6 + 13x_7 + 10x_8 + 6x_9 + 3x_{10} + x_{11})$$

$$v_2 = \frac{1}{80} (x_2 + 3x_3 + 6x_4 + 10x_5 + 13x_6 + 14x_7 + 13x_9 + 10x_9 + 6x_{10} + 3x_{11} + x_{12})$$

On obtient enfin la série finale  $w_i$  en appliquant une moyenne pondérée de 5 termes à la série v avec (—3, 3, 4, 3, —3) comme coefficients de pondération. Il en résulte :

$$\begin{split} w_1 &= \frac{1}{4} \left( -3v_1 + 3v_2 + 4v_3 + 3v_4 - 3v_5 \right) \\ &= \frac{1}{320} \left( -3x_1 - 6x_2 - 5x_3 + 3x_4 + 21x_5 + 46x_6 + 67x_7 + 74x_8 + 67x_9 + 46x_{10} + 21x_{11} + 3x_{12} - 5x_{13} - 6x_{14} - 3x_{15} \right) \end{split}$$

Il est ainsi démontré que la série w constitue une moyenne mobile pondérée de 15 termes ayant (—3, —6, —5, 3, 21, 46, 67, 74, 67, 46, 21, 3, —5, —3, —3) comme coefficients de pondération.

La caractéristique la plus marquante du « Spencer » de 15 points, réside dans le fait qu'il reproduit une courbe du troisième degré sans distorsions. Pour plus de détails sur l'origine des formules du « Spencer » et de ses caractéristiques, on voudra bien se référer à la bibliographie y relative (1). Cette formule du « Spencer » élimine les composantes aléatoires, mais non les fluctuations éventuelles de moindre importance du mouvement trendcyclique.

La perte de 7 termes au début et de 7 termes à la fin de la série se trouve compensée en écrivant, avant d'appliquer la formule « Spencer », 7 fois la moyenne des 4 premières valeurs (CI)<sub>1</sub> avant le premier terme de la série et 7 fois la moyenne des 4 dernières valeurs (CI)<sub>1</sub> après le dernier terme de la série.

M.G. KENDALL, «The advanced Theory of Statistics», Charles Griffin Co, London, vol. II, 3d ed., pp. 372-378.

J. SPENCER, «On the graduations of the Rates of Sickness and Mortality», Journal of the Institute of Actuaries, vol. 38, 1904, p. 304.

Tableau 15. –	PREMIÈRE APPROXIMATION DE LA COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE C.
	DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960	97,9 101,3 107,8 115,4 122,5 117,4 112,4 123,2 136,4	98,3 101,6 108,5 116,0 123,4 116,1 113,2 124,3 137,1	98,8 101,8 109,0 117,1 123,7 114,8 114,4 125,4	99,4 102,2 109,5 118,4 123,3 113,9 115,7 126,3	99,8 102,7 110,1 119,6 122,2 113,5 117,1 127,0 138,1	100,1 103,3 111,0 120,1 121,0 113,6 118,4 127,7	100,3 103,8 112,0 120,2 119,8 113,7 119,5 128,4	100,4 104,4 113,2 119,9 119,0 113,7 120,3 129,5 138,8	100,5 105,0 114,1 119,6 118,8 113,4 120,9 130,9	100,7 105,6 114,8 119,6 118,8 112,8 121,4 132,4	100,9 106,3 115,1 120,3 118,8 112,3 121,8 134,0	101,1 107,1 115,1 121,3 118,4 112,1 122,4 135,4
1962	140,5 147,6	140,8 149,0	141,1 150,5	141,4 151,8	141,9 152,7	142,7 153,5	143,6 154,5	144,3 156,0	145,0 158,0	145,5 160,0	145,9 161,6	146,6 162,4

 (9) Première approximation de la composante aléatoire (I<sub>1</sub>).

En divisant la première approximation de la série désaisonnalisée  $(CI)_1$  par la première approximation de la composante trend-cyclique  $C_1$ , on

obtient une première approximation de l'indice de la composante aléatoire  $\mathbf{I}_1$ :

$$I_1 = \frac{(CI)_1}{C_1} \times 100$$

Tableau 16. – PREMIÈRE APPROXIMATION DE L'INDICE DE LA COMPOSANTE ALÉATOIRE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE, I.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959	98,3 100,3 100,4 99,5 98,9 100,6 100,5 100,2	100,3 100,2 101,7 96,2 101,4 101,7 98,2 100,8	100,2 99,7 98,3 101,9 100,1 99,1 101,1 100,2	99,4 99,2 102,2 99,2 100,0 98,7 98,8 101,4	102,1 100,8 97,2 99,5 102,3 98,5 101,4 99,3	99,2 99,2 101,0 104,7 99,1 99,6 100,8 98,8	99,4 101,7 99,2 98,3 97,4 102,0 98,9 101,3	100,9 98,8 100,5 98,4 100,5 101,7 99,3 99,3	99,2 99,9 100,4 101,0 99,7 99,3 100,7 98,8	100,1 100,7 100,1 99,1 100,2 99,5 100,7	100,4 99,9 99,9 99,2 100,9 99,3 102,0 99,7	99,7 98,9 101,9 100,6 99,5 100,4 96,0 100,0
1960 1961 1962 1963	100,2 100,6 100,4 99,1	100,3 100,8 98,4	99,3 99,0 101,0	101,1 98,7 100,6	98,3 100,9 101,1	98,9 101,3 101,4	103,2 98,0 96,5	99,6 100,5 100,4	99,2 101,1 98,2	99,3 99,6 100,9	99,7 100,1 103,0	100,8 100,4 99,6

En partant des valeurs  $I_1$ , il est possible de calculer une première approximation de l'amplitude moyenne de la composante aléatoire. A cette fin, on calcule la variation moyenne, en valeur absolue, de mois en mois de la composante aléatoire. Cette amplitude moyenne est désignée par  $\overline{I}_1$ ; calculée pour l'indice de la production industrielle, elle est égale à :

$$\bar{I}_1 = \frac{1}{131} \left[ |98,3 - 100,3| + |100,3 - 100,2| + |100,2 - 99,4 + ...| \right] = 1,64$$

L'amplitude moyenne est considérée comme une mesure de l'influence moyenne de l'indice de la composante aléatoire.

#### (10) Seconde approximation (D) des indices SI.

C'est à ce stade des calculs que débute la seconde itération tendant à déterminer les composantes de la série chronologique. La division de la série originelle par la première approximation de la composante trend-cyclique C<sub>1</sub>, nous donne une seconde approximation, D, des indices SI.

$$D_i = \frac{O_i}{C_{1i}} \times 100 \qquad i = 1 \dots n.$$

Tableau 17. – RAPPORT EXPRIMÉ EN % DE LA SÉRIE ORIGINELLE À LA PREMIÈRE APPROXIMATION DE LA COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE, D.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1960 1961 1962	96,8 98,6 98,2 97,2 96,8 98,9 98,8 99,0 98,2 96,2	99,0 98,7 100,2 94,7 100,5 100,8 97,2 99,9 99,2 99,5 96,4	99,4 99,4 98,8 103,6 102,1 100,6 101,9 100,2 98,9 98,5 100,7	102,2 102,6 106,4 102,9 102,9 100,5 100,7 104,1 104,3 101,6	103,3 101,7 98,2 101,4 105,0 100,8 103,2 100,5 99,6 102,9 104,0	99,2 99,8 102,2 106,0 99,7 99,7 100,5 98,8 99,7 103,5 104,8	87,5 88,9 85,3 84,1 83,5 89,3 88,2 91,3 92,5 86,4 84,1	96,2 93,8 95,3 93,4 96,1 97,8 95,4 95,2 95,6 97,3 97,8	101,0 102,2 102,9 103,4 101,5 100,9 102,4 100,7 102,0 105,3 103,4	106,8 106,8 105,3 103,1 103,9 103,5 105,0 105,3 102,6 102,2 103,1	107,9 106,9 106,7 105,8 108,2 106,8 109,9 106,7 105,9 105,5 108,2	99,9 99,6 103,4 102,2 100,3 100,3 95,5 99,7 100,6 100,1 99,0

(11) Calcul des valeurs extrêmes D. Valeurs définitives des indices SI.

Afin de pouvoir passer aux valeurs définitives des indices SI, il y a lieu de rechercher et de remplacer les valeurs extrêmes  $D_i$ . A cet effet, on pro-

cède de la façon indiquée sous le point (5) on détermine pour chaque mois les écarts quadratiques moyens entre les valeurs  $D_i$  et la moyenne mobile sur cinq termes des valeurs  $D_i$ . Les racines carrées s de ces moyennes quadratiques sont à la base de la détermination des intervalles de confiance.

Tableau 18. – VALEURS DÉFINITIVES DE s RELATIVES À L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
Valeurs s .	0,9	2,0	1,4	1,6	2,0	2,0	2,2	1,2	1,1	1,0	1,2	1,6

Après avoir détecté et remplacé les valeurs extrêmes de  $D_i$ , on centre d'année en année sur

1200 les indices obtenus. On procède de la façon indiquée au (5).

Tableau 19. – VALEURS DÉFINITIVES DE SI RELATIVES À L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953	96,9	99,1	99,5	102,2	103,4	99,3	87,5	96,2	101.1	106.8	108,0	99,9
1953	98,7	98,7	99,4	102,7	101,8	99,9	89,0	93,9	102,3	106,9	107,0	99,7
1955	98,0	100,0	98,6	106,1	98,0	101,9	85,1	95,0	102,7	105,0	106,5	103,1
1956	97,5	98,8	101,8	103,3	101,7	103,0	84,4	93,7	103,7	103 5	106,2	102,5
1957	96,7	100,5	102,1	102,8	104,9	99,7	83,4	96,1	101,5	103,9	108,2	100,3
1958	98,9	100,9	100,6	100,5	100,8	99,7	89,3	97,8	100,9	103,5	106,8	100,3
1959	98,9	97,2	102,0	100,8	103,3	100,6	88,2	95,4	102,4	105,1	107,8	98,5
1960	98,7	99,8	100,1	104,0	100,4	98,7	91,2	95,1	100,6	105,3	106,6	99,6
1961	99,0	99,2	98,9	104,3	99,6	99,7	92,5	95,6	102,0	102,6	105,9	100,6
1962	98,1	99,4	98,4	101,5	102,8	103,4	86,4	97,2	105,2	102,1	105,4	100,0
1963	96,1	96,3	100,6	103,3	103,9	104,7	84,0	97,7	103,3	103,0	108,1	98,9
									<u> </u>			

# (12) Indices saisonniers définitifs, S.

En vue d'obtenir les indices saisonniers définitifs, la composante aléatoire I est éliminée des indices SI. La façon d'y arriver dépend de l'importance de la composante aléatoire. Lorsque l'amplitude moyenne  $\bar{\mathbf{I}}_1$  (cfr. 9) est importante, on ne peut détecter les fluctuations faibles dans le profil saisonnier. Lorsque  $\bar{\mathbf{I}}_1$  est peu important, on peut y arriver. C'est pourquoi il est prévu les deux possibilités suivantes :

- 1. indice  $\overline{1}_1 > 2.0$ ; on applique mois par mois une moyenne mobile  $3 \times 5$ , ce qui revient à calculer une moyenne mobile de 7 termes ayant comme coefficients de pondérations respectifs (1, 2, 3, 3, 3, 2, 1);
- 2. indice  $\overline{I}_1 \leqslant 2.0$ ; on applique une moyenne mobile plus sensible, soit une moyenne mobile  $3 \times 3$ . Il s'agit donc d'une moyenne mobile de 5 termes ayant comme coefficients de pondération respectifs (1, 2, 3, 2, 1).

Une moyenne mobile calculée sur cinq termes ou sept termes entraîne aux deux extrémités des séries des pertes respectives de deux ou trois termes. Celles-ci sont compensées comme auparavant, c'est-à-dire en plaçant en tête de série deux ou trois fois, suivant le cas, la moyenne des deux premières valeurs des indices SI disponibles; de même, la moyenne des deux dernières valeurs est extrapolée deux ou trois fois en fin de série. Tout cela se fait avant de procéder au calcul de la moyenne mobile.

Étant donné que  $\overline{\mathbf{I}}_1$  s'élève à 1,64 pour l'indice général de la production, on applique ici la moyenne pondérée de cinq termes.

p. ex.: les indices SI pour le mois de janvier sont: 96,9 98,7 98,0 97,5 96,7 98,9 98,9 98,7 99,0 98,1 96,1;

la moyenne des deux premiers:

$$\frac{96,9+98,7}{2}=97,8;$$

la moyenne des deux derniers:

$$\frac{98,1+96,1}{2}=97,1.$$

La série de janvier, à laquelle on applique la moyenne pondérée de cinq termes, se présente dès lors comme suit :

 $97,8\ 97,8\ 96,9\ 98,7\ 98,0\ \dots\ 99,0\ 98,1\ 96,1\ 97,1\ 97,1.$ 

Les résultats sont reproduits au tableau 20.

Tableau 20. – INDICES SAISONNIERS DÉFINITIFS (S) DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961 1962	97,7 97,9 97,8 97,7 97,8 98,2 98,6 98,7 98,4 97,8	99,1 99,1 99,4 99,7 99,8 99,6 99,2 99,2 98,8 98,6 97,9	99,4 99,5 100,0 100,8 101,3 101,3 100,9 100,1 99,6 99,3 99,6	102,8 103,4 103,9 103,4 102,5 101,8 102,1 102,7 103,1 102,9 102,7	102,2 101,4 101,0 101,5 102,3 102,3 101,9 101,2 101,4 102,1 103,0	99,8 100,5 101,2 101,3 100,8 100,1 99,8 100,0 101,0 102,4 103,7	87,8 87,2 85,9 85,4 85,7 87,4 89,1 90,1 89,4 87,6 85,9	95,2 94,8 94,7 95,0 95,7 96,1 96,0 95,8 96,1 96,7 97,3	101,7 102,2 102,5 102,5 102,1 101,6 101,5 101,9 102,6 103,5 103,9	106,7 106,1 105,2 104,3 104,0 104,1 104,3 104,1 103,4 102,8 102,6	107,4 107,1 106,9 106,9 107,2 107,3 107,2 106,6 106,4 106,4	100,2 100,8 101,5 101,6 100,9 100,1 99,6 99,7 99,8 99,8 99,5

(13) Extrapolation des indices saisonniers à l'année qui suit la période pour laquelle des données sont disponibles.

Les indices saisonniers calculés sont à la base de l'extrapolation du profil saisonnier à la première année qui suit la période pour laquelle des données sont disponibles. On admet que ce profil saisonnier évolue dans le même sens que l'évolution qui ressort des indices saisonniers des deux dernières années pour lesquelles des données sont disponi-

bles. Cette évolution n'est toutefois prise en considération que pour moitié :

$$S_{N+1} = S_N + \frac{S_N - S_{N-1}}{2} = \frac{3S_N - S_{N-1}}{2}$$

où N représente la dernière année pour laquelle des données sont disponibles. L'indice saisonnier devient pour janvier 1964 par exemple :

$$97,2 + \frac{97,2 - 97,8}{2} = 96,9.$$

Tableau 21. – INDICES SAISONNIERS DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE POUR 1964.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1964	96,9	97,5	99,7	102,6	103,6	104,1	85,1	97,5	104,1	102,5	107,0	99,4

### (4) Série désaisonnalisée définitive (CI).

En divisant la série originelle par les indices saisonniers définitifs, on obtient la série désaisonnalisée définitive CI:

$$(CI)_i = \frac{O_i}{S_i} \times 100 (i = 1 \dots n).$$

Tableau 22. – INDICES DÉSAISONNALISÉS DÉFINITIFS (CI) DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1052	07.0	98,2	98,8	98,7	100.9	99,5	99,9	101,4	99,8	100.8	101.4	100,8
1953   1954	97,0 102,0	101,1	101,7	101.5	103,1	102,6	105,9	103,4	105,0	106,3	106,2	105,8
1955	108.3	109,4	107,7	112,1	107,1	112,1	111,3	113,8	114,6	115,0	114,9	117,2
1956	114,8	110,3	120,4	117,9	119,4	125,8	118,4	117,9	120,6	118,3	119,1	122,0
1957	121,2	124,3	124,7	123,6	125,4	119,7	116,7	119,5	118,1	118,8	120,0	117,7
1958	118,2	117,6	114,0	112,5	111,8	113,1	116,2	115,7	112,5	112,1	111,8	112,3
1959	112,7	110,9	115,5	114,3	118,7	119,3	118,2	119,6	121,9	122,2	125,0	117,4
1960	123,2	125,2	125,4	128,0	126,1	126,1	130,1	128,6	129,4	134,0	134,2	135,4
1961	137,2	137,6	136,6	139,4	135,7	136,7	143,4	138,2	138,2	$138,\!1$	138,9	141,1
1962	141,1	142,1	139,9	139,6	143,0	144,2	141,7	145,1	147,6	144,7	144,7	147,0
1963	146,0	146,8	152,2	152,8	154,2	155,2	151,3	156,8	157,2	160,7	163,7	161,5
ì							'					

# (15) Composante trend-cyclique définitive (C).

La composante trend-cyclique C est déterminée de façon identique à celle reprise sous le paragraphe (8), c'est-à-dire en appliquant le «Spencer» de 15 termes.

Tableau 23. — COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE (C).

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
					_							
1953	97,9	98,2	98,6	99,1	99,6	99,9	100,2	100,4	100,6	100,8	100,9	101,1
1954	101,2	101,4	101,7	102,1	102,6	103,3	103,9	104,5	105,1	105,6	106,3	107,0
1955	107,7	108,3	108,9	109,5	110,2	111,0	112,1	113,2	114,1	114,7	114,9	114,9
1956	115,2	116,0	117,1	118,6	119,8	120,3	120,3	119,8	119,4	119,4	120,0	121,1
1957	122,4	123,4	123,8	123,4	122,4	121,0	119,7	118,9	118,6	118,6	188,6	118,2
1958	117,3	116,0	114,7	113,9	113,5	113,6	113,8	113,7	113,4	112,8	112,2	111,9
1959	112,2	113,0	114,2	115,6	117,0	118,3	119,5	120,4	121,0	121,5	121,9	122,4
1960	123,1	124.1	125,2	126,1	126,9	127,6	128,4	129,5	130,9	132,5	134,1	135,5
1961	136,4	137,0	137,4	137,7	138,1	138,4	138,6	138,8	139,0	139,2	139,5	140,0
1962	140.4	140,7	141,0	141,4	142,0	142,8	143,8	144,5	145,0	145,3	145,6	146,2
1963	147,2	148,7	150,3	151,8	153,0	154,0	155,1	156,5	158,1	159,8	161,0	161,6
	,								1.			

(16) Valeur définitive de la composante aléatoire I.

Les données désaisonnalisées divisées par la composante trend-cyclique, permettent de déterminer la composante aléatoire  ${\bf I}$ :

$$I_i = \frac{(CI)_i}{C_i} \times 100$$
  $(i = 1 ... n).$ 

Tableau 24. — INDICES DE LA COMPOSANTE ALÉATOIRE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE I.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958	99,0 100,8 100,6 99,6 99,0 100,7 100,4	100,0 99,6 100,9 95,1 100,7 101,3 98,1	100,2 100,0 98,9 102,7 100,7 99,3 101,1	99,5 99,3 102,3 99,3 100,1 98,8 98,8	101,3 100,4 97,2 99,6 102,4 98,5 101,4	99,5 99,3 100,9 104,5 98,9 99,5 100,8	99,6 101,8 99,3 98,4 97,5 102,1 98,9	100,9 98,9 100,5 98,3 100,5 101,7 99,3	99,2 99,9 100,4 101,0 99,6 99,2 100,7	100,0 100,6 100,2 99,1 100,1 99,4 100,5	100,4 99,9 99,9 99,2 101,1 99,6 102,5	99,7 98,9 101,9 100,7 99,5 100,3 95,8
1960 1961 1962 1963	100,0 100,5 100,4 99,2	100,8 100,4 101,0 98,6	100,2 99,3 99,1 101,2	101,4 101,2 98,7 100,6	99,4 98,3 100,7 100,7	98,8 98,7 100,9 100,8	101,3 103,4 98,5 97,5	99,3 99,5 100,4 100,2	98,8 99,4 101,7 99,3	101,1 99,2 99,5 100,6	100,0 99,5 99,3 101,7	100,0 100,8 100,5 100,0

- b. Caractéristiques générales de la série chronologique et de ses composantes.
- (17) Fluctuations de mois en mois de la série originelle et de ses composantes.

Afin de se faire une idée des fluctuations de mois en mois de la série brute et de ses diverses composantes, on calcule de mois en mois les variations proportionnelles :

$$\frac{\mathbf{X}_i - \mathbf{X}_{i-1}}{\mathbf{X}_{i-1}} \times 100.$$

Ces fluctuations proportionnelles sont calculées pour :

- 1) la série originelle 0;
- 2) la série désaisonnalisée CI;
- 3) les indices SI;
- 4) les indices saisonniers S;
- 5) la composante aléatoire I;
- 6) la composante trend-cyclique C.

Les résultats sont repris dans les tableaux 25 à 30.

Tableau 25. – VARIATIONS PROPORTIONNELLES MENSUELLES DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

# Tableau 26. – VARIATIONS PROPORTIONNELLES MENSUELLES DES INDICES DÉSAISONNALISÉS DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961 1962	1,24 2,36 — 2,03 — 0,62 0,39 0,32 4,99 1,33 — 0,06 — 0,65	1,23 — 0,94 0,97 — 3,94 2,54 — 0,54 — 1,56 1,55 0,29 0,77 0,48	0,62 0,60 — 1,49 9,17 0,32 — 3,03 4,16 0,24 — 0,75 — 1,61 3,70	- 0,14 - 0,22 4,06 - 2,11 - 0,84 - 1,33 - 1,11 2,00 2,05 - 0,18 0,41	2,25 1,59 4,46 1,32 1,40 0,61 3,89 1,45 2,61 2,44 0,89	- 1,41 - 0,49 4,67 5,32 - 4,53 1,11 0,50 0,02 0,72 0,81 0,68	0,37 3,20 - 0,70 - 5,86 - 2,48 2,80 - 0,88 3,16 4,89 - 1,76 - 2,54	1,50	- 1,56 1,55 0,73 2,27 - 1,13 - 2,70 1,93 0,61 0,03 1,69 0,24	1,01 1,27 0,29 — 1,86 0,56 — 0,41 0,21 3,61 — 0,05 — 1,98 2,28	0,56  - 0,13  - 0,06 0,68 0,97  - 0,27 2,27 0,08 0,58 0,02 1,84	- 0,55 - 0,35 2,00 2,38 - 1,84 0,47 - 6,06 0,93 1,59 1,60 - 1,32

# Tableau 27. – VARIATIONS PROPORTIONNELLES MENSUELLES DES INDICES SI DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 — 1,23 1954 — 1,23 1955 — 1,40 1956 — 5,94 1957 — 5,35 1958 — 1,51 1959 — 1,40 1960 3,49 1961 — 0,69 1962 — 2,35 1963 — 3,91	2,37 0,13 2,01 2,68 3,77 1,99 1,69 1,17 0,28 1,30 0.13	0,49 0,74 — 1,47 9,27 — 1,51 — 0,28 — 4,90 — 0,37 — 0,28 — 1,07 4,37	2,85 3,24 7,61 - 0,76 0,69 - 0,09 - 1,19 3,83 5,43 3,17 2,61	1,11 — 0,92 — 7,71 — 1,56 2,06 0,23 2,44 — 3,49 — 4,50 1,25 0,37	4,66 — 4,93 — 1,12	— 11,91 — 11,01 — 16,50 — 20,61 — 16,19 — 10,40 — 12,37 — 7,64 — 7,25 — 16,53 — 19,84	9,83 5,55 11,68 11,20 15,22 9,48 8,19 4,21 3,37 12,55 16,36	4,99 8,92 8,11 10,77 5,67 3,20 7,26 5,81 6,74 8,39 5,96	5,72 4,57 2,35 — 0,19 2,36 2,57 2,61 4,58 0,56 — 2,84 — 0,05	1,40 2,62 4,14 3,28 4,67 1,28	— 7,40 — 6,77 — 3,12 — 3,53 — 7,32 — 6,06 — 13,07 — 6,53 — 4,99 — 5,05 — 8,34

Tableau 28. – VARIATIONS PROPORTIONNELLES MENSUELLES DES INDICES SAISONNIERS DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953		1,39	0,30	3,50	- 0,66	2,31	-12,01	8,40	6,85	4,85	0,73	_ 6,74
1954	_ 2,30	1,25	0,40	3,89	- 1,94	<b>— 0,86</b>	- 13,25	8,70	7,82	3,81	0,93	_ 5,83
1955	- 3,03	1,66	0,58	3,95	- 2,79	0,13	15,10	10,31	8,20	2,59	1,63	<b>4,9</b> 9
1956	- 3,76	1,97	1,11	2,66	1,87	0,20	<b>—</b> 15,71	11,26	7,91	1,73	2,46	<b> 4,9</b> 3
1957	- 3,76	2,05	1,53	1,25	_ 0,21	1,54	- 14,98	11,76	6,62	1,83	3,13	5,89
1958	- 2,65	1,40	1,71	0,47	0,52	2,13	- 12,69	9,96	5,74	2,43	3,02	6,70
1959  -	_ 1,47	0,57	1,77	1,12	0,19	2,06	<b>— 10,73</b>	7,76	5,80	2,77	2,69	7,00
1960	0,84	0,42	0,97	2,56	1,47	1,20	<b>—</b> 9,91	6,37	6,33	2,15	2,43	6,4
1961	_ 1,31	0,45	0,76	3,54	- 1,68	- 0,43	<b>— 11,43</b>	7,42	6,83	0,76	2,90	6,1
1962  -	_ 2,01	0,75	0,76	3,64	<b>— 0,75</b>	0,28	- 14,47	10,42	6,95	0,65	3,48	6,1
1963	_ 2,57	0,64	1,74	3,21	0,26	0,64	17,17	13,27	6,83	1,27	4,09	- 6,7

Tableau 29. – VARIATIONS PROPORTIONNELLES MENSUELLES DES INDICES DE LA COMPOSANTE ALÉATOIRE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES J	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre D	écembre
1953 1954 1955 1956 — 1957 — 1958 1959 1960 1961 1962 — 1963	1,00	0,97 — 1,11 0,35 — 4,56 1,69 0,57 — 2,25 0,76 — 0,17 0,55 — 0,51	0,19 0,33 — 2,04 8,07 — 0,01 — 1,96 3,08 — 0,60 — 1,03 — 1,82 2,59	— 0,63 — 0,62 3,52 — 3,33 — 0,55 — 0,55 — 2,29 1,26 1,84 — 0,45 — 0,58	1,78 1,04 — 5,06 0,32 2,28 — 0,29 2,63 — 2,05 — 2,87 2,02 0,11	- 1,78 - 1,11 3,88 4,86 - 3,44 1,04 - 0,63 - 0,54 0,47 0,23 + 0,04	0,11 2,58 — 1,65 — 5,82 — 1,43 2,63 — 1,83 2,52 4,72 — 2,40 — 3,23	1,32 — 2,90 1,24 — 0,06 3,09 — 0,44 0,39 — 20,3 — 3,77 1,93 2,73	1,74 1,03 0,08 2,65 0,89 2,40 1,38 0,49 0,08 1,35 0,82	0,83 0,74 — 0,24 — 1,88 0,52 0,14 — 0,16 2,37 — 0,20 — 2,20 1,24	0,39 — 0,73 — 0,22 0,16 0,98 — 0,26 1,93 — 1,13 — 0,33 — 0,17 1,08 —	1,98 1,48 1,52 0,69 6,47 0,07 1,25 1,21

Tableau 30. – VARIATIONS PROPORTIONNELLES MENSUELLES DE LA COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

Ces variations proportionnelles mensuelles de la composante trend-cyclique montrent l'importance de l'évolution conjoneturelle.

(18) Amplitude moyenne des variations mensuelles de la série et de ses composantes.

C'est à partir des variations proportionnelles mensuelles, considérées en valeur absolue, que l'on calcule les amplitudes moyennes. Elles sont désignées par  $\overline{O}$ ,  $\overline{\overline{CI}}$ ,  $\overline{\overline{SI}}$ ,  $\overline{\overline{S}}$ ,  $\overline{\overline{I}}$  et  $\overline{\overline{C}}$ .

Les amplitudes moyennes des variations proportionnelles mensuelles de la série et de ses composantes constituent la première caractéristique générale de la série chronologique.

Tableau 31. – AMPLITUDE MENSUELLE MOYENNE DES FLUCTUATIONS DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE ET DE SES COMPOSANTES.

Série originelle, $\overline{0}$	4,8
La série désaisonnalisée, CI	1,7
Les indices SI, SI	4,7
Les indices saisonniers, S	4,2
Les indices de la composante aléatoire, I	1,5
La composante trend-cyclique, C	0,6

(19) Comparaison des amplitudes.

Les amplitudes mensuelles sont comparées entre elles en calculant leurs rapports.

Tableau 32. – RAPPORTS ENTRE LES AMPLITUDES MOYENNES MENSUELLES DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE ET DE SES COMPOSANTES.

	Rapports
Ī/Ē	2,5
Ī/s̄	0,4
§/c	7,0
Ī/Ō	0,3
$\overline{\mathrm{C}}/\overline{\mathrm{O}}$	1,0
<u>s</u> / <u>o</u>	0,9
<u>[</u>	

(20) Amplitudes moyennes des fluctuations de la composante aléatoire et de la composante trend-cyclique pour des intervalles de 2 à 6 mois.

On calcule les amplitudes moyennes sur deux, trois... six mois des indices de la composante aléatoire et de la composante trend-cyclique ainsi que leurs rapports de la même manière que l'on calcule les amplitudes mensuelles moyennes, avec cette différence toutefois que l'on ne considère plus les fluctuations de mois à mois mais les fluctuations d'un mois au deuxième mois qui suit et ainsi de suite jusqu'au sixième mois. Ces grandeurs sont désignées par  $\overline{I}_2$ ,  $\overline{I}_3$ , ...  $\overline{I}_6$  et  $\overline{C}_2$ ,  $\overline{C}_3$  ...  $\overline{C}_6$ .

L'amplitude moyenne de la composante aléatoire ne variera pas considérablement si l'on détermine cette amplitude en partant des fluctuations sur deux, trois ou six mois. Il n'existe d'ailleurs pas de corrélation entre les termes consécutifs de la composante aléatoire. Toutefois, si l'on calcule l'amplitude moyenne de la composante trend-cyclique, cette moyenne croîtra d'autant plus que l'on écarte davantage les mois entre lesquels on calcule les fluctuations. La composante trend-cyclique sur plusieurs mois varie d'ailleurs presque toujours dans la même direction de sorte que les accroissements successifs ont un effet cumulatif.

Tableau 33. – AMPLITUDES MOYENNES SUR DEUX, TROIS, ..., SIX MOIS DE LA COMPOSANTE ALÉATOIRE ET DE LA COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE AINSI QUE LEURS RAPPORTS POUR L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

Composante aléatoire	Composante trend-cyclique	Rapports
1,54	1,10	1,40
1,29	1,64	0,79
1,61	2,14	0,75
1,44	2,64	0,55
1,27	3,12	0,41
	1,54 1,29 1,61 1,44	aléatoire     trend-cyclique       1,54     1,10       1,29     1,64       1,61     2,14       1,44     2,64

(21) Nombre de mois après lesquels le mouvement trend-cyclique est supérieur aux fluctuations aléatoires — Moyenne mobile de longueur M.C.D., appliquée aux indices CI.

Les amplitudes moyennes de la composante aléatoire restent à peu près les mêmes pour des intervalles de un, deux, ..., six mois, tandis que les amplitudes moyennes de la composante trendcyclique augmentent étant donné le caractère persistant de celle-ci. Ceci entraîne dès lors une diminution du rapport entre les deux amplitudes. Alors que pour la plupart des séries les fluctuations mensuelles de la composante aléatoire dépassent en moyenne celles de la composante trend-cyclique, de sorte que le rapport entre les deux amplitudes moyennes est supérieur à 1, on aura, lorsqu'on considère des fluctuations bimestrielles etc..., un

rapport qui, à un moment donné, deviendra inférieur à 1. On appelle critère M.C.D. le plus petit nombre de mois suffisant pour que ceci soit d'application (M.C.D. = Months for cyclical Dominance). Il s'agit donc du nombre de mois indispensable au mouvement trend-cyclique pour qu'il dépasse les fluctuations aléatoires. On considère ce nombre de mois comme la deuxième caractéristique générale de la série chronologique en question.

Le M.C.D. de l'indice de la production industrielle est égal à 3.

Lorsqu'on applique à la série désaisonnalisée une moyenne mobile d'une longueur égale à M.C.D. on obtient une série dont la composante trend-cyclique est plus accusée que la composante aléatoire; on l'appelle composante trend-cyclique M.C.D.

Tableau 34. – COMPOSANTE TREND CYCLIQUE M.C.D. DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961	101,3 107,8 114,1 122,5 117,8 112,0 121,9 136,7 141,4 146,6	98,0 101,6 108,5 115,2 123,4 116,6 113,0 124,6 137,1 141,0 148,3	98,6 101,4 109,7 116,2 124,2 114,7 113,6 126,2 137,8 140,5 150,6	99,5 102,1 109,0 119,2 124,6 112,8 116,2 126,5 137,2 140,8 153,1	99,7 102,4 110,4 121,0 122,9 112,5 117,4 126,7 137,3 142,3 154,1	100,1 103,8 110,2 121,2 120,6 113,7 118,7 127,5 138,6 143,0 153,6	100,2 103,9 112,4 120,7 118,6 115,0 119,1 128,3 139,4 143,7 154,4	100,3 104,7 113,2 119,0 118,1 114,8 119,9 129,4 139,9 144,8 155,1	100,6 104,9 114,5 118,9 118,8 113,4 121,3 130,7 138,2 145,8 158,2	100,6 105,8 114,8 119,3 119,0 112,1 123,0 132,5 138,4 145,6 160,5	101,0 106,1 115,7 119,8 118,8 112,1 121,5 134,5 139,4 145,4 162,0	101,4 106,8 115,6 120,8 118,6 112,3 121,9 135,6 140,4 145,9

# (22) Variations mensuelles de la composante trend-cyclique M.C.D.

A partir du tableau 34, on peut à nouveau calculer les variations proportionnelles mensuelles ainsi que l'amplitude mensuelle moyenne.

Tableau 35. – VARIATIONS PROPORTIONNELLES MENSUELLES DE LA COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE M.C.D. DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1965 1956 1957 1958 1959 1960 1961 1962			0,57 - 0,19 1,17 0,88 0,66 - 1,63 0,47 1,26 0,52 - 0,34 1,52	0,91 0,65 - 0,69 2,62 0,29 - 1,67 2,28 0,25 - 0,45 0,21 1,64	0,22 0,29 1,34 1,50 — 1,34 — 0,28 1,08 0,18 0,03 1,02 0,66	0,39 1,43 0,24 0,15 1,88 1,10 1,13 0,57 0,98 0,48 0,33	0,15 0,10 2,02 — 0,42 — 1,63 1,13 0,26 0,65 0,59 0,49 0,57	0,10 0,78 0,75 — 1,44 — 0,44 — 0,15 0,74 0,84 0,36 0,79 0,42	0,31 0,15 1,07 — 0,02 0,59 — 1,20 1,10 1,01 — 1,25 0,69 2,03	0,00 0,89 0,32 0,35 0,13 — 1,14 1,47 1,42 0,19 — 0,10 1,46	0,34 0,26 0,75 0,39 — 0,11 — 0,07 — 1,23 1,51 0,71 — 0,13 0,91	0,42 0,62 0,04 0,80 0,17 0,18 0,29 0,78 0,70 0,32

Amplitude moyenne = 0,74.

(23) Durée moyenne de croissance ou de décroissance (Average duration of run).

Indépendamment des amplitudes moyennes et de la caractéristique M.C.D., il existe une troisième caractéristique générale des séries chronologiques et de leurs composantes, à savoir la durée moyenne, exprimée en mois, d'un mouvement persistant croissant ou décroissant. On peut déterminer cette durée moyenne en divisant le nombre de mois auxquels se rapporte la série par le nombre de changements de signe qui interviennent dans les variations proportionnelles mensuelles + 1. On procède ainsi pour :

- 1) la série désaisonnalisée;
- 2) la composante aléatoire;
- 3) la composante trend-cyclique;
- 4) la composante trend-cyclique M.C.D.

Cette « average duration of run » constitue un test qui permet de déceler si la composante aléatoire est dépouillée de toute composante résiduelle systématique. Pour une série infinie de nombres purement aléatoires, l'« average duration of run » = 1,5. Pour une série portant sur 120 termes, l'« average duration of run » se situera, avec une probabilité de 95 %, entre 1,36 et 1,75.

Pour ce qui est de la composante trend-cyclique, cette grandeur indique durant combien de mois cette évolution est à la hausse ou à la baisse. Pour ce qui concerne les deux autres séries, l'« average duration of run » constitue une indication de l'importance de la composante aléatoire par rapport à l'évolution trend-cyclique.

Tableau 36. – « AVERAGE DURATION OF RUN » DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

Durée moyenne en mois
13,20 3,77

(24) Évolution dans le temps des rapports des amplitudes moyennes de la composante aléatoire à celles de la composante trend cyclique.

L'importance de la composante aléatoire par rapport à la composante trend-cyclique se mesure en établissant le rapport des amplitudes moyennes de ces deux composantes. Il est clair que ce rapport entre les deux amplitudes ne constitue qu'une indication globale de la différence en importance des fluctuations mensuelles. En période de faible augmentation ou diminution de la composante trend-cyclique, l'incidence des fluctuations de la composante aléatoire sur les fluctuations mensuelles de la série désaisonnalisée est bien plus considérable de sorte que le mouvement

conjoncturel est plus difficile à discerner. C'est pourquoi on calcule le rapport entre la moyenne mobile sur douze mois des variations proportionnelles mensuelles  $\frac{\Delta I}{I}$  de la composante aléatoire, abstraction faite de leur signe, et la moyenne mobile sur douze mois des variations proportionnelles mensuelles de la composante trend-cyclique  $\frac{\Delta C}{C}$  également exprimées en valeur absolue

$$\mathbf{E}_{i} = \frac{\sum\limits_{j=1}^{12} \left| \frac{\Delta \mathbf{I}}{\mathbf{I}} \right|_{i-6+s}}{\sum\limits_{s=1}^{12} \left| \frac{\Delta \mathbf{C}}{\mathbf{C}} \right|_{i-6+s}}.$$

Tableau 37. – RAPPORT ENTRE LES MOYENNES MOBILES SUR DOUZE MOIS DES VARIATIONS PROPORTIONNELLES, EXPRIMÉES EN VALEURS ABSOLUES, DE LA COMPOSANTE ALÉATOIRE ET DE LA COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953	_		_	_			3,49	3,63	3,88	4,00	3,66	3,17 3,52
1954 1955	3,55 3,23	3,58 2,87	3,14 2,65	2,89 2,59	2,72 2,67	$2,53 \\ 3,04$	2,42 3,31	$\substack{2,14\\3,91}$	2,29 4,50	$\frac{2,66}{4,06}$	3,32	3,57
1956	4,62	4,86	5,64	6,45	6,05	5,21 $2,62$	4,58 2,66	$\frac{4,09}{2,40}$	3,35 2,41	$3,43 \\ 2,27$	3,83 2,17	$3,22 \\ 2,15$
1957 1958	2,23 2,71	2,52 2,55	2,34 2,81	2,16 2,48	2,42 2,15	2,02 2,05	2,05	2,54	2,79	2,89	2,85	2,38
1959 1960	2,04 3,10	1,87 3,29	1,71 2,94	1,75 2,91	1,97 2,56	2,57 $1,79$	2,93 1,40	2,75 $1,39$	2,54 1,52	2,56 $1,68$	2,68 1,85	2,87 $1,91$
1960	2,31	2,80	3,20	3,45	4,09	5,27	5,90	6,57	7,03	6,32	5,68	5,01
1962 1963	3,69 2,01	2,88 2,02	3,02 1,79	3,43 1,54	3,45 1,54	3,40 1,59	3,30	2,83	2,57	2,33 —	1,96	1,92
	_,-,-	,										

# c. Tests sur la qualité de la décomposition de la série chronologique en ses composantes.

(25) Examen des séries désaisonnalisées en vue de détecter l'éventuelle présence d'influences saisonnières résiduelles.

Afin de procéder à cette vérification, on applique à la série désaisonnalisée le test décrit sous le point 2. On calcule donc les rapports entre le ré-

sultat afférent à chaque mois et la moyenne du mois précédent et suivant. On calcule pour chaque mois la moyenne de ces rapports.

Tableau 38. – RAPPORT EXPRIMÉ EN % ENTRE LES INDICES DÉSAISONNALISÉS MENSUELS DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE ET LA MOYENNE DES INDICES DES MOIS AVOISINANTS.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
			100.4	00.0	107.0	00.1	00.4	101,5	98,7	100.2	100,6	99,1
1953		100,3	100,4	98,8	101,8	99,1	99,4	l '	1 ' 1	,	1	
1954	101,1	99,2	100,4	99,1	101,0	98,2	102,8	98,1	100,1	100,7	100,1	98,7
1955	100,7	101,2	97,3	104,4	95,5	102,6	98,6	100,7	100,2	100,2	99,0	102,0
1956	100.9	93,8	105,5	98,3	98,0	105,8	97,2	98,7	102,1	98,7	99,2	101,5
1957	98,4	101,1	100,6	98,9	103,0	98,9	97,6	101,7	99,2	99,8	101,4	98,9
1958	100,5	101,3	99,1	99,6	99,1	99,2	101,6	101,1	98,8	99,9	99,6	100,1
1959	100,9	97,2	102,6	97,6	101,6	100,7	99,0	99,6	100,8	99,0	104,3	94,6
1960	101,6	100,6	99,1	101,7	99,3	98,5	102,2	99,1	98,5	101,7	99,6	99,8
1961	100,5	100,5	<b>9</b> 8,6	102,4	98,3	98,0	104,3	98,1	100,0	99,7	99,5	100,8
1962	99,6	101,2	99,3	98,7	100,8	101,3	97,9	100,4	101,9	99,0	99,2	101,1
1963	99,4	98,4	101,6	99,8	100,1	101,6	97,0	101,7	99,0	100,2	101,6	
Moyenne .	100,4	99,5	100,1	99,9	99,9	100,3	99,8	100,1	99,9	99,9	100,4	99,7

#### (26) Test de la conservation des aires.

A partir de la série désaisonnalisée, on calcule une moyenne mobile sur douze mois. Cette série fournit des moyennes annuelles.

Tableau 39. – MOYENNES MOBILES SUR DOUZE MOIS DES INDICES DÉSAISONNALISÉS DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961 1962	101,8 107,9 116,9 121,1 116,5 114,5 124,2 135,7 140,5 149,0	102,0 108,8 117,2 121,3 116,1 114,8 124,9 136,5 141,1 149,9	102,4 109,6 117,7 121,1 115,7 115,6 125,6 137,2 141,9 150,7	102,9 110,3 118,0 121,1 115,1 116,5 126,5 137,5 142,4 152,1	103,3 111,0 118,3 121,2 114,4 117,6 127,3 137,9 142,9 153,7	99,8 103,7 112,0 118,7 120,8 114,0 118,0 128,8 138,4 143,4 154,9	100,2 104,2 112,5 119,3 120,6 113,5 118,9 130,0 138,7 143,8	100,4 104,9 112,6 120,4 120,0 113,0 120,0 131,0 139,1 144,2	100,7 105,4 113,6 120,8 119,1 113,1 120,9 131,9 139,4 145,2	100,9 106,3 114,1 121,3 118,2 113,2 122,0 132,9 139,4 146,3	101,1 106,6 115,1 121,8 117,1 113,8 122,6 133,7 140,0 147,2	101,3 107,4 116,3 121,3 116,5 114,3 123,2 134,6 140,7 148,2

Afin de vérifier si la correction effectuée en vue de l'élimination des fluctuations saisonnières n'a pas modifié le niveau de la série, on établit le rapport entre les moyennes mobiles sur douze mois calculées d'une part sur la série désaisonnalisée, d'autre part sur la série originelle.

Tableau 40. – RAPPORT ENTRE LES MOYENNES MOBILES SUR DOUZE MOIS DES INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE DÉSAISONNALISÉS ET DES INDICES ORIGINELS.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961 1962	100,0 100,0 100,0 99,9 99,9 100,0 100,0 100,1 100,1	100,1 100,1 99,9 99,9 99,9 100,0 100,0 100,1 100,0		100,0 100,1 100,0 99,9 99,9 100,0 100,0 100,0 100,0	100,0 100,0 100,0 99,9 100,0 99,9 100,0 100,0 99,9	100,0 100,0 100,0 100,0 100,0 100,1 100,0 100,0 100,0 99,9	100,0 100,0 100,0 100,0 99,9 100,0 100,0 100,0	100,0 100,0 100,0 100,0 99,9 100,1 100,0 100,0	100,0 100,0 99,9 99,9 99,9 100,1 100,0 100,1 100,1	99,9 99,9 100,0 100,0 100,1 99,9 100,0 100,2 100,1	100,0 99,9 99,9 99,9 100,0 100,1 100,0 100,1 100,0	99,9 99,8 100,0 100,1 100,1 99,9 99,9

(27) Test visuel des fluctuations saisonnières résiduelles.

Enfin, on établit pour les séries désaisonnalisées, le rapport entre le résultat de chaque mois et la donnée du mois de janvier précédent. Ceci permet de vérifier si les séries sont encore affectées de mouvements périodiques.

Tableau 41. – RAPPORT ENTRE LES INDICES DÉSAISONNALISÉS DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE ET L'INDICE DÉSAISONNALISÉ DU MOIS DE JANVIER PRÉCÉDENT.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955		101,2 99,1 101,0 96,1	101,9 99,6 99,5 104,9	101,7 99,4 103,5 102,7	104,0 101,0 98,9 104,0	102,5 100,5 103,5 109,5	102,9 103,7 102,8 103,1	104,5 101,3 105,1 102,7	102,8 102,9 105,8 105,0	103,9 104,2 106,1 103,1	104,5 104,1 106,1 103,8	103,9 103,7 108,2 106,2
1957 1958 1959 1960 1961 1962	105,6 97,5 95,3 109,4 111,3 102,8 103,5	102,5 99,5 98,4 101,6 100,3 100,8 100,5	102,9 96,5 102,5 101,8 99,5 99,2 104,2	102,0 95,2 101,4 103,8 101,6 99,0 104,6	103,4 94,6 105,3 102,3 98,6 101,4 105,6	98,7 95,6 105,9 102,3 99,6 102,2 106,3	96,3 98,3 104,9 105,6 104,5 100,4 103,6	98,6 97,9 106,2 104,3 100,7 102,9 107,4	97,5 95,2 108,2 105,0 100,7 104,6 107,6	98,0 94,8 108,4 108,8 100,7 102,5 110,1	99,0 94,6 110,9 108,9 101,3 102,6 112,1	97,1 95,0 104,2 109,9 102,9 104,2 110,6

#### d. Discussion de la Méthode Census II.

#### (1) Limitations résultant des hypothèses.

Première hypothèse : le caractère multiplicatif des composantes.

Dans la plupart des cas cette hypothèse est acceptable, surtout s'il s'agit de séries ayant trait aux indices de la production ou aux données concernant des importations et des exportations, séries auxquelles la méthode a été appliquée ici. Pour certaines séries, cette hypothèse est moins satisfaisante. C'est le cas notamment de la série relative à la moyenne journalière du nombre global de chômeurs. Le rapport entre le nombre de chômeurs complets et le nombre de chômeurs partiels ou occasionnels est étroitement lié aux mouvements de la conjoncture. Le nombre de chômeurs complets est fonction de la conjoncture; il ne dépend que dans une faible mesure des saisons; par contre, le chômage partiel ou occasionnel est essentiellement déterminé par les saisons. Le rapport entre la composante saisonnière et la composante trend-cyclique n'est donc pas toujours d'ordre purement multiplicatif. Un examen de l'admissibilité de l'hypothèse est dès lors souhaitable; on peut par exemple, y procéder graphiquement.

Deuxième hypothèse : le profil saisonnier se modifie d'une façon continue.

Cette hypothèse implique que les mouvements brusques des variations saisonnières ne se reflètent qu'imparfaitement ou pas du tout. Ces mouvements brusques trouvent leur origine dans des changements d'ordre institutionnel, dans des mesures sociales ou dans la mobilité des jours fériés. Ceci se vérifie notamment dans les séries relatives aux chiffres d'affaires qui atteignent des sommets avant les fêtes de Pâques. Si Pâques tombe en mars ou au début avril, cette pointe se situe au mois de mars. Si Pâques tombe plus tard, en avril, le chiffre d'affaires atteint son point culminant au mois d'avril. Comme mesure d'ordre social on peut citer la prolongation de la durée des vacances. Des mesures d'ordre institutionnel telles qu'une modification de la législation en matière de recouvrement des impôts par exemple, peuvent entraîner des changements brusques dans les fluctuations saisonnières des recettes fiscales en l'occurence. En appliquant la méthode Census II, une partie de ces changements brusques est étalée sur plusieurs années; pour le reste ils sont repris dans la composante aléatoire.

(2) Méthode de détermination des indices saisonniers.

A l'étranger l'expérience a démontré que la méthode Census II permet en général de déterminer de façon satisfaisante les indices saisonniers; certains points sont néanmoins sujets à critique.

L'emploi de moyennes mobiles lors du calcul des indices saisonniers présente l'inconvénient de perdre des termes au début et en fin de série. Ceci peut être évité en extrapolant la moyenne sur les deux premiers et sur les deux derniers termes annuels. On y procède avant d'appliquer les moyennes (cf. 4, (12)).

Ceci revient en fait à attribuer un plus haut coefficient de pondération aux termes extrêmes. Il s'ensuit que les indices saisonniers des deux dernières années risquent d'être moins exacts et que de plus, ils sont susceptibles de subir de fortes variations dès que les données de l'année suivante sont connues. C'est dans les séries où la composante aléatoire est importante que ce danger se manifeste le plus fréquemment.

La même remarque s'impose pour la détermination de valeurs extrêmes des indices SI. Ces valeurs extrêmes sont déterminées sur base des écarts autour d'une moyenne de cinq termes (cf. 4, (5)). Quand un indice SI tombe en fin ou en début de série, il s'agira moins facilement d'un extrême puisque la moyenne sur cinq termes qui constitue le dernier terme est plus fortement influencée par cette valeur extrême que ne l'est un terme situé au milieu de la série. C'est ce qui se présente pour l'indice de la production industrielle où le mois de janvier des années 1961, 1962 et 1963 a été caractérisé par des circonstances spéciales, des grèves et un hiver rigoureux. Si aucune correction préalable n'avait été appliquée les indices saisonniers auraient accusé une forte baisse qu'il eût été malaisé d'expliquer.

Une deuxième critique concerne la détermination et le remplacement des valeurs extrêmes de SI. Il s'agit ici plutôt d'un cas d'appréciation. Certains estiment qu'un intervalle 2s est trop large, d'autres qu'il est trop étroit. Certains proposent également des variantes quant à l'inclusion éventuelle de la valeur extrême dans la moyenne qui est à la base du calcul de la valeur de remplacement. D'autres proposent de faire coïncider l'indice SI extrême avec le seuil de signification 2s.

Une divergence de vue similaire se présente pour ce qui concerne la détermination des *indices* saisonniers de l'année qui suit. Dans la méthode Census II on retient pour la moitié, l'évolution des deux dernières années connues (cf. 4, (13)). Certains préfèrent retenir intégralement cette évolution; d'autres estiment qu'il vaut mieux reprendre le dernier profil saisonnier connu.

Des critiques plus fondamentales concernent le choix des moyennes mobiles. En premier lieu, on se rappelle que l'on prend pour chaque mois une même moyenne mobile basée sur l'amplitude moyenne de la composante aléatoire (cf. 4, (12)). Or, comme le montre l'écart quadratique moyen des indices SI à la moyenne mobile sur 5 termes, l'influence de la composante aléatoire est plus grande pour certains mois que pour d'autres : c'est le cas, par exemple, du mois de février pour lequel l'influence de l'hiver varie fortement d'année en année.

En outre, l'expérience a démontré, dans plusieurs pays de l'Europe occidentale, que le choix proposé par la méthode Census II entre deux sortes de moyennes mobiles, une moyenne pondérée sur cinq termes et une moyenne pondérée sur sept termes (cf. 4, 12)), confère, dans environ 45 % des cas, une trop grande flexibilité aux indices saisonniers, de sorte qu'il subsiste toujours des influences aléatoires résiduelles. S.N. Marris a proposé une méthode améliorée dont on traitera par la suite.

# (3) Méthode de détermination de la composante trend-cyclique.

La méthode Census II détermine la composante trend-cyclique par application du «Spencer» à 15 termes. Cette formule a été développée par J. Spencer et recommandée par E.R. Macaulay. Elle se caractérise par le fait qu'elle reproduit exactement une courbe du troisième degré tandis qu'une moyenne mobile sur douze mois ne reproduit exactement que des fonctions linéaires. Cette méthode présente l'inconvénient de la perte de sept termes, en fin de série, c'est-à-dire la partie la plus importante pour une analyse de la conjoncture. On peut y remédier en extrapolant sept fois la moyenne des quatre derniers termes des valeurs désaisonnalisées et en appliquant ensuite le Spencer (cf. 4, (15)). Dans bien des cas, cette façon de procéder fournit de bons résultats. Pour les séries des indices de la production, l'expérience démontre que seuls les 2 ou 3 derniers termes de la composante trend-cyclique peuvent parfois subir une modification supérieure à un point au moment où des nouvelles données sont disponibles.

Certains auteurs proposent de calculer les 7 derniers termes manquants en appliquant une moyenne mobile sur cinq mois à la série désaisonnalisée. Ce procédé permet de déterminer 5 termes tandis qu'on n'en perd que 2, dont le premier peut encore être déterminé par une moyenne mobile sur 3 mois.

Une deuxième façon de suivre l'évolution de la conjoncture consiste dans l'étude de la série désaisonnalisée, lissée par application d'une moyenne mobile de longueur M.C.D. Quoique certaines fluctuations aléatoires subsistent c'est l'évolution de la conjoncture qui prend le dessus dans l'évolution de la série. D'aucuns estiment toutefois que le critère M.C.D. est trop faible parce qu'on le définit en exigeant que l'amplitude moyenne de la composante trend-cyclique soit plus grande que celle de la composante aléatoire. Ils préconisent une valeur maximale de 0,50 ou 0,75 entre les deux amplitudes. Ceci est parfaitement justifié puisqu'un des buts primordiaux de l'étude de la conjoncture consiste dans le dépistage des ralentissements et des renversements; or, c'est précisément au cours de ces périodes que le rapport entre l'amplitude de la composante aléatoire et celle de la composante trend-cyclique devient plus important.

#### (4) Les tests intégrés à la méthode Census II.

Il est trois tests qui ont pour objet d'examiner si la série désaisonnalisée reste affectée par des fluctuations saisonnières résiduelles. Le premier consiste à calculer mois par mois le rapport moyen entre la donnée du mois et la moyenne des deux mois avoisinants. Si ces rapports ne s'écartent pas significativement de 100 %, on peut admettre que cette série n'est plus affectée par des fluctuations saisonnières résiduelles. Au cours d'un deuxième test on exprime les données de chaque mois par rapport au mois de janvier précédent, ce qui permet de vérifier si la série n'est plus affectée par des fluctuations annuelles périodiques. Le troisième test permet de déceler si la série désaisonnalisée n'en change pas le niveau. Cela se fait en comparant les moyennes annuelles de la série originelle avec celles de la série corrigée. On considère le résultat comme satisfaisant lorsque les écarts entre les deux moyennes se situent au-dessous de 1 à 1,5 %.

L'interprétation de ces trois tests ne peut être exprimée en termes de probabilité, ce qui laisse la porte ouverte à l'appréciation personnelle. Toutefois un test portant sur la composante aléatoire et à la composante trend-cyclique peut s'exprimer en termes de probabilité. Il est bien connu qu'une série infinie de nombres aléatoires présente une « average duration of run » de 1,5. Pour une série de 120 termes, l'intervalle de confiance à 95 % de l'« average duration of run » égale 1,36 - 1,75.

Dans la méthode Census II on calcule la durée moyenne d'accroissement et de décroissement de la composante aléatoire. Si cette durée moyenne se situe en dehors de l'intervalle de confiance, c'est que la scission en composante trend-cyclique et composante aléatoire n'est pas satisfaisante.

## 5. VARIANTE DU CALCUL DES INDICES SAISONNIERS DÉFINITIFS.

Dans les paragraphes précédents nous avons attiré l'attention sur quelques points criticables de la méthode Census II. Ces critiques ne touchent jamais la méthode dans ses principes mais bien la mise en pratique de ces principes. Plusieurs variantes de la méthode ont été remaniées par le « Bureau of Census » de Washington dans le cadre du Programme dit S.A.G. Ce programme doit constituer le point de départ de l'élaboration de la méthode

Census III. Pour de plus amples informations à ce sujet, nous renvoyons le lecteur à l'ouvrage « Seasonal adjustment on electronic computers » publié par l'O.E.C.D.

On y reprend notamment, pp. 257-309 une proposition de S.N. Marris du Secrétariat de l'O.E.C.D. que l'on exposera et illustrera dans les pages qui suivent. Pour les fondements théoriques de la méthode, nous renvoyons à l'article précité. La méthode a pour but de déterminer, pour chaque mois, des indices saisonniers à l'aide de moyennes mobiles plus ou moins flexibles suivant l'importance de la composante aléatoire au cours de ce mois. Techniquement, on procède de la façon suivante:

# a. Moyenne de cinq termes sur la deuxième approximation des indices SI (F).

On prend comme point de départ les indices SI déterminés par la méthode Census II et non encore centrés sur 1200. Il s'agit donc des coefficients D dont il est question au point 10 de l'exposé systématique de la méthode Census II, où les extrêmes ont déjà été remplacés. Pour l'indice de la production industrielle ces valeurs sont reprises au tableau 42.

Tableau 42. – INDICES SI (corrigés pour les extrêmes et non centrés sur 1200) RELATIFS À L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
		!		<u> </u>							7.5	
1953	96,8	99,0	99,4	102,2	103,3	99,2	87,5	96,2	101,0	106,8	107,9	99,9
1954	98,6	98,7	99,4	102,6	101,7	99,8	88,9	93,8	102,2	106,8	106,9	99,6
1955	98,2	100.2	98,8	106,4	98,2	102,2	85,3	95,3	102,9	105,3	106,7	103,4
1956	97,2	98,5	101.5	102.9	101,4	102,6	84,1	93,4	103,4	103,1	105,8	102,2
1957	96,8	100,5	102,1	102,9	105,0	99,7	83,5	96,1	101,5	103,9	108,2	100,3
1958	98,9	100.8	100.6	100,5	100,8	99,7	89,3	97,8	100,9	103,5	106,8	100,3
1959	98,8	97,2	101,9	100,7	103,2	100,5	88,2	95,4	102,4	105,0	107,8	98,5
1960	98,8	99,9	100,2	104,1	100,5	98,8	91,3	95,2	100,7	105,3	106,7	99,7
1961	99,0	99,2	98,9	104,3	99,6	99,7	92,5	95,6	102,0	102,6	105,9	100,6
1962	98,2	99,5	98,5	101,6	102,9	103,5	96,4	97,3	105,3	102,2	105,5	100,1
1963	96,2	96,4	100,7	103,4	104,0	104,8	84,1	97,8	103,4	103,1	108,2	99,0

Après double extrapolation de la moyenne des trois premiers et des trois derniers termes au début et en fin de chaque série mensuelle, on calcule, mois par mois, à partir de ces données une moyenne mobile non pondérée sur cinq termes. On obtient ainsi un tableau qui comprend autant de termes que la série originelle. Appelons ces moyennes F.

Tableau 43. — MOYENNE F SUR CINQ TERMES DES INDICES SI DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957	97,9 97,7 97,5 97,9 98,0 98,1	99,3 99,1 99,4 99,7 99,4 99,4	99,2 99,7 100,2 100,5 101,0 101,3	103,7 103,6 103,4 103,1 102,7 102,2	101,1 101,1 101,9 101,4 101,7 102,2	100,4 100,8 100,7 100,8 100,9 100,3	87,2 86,6 85,9 86,2 86,1 87,3	95,1 94,8 95,0 95,3 95,6 95,6	102,0 102,3 102,2 102,2 102,2 101,8	106,3 105,7 105,2 104,5 104,2	107,2 106,9 107,1 106,9 107,1 107,1	101,0 101,2 101,1 101,2 100,9 100,2
1959 1960 1961 1962 1963	98,5 98,7 98,2 98,0 97,8	99,5 99,3 98,4 98,7 98,4	100,7 100,0 100,0 99,5 99,4	102,5 102,2 102,8 103,3 103,1	101,8 101,4 102,0 101,8 102,2	99,7 100,4 101,5 101,9 102,7	89,0 89,5 88,5 88,4 87,7	96,0 96,3 96,3 96,6 96,9	101,5 102,3 102,8 103,0 103,6	104,1 103,7 103,6 103,2 102,6	107,1 106,5 106,8 106,6 106,5	99,9 99,8 99,6 99,9 99,9

#### b. Mesure de l'importance de la composante aléatoire (d).

On effectue pour chaque mois le rapport de la somme des fluctuations absolues d'année en année des indices SI non centrés à la moyenne sur cinq termes de ces indices.

Soit i l'indice du mois et j l'indice de l'année,  $d_i$  s'exprime par :

$$d_{i} = \frac{\sum_{j} \left| \operatorname{SI}_{i,j+1} - \operatorname{SI}_{i,j} \right|}{\sum_{j} \left| \operatorname{F}_{i,j+1} - \operatorname{F}_{i,j} \right|},$$

 $d_i$  mesure l'importance de la composante aléatoire par rapport à la fluctuation de l'indice saisonnier du mois i. On peut démontrer que le maximum possible atteint 5 pour une série infinie. Ce maximum constitue l'indice d'un manque complet de variation systématique dans les termes de la série. Pour des séries plus courtes, telles les séries chronologiques, on peut trouver des valeurs qui dépassent 5.

Tableau 44. - VALEURS d DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
d	3,5	5,6	3,1	5,4	5,7	3,0	3,8	6,4	4,6	2,9	5,7	5,5

# c. Longueur de la moyenne mobile en fonction de la valeur d-Indices saisonniers non centrés.

En se basant sur les valeurs d, on choisit pour chaque mois une moyenne mobile dont la longueur est déterminée par la valeur d. Afin de compenser la perte au début et à la fin de chaque série

mensuelle, on extrapole Y fois la moyenne des X premiers et des X derniers termes au début et en fin de série. X et Y sont des nombres que détermine la longueur de la moyenne mobile. Quand la valeur d est supérieure ou égale à 5, on maintient un indice saisonnier constant pour toutes les années.

Tableau 45. – LONGUEUR DE LA MOYENNE MOBILE NON PONDÉRÉE EN FONCTION DE LA VALEUR d.

d	Longueur de la moyenne mobile	X = Nombre de termes (au début et à la fin) à partir desquels les moyennes à extrapoler sont déterminées	Y = Nombre de fois que la moyenne est extrapolée avant le début et après la fin des séries
0,0 — < 1,9	1	1	1
1,9 < 2,7	3	2	2
2,7 - < 3,6	5	3	3
3,6 — < 4,4	9	4.	5
4,4 — < 5,0	15	5	8 .
5,0 et plus	Indice saisonnier constant	Indice saisonnier constant	1

Il résulte de ce tableau qu'on a effectué une extrapolation de trop au début et à la fin. On pro-

cède de cette façon en vue de l'application d'une moyenne sur trois termes (voir plus loin).

Tableau 46. - INDICES S NON CENTRÉS DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1951 1952 1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960	97,8 97,9 97,7 97,5 97,9 98,0 98,1 98,5 98,7 98,2 98,0 97,8	99,1 99,1 99,1 99,1 99,1 99,1 99,1 99,1	99,3 99,2 99,7 100,2 100,5 101,0 101,3 100,7 100,0 99,5 99,4	102,9 102,9 102,9 102,9 102,9 102,9 102,9 102,9 102,9 102,9	101,9 101,9 101,9 101,9 101,9 101,9 101,9 101,9 101,9 101,9	100,0 100,4 100,8 100,7 100,8 100,9 100,3 99,7 100,4 101,5 101,9	86,5 86,1 86,5 86,6 87,2 87,8 87,7 87,2 87,6 88,1 88,6	95,8 95,8 95,8 95,8 95,8 95,8 95,8 95,8	102,1 102,0 102,0 102,2 102,3 102,3 102,4 102,4 102,5 102,6 102,6	106,5 106,3 105,7 105,2 104,5 104,2 104,1 103,7 103,6 103,2 102,6	106,9 106,9 106,9 106,9 106,9 106,9 106,9 106,9 106,9 106,9	100,3 100,3 100,3 100,3 100,3 100,3 100,3 100,3 100,3 100,3
1962 1963  Moyenne mobile appliquée .	97,8 97,6	99,1 99,1 const.	99,4 99,5	102,9 102,9 const.	101,9 101,9 const.	103,3	88,6	95,8 const.	102,6	102,6	106,9 const.	100,3

# d. Indices saisonniers provisoires centrés.

Les indices S non centrés du tableau précédent sont centrés sur 1200.

Tableau 47. –	INDICES S	CENTRÉS	PROVISOIRES
DE L'INDICE [	DE LA PROD	DUCTION I	NDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1952 1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961 1962 1963	97,8 98,0 97,7 97,5 97,9 97,9 98,1 98,5 98,7 98,2 98,0 97,8	99,2 99,2 99,1 99,1 99,0 99,0 99,1 99,1 99,1 99,0	99,4 99,3 99,7 100,2 100,5 100,9 101,2 100,7 100,0 99,9 99,5 99,4	103,0 103,0 103,0 103,0 102,9 102,8 103,0 102,9 102,8 102,8 102,8	102,0 102,0 102,0 102,0 101,9 101,8 102,0 101,9 101,8 101,8 101,8	100,1 100,5 100,9 100,8 100,8 100,2 99,7 100,4 101,4 101,8 102,6 103,2	86,5 86,2 86,5 86,6 87,2 87,8 87,7 87,2 87,6 88,1 88,6 88,5 88,6	95,8 95,9 95,8 95,8 95,8 95,8 95,8 95,8	102,2 102,1 102,1 102,3 102,3 102,2 102,3 102,5 102,5 102,5 102,5 102,5	106,6 106,4 105,8 105,3 104,5 104,1 104,1 104,2 103,8 103,5 103,1 102,5	107,0 107,0 107,0 107,0 106,8 106,8 107,0 107,0 106,8 106,8 106,8	100,4 100,4 100,4 100,3 100,2 100,2 100,3 100,3 100,2 100,2 100,3 100,2

## e. Indices saisonniers définitifs.

En centrant, de légères discontinuités surgissent dans les douze séries mensuelles. Afin de les

éliminer on calcule pour chaque mois une moyenne mobile sur trois termes.

Tableau 48. - INDICES S DÉFINITIFS DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961 1962	97,8 97,7 97,7 97,8 98,0 98,2 98,4 98,5 98,3 98,0 97,8	99,2 99,1 99,1 99,0 99,0 99,1 99,1 99,1 99,1	99,5 99,7 100,1 100,5 100,9 100,6 100,2 99,8 99,6	103,0 103,0 102,9 102,8 102,9 102,9 102,9 102,8 102,8	102,0 102,0 102,0 101,9 101,8 101,9 101,9 101,8 101,8	100,5 100,7 100,8 100,8 100,6 100,2 100,1 100,5 101,2 101,9 102,5	86,4 86,4 86,8 87,2 87,6 87,6 87,5 87,6 88,1 88,4 88,6	95,8 95,8 95,8 95,8 95,8 95,8 95,8 95,8	102,1 102,2 102,2 102,3 102,3 102,3 102,4 102,5 102,5 102,5	106,3 105,8 105,2 104,6 104,2 104,1 104,0 103,8 103,5 103,0 102,7	107,0 107,0 106,9 106,9 106,8 106,9 106,9 106,9 106,9 106,8	100,4 100,4 100,4 100,3 100,2 100,2 100,3 100,3 100,2 100,2

## 6. LA MÉTHODE GRAPHIQUE DE RÉGRESSION (1).

### a. Fondement théorique.

On admet au départ que toute observation originelle  $O_{ij}$  de la série chronologique constitue la somme de trois composantes :

- 1) la composante trend-cyclique C<sub>ij</sub>;
- 2) la composante saisonnière  $S_{ij}$ ;
- 3) la composante aléatoire  $\mathbf{I}_{ij}$ , où i et j désignent respectivement l'année et le mois. On peut donc écrire :

$$O_{ij} = C_{ij} + S_{ij} + I_{ij}.$$

On suppose par ailleurs que la composante saisonnière est une fonction de la composante trend-cyclique

$$S_{ij} = f_1(C_{ij}).$$

Si l'on représente par Õ la série chronologique pure, c'est-à-dire la série chronologique sans composante aléatoire, on peut également écrire :

$$\tilde{O}_{ij} = C_{ij} + S_{ij} = C_{ij} + f_1 (C_{ij}) = f_2 (C_{ij}).$$

On admet enfin que pour chaque mois c'està-dire chaque valeur de j, il existe une liaison linéaire entre la série chronologique pure  $\tilde{\mathbf{O}}$  et la composante trend-cyclique :

$$\tilde{O}_{ij} = \alpha_j C_{ij} + \beta_j \qquad j = 1 \dots 12.$$

<sup>(1) «</sup>Application of the Regression Method to the Analysis of Statistical Time Series», Deutsche Bundesbank, Frankfurt (Main), February 1959.

Pour calculer les composantes saisonnières  $S_{ij}$ , ll y a lieu de déterminer 24 paramètres, 12 vaieurs  $\alpha_j$  et 12 valeurs  $\beta_j$ . Ceci peut se faire en appliquant la méthode des moindres carrés, ce qui suppose, évidemment que les composantes trendcycliques soient connues et que, pour chaque mois, les composantes aléatoires satisfassent les conditions d'indépendance et d'homoscédasticité (pour chaque mois, la composante aléatoire a une moyenne nulle et une variance égale à  $\sigma^2$ ), de telle sorte que les valeurs originelles  $O_{ij}$  puissent être considérées comme des estimations non biaisées de  $\tilde{O}_{ij}$ .

On prend comme composante trend-cyclique une moyenne mobile centrée de douze mois. Dans l'exemple discuté ici, on neutralise donc d'abord l'effet qu'ont sur l'indice de la production industrielle les observations exceptionnelles ainsi que la longueur et la composition inégales des mois (tableau 3), ce après quoi l'on calcule la moyenne mobile centrée de douze mois (tableau 4).

Il est bien connu que l'on peut dès lors obtenir les estimations non biaisées  $a_j$  et  $b_j$  des paramètres  $a_j$  et  $\beta_j$  à partir des relations suivantes :

$$a_{j} = \frac{m \sum\limits_{i}^{m} \mathcal{O}_{ij} \mathcal{C}_{ij} - \sum\limits_{i}^{m} \mathcal{O}_{ij} \sum\limits_{i}^{m} \mathcal{C}_{ij}}{m \sum\limits_{i}^{m} \mathcal{C}_{ij}^{2} - \left(\sum\limits_{i}^{m} \mathcal{C}_{ij}\right)^{2}} \qquad j = 1 \dots 12,$$

$$b_{j} = \frac{\sum_{i}^{m} O_{ij}}{m} - a_{j} \frac{\sum_{i}^{m} C_{ij}}{m} \qquad j = 1 \dots 12$$

m = nombre d'années de la série chronologique.

Tableau 49. - VALEURS a, ET b, DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
<i>aj</i> en %	95,0	96,6	98,8	104,7	107,4	108,7	93,7	98,4	108,4	93,8	101,1	99,0
bj	3,6	2,6	2,1	2,1	6,9	<b>— 9,1</b>	<b>—</b> 7,2	3,3	<b>—</b> 7,4	12,6	6,9	1,1

Le graphique 2 représente les équations de régression entre les observations originelles et les composantes trend-cycliques pour les 12 mois de l'année.

#### b. Détermination des composantes saisonnières.

Des relations

$$\tilde{O}_{ij} = \alpha_j C_{ij} + \beta_j = C_{ij} + S_{ij}$$

on peut déduire

$$S_{ij} = (\alpha_j - 1) C_{ij} + \beta_j$$

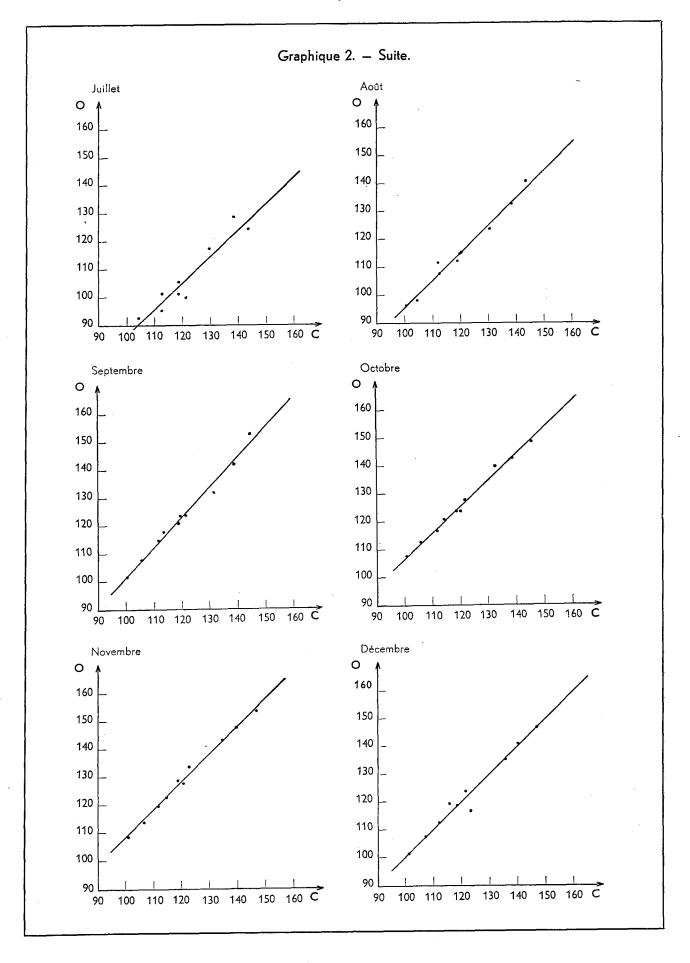
La composante saisonnière  $S_{ij}$  constitue donc la somme de 2 parties : la première est proportionnelle à la composante trend cyclique et peut être considérée comme la part multiplicative de la composante saisonnière; la deuxième est constante et représente la partie additive de la composante saisonnière.

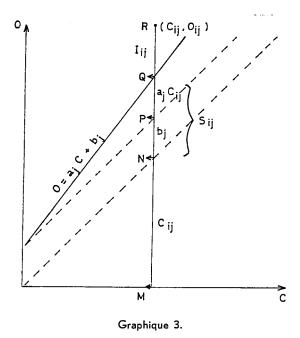
Il semble donc que cette méthode soit moins restrictive que la méthode Census en ce sens qu'il n'est pas exigé ici que la composante saisonnière soit directement proportionnelle à la composante trend-cyclique comme c'est le cas pour la méthode Census.

En revanche, on n'admet pas de modification dans le temps des fluctuations saisonnières de sorte que sur ce point la méthode Census est d'une conception plus large.

Dans le plan (C,O) l'équation  $O = a_j C + b_j$  représente une droite qui traverse le nuage de points  $(C_{ij}, O_{ij})$   $i = 1 \dots m$ . Si l'on trace la bissectrice à l'origine du système d'axes (C,O) et une parallèle à cette bissectrice passant par le point d'intersection de la droite  $O = a_j C + b_j$  avec l'axe O, on obtient un graphique (cf. graphique 3) où l'on peut aisément lire les trois composantes.

Graphique 2. - RÉGRESSIONS LINÉAIRES ENTRE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE (O) ET LA MOYENNE MOBILE DE DOUZE MOIS (C) (1953-1963). Février Janvier 120 130 140 150 160 110 120 130 160 C 100 110 Mars Avril O 160 C 100 110 120 130 140 150 160 C 140 150 100 110 120 Mai Juin 100 110 120 130 140 150 160 C 100 110 120 130 140 150 160 C





Soit  $(C_{ij}, O_{ij})$ , une observation, dès lors on a  $O_{ij} = \overline{MR}$   $\overline{MR} = \overline{MN} + \overline{NP} + \overline{PQ} + \overline{QR}$ 

où N est le point situé sur la bissectrice, P le point situé sur la parallèle à la bissectrice, Q le point situé sur la droite  $O = a_j C + b_j$  correspondant à l'abscisse  $C_{ij}$ .

On en déduit immédiatement :

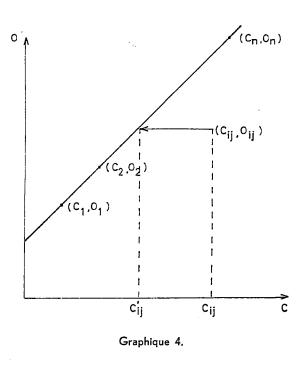
$$\begin{split} \overline{\text{MN}} &= \text{C}_{ij} \\ \overline{\text{NP}} &= b_j \\ \overline{\text{PQ}} &= (a_j - 1) \text{ C}_{ij} \\ \overline{\text{QR}} &= \text{I}_{ij}. \end{split}$$

On constate donc qu'après une simple construction les trois composantes de  $O_{ij}$  peuvent être lues directement sur le graphique. La composante saisonnière est constituée de  $\overline{\text{NP}}$  et de  $\overline{\text{PQ}}$ :  $\overline{\text{NP}}$  étant la partie additive de la composante saisonnière et  $\overline{\text{PQ}}$  la partie multiplicative. L'étude des diverses positions possibles de la droite  $O=a_j$   $C+b_j$  permet d'illustrer les différentes formes des composantes saisonnières. A ce propos, on voudra bien se référer à la publication précitée de la « Deutsche Bundesbank ».

#### c. Estimation de la composante trend-cyclique.

Pour déterminer les coefficients de régression, on prend comme estimation des composantes trend-cycliques une moyenne mobile sur douze mois des observations originelles. On a déjà signalé plus haut que cette estimation était moins bonne en période de retournement de conjoncture. On consacrera ce qui suit à l'analyse de l'incidence d'une estimation erronée de la composante trend-cyclique sur la détermination des composantes saisonnières ainsi qu'à l'exposé d'une méthode de correction.

Supposons que les observations originelles ne soient pas influencées par des facteurs aléatoires, c'est-à-dire que la série chronologique soit « pure ». Si on dispose d'une estimation exacte de la composante trend-cyclique, tous les points  $(C_{ij}, O_{ij})$  se situeront sur les droites de régression. Inversément, une observation qui n'est pas située sur la droite constitue l'indice d'une estimation inexacte de la composante trend-cyclique. On en trouve l'illustration au graphique 4.



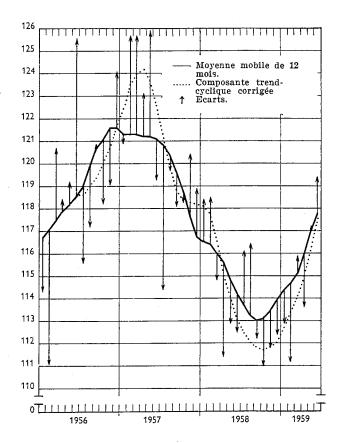
Soit  $(C_{ij}, O_{ij})$  un point situé en dehors de la droite de régression;  $C_{ij}$  constitue dès lors une estimation erronée de la composante trend-cyclique. Pour que le point  $(C_{ij}, O_{ij})$  se situe sur la droite, il y a lieu d'admettre  $C'_{ij}$  comme estimation. La distance entre le point  $(C_{ij}, O_{ij})$  et la droite de régression, mesurée parallèlement à l'axe C, indique la mesure dans laquelle l'estimation est fautive. Si cette

distance va dans la direction opposée à l'axe C, on a affaire à une surestimation de la composante trend-cyclique; dans le cas contraire, à une sousestimation.

Dans la réalité, les points  $(C_{ij}, O_{ij})$  ne sont pas situés sur les droites de régression, même en cas d'estimation exacte; ceci est attribuable au fait que les composantes aléatoires ne sont pas nulles. Les distances entre les points  $(C_{ij}, O_{ij})$  et la droite de régression ne sont donc pas nécessairement l'indice d'une estimation erronée du trend. Si nous représentons graphiquement la composante trend-cyclique de la série chronologique en fonction du temps et si nous plaçons à chaque point une flèche verticale dont la longueur correspond à la distance entre les points  $(C_{ij}, O_{ij})$  et les droites de régression et dont le sens indique dans quelle direction la composante trend-cyclique doit être corrigée, la répartition dans le temps du sens de ces flèches se fera d'une manière quelconque si l'estimation du trend est exacte. Si, pour certaines périodes, la composante trend-cyclique est sousestimée, la plupart des flèches de ces périodes sont dirigées vers le haut; si elle est surestimée, la plupart des flèches sont dirigées vers le bas. Au graphique 5, ce procédé est appliqué à l'indice général de la production industrielle.

Un tel graphique sert de point de départ à une correction des composantes trend-cycliques. On trace à main-levée une courbe qui s'adapte

Graphique 5. – CORRECTION GRAPHIQUE DE LA COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.



mieux aux flèches que la courbe initiale d'où le nom «ajustement graphique» donné à cette méthode.

Tableau 50. – COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE CORRIGÉE DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958	101,6 107,7 116,7 122,5 118,1 112,7		102,2 109,1 117,5 124,0 116,5 114,1	102,6 109,9 117,9 124,2 115,0 115,0	103,0 110,6 118,2 123,7 114,0 116,3	103,5 111,5 118,6 122,4 113,0 117,6	100,0 104,0 112,3 118,6 121,1 112,4 118,9	100,3 104,6 112,6 119,0 119,8 112,0 120,2	100,6 105,2 113,2 119,4 118,8 111,8 121,2	100,8 105,9 114,0 120,0 118,4 111,7 121,9	101,0 106,6 114,7 120,7 118,3 111,8 122,5	101,2 107,2 115,9 121,6 118,2 112,0 123,1
1960 1961 1962 1963	123,8 136,4 140,6 148,6	124,6 137,0 141,0 149,3	125,2 137,3 141,5 150,3	126,1 137,5 142,2 151,4	127,0 137,6 142,7 153,0	128,1 137,8 143,2 154,4	129,4 138,0 143,6 —	130,5 138,2 143,9	131,4 138,4 144,6 —	132,8 138,8 145,6	134,2 139,3 146,7	135,6 140,0 147,8 —

#### d. Calcul des composantes saisonnières définitives et de la série désaisonnalisée.

Sur base des composantes trend-cycliques corrigées, on recalcule les 12 coefficients de régression

entre les observations originelles et les composantes trend-cycliques.

Tableau 51. – VALEURS  $a_j$  ET  $b_j$  CORRIGÉES DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
<i>aj</i> en %	94,1	97,3	98,6	104,4	107,4	108,3	93,4	98,3	108,5	93,6	100,5	97,9
bj	4,4	. 1,3	2,0	_ 2,0	- 7,0	- 8,5	6,6	- 3,0	7,2	13,0	7,8	2,4

Les composantes saisonnières définitives sont calculées sur base des relations

$$S_{ij} = (a_j - 1) C_{ij} + b_j$$
  $j = 1 ... 12.$ 

Tableau 52. – COMPOSANTES SAISONNIÈRES DÉFINITIVES DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961 1962	- 1,6 - 1,9 - 2,5 - 2,8 - 2,6 - 2,2 - 2,9 - 3,6 - 3,9 - 4,4		$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	+ 2,5 + 2,8 + 3,2 + 3,4 + 3,0 + 3,5 + 4,0 + 4,2 + 4,6	$\begin{array}{c} - \\ + & 0.6 \\ + & 1.2 \\ + & 1.8 \\ + & 2.2 \\ + & 1.5 \\ + & 1.6 \\ + & 2.4 \\ + & 3.2 \\ + & 3.6 \\ + & 4.4 \\ \end{array}$	$\begin{array}{c} + & 0.1 \\ + & 0.8 \\ + & 1.4 \\ + & 1.7 \\ + & 0.9 \\ + & 1.3 \\ + & 2.1 \\ + & 3.0 \\ + & 3.4 \\ + & 4.3 \end{array}$	- 13,2 - 13,5 - 14,1 - 14,5 - 14,6 - 14,1 - 14,5 - 15,2 - 15,8 - 16,1	- 4,7 - 4,7 - 4,9 - 5,0 - 5,0 - 5,0 - 5,2 - 5,3 - 5,4	1,4 1,8 2,4 3,0 2,9 2,3 3,1 4,0 4,6 5,1	6,5 6,2 5,6 5,3 5,4 5,8 5,1 4,4 4,0 3,6	8,3 8,4 8,4 8,4 8,4 8,5 8,5	0,3 0,1 0 0,2 0,1 0 0,2 0,4 0,5 0,7

La série désaisonnalisée résulte de la relation

Tableau 53. – INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE DÉSAISONNALISÉ.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953 1954 1955 1956 1957 1958 1954 1960 1961 1962	101,5 107,8 114,7 121,3 118,7 113,3 124,6 138,6 141,9 146,4	101,7 110,4 111,8 126,1 119,0 111,8 126,2 138,5 142,7 146,4	100,7 107,2 121,0 126,1 115,2 116,2 125,4 135,9 138,9 151,6	102,4 113,7 118,7 123,4 111,5 113,6 127,9 139,7 139,5 152,4	103,9 107,0 119,4 126,1 112,9 119,3 125,2 134,4 141,5 154,4	103,0 112,6 126,0 118,9 112,3 117,7 124,0 135,0 144,3 156,6	100,9 105,8 109,7 115,6 114,6 115,7 119,8 132,4 144,0 140,2	101,2 102,7 112,7 117,0 119,4 116,1 119,8 128,4 138,0 145,8	100,1 105,5 115,1 120,6 117,7 112,1 120,7 127,8 137,2 147,6	101,0 106,6 115,3 118,1 118,1 110,9 122,4 135,1 138,8 145,1	100,6 105,4 114,4 118,9 120,2 111,5 125,5 134,5 139,3 145,4	100,7 106,6 119,0 124,1 118,9 112,4 117,1 135,4 141,4

#### e. Zone de confiance de la série désaisonnalisée.

Les valeurs désaisonnalisées représentent la somme des composantes saisonnières et des composantes aléatoires. Les composantes aléatoires  $\mathbf{I}_{ij}$  se calculent sur base de la relation :

$$I_{ij} = O_{ij} - a_j C_{ij} - b_j.$$

Ces valeurs  $I_{ij}$  ne sont rien d'autre que les écarts des points  $(C_{ij}, O_{ij})$  aux droites de régression :  $O = a_j C + b_j$ . Pour chaque mois j on peut calculer la dispersion des valeurs désaisonnalisées autour des composantes trend-cycliques ou, ce qui revient au même, la dispersion de la série brute autour de la série calculée sur base des relations de régression. Cette dispersion peut se mesurer par les grandeurs  $s_j$  définies comme suit :

$$s_j = \sqrt{\frac{\sum \mathbf{I}_{ij}^2}{m_j - 1}}$$
  $j = 1 \dots 12$   $m_j = \text{nombre d'observations du mois } j$ 

L'intervalle ( $C_{ij}$  —  $2s_j$ ,  $C_{ij}$  +  $2s_j$ ) peut alors être considéré comme un intervalle de confiance pour la valeur de l'observation désaisonnalisée  $C_{ij}$  +  $I_{ij}$ . Il serait pourtant téméraire d'attribuer une certaine fonction de probabilité à cet intervalle de confiance. On peut, en effet, difficilement ad-

mettre que ces valeurs  $I_{ij}$  suivent une distribution normale et qu'elles constituent autant d'observations d'une série chronologique qui puissent être considérées comme formant un échantillon au hasard.

Les points  $C_{ij} + 2s_j$  peuvent s'exprimer graphiquement en fonction du temps et peuvent être reliés entre eux. On procède de même pour les points  $C_{ij} - 2s_j$ . Ces deux lignes délimitent une zone dénommée « zone de confiance » par analogie au terme « intervalle de confiance ».

Dans la publication de la « Deutsche Bundesbank » on parle de « seasonally adjusted high-low graph ».

La plupart des points de la série désaisonnalisée seront situés dans cette zone. Toutefois, si au cours d'une période donnée, plusieurs de ces valeurs tombent en dehors de cette zone, l'évaluation du trend n'est pas exacte. Ceci est particulièrement intéressant pour les derniers mois pour lesquels on ne dispose pas de termes de la moyenne mobile sur douze mois et pour lesquels le trend est tracé main-levée. La zone de confiance pour ces mois constitue donc une indication graphique du caractère acceptable de l'estimation du trend.

Tableau 54. – ÉCARTS-TYPE DE LA COMPOSANTE ALÉATOIRE DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
$s_j$	1,4	2,4	2,0	2,2	2,2	3,5	3,6	1,8	1,7	1,1	1,4	2,4

Si, après cette deuxième itération, il s'avère que l'élimination des variations saisonnières n'est pas satisfaisante, une troisième évaluation des composantes trend-cycliques peut s'effectuer par la méthode de l'ajustement graphique exposée plus haut.

S'il résulte des graphiques (C,O) que la liaison entre  $O_{ij}$  et  $C_{ij}$  n'est pas linéaire, on peut choisir une autre courbe. L'adaptation du procédé cidessus ne présente pas de difficultés.

### 7. MÉTHODE DES MODELES MOBILES (1).

Cette méthode a été élaborée par J. Bongard. Elle constitue une synthèse et une extension de la méthode Census et de la méthode « moving-amplitude ».

<sup>(1)</sup> J. BONGARD, « Élimination des variations saisonnières par la méthode des modèles mobiles », Informations Statistiques de l'Office Statistique des Communautés européennes, Bruxelles 1963, n° 1.

On adopte comme hypothèse que l'observation originelle est la somme de trois composantes.

$$O = C + S + I.$$

En outre, le profil saisonnier peut varier progressivement dans le temps, aussi bien selon la forme que selon l'amplitude.

On trouve ci-après l'exposé systématique de la méthode sans épuiser complètement les fondements théoriques.

#### a. Tests préalables.

(1) Vérification de la présence d'influences saisonnières.

A cette fin on fait une première approximation

des trois composantes. La composante trendcyclique est évaluée par une moyenne mobile pondérée de 19 termes sur la série originelle. Cette
moyenne mobile de 19 termes s'obtient par application successive d'une moyenne non pondérée de
12 termes et une moyenne pondérée de 8 termes
ayant comme pondération (—801, 435, 435, 435,
435, 435, —801). Cette moyenne mobile de
19 termes élimine les influences saisonnières
éventuelles, et réduit en grande partie la composante aléatoire. En outre, la composante trendcyclique est reproduite sans distorsion, si celle-ci
peut être représentée par une courbe du troisième
degré.

Tableau 55. – MOYENNE MOBILE DE 19 TERMES DE L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

$ \begin{array}{ c c c c c c c c c c c c c c c c c c c$	ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
$egin{bmatrix} 1962 & \dots & 140,1 & 141,1 & 141,4 & 141,7 & 143,2 & 143,1 & 142,9 & 143,3 & 143,9 & 145,2 & 146,3 & 147 & 1963 & \dots & 148,4 & 148,7 & 149,8 & — & — & — & — & — & — & — & — & — & $	1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961	107,8 117,0 121,9 115,9 113,7 123,9 135,7 140,1	108,0 118,0 121,5 116,0 114,0 124,2 136,6 141,1	108,8 118,1 121,1 116,2 115,0 124,6 137,3 141,4	109,6 117,8 121,5 116,0 115,6 125,7 138,0	111,3 117,5 121,8 115,0 116,3 126,6 138,3	111,5 118,3 121,8 113,7 117,8 128,0 138,6	112,3 118,9 121,9 112,8 118,4 129,3 138,8	112,6 119,7 121,6 112,0 119,7 130,6 138,7	112,9 121,4 120,1 111,9 120,4 131,9 138,6	106,1 113,7 122,2 116,4 112,2 121,6 132,5 139,5	106,6 114,8 122,5 117,0 112,7 122,6 133,4 139,6	101,1 107,0 116,4 122,2 116,2 113,3 123,2 134,3 139,5 147,9

La différence entre l'observation originelle et l'évaluation de la composante trend-cyclique représente la somme de la composante saisonnière et de la composante aléatoire. Nous représentons cette différence par Z.

$$Z = O - C = S + 1$$
.

Dans l'hypothèse d'un profil saisonnier constant, les 12 composantes saisonnières  $S_i$  sont évaluées par la moyenne airthmétique des valeurs Z centrées d'un mois déterminé et considérées sur plusieurs années.

$$\overline{\mathbf{Z}} = rac{\sum\limits_{ij} \mathbf{Z}_{ij}}{12 \ imes m}.$$

La composante aléatoire est déterminée par la différence entre les valeurs Z et les composantes saisonnières.

$$I = Z - S$$
.

S'il n'y a pas d'influences saisonnières, les valeurs S trouvées seront des facteurs aléatoires avec

$$E(S) = 0$$

$$\mathrm{E}\left(\mathrm{S}^{2}\right)=rac{\sigma^{2}}{m}$$
  $\sigma^{2}=\mathrm{variance}\;\mathrm{de}\;\mathrm{I}$ 

Dans cette hypothèse

$$rac{m\sum\limits_{j=1}^{12}\,\,\mathrm{S}^2}{11} \quad et \quad rac{\sum\limits_{ij}\,\,\mathrm{I}_{ij}^2}{12\,m-11}$$

sont des évaluations de la variance  $\sigma^2$ . Dans l'hypothèse où I suit une distribution normale, le rapport entre ces deux évaluations suivra la distribution F, de sorte qu'il est possible d'appliquer le test F pour la vérification de l'hypothèse.

Dans le cas d'une série de 10 années, le seuil de signification à 99 % se situe à 2,4, c'est-à-dire que si F  $\geqslant$  2,4 il n'y a qu'une chance sur 100 que l'hypothèse est exacte, à savoir qu'il n'y a pas d'influences saisonnières.

Toutefois, dans la pratique on ne peut appliquer ce test de façon aussi rigoureuse : en effet, on a supposé que le profil saisonnier est constant et que la composante aléatoire suit une distribution normale. De manière empirique on admet que

F = 4 indique un profil saisonnier peu prononcé,

F = 16 indique un mouvement saisonnier moyen,

F = 64 indique un mouvement saisonnier important,

F = 256 indique un mouvement saisonnier important et une composante aléatoire faible.

Ce test est appliqué sur la série tout entière, sur la première moitié et sur la deuxième moitié de la série. Ceci donne des indications sur l'affaiblissement ou le renforcement des influences saisonnières à travers le temps.

Tableau 56. – PROFILS SAISONNIERS CONSTANTS POUR L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
Première période.	3,1	- 0,2	1,4	4,4	3,2	0,4	— 14,9	6,1	2,2	5,2	6,7	0,8
Dernière période.	_ 3,0	_ 2,4	0,1	3,8	2,6	0,7	— 12,0	<b>— 4,</b> 5	2,3	4,5	8,5	<b>— 0,5</b>
Période tout entière .	- 2,6	1,0	0,5	4,2	2,3	0,1	13,2	5,9	2,0	4,9	8,2	0,5

Tableau 57. – TEST SUR LA PRÉSENCE D'INFLUENCES SAISONNIÈRES DANS L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

	Première période	Dernière période	Période tout entière
Valeur F	16,4	21,0	44,4

Ces valeurs F indiquent un mouvement saisonnier moyen.

#### (2) Test de déformation du profil saisonnier.

Dans le test précédent on a déterminé 2 profils saisonniers constants : un pour chaque moitié de la série chronologique. Si le profil saisonnier ne change pas dans le temps quant à la forme, les deux profils saisonniers constants évalués sont homothétiques à des différences aléatoires près. Des différences en amplitude ne sont donc pas

considérées comme une déformation du profil saisonnier. On peut dès lors prouver que la grandeur  $\lambda$  définie ci-après, suit à peu près une distribution  $\chi^2$  ayant 11 degrés de liberté.

$$\lambda = \frac{1}{2} \left[ A + B - \sqrt{A - B + 4 C^2} \right]$$

$$A = \frac{\sum_{j=1}^{12} S_{1j}^2}{\sum_{j=1}^{12} (\overline{I}_{1,j} - \overline{I}_1)^2}$$

$$\mathbf{B} = \frac{\sum\limits_{j=1}^{12} \mathbf{S}_{2j}^{\,2}}{\sum\limits_{j=1}^{12} (\bar{\mathbf{I}}_{2,j} - \bar{\mathbf{I}}_{2})^{2}}$$

$$\mathbf{C} = \frac{\sum\limits_{j=1}^{12} \mathbf{S}_{1,j} \mathbf{S}_{2,j}}{\left[\sum\limits_{j=1}^{12} (\bar{\mathbf{I}}_{1,j} - \bar{\mathbf{I}}_{1})^{2} \sum\limits_{j=1}^{12} (\bar{\mathbf{I}}_{2,j} - \bar{\mathbf{I}}_{2})^{2}\right]^{\frac{1}{2}}}$$

Les indices 1 ou 2 représentent respectivement la première et la deuxième moitié de la série chronologique. Nous avons en outre

$$ar{\mathbf{I}}_1 = rac{\sum\limits_{ij} \mathbf{I}_{1ij}}{\mathbf{N}_1} \qquad \mathbf{N}_1 = ext{le nombre de termes de la première moitié,}$$

$$\mathbf{I}_{1,j} = rac{\sum\limits_{i=1}^{m_1} \mathbf{I}_{1ij}}{m_1}$$
  $m_1 = ext{le nombre d'années de la première moitié,}$ 

 $\overline{\mathbf{I}}_2$  et  $\overline{\mathbf{I}}_{2,j}$  sont définis de façon analogue.

Bien que le seuil de signification à 99 % pour  $\lambda$  s'élève à 2,24, l'expérience démontre que, déjà pour  $\lambda \geqslant 1,5$ , on peut admettre que le profil saisonnier se modifie dans le temps.

Une deuxième indication quant à la transformation du profil saisonnier est donnée par le coefficient de corrélation linéaire entre les deux profils saisonniers. Un coefficient de corrélation inférieur à 0,6 indique également une transformation dans le temps.

Pour l'indice général de la production industrielle nous trouvons  $\lambda = 0.27$  et un coefficient de corrélation : 0.97. Ces deux valeurs indiquent qu'il n'y a pas de raisons suffisantes pour admettre que le profil saisonnier se modifie dans le temps quant à sa forme.

#### (3) La recherche de valeurs extrêmes.

Comme valeurs extrêmes sont considérées toutes les observations originelles dont la composante aléatoire dépasse, en valeur absolue, plus de 2,5 fois l'écart-type de la composante aléatoire. A cette fin, on ne prend pas la composante aléatoire définie plus haut. On procède d'abord à une évaluation plus exacte des composantes saisonnières en calculant un ajustement d'amplitude du profil saisonnier constant. La manière dont on procède est analogue à la méthode « moving-amplitude ». Voici comment les opérations s'effectuent.

Afin de calculer l'indice saisonnier du mois j de l'année i, on multiplie l'indice saisonnier constant d'un facteur  $\delta_{ij}$ . Ce facteur  $\delta_{ij}$  est le facteur d'ajustement d'amplitude. Il se calcule de la façon suivante : considérons 12 valeurs Z successives de façon que la valeur Z pour le mois en question soit la  $6^e$  dans la série considérée. Les valeurs Z sont la somme de la composante saisonnière et de la composante aléatoire. Dans l'hypothèse où le profil saisonnier pour les 12 mois considérés est proportionnel au profil saisonnier constant S, c'est-à-dire, où la forme reste la même mais que seule l'amplitude diffère, on peut écrire :

$$Z = \delta S + I$$
.

On calcule  $\delta$  selon la relation

$$\delta = \frac{\Sigma Z \cdot S}{\Sigma S^2}$$

étant donné que

$$\Sigma Z = 0$$
 et  $\Sigma S = 0$ .

Ici la sommation concerne les 12 termes successifs considérés.

Les indices saisonniers ainsi définis permettent de calculer d'autres composantes aléatoires à savoir par la relation

$$Z - \delta S = I$$
.

L'écart-type de ces valeurs I est employé pour la détermination de valeurs extrêmes.

Si les tests précédents ont démontré que le profil saisonnier se modifie dans le temps quant à sa forme, le procédé exposé ci-dessus est exécuté pour la première moitié sur base du premier profil saisonnier constant et pour la seconde moitié sur base du second profil saisonnier constant.

Chaque valeur extrême trouvée selon la méthode exposée plus haut est remplacée par la somme de la composante trend-cyclique et de la composante saisonnière. Après remplacement des valeurs extrêmes l'écart-type devient plus petit de sorte que de nouvelles valeurs extrêmes peuvent être trouvées. A cette fin on applique le procédé itératif avec un maximum de 4 itérations.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1953			_	-		-	_	_			<del></del>	-
1954		_	_				—					-
1955			_	-	5,6		_	<del>-</del>	-	_	_	-
1956		- 6,7	_	_		8,5	- 4,6	-		_		_
1957			3,5		3,5		7,9					
1958			_	- 4,9			_	4,4	-	_		
1959			_	_			. <del>_</del>	_		_		<b>→</b> 7,4
1960	_		_				_	_		_	_	
1961	_	-	_				-			_		_
1962	_		_			5,4	- 5,5	-	7,3	_		
1963				_	5,0	7,5	_	-				-

Tableau 58. – VALEURS EXTRÊMES (résultant d'une composante aléatoire) POUR L'INDICE GÉNÉRAL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

Ce procédé itératif fait en sorte que l'on trouve beaucoup de valeurs extrêmes : dans l'exemple, 15 sur 120 termes. Ceci peut encore être illustré par la réduction de l'écart-type de la composante aléatoire : avant remplacement des extrêmes, celui-ci s'élève à 2,78 et après remplacement à 1,69. Ceci correspond à une réduction de  $\pm$  64 % dans la variance.

## (4) Qualité de l'ajustement. Détermination du modèle donnant la meilleure explication.

Comme il découlera de la description ultérieure de la méthode, la méthode des modèles mobiles est basée sur l'ajustement d'une fonction ayant 15 paramètres à n observations successives. Cette fonction est la somme d'un polynôme du troisième degré décrivant le mouvement trend-cyclique et d'une fonction périodique indiquant le mouvement saisonnier. Dans le programme actuel on a le choix entre deux modèles, qui ne diffèrent qu'en longueur : le premier considère 19 observations consécutives (n = 19), le second 27 observations consécutives (n = 27). Tout comme dans le cas d'une moyenne mobile, on considère d'abord les n premières observations, ensuite les observations de 2 à n + 1, après de 3 à n + 2 etc... Au total on applique donc le modèle (N - n + 1) fois (N =nombre total des données).

Supposons que pour une position quelconque du modèle, les observations  $O_i$  soient numérotées de 1 à n et que les valeurs ajustées soient représentées par O'; on peut dès lors écrire

$$O_i = O'_i + \epsilon_i \qquad (i = 1 \dots n)$$

où  $\in_i$  est une grandeur aléatoire ayant une moyenne nulle et une variance  $\sigma^2$ .

On considère comme meilleur le modèle qui explique la plus grande partie de la variance totale des valeurs O<sub>i</sub>. A cette fin nous écrivons la relation de l'analyse de la variance

$$\sum_{i=1}^{n} (\mathbf{O}_{i} - \mathbf{\bar{O}}_{i})^{2} = \sum_{i=1}^{n} (\mathbf{O}_{i}' - \mathbf{\bar{O}}_{i}')^{2} + \sum_{i=1}^{n} \in ^{2}_{i}$$

Si le modèle ne fournit pas une explication de la variance totale

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} (O'_{i} - \bar{O}'_{i})^{2}}{14} \text{ et } \frac{\sum_{i=1}^{n} \in_{i}^{2}}{n - 15} = \hat{\sigma}_{i}^{2}$$

sont toutes deux des évaluations de la variance totale. Si on admet en outre que la population se distribue normalement, la relation entre les deux évaluations suit la distribution F et le test de Snedecor peut s'appliquer

$$F = \frac{\sum_{i=1}^{n} (O' - \bar{O}_{i}')^{2}}{\hat{\sigma}_{i}^{2}} \frac{n - 15}{14}$$

Le modèle qui, considéré sur toutes les positions, présente les écarts les plus significatifs est considéré comme étant le meilleur. Les seuils de signification à 99 % sont, pour les deux modèles en question

F = 4 pour le modèle à 27 points F = 14 pour le modèle à 19 points

Pour l'indice de la production industrielle on a trouvé dans le cas du modèle à 19 points une moyenne de la valeur F de 33,8 avec un écarttype de 28,1; dans le cas du modèle à 27 points la valeur F moyenne s'élevait à 40,9 et l'écarttype à 21,6. Ces résultats montrent déjà que le modèle à 27 points donne une meilleure explication. La sélection du modèle le plus adéquat se fait sur base de la grandeur D qui se définit comme suit :

$$D = \frac{\overline{F}_{19} - 14}{\hat{\sigma}_{19}} - \frac{\overline{F}_{27} - 4}{\hat{\sigma}_{27}}$$

où  $\overline{F}_{19}$ ,  $\overline{F}_{27}$  représentent les valeurs moyennes F respectivement dans les modèles à 19 et à 27 points,  $\hat{\sigma}_{19}$  et  $\hat{\sigma}_{27}$  sont les écarts-types des valeurs correspondantes F.

Si  $D \geqslant 0$  le modèle à 19 points est retenu; dans le cas contraire, le modèle on retient à 27 points. Quant à l'indice général de la production industrielle on a trouvé D=-0.70 de sorte que le modèle à 27 points a été choisi.

#### (5) Vérification de la stabilité des modèles.

Ce test a pour but de vérifier si l'ajustement à des positions successives du modèle ne donne pas lieu à des divergences dans les valeurs ajustées. Ces valeurs ajustées sont calculées pour n valeurs successives, soit j+1 ... j+n. On déplace le modèle sur 2 mois et on calcule à nouveau les valeurs ajustées pour les observations successives j+3, j+4, ... j+n+2. Ces deux modèles donnent pour n-2 mois communs (j+3 ... j+n) deux valeurs ajustées. Si le modèle choisi est stable, les différences entre les deux évaluations dépendent d'écarts aléatoires dans le modèle de régression.

Si les  $O'_{j+i}$  représentent les valeurs ajustées du premier modèle et  $O'_{j+i}$  les valeurs ajustées du second modèle, il est possible de prouver que, dans l'hypothèse de stabilité

$$\mathbf{S}'^2 = \frac{1}{n-13} \quad \sum_{i=3}^n (\mathbf{O}'^1_{j+i} - \mathbf{O}'^2_{j+i})^2$$

constitue une estimation non briaisée de la variance de la composante aléatoires. Soit  $\sigma_i^2$  la variance résiduelle du modèle appliqué aux observations (j + i jusqu'a j + n - 1 + i) avec i = 1, 2, 3.

La grandeur

$$R = \frac{3S'^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \sigma_3^2}$$

suit une distribution de  $\chi^2$  avec n — 13 degrés de liberté, de sorte que la stabilité du modèle peut être vérifiée ou moyen du text  $\chi^2$ .

En réalité on ne dispose que des évaluations de  $\sigma_1^2$ ,  $\sigma_2^2$ ,  $\sigma_3^2$ ; dès lors le test  $\chi^2$  n'est pas strictement applicable.

Si R  $\simeq$  1 on peut admettre que le modèle est stable. Pour l'indice de la production industrielle on trouve pour le modèle à 19 points une moyenne T égale à 1,04 avec un écart-type de 0,31 et pour le modèle à 27 points R = 1,07 et l'écart-type 0,16. Les deux modèles sont à considérer comme stables bien que le modèle à 27 points soit préférable l'écart-type étant beaucoup plus faible que dans le modèle à 19 points.

### Décomposition de la série chronologique en ses composantes.

(1) Détermination des composantes trend-cycliques locales et des composantes saisonnières locales.

Comme il a été signalé plus haut on expérimente en ce moment deux modèles, un à 19 points et un à 27 points. Ce dernier est le plus fréquent. Afin que l'exposé ne soit pas trop abstrait, nous nous bornerons à la méthode valable pour ce dernier modèle.

On admet que, pour chaque série de 27 points consécutifs, les observations originelles sont la somme de trois composantes :

- le mouvement trend-cyclique dont on suppose qu'il peut être représenté sur 27 mois par une fonction du temps du troisième degré. Cette fonction est définie par 4 paramètres;
- un mouvement saisonnier avec amplitude et forme constantes, de période 12. Étant donné que la somme des composantes saisonnières des 12 mois consécutifs doit être égale à zéro, nous avons 11 paramètres indépendants;
- une composante résiduelle avec 27 4 11 = 12 degrés de liberté.

En résumé on peut écrire que :

$$\mathrm{O}_{ij} = a + bt_{ij} + ct_{ij}^2 + dt_{ij}^3 + \sum_{h=1}^{12} \delta_j^h \, \mathrm{S}_h + \mathrm{I}_{ij} \, \mathrm{avec}$$

$$\sum_{h=1}^{12} \, \mathrm{S}_h = 0$$

= indice de l'année

j = indice du mois

t= temps; puisqu'il s'agit de 27 points équidistants, le temps peut-être indiqué par 27 nombres entiers consécutifs; p.e. de -13 à +13

 $\delta_j^h = 0 \text{ pour } h = j$ 

 $\delta_i^h = 1 \text{ pour } h = j$ 

 $I_{ii}$  = composante aléatoire

 $S_h = composante saisonnière pour le mois <math>h$ 

Dans la relation mentionnée,

$$a + bt_{ij} + ct_{ij}^2 + dt_{ij}^3$$

représente la composante trend-cyclique.

On peut calculer par la méthode des moindres carrés la composante trend-cyclique et les composantes saisonnières pour 27 mois consécutifs.

L'exactitude de ces évaluations est plus grande pour les termes centraux que pour les termes raison pour laquelle on ne retient que les 12 valeurs ajustées centrales. On obtient ces 12 valeurs centrales en négligeant les 8 premiers et les 7 derniers termes de la série des 27 points. Étant donné qu'en calcule à nouveau chaque fois la composante trend-cyclique et les composantes saisonnières après décalage d'un mois des 27 valeurs consécutives, on obtient pour chaque mois 12 évaluations de la composante trend-cyclique et 12 évaluations de la composante saisonnière. Pour chaque position du modèle on obtient 12 composantes saisonnières consécutives, qu'on appelle le profil saisonnier local.

### (2) Détermination des profils saisonniers stables locaux (P.S.L.).

Afin d'éliminer l'influence de facteurs aléatoires dans les profils saisonniers locaux et d'arriver à une évolution progressive des profils saisonniers, on établit une moyenne mobile sur 48 profils saisonniers locaux. On appelle ces profils saisonniers moyens des profils saisonniers stables locaux (P.S.L.). Chaque profil saisonnier stable local est basé sur 74 observations consécutives et est lié aux observations allant de la 32° à la 43°. Le premier

P.S.L. connu est répété aussi souvent que nécessaire afin d'obtenir le premier profil saisonnier. Étant donné que le premier profil saisonnier se rapporte au 9e terme, et aux suivants jusqu'au 20e, il n'y a pas de valeurs P.S.L. pour les 8 premiers et les 7 derniers mois.

### (3) Calcul des composantes saisonnières définitives.

Tout comme lors de la recherche d'extrêmes, on recherche pour chaque P.S.L. un coefficient d'amplitude  $\delta$  par la relation

$$\delta = \frac{\Sigma \; \mathrm{P.S.L.} \; . \; Z}{\Sigma \; \mathrm{P.S.L.^2}}.$$

Cette sommation concerne les 12 valeurs du P.S.L. tandis que les valeurs Z sont les composantes (S + I) qui correspondent au P.S.L. considéré. Le  $\delta$  ainsi déterminé est lié au 6° terme des 12 observations consécutives considérées. Ainsi la première valeur trouvée se rapportera au 14° terme, étant donné que le premier P.S.L. est applicable du 9° jusqu'au 20° terme inclus et que le trouvé est associé au 6° de ces 12 termes, c'est-à-dire le 14° terme.

Cette série de valeurs δ est, en outre, influencée par des facteurs aléatoires. Afin de les rendre plus lisses on applique une moyenne mobile non pondérée de 7 termes sur la série des valeurs δ. Ainsi on perd à nouveau 3 valeurs δ au début et à la fin de la série. Finalement donc 16 coefficients d'amplitude manquent au début et à la fin. Afin de compenser cette perte, la première et la dernière valeur δ sont répétées autant de fois que nécessaire pour arriver au premier terme du premier P.S.L. et au dernière terme du dernier P.S.L. Les composantes saisonnières définitives s'obtiennent en multipliant le 6° terme de chaque P.S.L. par la valeur δ correspondante.

Tableau 59. – COMPOSANTES SAISONNIÈRES DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	A <del>vr</del> il	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960	- 2,5 - 3,0 - 3,0 - 2,7 - 2,4 - 1,7 - 1,9 - 2,2	0,2 0,2 0,2 0,1 0,5 0,8 1,4 1,4	0,4 0,5 0,5 1,1 0,9 0,3 0,2 0,3	4,0 5,1 4,5 4,0 3,4 3,9 4,0 3,5	2,1 2,7 2,3 2,3 1,9 1,3 1,7	0,0 0,0 0,0 0,1 0,4 0,6 0,5 0,4	$\begin{array}{c c} -12,4 \\ -16,0 \\ -13,7 \\ -13,6 \\ -11,6 \\ -13,0 \\ -13,0 \\ -11,1 \\ -12,0 \end{array}$	- 5,9 - 7,6 - 6,4 - 6,5 - 5,6 - 6,7 - 6,0 - 4,9	2,1 2,6 2,2 2,2 1,5 1,9 2,0 1,6	4,7 5,6 4,4 4,2 4,3 5,7 5,2 4,5	7,3 8,2 7,5 8,2 8,3 10,2 9,5 8,3 9,1	1,2 1,3 1,4 1,1 0,6 0,5 0,6 0,5

La série désaisonnalisée est obtenue en dégageant les composantes saisonnières de la série originelle. On applique ce procédé une première fois à la série originelle brute et une seconde fois à la série originelle dépouillée de ses valeurs extrêmes.

### (4) Recherche de la présence éventuelle d'influences saisonnières résiduelles.

Afin de vérifier s'il y a encore des influences saisonnières résiduelles, on calcule les composantes saisonnières de la série désaisonnalisée (extrêmes exclus), selon la méthode exposée plus haut.

Tableau 60. – INFLUENCES SAISONNIÈRES RÉSIDUELLES DANS LES INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE DÉSAISONNALISÉS.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1956 1957 1958 1959 1960	- 0,1 - 0,3 0,1 - 0,6 - 0,5 - 0,5 0,2 1,2 - 0,7	0,2 0,7 — 0,5 0,2 0,0 0,0 — 0,1 1,0 — 0,8	- 0,3 - 1,3 0,6 0,7 - 1,0 0,1 - 0,1 1,0 - 1,0	0,2 0,6 — 0,6 — 0,0 0,8 — 0,4 — 0,0 — 0,0 0,0	0,1 0,3 0,2 0,1 0,8 1,2 0,1 1,4 2,2	$\begin{array}{c} 0,1\\ 0,2\\ -0,1\\ -0,0\\ 0,2\\ 0,4\\ -0,1\\ -0,2\\ 0,4 \end{array}$	0,1 0,1 0,1 0,1 0,3 0,6 0,2 0,4 0,7	0,0 0,0 0,0 0,0 0,1 0,4 0,5 0,7 1,8	0,1 0,0 0,1 - 0,2 0,7 0,2 - 0,5 - 0,1 0,2	1,1 0,1 0,4 0,9 0,0 0,4 0,0 0,0 0,2	- 1,4 0,2 - 1,0 0,3 - 0,9 - 0,1 - 0,0 0,0	- 0,2 0,1 0,6 - 0,2 0,5 0,0 - 0,1 0,0

Un deuxième test en vue de vérifier s'il reste encore des influences saisonnières résiduelles consiste dans l'application du test d'existence décrit dans la première partie, point l et appliqué à la série désaisonnalisée (extrêmes exclus). Pour l'indice de la production industrielle on trouve F=0,15. Cette valeur montre clairement qu'on peut admettre qu'il n'y a plus d'influences saisonnières résiduelles.

Un dernier test est donné par l'autocorrélation entre les composantes aléatoires avec décalage

de 12 mois. Si cette autocorrélation s'élève à 0,60, on peut conclure à la présence d'influences saisonnières résiduelles. Pour ce qui est de l'indice de la production industrielle on a trouvé une corrélation de 0,37 ce qui n'est pas significatif.

### (5) La composante trend-cyclique.

Celle-ci est déterminée par le Spencer sur 15 termes, appliqué à la série désaisonnalisée (valeurs extrêmes excluses), comme dans la méthode Census II.

Tableau 61. – COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961	101,4 107,8 117,0 121,8 117,5 112,7 124,4 136,1 140,0	101,3 108,6 117,4 122,3 116,6 113,5 125,2 136,6 140,5	101,3 109,5 117,8 122,4 115,9 114,5 125,5 137,5	101,9 110,4 118,3 122,1 115,2 115,6 126,2 137,9 141,5	102,3 111,1 118,6 122,1 114,3 116,9 127,1 138,0 142,1	102,9 112,3 119,0 121,7 113,5 118,3 127,8 138,4 142,6	103,8 113,3 119,1 121,1 113,1 119,5 128,9 138,5 143,2	104,6 113,6 119,8 120,8 112,3 120,7 130,2 138,8 143,2	105,3 114,6 120,0 120,0 112,2 121,7 131,1 139,1 143,5	106,0 115,4 120,3 119,7 111,8 122,5 132,6 139,1 144,3	106,5 115,8 121,1 118,9 111,7 123,5 133,8 139,3 144,9	107,3 116,4 121,4 118,2 112,4 123,6 135,0 140,0

### (6) La composante aléatoire ou résiduelle.

La composante aléatoire est la différence entre la série désaisonnalisée (extrêmes exclus) et la composante trend-cyclique.

Tableau 62. – COMPOSANTE ALÉATOIRE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvie <del>r</del>	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961		- 1,3 - 0,1 - 1,0 1,8 1,0 - 2,6 0,3 0,8 1,0	- 0,5 - 2,3 3,0 - 0,7 - 1,3 1,8 0,3 - 1,2 - 1,9	- 0,9 1,2 - 1,0 0,7 0,9 - 2,9 1,1 2,3 - 1,3	0,1 0,4 0,4 - 1,8 2,7 - 1,2 - 2,2 2,2	0,1 1,0 0,1 1,0 0,1 1,3 1,2 0,0 0,1	0,9	- 0,7 1,8 - 1,3 0,1 0,2 0,8 - 0,9 - 1,1 2,6	- 0,1 0,2 1,4 - 1,6 0,7 0,2 - 1,3 1,1	2,1 — 0,1 — 1,3 — 0,4 0,6 — 0,6 1,6 — 0,8 — 0,6	- 0,1 - 1,2 - 1,3 1,5 - 0,1 0,3 - 0,3 0,2	- 1,8 1,3 1,1 - 0,5 - 0,5 0,2 - 0,6 0,4

### (7) Amplitude locale des influences saisonnières.

Par amplitude locale des influences saisonnières on entend la moyenne mobile sur 12 mois de la valeur absolue des composantes saisonnières.

Tableau 63. – AMPLITUDE LOCALE DES INFLUENCES SAISONNIÈRES DANS L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1954	3,4	3,4	3,5	3,5	3,5	3,5	3,6	3,6	3,6	3,6	3,7	3,8
1955	3,8	4,1	4,2	4,2	4,3	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,3
1956	4,3	4,1	4,0	4,0	3,9	3,9	3,9	3,8	3,8	3,9	3,8	3,8
1957	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8	3,9	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8	3,7
1958	3,8	3,6	3,5	3,5	3,5	3,5	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4
1959	3,4	3,5	3,6	3,6	3,8	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	4,0
1960	4,0	4,0	3,9	3,9	3,9	3,8	3,8	3,9	3,9	3,9	3,8	3,8
1961	3,8	3,7	3,6	3,5	3,5	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4
1962	3,4	3,4	3,5	3,5	3,5	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6	

### (8) Changements de forme et d'amplitude du profil saisonnier.

Étant donné que la méthode admet des changements de forme et d'amplitude, la somme des composantes saisonnières sur 12 mois consécutifs ne sera plus égale à 0. Si on calcule une moyenne mobile de 12 mois des composantes saisonnières, ces moyennes s'écarteront sensiblement de 0 pour les périodes de forte déformation du profil saisonnier.

Tableau 64. –	MOYENNE MOBILE DE 12 MOIS DES COMPOSANTES SAISONNIÈRES
	DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

ANNÉES	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
1954 1955 1956 1957 1958 1959 1960 1961	0,0 0,2 0,1 0,0 0,1 0,0 0,0 0,1 0,0	- 0,0 - 0,1 - 0,0 - 0,0 - 0,1 - 0,0 - 0,1 - 0,1	0,0 0,2 0,0 0,0 0,1 0,2 0,1	- 0,0 - 0,2 0,1 - 0,0 0,1 - 0,2 0,1 0,2 0,1	0,0 0,1 0,0 0,0 0,1 0,1 0,0 0,1 0,0	0,1 0,0 0,0 0,0 0,1 0,0 0,0 0,0	0,1 - 0,0 - 0,0 0,0 0,0 0,1 - 0,0 - 0,0 0,0	- 0,0 0,0 0,0 0,1 - 0,0 0,0 0,0	0,0 0,0 0,0 0,0 0,1 0,0 0,0 0,0 0,0	0,1 - 0,0 0,0 - 0,0 - 0,0 - 0,0 - 0,0 - 0,0	0,2 0,1 0,0 0,1 0,0 0,0 0,1 0,0 0,0	0,2 0,1 0,0 0,1 0,0 0,0 0,1 0,0

#### (9) Caractéristiques générales de la série.

On calcule les caractéristiques générales suivantes :

- l'écart-type de la composante aléatoire :  $\sigma_{I}$ ;
- la variation mensuelle moyenne de la composante trend-cyclique exprimée en valeur absolue : \( \overline{\lambda}
- écart-type de la composante saisonnière :  $\sigma_s$ ;
- le coefficient de corrélation entre l'amplitude locale de la composante saisonnière et la composante trend-cyclique :  $r_{\rm M} \geqslant 0.6$  est considéré comme révélatrice d'une relation multiplicative;
- le coefficient de régression entre l'amplitude locale de la composante saisonnière et la composante trend-cyclique  $a_{\rm M}$ .

### Tableau 65. – CARACTÉRISTIQUES GÉNÉRALES DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE.

Écart-type de la composante aléatoire : $\sigma_i$	1,2
Variation mensuelle moyenne de la composante trend-cyclique: $\overline{ \Delta _c}$	0,6
Écart-type de la composante saisonnière : 03	5,2
Coefficient de corrélation entre l'amplitude saisonnière locale et la composante trend-cyclique : $r_{\rm M}$	- 0,34
Coefficient de régression entre l'amplitude locale de la composante saisonnière et la composante trend-	
cyclique: a <sub>M</sub>	0,01

### 8. CONFRONTATION DES MÉTHODES DISCUTÉES.

#### a. Détermination des composantes saisonnières.

Les différentes méthodes exposées ci-dessus visent essentiellement la détermination des fluctuations saisonnières de chaque mois. La préférence pour une méthode déterminée est conditionnée notamment par l'exactitude avec laquelle elle permet de calculer les variations saisonnières. Il est donc impossible de justifier cette préférence sur des bases purement abstraites ou en s'appuyant sur les résultats d'une seule série. On se gardera donc d'émettre des jugements par trop catégori-

ques sur la base des résultats relatifs au seul indice de la production industrielle.

Dans le graphique 6 on fait figurer, pour chaque mois, les composantes saisonnières des années successives. Plus précisément, on reprend:

- 1) les indices SI tels qu'ils ressortent de la méthode Census II, indices qui sont à la base de la détermination des indices saisonniers (cf. tab. 19);
- 2) les indices saisonniers constants (moyenne arithmétique) tels qu'ils ont été déterminés par la méthode de Macaulay (cf. tab. 4);

- 3) les indices saisonniers de la méthode Census II (cf. tab. 20);
- les indices saisonniers déterminés à partir de la variante de la méthode Census II proposée par S.N. Marris (cf. tab. 48);
- 5) les composantes saisonnières déterminées par la méthode graphique de régression (cf. tab. 52);
- 6) les composantes saisonnières déterminées par la méthode des moyennes mobiles (cf. tab. 60).

Dans les deux dernières méthodes les composantes saisonnières sont indiquées de façon additive de sorte que, pour rendre ces résultats comparables à ceux des méthodes antérieures, les coefficients doivent être exprimés par rapport à la composante trend-cyclique pour être ensuite augmentés de cent.

Les graphiques montrent que pour la plupart des mois les indices saisonniers de l'indice de la production industrielle ne subissent pas d'importantes fluctuations au cours des diverses années; il n'est que pour les mois de juin, juillet, septembre et octobre que l'on observe un certain changement. C'est la méthode Census II qui engendre les variations les plus fortes : pour le mois de juillet, par exemple, la méthode Census II donne une variation bien plus prononcée que dans les autres méthodes. Ceci vaut également pour d'autres mois; on peut se demander dès lors si la méthode Census II ne laisse pas subsister pour ces mois des influences aléatoires résiduelles dans les indices saisonniers et ce, d'autant plus que des mouvements sinusoïdaux, tels ceux du mois de juillet, s'expliquent difficilement. En effet, l'idée d'un profil saisonnier se modifiant progressivement dans le temps suggère plutôt l'idée d'une hausse ou d'une baisse continue des indices saisonniers, comme c'est p.e. le cas pour le mois d'octobre. La variante de S.N. Marris, où on peut choisir pour chaque mois une moyenne mobile différente, donne à ce sujet de meilleurs résultats : seuls se manifestent ici des changements prononcés tels ceux du mois de juin, juillet et octobre.

Considérons maintenant les courbes déterminées par la méthode graphique de régression. La composante saisonnière du mois j de l'an i est déterminée ici par la relation

$$S_{ij} = (a_j - 1) C_{ij} + b_j.$$

transformée en indices saisonniers multiplicatifs,

$$\mathbf{S'}_{ij} = \frac{(\mathbf{S}_{ij} + \mathbf{C}_{ij}) \times 100}{\mathbf{C}_{ij}},$$

on obtient

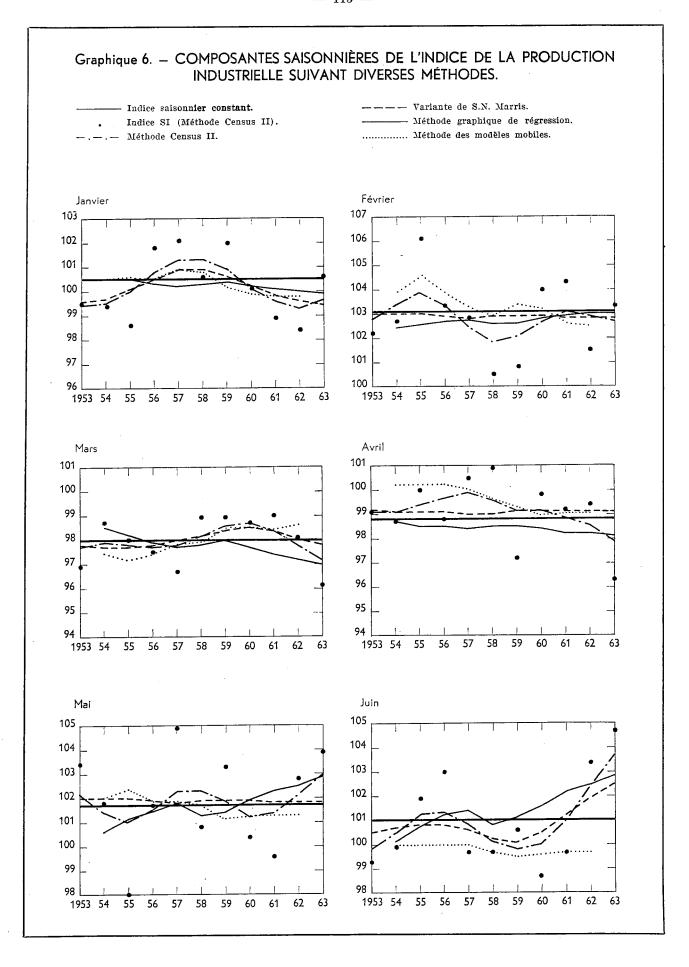
$$S'_{ij} = \left(a_j + \frac{b_j}{C_{ij}}\right) \times 100.$$

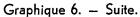
Si  $b_i$  est égal à 0 ou est très petit,  $S_{ij}$  restera à peu près constant pour toutes les valeurs successives de i. Graphiquement, ceci est représenté par une courbe à peu près horizontale, c'est le cas par exemple pour les mois de février, mars, avril, août et décembre.

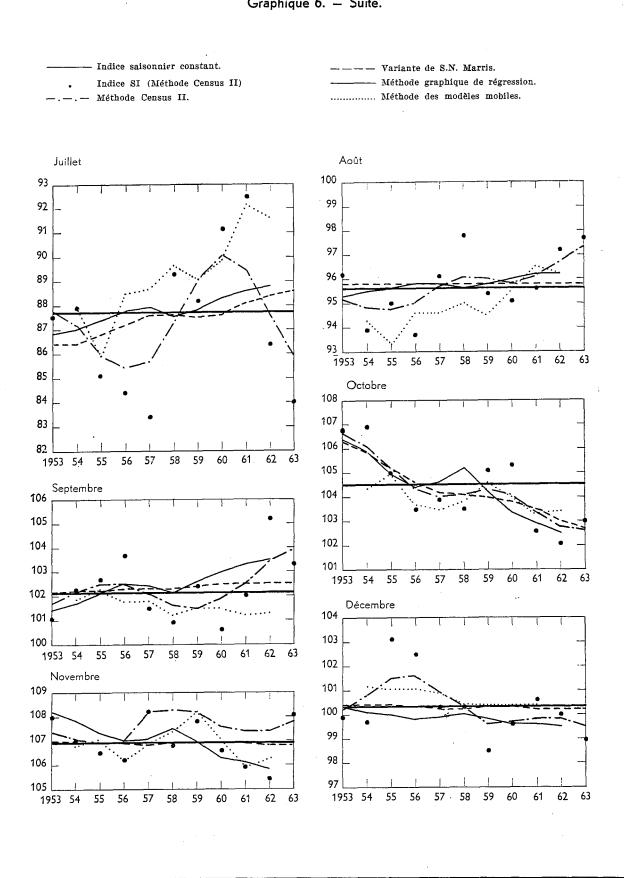
Si  $b_j > 0$ , pour des valeurs successives de i,  $S'_{ij}$  diminuera lorsque les valeurs  $C_{ij}$  augmentent et vice-versa. Si  $b_j < 0$ ,  $S'_{ij}$  et  $C_{ij}$  augmenteront ou diminueront simultanément.

Pour l'indice de la production industrielle, on observe les valeurs les plus grandes de  $b_1$  pour le mois de mai (-7,0), juin (-8,5), juillet (-6,6), septembre (-7,2), octobre (13,0) et novembre (7,8). Étant donné que la composante trendcyclique croît de 1953 à 1963, sauf d'avril 1957 à janvier 1959, les indices  $S_{ij}$  des mois de mai, juin, juillet et septembre augmenteront au cours de la période 1953-1963 et marqueront un recul au cours de la période de basse conjoncture; ceux des mois d'octobre et de novembre diminueront sauf au cours des années 1957 et 1958 où ils augmenteront. Pour tous ces mois (excepté le mois de mai) les courbes des indices saisonniers déterminées par la méthode Census II (ou sa variante) et celles déterminées par la méthode graphique de régression suivent une évolution analogue. Dès lors, on peut également se demander à juste titre si le changement dans le temps, tels que celui qui ressort de la méthode Census II, n'est pas plutôt la conséquence d'une liaison partiellement additive entre la composante trend-cyclique et les influences saisonnières.

En ce qui concerne la méthode des modèles mobiles, les composantes saisonnières obtenues par cette méthode ne diffèrent guère de celles obtenues par les autres méthodes, sauf pour les mois de juin, juillet et août. Selon cette méthode l'influence de la période des congés sur le niveau de la production serait plus sensible pour les mois de juin et d'août et moins marquée pour le mois de juillet, que celle résultant des autres méthodes. Il ressort du graphique 6 que les composantes saisonnières de juin et d'août se trouvent à un niveau plus bas, et celles de juillet à un niveau plus élevé. Ce phénomène résulte vraisemblablement de la méthode suivie : dans la méthode des modèles mobiles les composantes saisonnières ne sont pas calculées pour chaque mois pris individuellement comme c'est le cas pour les autres méthodes, mais bien pour plusieurs mois considérés simultanément.







#### b. Comparaison entre composantes trend-cycliques.

Dans le graphique 7 et le tableau 66, on compare entre elles quatre composantes trend cycliques différentes de l'indice de la production industrielle :

- la moyenne mobile centrée de douze mois, employée dans la méthode de Macaulay;
- 2) la composante trend-cyclique de la méthode Census II;
- 3) la composante trend-cyclique de la méthode graphique de régression;
- 4) la composante trend-cyclique de la méthode des modèles mobiles.

Ce graphique illustre clairement comment la moyenne mobile sur douze mois coupe les points de retournement de conjoncture. La composante trend-cyclique résultant de la méthode graphique de régression s'approche assez bien de celle déterminée selon la méthode Census II; elle est pourtant un peu moins flexible.

La composante trend-cyclique suivant la méthode des modèles mobiles est conforme aux deux autres composantes trend-cycliques. On y décèle néanmoins que le sommet de la conjoncture de mars-avril 1957 est moins prononcé que pour les deux autres méthodes.

Graphique 7. – COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE SUIVANT DIVERSES MÉTHODES.

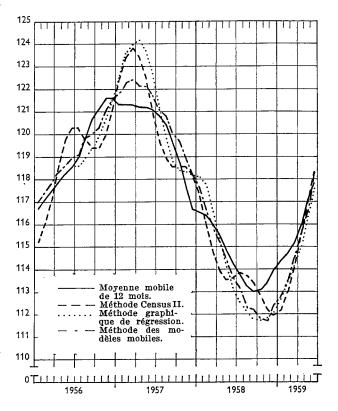


Tableau 66. – COMPOSANTES TREND-CYCLIQUES DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE SUIVANT LES DIVERSES MÉTHODES ÉTUDIÉES.

Années	Méthode	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
1953	Macaulay     Census II     Regression     Modèles mobiles	97,9	98,2	98,6	99,1	99,6	99,9	100,0 100,2 100,0	100,3 100,4 100,3	100,6 100,6 100,6	100,8 100,8 100,8	101,0 100,9 101,0	101,2 101,1 101,2
1954	1. Macaulay	101,6 101,2 101,6 101,4	101,9 101,4 101,9 101,3	102,2 101,7 102,2 101,3	102,6 102,1 102,6 101,9	103,0 102,6 103,0 102,3	103,5 103,3 103,5 102,9	104,0 103,9 104,0 103,8	104,6 104,5 104,6 104,6	105,2 105,1 105,2 105,3	105,9 105,6 105,9 106,0	106,6 106,3 106,6 106,0	107,2 107,0 107,2 107,3
1955	1. Macaulay         2. Census II         3. Régression         4. Modèles mobiles	107,7 107,7 107,7 107,8	108,3 108,3 108,3 108,6	109,1 108,9 109,1 109,5	109,9 109,5 109,9 110,4	110,6 110,2 110,6 111,1	111,5 111,0 111,5 112,3	112,3 112,1 112,3 113,3	112,6 113,2 112,6 113,6	113,2 114,1 113,2 114,6	114,0 114,7 114,0 115,4	114,7 114,9 114,7 115,8	115,9 114,9 115,9 116,4
1956	1. Macaulay 2. Census II. 3. Régression 4. Modèles mobiles	116,7 115,2 116,7 117,0	117,1 116,0 117,1 117,4	117,5 117,1 117,5 117,8	117,9 118,6 117,9 118,3	118,2 119,8 118,2 118,6	118,6 120,3 118,6 119,0	119,0 120,3 118,6 119,1	119,9 119,8 119,0 119,8	120,7 119,4 119,4 120,0	121,1 119,4 120,0 120,3	121,6 120,0 120,7 121,1	121,6 121,1 121,6 121,4
1957	1. Macaulay 2. Census II 3. Régression 4. Modèles mobiles	121,3 122,4 122,5 121,8	121,3 123,4 123,5 122,3	121,3 123,8 124,0 122,4	121,2 123,4 124,2 122,1	121,2 122,4 123,7 122,1	121,1 121,0 122,4 121,7	120,8 119,7 121,1 121,1	120,4 118,9 119,8 120,8	119,6 118,6 118,8 120,0	118,7 118,6 118,4 119,7	117,6 118,6 118,3 118,9	116,7 118,2 118,2 118,2
1958	1. Macaulay.         2. Census II.         3. Régression.         4. Modèles mobiles	116,5 117,3 118,1 117,5	116,4 116,0 117,8 116,6	116,0 114,7 116,5 115,9	115,5 113,9 115,0 115,2	114,8 113,5 114,0 114,3	114,2 113,6 113,0 113,5	113,7 113,8 112,4 113,1	113,2 113,7 112,0 112,3	113,0 113,4 111,8 112,2	113,1 112,8 111,7 111,8	113,4 112,2 111,8 111,7	114,0 111,9 112,0 112,4
1959	1. Macaulay.         2. Census II.         3. Régression.         4. Modèles mobiles	114,4 112,2 112,7 112,7	114,7 113,0 113,4 113,5	115,2 114,2 114,1 114,5	116,0 115,6 115,0 115,6	117,1 117,0 116,3 116,9	117,8 118,3 117,6 118,3	118,5 119,5 118,9 119,5	119,5 120,4 120,2 120,7	120,5 121,0 121,2 121,7	121,5 121,5 121,9 122,5	122,4 121,9 122,5 123,5	122,9 122,4 123,1 123,6
1960	1. Macaulay.         2. Census II.         3. Régression.         4. Modèles mobiles	123,7 123,1 123,8 124,4	124,6 124,1 124,6 135,2	125,2 125,2 125,2 125,5	126,1 126,1 126,1 126,2	127,0 126,9 127,0 127,1	128,1 127,6 128,1 127,8	129,4 128,4 129,4 128,9	130,5 129,5 130,5 130,2	131,4 130,9 131,4 131,1	132,3 132,5 132,8 132,6	133,3 134,1 134,2 133,8	134,2 135,5 135,2 135,0
1961	1. Macaulay         2. Census II         3. Régression         4. Modèles mobiles	135,1 136,4 136,4 136,1	136,0 137,0 137,0 136,6	136,8 137,4 137,3 137,5	137,3 137,7 137,5 137,9	137,7 138,1 137,6 138,0	138,1 138,4 137,8 138,4	138,5 138,6 138,0 138,5	138,8 138,8 138,2 138,8	139,1 139,0 138,4 139,1	139,2 139,2 138,8 139,1	139,6 139,5 139,3 139,3	140,3 140,0 140,0 140,0
1962	Macaulay	140,6 140,4 140,6 140,0	140,7 140,7 141,0 140,5	141,5 141,0 141,5 141,1	142,2 141,4 142,2 141,5	142,7 142,0 142,7 142,1	143,2 142,8 143,2 142,6	143,6 143,8 143,6 143,2	143,9 144,5 143,9 143,2	144,6 145,0 144,6 143,5	145,6 145,3 145,6 144,3	146,7 145,6 146,7 144,9	147,8 146,2 147,8
1963	Macaulay	148,6 147,2 148,6	149,3 148,7 149,3	150,3 150,3 150,3	151,4 151,8 151,4	153,0 153,0 153,0	154,4 154,0 154,4	155,1	156,5	158,1	159,8	161,0	161,6

### 9. ANNEXE : RÉSULTATS DE LA DÉCOMPOSITION DE QUELQUES SÉRIES DU COMMERCE EXTÉRIEUR SUIVANT LA MÉTHODE CENSUS II.

 $\overline{C}_r = \frac{\bar{C}}{\sqrt{\overline{C}^2 + \overline{S}^2 + \overline{I}^2}},$ 

Ci-après on donne uniquement les résultats pour quelques séries du commerce extérieur. Les résultats des séries des indices de la production induscrielle sont publiés dans le «Bulletin Statistique» de septembre - octobre 1964, nº 9-10, pp. 1851-1863.

 $\overline{S}_r = \frac{\overline{S}}{\sqrt{\overline{C}^2 + \overline{S}^2 + \overline{I}^2}},$ 

Les caractéristiques générales, des séries traitées sont données au tableau 72. L'importance relative des composantes, dont il est question dans ce tableau, est définie par les relations suivantes:

$$ar{\mathrm{I}}_r = rac{ar{\mathrm{I}}}{\sqrt{\ \overline{\mathrm{C}}^2 + \overline{\mathrm{S}}^2 + \overline{\mathrm{I}}^2}},$$

Tableau 67. – INDICES DE LA LONGUEUR ET DE LA COMPOSITION DES MOIS POUR LE COMMERCE EXTÉRIEUR.

Années	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
1950	102,65	94,75	106,60	94,75	94,75	102,65	98,70	102,65	102,65	102,65	94,75	98,70
1951	102,65	94,75	102,65	98,70	94,75	102,65	98,70	102,65	98,70	106,60	98,70	98,70
1952	102,65	98,70	102,65	98,70	98,70	94,75	102,65	98,70	102,65	106,60	90,80	102,65
1953	102,65	94,75	102,65	98,70	90,80	102,65	102,65	98,70	102,65	106,60	94,75	102,65
1954	98,70	94,75	106,60	98,70	94,75	98,70	102,65	102,65	102,65	102,65	94,75	102,65
1955	98,70	94,75	106,60	98,70	94,75	102,65	98,70	102,65	102,65	102,65	94,75	106,60
1956	98,70	98,70	106,60	94,75	94,75	102,65	98,70	102,65	98,70	106,60	98,70	98,70
1957	102,65	94,75	102,65	98,70	98,70	94,75	106,60	102,65	98,70	106,60	94,75	98,70
1958	102,65	94,75	102,65	98,70	94,75	98,70	102,65	98,70	102,65	106,60	90,80	102,65
1959	102,65	94,75	98,70	102,65	90,80	102,65	102,65	98,70	102,65	106,60	94,75	102,65
1960	98,70	98,70	106,60	98,70	98,70	98,70	98,70	102,65	102,65	102,65	94,75	106,60
1961	102,65	94,75	106,60	94,75	94,75	102,65	98,70	102,65	102,65	102,65	94,75	98,70
1962	102,65	94,75	106,60	94,75	98,70	98,70	98,70	102,65	98,70	106,60	98,70	98,70
1963	102,65	94,75	102,65	98,70	98,70	94,75	106,60	102,65	98,70	106,60	94,75	98,70
1964	102,65	98,70	98,70	102,65	90,80	102,65	102,65	98,70	102,65	106,60	94,75	102,65
								<u> </u>		1		<u> </u>

Tableau 68. – INDICES SAISONNIERS DE LA VALEUR ET DES INDICES DE QUANTITÉ DU COMMERCE EXTÉRIEUR (total, C.E.E., Pays-Bas).

			T	1			,		<u> </u>	0:	N.	D.
Années	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
				VA	LEURS							
			1.	_ IMP	ORTAT	TIONS.						
1. Total 1958	99,0 98,3 97,3 96,5 95,7 95,2	100,4 101,6 102,6 102,5 102,0 100,9	102,4 102,4 102,6 102,6 102,5 102,4	103,3 102,9 102,5 102,4 103,0 103,7	103,5 103,6 104,4 105,7 106,8 107,5	98,7 99,3 100,1 100,8 101,5 102,1	94,0 94,0 93,8 93,7 93,9 92,5	92,0 91,4 90,9 90,5 90,5 90,3	96,2 96,0 95,5 94,8 94,3 94,0	100,8 101,0 101,3 101,8 102,2 102,5	106,9 107,1 106,9 106,0 105,1 140,1	102,8 102,2 102,0 102,5 103,5 104,8
2. C.E.E. 1958	93,3 92,5 91,6 91,4 91,1 91,3	103,1 104,8 105,6 105,4 104,7 103,6	107,0 106,5 106,0 105,2 104,6 104,0	104,3 104,0 103,8 103,9 104,3 104,5	103,1 103,9 105,0 106,1 107,0 107,5	99,1 99,1 99,6 99,9 100,5 100,8	92,2 93,0 93,2 93,2 92,5 92,5	87,8 88,1 88,5 88,8 89,3 89,2	99,4 99,2 98,6 98,4 98,1 98,0	102,6 102,9 103,5 104,1 104,7 105,2	106,3 105,8 105,2 104,6 104,1 103,8	101,6 100,2 99,4 98,9 99,2 99,8
3. Pays-Bas 1958 1959 1960 1961 1962 1963	97,2 95,2 93,8 93,4 93,5 93,8	101,2 102,1 102,7 102,7 102,5 102,2	105,1 105,3 105,4 105,4 105,2 104,9	101,3 101,3 101,4 101,5 101,6 101,4	100,7 101,5 102,4 103,5 104,6 105,5	94,1 94,7 95,6 96,4 97,2 97,7	86,9 86,7 86,2 86,1 85,7 85,7	89,1 89,8 90,4 90,6 90,6	104,7 104,6 104,2 104,3 104,2 104,2	105,7 105,5 106,1 106,3 106,6 107,0	113,2 113,1 112,5 111,3 110,0 108,0	100,8 100,0 99,1 98,5 98,4 98,5
			11.	_ EXF	PORTA	TIONS.					ı	I
1. Total 1958	104,0 103,4 101,8 100,5 98,9 98,1	99,3 99,8 100,0 99,6 98,9 98,3	102,7 102,8 103,1 102,9 103,0 102,7	104,6 104,9 105,4 106,1 106,8 107,2	104,9 104,6 104,4 104,4 104,9 104,9	100,5 100,1 100,9 102,0 103,3 104,1	94,6 96,8 97,7 97,9 97,1 96,5	83,5 83,2 83,1 73,2 83,3 83,1	99,5 99,2 98,9 98,7 99,0 99,6	101,3 101,4 102,1 103,1 104,1 104,9	105,7 106,5 106,3 105,7 104,7 104,2	99,3 97,3 96,2 95,9 96,0 96,3
2. C.E.E. 1958	99,4 99,5 98,6 98,1 96,9 95,8	98,2 98,9 99,3 98,6 97,7 97,3	100,8 101,4 101,6 101,6 101,6	104,0 105,0 106,0 107,3 108,5 109,6	102,4 101,8 101,9 102,5 103,4 103,6	102,4 102,3 102,7 103,3 104,2 105,1	98,1 98,3 98,0 97,3 96,2 95,4	81,3 80,9 81,0 81,2 81,4 81,4	100,9 100,2 99,4 98,9 99,2 99,6	101,8 101,8 102,0 102,5 102,0 103,2	106,1 106,0 106,0 106,1 106,0 106,0	104,7 104,1 103,3 102,6 101,9 101,5
3. Pays-Bas 1958 1959 1960 1961 1962 1963	98,7 99,2 98,8 98,1 96,4 94,2	99,3 99,4 99,2 98,3 97,1 96,2	102,1 102,5 102,7 102,9 103,1 103,3	104,9 106,4 106,9 108,0 108,8 110,1	97,7 98,5 100,2 102,2 104,3 104,7	103,8 103,5 103,4 102,9 102,7 102,7	97,2 97,5 97,5 97,4 97,0 97,0	81,5 80,9 80,9 81,2 81,5 82,0	103,5 102,4 101,3 99,9 99,3 98,8	103,7 104,0 104,1 104,5 104,8 105,2	106,0 105,1 104,8 104,8 104,9 104,9	101,7 100,7 100,2 99,8 100,0 100,7
			INE	ICES [	DE QU	ANTITÉ	<u>:</u> .					
			١.	_ IMP	ORTAT	TONS.						
1. Total 1958	101,9 101,4 100,6 99,7 98,6 97,7	100,9 102,8 104,1 104,2 103,5 102,0	101,4 101,4 101,9 102,3 102,6 102,9	102,8 102,6 102,3 102,8 103,8 104,6	101,9 102,3 103,3 104,8 106,2 107,2	99,6 100,3 100,8 101,0 101,2 101,5	93,8 93,6 93,6 93,6 93,1 92,7	92,4 91,9 91,4 90,8 90,5 90,2	94,8 94,4 93,7 93,2 92,9 92,8	100,5 100,4 100,5 100,9 101,3 101,7	106,5 106,7 106,3 105,3 104,1 102,9	103,4 102,1 101,4 101,5 102,4 103,8
2. Matières premières 1958	106,4 106,0 105,4 104,4 103,2 102,1	99,0 100,6 101,8 102,0 101,5 100,0	98,5 98,8 99,2 99,4 99,3 99,4	99,4 98,5 97,9 98,3 99,4 100,2	100,5 100,6 101,3 102,9 104,3 105,9	98,8 99,6 100,0 99,9 100,1 100,4	95,8 95,6 95,3 95,0 94,1 93,5	96,6 96,4 96,2 96,0 95,8 95,5	93,3 93,4 93,4 93,5 93,5 93,0	100,6 99,8 99,8 100,5 101,6 102,5	108,0 108,4 108,0 106,0 103,8 101,7	103,1 102,2 101,6 102,0 103,3 105,0

Années	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juil.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
		1	INDIC	ES DE	QUAN	TITÉ (s	uite).					
	٠		l. —	IMPOR	TATIO	VS (sui	te).					
3. Biens de consommation durables 1958	92,9 92,1 91,2 90,1 89,1 88,0	103,2 105,4 105,8 105,5 103,1 101,6	107,1 105,9 106,5 106,6 107,1 107,9	106,2 106,3 105,4 105,3 105,8 106,8	102,5 101,4 102,1 193,1 105,6 107,2	112,8 112,1 111,5 109,9 107,8 104,7	94,5 95,0 95,1 94,6 93,5 93,3	80,1 80,8 82,3 84,0 86,8 88,7	94,8 94,1 92,6 91,7 90,9 90,7	97,1 98,9 100,9 102,8 104,3 106,0	97,9 97,7 97,9 99,1 100,9 101,6	110,9 110,2 108,6 107,3 105,0 103,5
4. Biens d'investisse- ments 1958	88,2 88,1 88,4 90,4 90,7 92,5	114,1 116,3 117,0 114,8 112,2 107,9	109,6 107,4 106,8 106,4 106,8 107 9	118,5 117,8 115,3 113,1 112,0 111,2	113,0 113,4 114,1 114,4 114,0 113,7	107,3 107,5 108,5 109,5 111,4 112,5	91,6 92,0 92,9 94,3 95,0 95,6	72,9 72,0 71,2 70,2 69,6 68,8	91,3 90,7 90,2 91,4 93,2 94,9	99,3 100,1 99,9 98,9 98,1 97,5	94,7 96,8 98,8 102,1 104,0 106,1	99,5 97,9 96,8 94,7 93,0 91,4
5. Biens de consomma- tion non-durables 1958	97,3 96,0 94,7 93,8 93,1 92,5	101,1 101,9 102,6 102,7 102,9 102,7	106,4 107,0 108,1 108,3 108,3 107,7	101,7 103,2 104,5 106,0 106,9 108,0	100,8 103,4 106,1 108,6 110,5 111,2	86,9 88,2 89,8 91,5 93,2 94,8	88,3 87,9 86,2 85,0 83,3 92,7	88,9 88,9 89,4 90,0 90,6 90,8	101,0 100,7 100,2 100,0 99,4 99,0	111,1 110,0 109,3 107,4 106,2 105,4	116,8 115,4 113,4 111,3 109,5 108,3	99,8 97,5 95,8 95,3 96,0 96,8
			11.	_ EXF	ORTA	TIONS.						
1. Total 1958	104,8 104,7 104,7 104,9 104,7 104,2	99,5 100,2 100,3 100,0 99,2 98,7	103,0 102,9 103,5 103,6 104,0 103,9	105,1 105,6 106,1 106,9 107,5 108,0	104,4 104,3 104,2 104,2 105,0 105,5	100,0 100,3 101,1 102,1 103,0 103,5	92,4 94,5 95,5 95,8 95,3 94,9	85,7 84,9 84,2 83,6 83,0 82,3	99,1 98,7 98,5 98,3 98,7 99,3	100,6 99,6 99,6 100,0 101,0 101,8	105,5 105,9 105,0 103,9 102,6 101,9	99,7 98,5 97,4 96,8 96,2 95,9
2. Matières premières 1958	105,0 104,7 104,2 103,7 102,7 101,8	99,2 99,4 99,2 98,7 97,8 97,3	103,1 103,5 104,7 105,5 106,4 106,9	105,0 105,4 105,8 106,3 106,7 107,0	105,9 106,2 106,2 106,1 106,3 106,3	99,8 100,2 101,1 102,5 103,8 104,5	92,5 94,0 94,6 94,9 94,7 94,7	87,0 86,0 85,3 84,6 83,8 82,9	98,9 98,9 98,8 98,9 99,4 100,2	99,4 98,7 99,0 99,7 100,9 102,0	104,8 105,5 104,6 103,3 101,8 100,8	99,2 97,5 96,5 96,0 95,6 95,5
3. Biens d'investissements 1958	108,1 106,7 104,7 102,2 99,1 96,6	96,8 97,8 97,7 96,8 95,7 94,5	109,4 107,0 104,5 101,0 98,5 96,1	111,1 111,0 111,2 110,9 110,0 108,5	110,0 110,0 108,1 107,2 105,7 105,6	100,6 101,1 102,2 104,0 105,7 106,8	98,1 103,3 106,3 107,0 106,4 105,3	71,5 71,3 72,5 75,5 78,6 81,0	94,3 94,1 94,7 94,7 94,9 95,5	101,0 98,0 97,2 98,2 100,0 100,9	102,5 102,4 102,6 102,8 104,2 106,2	96,9 97,4 98,3 99,8 101,2 103,1
4. Biens de consommation durables 1958	98,6 98,8 98,9 98,6 97,8 96,7	106,7 108,3 109,0 109,1 107,2 105,8	105,1 105,0 105,6 106,3 107,8 108,8	113,2 114,5 116,1 117,6 118,9 120,0	112,8 112,6 113,6 114,8 117,0 117,2	104,5 104,2 103,9 103,0 102,3 101,8	97,4 99,6 99,8 100,3 99,0 98,9	66,4 66,2 66,5 67,0 67,0	96,6 95,1 94,4 93,7 95,0 95,4	100,3 99,2 98,0 97,1 96,3 95,9	103,4 102,6 101,2 100,5 99,4 99,3	95,1 93,7 93,0 92,1 92,3 93,3
5. Biens de consomma- tion non-durables 1958	98,3 98,8 98,4 98,0 97,4 96,6	106,2 107,5 108,7 109,3 109,9 110,4	96,7 98,4 100,2 101,7 102,9 103,5	99,9 101,7 104,0 106,5 108,4 109,7	89,3 90,2 91,8 93,7 95,4 96,5	92,4 92,9 94,1 94,9 95,8 96,3	90,4 92,5 93,0 92,2 91,0 90,0	88,2 88,9 89,0 88,9 88,5 87,7	104,6 103,1 101,1 99,7 99,2 99,4	111,2 108,4 107,5 107,4 108,0 108,4	116,0 114,5 111,9 109,8 107,0 105,9	106,8 103,1 100,2 97,7 96,4 95,6

Tableau 69. – SÉRIE BRUTE ET COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DU COMMERCE EXTÉRIEUR (à l'exclusion de la navigation aérienne, maritime et fluviale) EN VALEUR ABSOLUE (total, C.E.E., Pays-Bas). × 1 000 000 F.

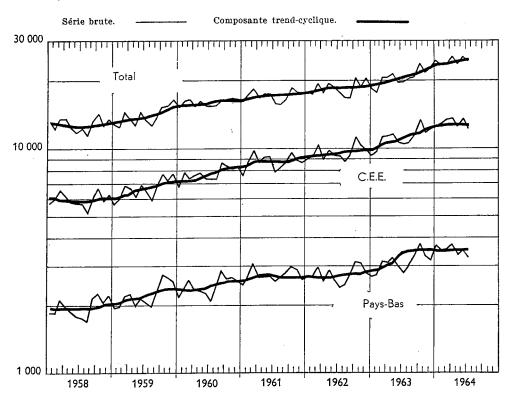
				Impor	tations					Expor	tations		
		To	otal	C.E	E.E.	Pay	s-Bas	To	otal	C.F	E.E.	Pays	s-Bas
Années	Mois	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Compo- sante trend- cyclique	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Compo- sante trend- cyclique
1953	Janvier	9 825	9 786	3 615	3 804	1 362	1 330	9 527	9 118	3 623	3 688	1 457	1 496
	Février	8 973	9 767	3 435	3 797	1 251	1 329	8 309	9 150	3 304	3 642	1 310	1 507
	Mars	10 673	9 749	4 169	3 788	1 434	1.331	9 580	9 201	3 768	3 574	1 643	1 530
	Avril	9 757	9 747	3 960	3 785	1 402	1 334	9 204	9 261	3 280	3 507	1 447	1 563
	Mai	9 518	9 777	3 591	3 791	1 171	1 342	9 075	9 315	3 213	3 467	1 515	1 601
	Juin	9 623	9 847	3 877	3 810	1 275	1 352	9 459	9 366	3 594	3 476	1 746	1 643
	Juillet	10 036	9 941	3 623	3 837	1 188	1 360	8 971	9 393	3 472	3 523	1 607	1 685
Į.	Août	9 301	10 039	3 332	3 863	1 217	1 362	8 330	9 384	3 046	3 573	1 449	1 720
	Septembre	10 272	10 115	4 163	3 879	1 609	1 355	9 491	9 330	3 909	3 602	1 943	1 745
	Octobre	10 571	10 157	4 300	3 881	1 562	1 338	9 577	9 248	3 871	3 597	1 906	1 765
ĺ	Novembre	10 346	10 165	3 919	3 875	1 367	1 320	9 455	9 135	3 895	3 564	1 851	1 778
İ	Décembre	10 543	10 174	4 098	3 876	1 323	1 308	9 759	9 019	4 035	3 541	2 046	1 789
1954	Janvier	9 771	10 204	3 329	3 899	1 236	1 307	9 504	8 934	3 653	3 559	1 722	1 808
	Février	9 004	10 260	3 832	3 949	1 356	1 318	7 612	8 904	3 072	3 622	1 529	1 837
	Mars	11 870	10 339	4 561	4 021	1 465	1 336	9 337	8 928	4 290	3 715	2 103	1 869
	Avril	10 805	10 426	4 154	4 098	1 365	1 353	9 804	9 001	3 835	3 814	1 932	1 904
-	Mai	10 520	10 498	4 256	4 159	1 323	1 365	8 416	9 118	3 740	3 891	1 800	1 938
1	Juin	10 418	10 544	4 048	4 198	1 215	1 373	9 805	9 237	4 060	3 944	1 986	1 967
İ	Juillet	9 901	10 576	4 076	4 217	1 220	1 379	8 779	9 351	4 024	3 992	1 946	1 994
- 1	Août	10 169	10 598	3 925	4 231	1 297	1 388	8 622	9 479	3 516	4 075	1 846	2 029
	Septembre	11 216	10 642	4 117	4 258	1 570	1 406	9 019	9 645	4 025	4 205	2 029	2 076
[	Octobre	10 756	10 729	4 661	4 304	1 582	1 432	10 435	9 854	4 654	4 369	2 372	2 129
	Novembre	10 556	10 859	4 345	4 366	1 442	1 461	10 747	10 115	4 908	4 536	2 270	2 183
	Décembre	11 150	11 006	4 748	4 432	1 537	1 485	10 599	10 400	5 288	4 657	2 435	2 224
1955	Janvier	11 086	11 137	4 235	4 485	1 558	1 500	10 634	10 631	4 483	4 705	2 119	2 238
	Février	10 818	11 227	4 247	4 522	1 429	1 503	10 669	10 763	4 689	4 699	2 216	2 229
ĺ	Mars	12 596	11 264	5 131	4 552	1 658	1 497	11 871	10 792	4 342	4 688	2 420	2 219
	Avril	10 939	11 282	4 687	4 588	1 494	1 493	10 817	10 758	4 623	4 706	1 998	2 221
	Mai	11 586	11 325	4 510	4 644	1 361	1 498	10 041	10 722	4 644	4 786	2 003 2 518	2 304
1	Juin	11 011	11 433	4 861	4 723	1 450	1 514	11 936	10 775	5 256	4 914 5 057	2 318	2 372
ĺ	Juillet	11 334	11 606	4 384	4 821	1 324	1 543	9 269	10 982	4 994 4 583		2 232	2 438
Ì	Août	11 150	11 823	4 438	4 922	1 458	1 576	9 987 11 650	11 305 11 673	5 224	5 188 5 288	2 497	2 489
1	Septembre	11 745	12 021	5 098	5 004	1 725	1 601		11 973	5 689	5 356	2 642	2 527
1	Octobre	12 990	12 156	5 453	5 057	1 848	1 613	13 473 11 645	12 232	5 682	5 415	2 721	2 558
Į	Novembre	12 273 13 200	12 234 12 286	5 184 5 604	5 078 5 074	$egin{array}{ccc} 1 & 714 \ 1 & 672 \end{array}$	1 613 1 606	14 305	12 356	6 114	5 482	2 821	2 59
				1 006	5 075	1 674	1 605	13 044	12 459	5 913	5 567	2 887	2 636
1956	Janvier	12 297	12 362	4 906	5 075	1 334		11 496	12 439	4 800	5 689	2 177	2 70
	Février	11 621	12 523	4 490	5 107		1 621			5 829	5 819	2 879	2 774
	Mars	13 774	12 768	6 057	5 174	2 033	1 649	13 245	12 833			3 007	2 838
	Avril	13 075	13 059	5 329	5 277	1 621	1 689	13 353	13 087	6 264 6 135	5 929 5 999	2 823	2 886
	Mai	13 618	13 329	5 296	5 396	1 638	1 726	13 940	13 307	6 168	6 004	2 972	2 907
	Juin	13 519	13 512	5 626	5 509	1 653	1 750	13 819	13 414	5 650	5 946	2 737	2 903
	Juillet	12 733	13 585	5 090	5 608	1 568	1 762	11 875 11 645	13 373 13 235	5 050 4 933	5 864	2 424	2 894
1	Août	13 064	13 604	5 066	5 705	1 598	1 774	12 903	13 081	5 858	5 798	2 989	2 894
1	Septembre	12 793	13 640	5 791	5 803	1 855 1 992	1 793 1 826	12 903 14 050	12 993	6 361	5 773	3 273	2 90
	Octobre	14 953	13 760	6 391	5 911		1 872	12 778	13 009	5 914	5 812	3 113	2 94
	Novembre	13 352	13 979	6 327	6 024	2 037						3 049	
ţ	Décembre	15 204	14 229	6 266	6 125	1 969	1 920	13 594	13 125	6 229	5 910	5 U49	Z

				Impor	tations					Expor	tations		
	·	Te	otal	C.E	E.E.	Pay	-Bas	To	otal	C.E	E.E.	Pays	-Bas
Années	. Mois	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Composante trend-cyclique
1957	Janvier	15 032	14 444	6 065	6 200	2 037	1 958	14 299	13 292	6 072	6 039	3 005	3 053
1,0.	Février	14 005	14 563	6 059	6 240	1 922	1 981	12 646	13 419	5 745	6 156	2 888	3 106
	Mars	14 727	14 573	6 734	6 245	2 081	1 991	14 567	13 464	6 605	6 230	3 441	3 139
	Avril	15 083	14 493	6 488	6 223	1 963	1 992	13 398	13 409	6 238	6 236	3 139	3 140
	Mai	14 458	14 379	6 248	6 187	1 996	1 991	13 752	13 265	6 400	6 172	3 119	3 101
	Juin	13 578	14 255	5 540	6 151	1 781	1 992	13 167	13 094	6 216	6 078	3 098	3 046
	Juillet	13 894	14 133	5 800	6 124	1 810	1 991	11 991	12 962	5 535	5 996	2 669	2 992
	Août	13 536	14 006	5 627	6 104	1 828	1 987	10 966	12 881	5 032	5 942	2 516	2 943
	Septembre	13 084	13 858	5 976	6 096	2 072	1 978	12 996	12 849	6 141	5 930	3 174	2 900
	Octobre	14 556	13 694	6 625	6 092	2 199	1 965	13 833	12 852	6 445	5 958	3 130	2 860
	Novembre	13 689	13 517	6 119	6 086	2 081	1 950	13 066	12 852	5 972	5 990	2 848	2 797
	Décembre	13 894	13 337	6 287	6 073	1 968	1 938	12 408	12 812	6 223	5 989	2 760	2 701
1958	Janvier	13 197	13 165	5 727	6 053	1 869	1 932	13 618	12 713	6 002	5 937	2 487	2 579
1900	Février	12 063	12 999	5 895	6 021	1 862	1 930	12 263	12 550	5 728	5 807	2 438	2 433
	Mars	13 533	12 832	6 588	5 980	2 102	1 932	12 931	12 349	5 905	5 614	2 480	2 289
	Avril	13 575	12 688	6 160	5 942	1 933	1 937	12 564	12 161	5 796	5 422	2 553	2 194
	Mai	12 091	12 591	5 757	5 914	1 868	1 943	11 950	12 053	4 403	5 293	1 229	2 179
	Juin	11 886	12 557	5 663	5 908	1 799	1 949	11 111	12 071	5 225	5 268	2 485	2 244
	Juillet	12 174	12 604	5 675	5 924	1 757	1 958	12 342	12 205	5 613	5 358	2 544	2 384
	Août	11 301	12 698	5 111	5 954	1 699	1 969	10 197	12 406	4 348	5 513	2 093	2 555
	Septembre	13 105	12 798	6 159	5 985	2 140	1 981	13 039	12 585	6 105	5 655	2 835	2 703
	Octobre	14 086	12 883	6 624	6 009	2 272	1 994	13 668	12 663	6 286	5 736	3 227	2 797
	Novembre	12 534	12 942	5 905	6 022	2 080	2 006	12 450	12 628	5 650	5 742	2 713	2 836
	Décembre	13 496	13 010	6 266	6 039	2 101	2 020	12 759	12 523	6 113	5 703	2 984	2 828
1959	Janvier	12 996	13 118	5 633	6 079	1 938	2 040	13 195	12 428	5 547	5 668	2 804	2 800
_,,,	Février	12 325	13 269	6 026	6 152	1 985	2 068	11 162	12 427	5 332	5 680	2 639	2 780
	Mars	14 884	13 436	6 816	6 258	2 205	2 101	12 706	12 551	5 761	5 754	2 742	2 776
ļ	Avril	13 765	13 600	6 668	6 385	2 259	2 132	14 031	12 781	6 307	5 883	2 972	2 796
[	Mai	12 719	13 716	6 093	6 506	1 981	2 160	12 490	13 062	5 551	6 041	2571	2 830
	Juin	14 487	13 800	6 908	6 611	2 135	2 184	13 415	13 318	6 579	6 197	3 103	2 868
	Juillet	13 183	13 905	6 469	6 706	2 004	2 213	14 051	13 521	6 536	6 342	2 956	2 902
†	Août	12 800	14 065	5 849	6 812	1 920	2 254	11 066		5 138	6 471	2 263	2 927
	Septembre	13 973	14 317	6 862	6 936	2374	2 305	14 211	13 888	6 776	6 599	3 240	2 954
	Octobre	15 337	14 658	7 721	7 074	2 728	2 356	14 805	14 153	7 238	6 748	3 203	2 993
1	Novembre	15 379	15 031	7 238	7 201	2 663	2 390	14 356	14 485	6 812	6 922	2 879	3 046
	Décembre	16 281	15 347	7 723	7 275	2 525	2 398	15 055	14 828	7 682	7 109	3 383	3 106
1960	Janvier	15 159	15 550	6 729	7 289	2 153	2 379	15 609	15 115	7 263	7 290	3 115	3 165
	Février	16 247	15 613	7 807	7 264	2 364	2 345	15 132	15 303	7 104	7 448	3 088	3 212
	Mars	16 988	15 599	7 416	7 254	2 598	2 319	17 017		8 519	7 567	3 679	3 238
	Avril	15 190	15 598	7 625	7 302	2 315	2 317	15 788	15 386	7 821	7 657	3 232	3 250
	Mai	16 023	15 690	7 718	7 442	2 307	2 346	15 323	15 369	7 835	7 734	3 390	3 253
	Juin	15 429	15 887	7 354	7 646	2 233	2 399	15 683	15 339	7 797	7 809	3 253	3 253
	Juillet	15 339	16 105	7 392	7 846	2 081	2 454	15 024	15 298	7 717	7 897	3 125	3 257
	Août	15 329	16 268	7 218	7 990	2 407	2 494	13 081	15 244	6 813	8 021	2 792	3 281
İ	Septembre	16 317	16 328	8 602	8 055	2 860	2 511	14 749	15 192	7 972	8 183	3 309	3 332
	Octobre	16 732	16 308	8 447	8 063	2 603	2 514	16 246	15 162	8 834	8 369	3 656	3 414
	Novembre	16 852	16 299	8 002	8 069	2 655	2 517	15 605	15 217	8 572	8 566	3 552	3 524
	Décembre	16 677	16 393	8 254	8 139	2 572	2 539	15 373	15 378	8 129	8 730	3 631	3 644

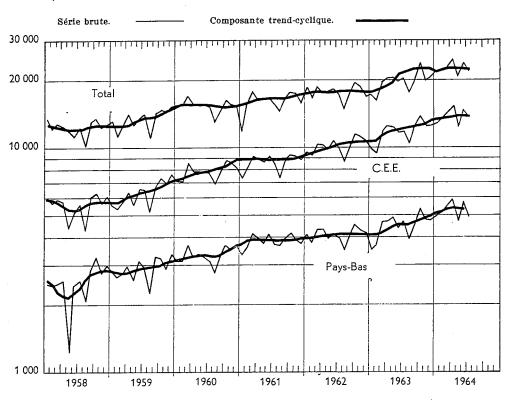
				Impor	tations					Expor	tations		
		To	tal	C.E	E.E.	Pays	3-Bas	To	tal	C.E	E. <b>E</b> .	Pays	-Bas
Années	Mois	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Compo- sante trend- cyclique	Série brute	Compo- sante trend- cyclique	Série brute	Compo- sante trend- cyclique	Série brute	Composante trend-cyclique	Série brute	Compo- sante trend- cyclique
1961	Janvier	16 170	16 585	7 511	8 278	2 476	2 580	11 952	15 605	7 287	8 827	3 283	3 748
	Février	17 389	16 830	8 838	8 466	2 643	2 632	15 717	15 849	8 393	8 855	3 581	3 822
	Mars	18 279	17 056	9 811	8 654	3 033	2 678	17 802	16 070	9 183	8 834	4 099	3 861
	Avril	16 870	17 166	8 613	8 782	2 603	2 705	16 119	16 216	8 905	8 781	3 980	3 864
	Mai	17 373	17 173	9 034	8 831	2 667	2 711	16 426	16 297	8 648	8 738	3 777	3 851
	Juin	17 490	17 129	9 046	8 814	2 691	2 703	16 833	16 362	9 097	8 717	4 056	3 835
	Juillet	15 800	17 100	7 876	8 772	2 195	2 691	15 611	16 438	8 411	8 702	3 621	3 822
	Août	15 763	17 141	8 174	8 746	2 612	2 680	14 412	16 559	7 286	8 708	3 135	3 819
	Septembre	16 551	17 271	8 570	8 776	2 771	2 678	16 881	16 745	8 995	8 745	3 983	3 827
	Octobre	18 572	17 438	9 518	8 860	2 957	2 682	17 862	16 971	9 473	8 827	4 186	3 847
	Novembre	17 892	17 599	8 920	8 979	2 819	2 690	17 321	17 196	9 185	8 962	3 823	3 881
	Décembre	17 579	17 728	8 621	9 097	2 582	2 698	15 933	17 385	8 807	9 146	3 683	3 922
1962	Janvier	17 992	17 822	9 052	9 177	2 675	2 701	18 589	17 499	9 592	9 339	4 064	3 960
1702	Février	17 167	17 933	9 210	9 220	2 649	2 699	16 668	17 535	9 166	9 521	3 746	3 990
	Mars	19 458	18 082	10 202	9 238	2 999	2 695	18 687	17 524	10 204	9 685	4 313	4 007
	Avril	17 531	18 267	8.914	9 265	2 515	2 691	17 724	17 499	10 143	9 826	4 316	4 017
	Mai	19 663	18 442	9 772	9 327	2 815	2 692	17 840	17 513	9 799	9 962	3 906	4 031
	Juin	18 936	18 566	9 286	9 430	2 562	2 699	18 116	17 590	10 703	10 100	4 098	4 056
	Juillet	17 585	18 622	9 127	9 552	2 399	2 711	17 149	17 708	9 806	10 238	3 984	4 088
	Août	16 830	18 630	8 689	9 670	2 455	2 729	14 826	17 811	8 584	10 345	3 473	4 114
	Septembre	16 877	18 630	9 268	9 754	2 771	2 748	17 962	17 848	10 064	10 407	4 046	4 119
	Octobre	20 720	18 664	11 170	9 795	3 187	2 768	19 575	17 799	11 600	10 416	4 593	4 092
	Novembre	18 994	18 752	10 129	9 816	3 081	2 789	18 821	17 695	11 082	10 402	4 212	4 045
	Décembre	20 477	18 882	9 848	9 852	2 770	2 815	16 815	17 642	10 736	10 428	4 182	4 011
1963	Janvier	18 020	19 061	9 033	9 936	2 689	2 849	17 039	17 730	9 741	10 547	3 505	4 021
ĺ	Février	17 778	19 264	9 566	10 080	2 734	2 894	16 174	18 002	9 486	10 768	3 619	4 086
	Mars	20 889	19 491	11 011	10 273	3 171	2 949	19 899	18 422	11 953	11 064	4 608	4 198 4 328
	Avril	20 738	19 759	11 175	10 482	3 078	3 009	20 329	18 922	12 567 12 288	11 386 11 674	4 649 4 853	4 328
	Mai	21 207	20 082	11 467	10 682	3 206	3 069	20 375 19 586	19 390 21 536	11 698	11 912	4 384	4 516
	Juin	19 669	20 430	10 501	10 856	2 937	3 378 3 438	20 103	21 870	11 839	12 098	4 614	4 557
	Juillet	19 618	20 804	10 227	11 028 11 222	2 787 2 955	3 488	17 553	22 101		12 249	3 870	4 585
	Août	20 268 20 603	21 192 21 580	10 444 11 310	11 466	3 393	3 516	19 974	22 208	12 576		4 478	4 627
ĺ	Octobre	23 777	21 988	13 095	11 769	3 710	3 529	23 925	22 211		12 574	5 301	4 710
İ	Novembre	21 739	22 420	11 664	12 098	3 253	3 539	19 928	22 160	12 648	12 785	4 765	4 828
	Décembre	22 427	22 846	12 000	12 409	3 167	3 548	20 593	22 107	12 588	13 033	4 748	4 966
1964	Janvier	24 206	23 232	12 509	12 660	3 630	3 438	21 903	21 870	12 808	13 296	4 937	5 095
-70 <del>-</del>	Février	23 434	23 574	12 880	12 827	3 471	3 488	22 104	22 101	13 548	13 527	5 099	5 184
l	Mars	23 920	23 837	13 369	12 896	3 582	3 516	22 526	22 208	14 242	13 698	5 511	5 227
	Avril	25 293	24 041	13 581	12 899	3 713	3 529	24 250	22 211	15 034	13 796	5 802	5 232
Ì	Mai	23 589	24 218	12 551	12 862	3 347	3 539	20 710	22 160	12 889	13 828	4 684	5 218
	Juin	25 285	24 373	13 420	12 819	3 524	3 548	23 883	22 107		13 831	5 698	5 203
	Juillet	24 106	24 474	12 003	12 789	3 203	3 556	21 956	22 078	13 869	13 825	4 885	
j	Août											-	1
	Septembre		(							}	}	}	}
	Octobre			j									
1	Novembre	} أ	1	ì						1			
	Décembre	( 1	l	. [					l	ļ	1	l	l

# Graphique 8. – SÉRIE BRUTE ET COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DU COMMERCE EXTÉRIEUR EN VALEUR ABSOLUE (TOTAL, C.E.E., PAYS-BAS) (× 1 000 000 F).

Importations



Exportations



## Tableau 70. – SÉRIE BRUTE ET COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DES INDICES DE QUANTITÉ DES IMPORTATIONS (1953 = 100).

		То	tal	Mat prem		Bio d'investi			consom- durables		consom- n durables
Années	Mois	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Composante trend-cyclique
1954	Janvier	102,66	103,2	107,39	102,5	89,40	98,3	85,61	104,3	102,66	103,5
1,01	Février	91,15	104,1	84,03	103,7	96,47	99,6	102,01	106,3	91,15	105,1
	Mars	123,69	105,6	123,55	105,5	118,32	102,1	149,28	109,3	123,69	108,0
	Avril	109,20	107,3	107,71	107,5	103,50	105,3	136,17	112,7	109,20	111,7
	Mai ,	105,48	108,7	103,14	108,9	118,29	108,2	118,41	115,4	105,48	114,7
	Juin	107,65	109,4	107,39	109,4	125,12	109,8	126,53	116,9	107,65	115,8
	Juillet	100,47	109,5	95,88	109,2	102,92	109,5	110,97	. 117,7	100,47	114,5
	Août	104,50	109,2	110,44	108,6	98,27	107,5	80,41	118,0	104,50	111,0
	Septembre	115,15	108,8	117,31	108,0	90,77	104,9	119,16	118,6	115,15	106,8
	Octobre	109,81	108,8	108,36	108,0	99,59	102,7	110,19	119,9	109,81	103,5
	Novembre	104,25	109,4	106,62	108,6	92,89	102,2	99,04	122,1	104,25	102,0
į	Décembre	113,35	110,3	109,63	109,2	108,84	103,4	119,24	124,4	113,35	102,4
1955	Janvier	117,09	111,5	120.51	109,8	98,93	105,7	131,33	126,2	103,41	104,0
1,00	Février	107,49	112,4	105,49	110,0	106,11	108,0	124,87	127,6	99,49	105,5
	Mars	126,16	113,0	116,45	109,9	140,93	109,4	169,32	128,3	125,10	105,8
	Avril	109,65	113,5	104,07	109,9	105,25	110,1	133,05	128,6	107,04	105,2
	Mai	114,27	114,1	106,75	110,6	118,18	110,2	139,69	128,6	90,30	104,3
	Juin	107,89	115,2	101,29	112,2	116,19	110,6	141,51	128,4	91,49	103,9
)	Juillet	115,03	116,7	117,40	114,1	108,41	111,7	127,54	127,9	88,67	104,7
	Août	111,15	118,3	113,56	116,1	92,96	113,7	100,15	128,0	98,04	106,5
	Septembre	116,46	119,5	112,29	117,0	111,93	116,0	116,25	129,4	114,78	108,2
	Octobre	128,34	119,9	129,93	116,7	119,35	118,5	113,64	132,3	130,07	108,9
	Novembre	120,19	119,9	117,86	115,7	105,69	120,8	120,19	136,5	119,54	108,2
	Décembre	130,48	120,1	121,06	115,0	148,38	123,0	162,10	140,8	115 78	106,4
1956	Janvier	122,09	120,8	121,21	115,4	116,14	125,8	135,08	144,2	105,56	104,4
1,00	Février	114,64	122,6	106,80	117,4	126,94	129,4	150,67	146,1	96,78	103,5
i	Mars	134,53	125,3	122,04	120,4	155,09	133,8	175,01	147,2	115,67	104,2
	Avril	129,95	128,3	127,67	123,4	138,34	138,8	164,78	148,4	98,37	106,3
	Mai	129,93	130,8	124,27	125,5	137,91	143,7	164,27	150,8	106,61	109,2
İ	Juin	131,21	132,3	121,91	126,2	191,78	148,1	159,22	154,1	95,20	112,2
)	Juillet	124,65	132,9	117,78	125,7	134,11	152,4	151,85	156,9	104,58	114,5
ļ	Août	125,65	133,3	121,11	125,0	123,89	156,8	116,25	157,6	106,54	116,4
Ì	Septembre	124,75	133,8	118,71	125,1	151,83	161,0	152,30	154,6	121,69	118,3
l	Octobre	144,86	134,8	138,50	126,2	153,26	164,1	147,39	148,0	129,34	120,2
}	Novembre	137,20	135,9	124,25	128,1	179,71	164,5	142,94	139,3	140,39	122,0
	Décembre	148,31	136,6	143,62	130,1	180,00	161,4	120,79	131,9	133,44	122,9
1957	Janvier	143,46	136,5	142,09	131,5	152,94	155,2	94,98	128,4	127,79	122,5
	Février	128,24	135,7	123,91	132,0	131,60	147,8	139,99	129,8	118,32	120,6
	Mars	134,76	134,5	129,83	131,6	143,32	141,1	147,55	135,7	120,14	118,1
1	Avril	138,26	133,3	130,74	130,4	147,05	136,7	200,36	143,2	110,85	115,7
	Mai	131,34	132,3	125,00	128,6	149,93	135,0	151,59	150,0	111,36	114,0
	Juin	125,99	131,5	122,10	126,3	137,46	135,2	166,75	154,0	96,47	113,4
	Juillet	128,55	130,7	123,80	123,8	128,12	135,9	141,75	155,8	107,79	113,4
	Août	125,46	129,8	122,95	121,5	120,07	136,2	122,85	155,6	103,06	113,8
	Septembre	120,61	128,9	105,37	119,8	127,79	135,9	141,84	154,8	109,93	114,3
	Octobre	136,42	128,1	130,31	118,8	138,36	134,9	164,35	154,7	139,44	114,6
	Novembre	125,33	127,5	115,78	118,2	128,13	134,1	125,16	155,7	127,46	114,8
	Décembre	135,69	126,9	128,67	117,6	137,43	134,1	154,17	157,6	121,75	114,6

		То	tal		ières :ières		ens issement		consom- durables		consom- n durables
Années	Mois	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique
1958	Janvier	132,33	126,4	129,44	116,7	124,19	134,6	158,63	159,9	108,01	114,4
-,,,,	Février	117,11	125,8	104,01	115,4	134,14	135,2	160,53	162,2	108,97	114,0
	Mars	130,02	125,0	114,64	114,1	151,29	135,0	189,35	162,6	122,77	113,8
	Avril	130,79	124,5	111,29	113,3	157,26	133,5	200,50	161,5	120,84	113,9
	Mai	118,71	124,5	109,35	113,3	124,96	131,7	166,26	159,7	102,97	114,0
	Juin	119,58	125,1	109,31	114,1	115,92	130,4	163,80	158,0	99,01	114,0
	Juillet	121,62	126,4	114,47	115,6	137,56	129,8	145,10	157,4	106,01	113,9
	Août	115,14	127,8	107,33	117,1	106,86	130,0	110,74	158,7	97,84	113,8
	Septembre	130,12	128,8	118,06	118,2	132,52	130,2	155,98	161,5	118,55	113,7
	Octobre	140,12	129,4	128,76	118,8	135,27	129,7	180,92	165,0	133,56	114,0
	Novembre	126,15	129,5	120,23	118,8	110,83	128,3	145,43	169,4	122,16	114,8
	Décembre	134,60	129,7	121,19	118,8	142,53	127,4	169,29	174,4	118,46	116,0
1959	Janvier	132,16	130,6	125,58	119,1	117,13	127,9	158,04	179,9	114,51	117,4
	Février	123,19	132,2	109,28	120,0	129,43	130,5	213,18	185,3	114,86	118,6
	Mars	149,76	134,0	134,14	121,3	155,05	134,7	212,68	189,8	130,15	119,2
	Avril	135,03	135,7	118,65	123,2	134,17	140,0	210,35	192,7	124,63	119,3
	Mai	124,36	136,5	105,82	125,1	123,08	144,0	219,03	193,2	113,89	119,5
	Juin	149,33	136,7	138,34	126,9	203,83	145,5	208,97	192,9	106,50	120,4
	Juillet	127,46	137,1	124,05	128,9	146,64	145,3	179,59	193,5	107,13	122,3
	Août	126,71	138,1	128,15	130,9	102,88	144,6	137,91	196,8	108,60	124,9
	Septembre	131,34	140,5	127,80	133,3	133,34	145,1	176,61	203,5	128,36	127,2
	Octobre	150,16	144,3	134,65	136,1	158,68	148,8	233,16	212,3	160,68	128,0
	Novembre	152,93	148,4	150,22	139,1	129,20	155,3	194,69	220,7	156,29	127,0
	Décembre	162,89	151,7	146,40	141,8	188,34	161,3	253,09	225,8	104,98	124,9
1960	Janvier	153,31	153,4	149,18	143,7	169,26	164,4	200,09	227,0	116,18	122,5
	Février	163,61	153,1	152,16	144,4	182,26	163,3	266,73	225,1	122,21	121,2
	Mars	161,96	151,7	152,85	144,1	154,11	158,1	222,88	223,2	139,23	121,5
	Avril	147,41	150,5	134,73	143,6	161,13	151,1	252,77	223,4	129,67	123,3
	Mai	150,50	150,5	141,61	143,8	140,14	145,2	256,53	227,4	131,38	125,9
	Juin	148,30	151,9	138,23	145,0	163,79	141,9	249,54	234,4	110,64	128,8
{	Juillet	146,49	154,0	141,78	146,6	130,55	141,8	222,88	241,8	113,81	131,0
i	Août	148,71	155,8	154,31	148,5	113,79	144,5	186,54 $232,92$	247,8	123,45	132,3 133,4
1	Septembre	153,59	157,1	140,12	150,6	149,55	149,1		251,7	144,47 144,63	134,9
ļ	Octobre	160,63	158,0	156,58	153,1	158,32	154,6	258,85 243,60	253,7 255,1	145,85	137,8
	Novembre	164,99 157,95	159,6 162,6	161,02 141,63	156,7 161,5	141,58 207,86	159,8 163,6	265,52	257,5	136,26	142,8
			166.6	104.25	166,4	153,84	165,7	212,43	261,1	142,63	149,2
1961	Janvier	172,47	166,6	184,35	170,5	160,26	166,6	324,26	265,2	162,54	155,4
- 1	Février	181,68	170,9	178,49 175,30	170,3	188,48	167,1	295,83	269,4	190,43	160,4
1	Mars	185,03	174,3 176,1	166,03	173,2	164,60	168,0	300,94	272,5	157,30	163,2
	Avril	174,21 176,62	176,1	164,83	172,5	172,98	170,2	283,91	273,9	174,35	163,9
	Mai	177,13	176,6	172,30	172,0	186,59	173,1	310,95	273,3	151,97	163,9
	Juin	165,56	176,8	165,38	172,4	161,46	175,5	256,22	271,4	133,78	164,4
	Août	162,95	177,7	164,34	174,0	166,28	177,1	199,97	269,0	153,74	165,8
	Septembre	171,52	179,2	170,60	176,1	162,34	178,0	243,71	267,6	174,56	168,5
	Octobre	190,75	180,7	187,24	177,6	179,61	178,5	272,10	268,7	186,24	171,8
	Novembre	182,11	182,0	184,38	178,0	185,46	179,5	252,48	273,1	181,70	174,7
İ	Décembre	179,75	183,3	175,82	177,8	171,17	182,0	249,38	280,0	172,90	176,4

Annáas		То	tal	Mat prem			ens issement	Biens de mation	consom- durables	Biens de mation no	consom- n durable
Années	Mois	Indice brut	Composante trend-cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Composante trend-cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo sante trend- cycliqu
1962	Janvier	190,79	184,8	188,96	177,6	162,65	185,2	302,60	287,7	173,12	177,
	Février	181,27	186,8	165,00	178,5	202,14	188,4	291,61	295,3	170,05	177,
	Mars	205,59	189,4	192,68	180,9	227,05	191,4	360,35	301,1	198,49	177,
	Avril	185,29	192,4	169,33	184,4	184,29	194,0	308,22	305,0	179,74	178,
	Mai	208,28	194.9	198,64	187,7	201,53	196,5	353,93	308,1	193,63	179,
	Juin	200,04	196,6	193,64	189,9	205,25	199,8	330,23	311,0	171,06	179,
	Juillet	184,87	197,3	178,19	190,8	198,35	204,0	314,67	313,5	155,34	179,
5.1	Août	179,27	197,5	182,12	190,5	182,06	208,2	215,21	316,1	155,85	178,
	Septembre	176,63	197,6	177,73	190,0	184,45	210,9	288,04	317,7	173,04	177,
	Octobre	217,72	198,2	203,84	190,3	251,71	211,0	324,86	317,3	201,45	176,
	Novembre	197,33	199 2	182,51	191,4	206,15	209,0	361,73	315,0	192,04	177
	Décembre	220,46	200,4	219,79	192,8	214,79	206,1	274,45	312,5	172,75	178
1963	Janvier	194,50	202,2	195,49	194,7	187,46	204,6	285,71	310,8	166,20	181
	Février	187,97	204,2	181,06	196,3	173,33	205,9	307,83	311,5	180,02	183
	Mars	222,82	206,6	202,27	197,7	233,90	209,7	354,23	315,9	206 90	186
	Avril	222,74	209,5	202,64	199,2	242,92	214,8	363,13	323,6	205,38	188
	Mai	224,28	213,1	211,18	201,2	242,23	220,1	368,72	333,5	210,81	191
	Juin	207,17	216,7	189,68	203,4	217,40	224,6	383,98	345,1	174,73	194
	Juillet	209,87	220,6	198,57	205,9	211,74	228,2	337,73	358,2	161,49	198
l	Août	212,85	224,5	211,61	208,5	219,93	231,4	259,85	370,8	201,87	201
	Septembre	214,87	228,0	195,95	210,8	213,88	234,9	376,91	382,0	202,22	206
	Octobre	248,88	231,3	238,22	213,0	266,46	238,7	410,55	389,3	235,51	210
	Novembre	227,64	234,5	206,19	215,6	237,06	243,3	380,12	391,5	213,97	215
	Décembre	227,66	237,4	202,48	218,2	248,30	249,5	374,68	389,6	202,12	220
1964	Janvier	258,64	239,9	252,00	220,7	232,55	257,6	360,57	386,7	226,82	223
	Février	239,67	242,5	224,90	223,5	250,77	267,0	391,11	385,5	230,55	225
-	Mars	248,57	244,9	216,28	226,5	310,42	276,1	403,85	387,4	241,86	224
	Avril	257,78	247,3	232,35	229,9	307,56	283,1	412,16	391,4	246,13	223
j	Mai	246,31	249,7	218,21	233,6	292,40	286,1	484,81	394,8	213,03	223
1	Juin	263,99	251,8	249,71	237,1	317,44	285,7	429,97	396,9	214,08	224
ļ	Juillet	247,32	253,0	242,75	239,5	245,12	283,9	376,52	396,7	208,38	225
l	Août									1	
	Septembre										
İ	Octobre										
j	Novembre										
	Décembre								1	1	



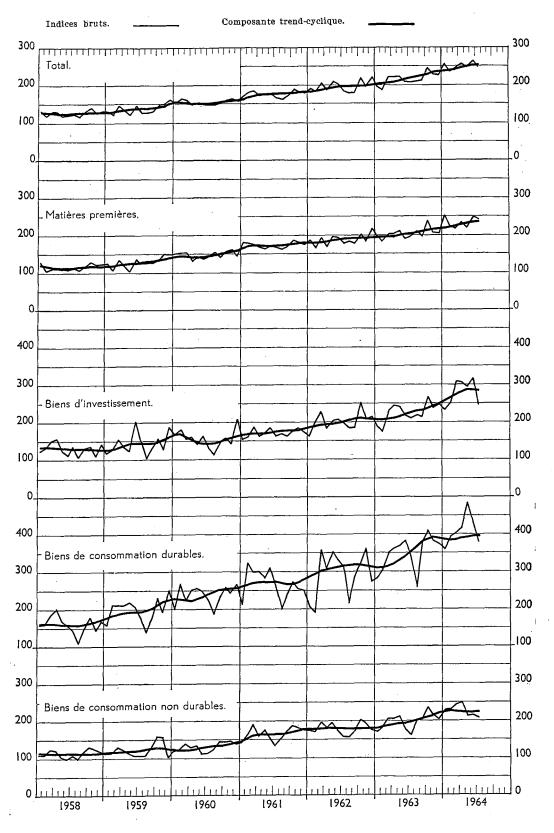


Tableau 71. – SÉRIE BRUTE ET COMPOSANTE TREND-CYCLIQUE DES INDICES DE QUANTITÉ DES EXPORTATIONS (1953 = 100).

		То	tal		ières ières		ens issement		consom- durables		consom- n durables
Années	Mois	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- eyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique
1954	Janvier	106,07	95,2	107,42	96,9	123,67	90,9	88,56	106,3	86,14	78,8
	Février	82,28	95,9	84,67	97,6	77,07	89,8	96,91	109,0	77,94	80,7
	Mars	104,27	97,6	107,43	99,2	87,70	89,7	139,45	113,1	84,98	83,8
	Avril	108,62	100,1	110,91	101,5	99,93	91,3	152,31	117,6	98,97	87,3
	Mai	95,72	102,9	97,11	104,0	90,31	94,4	123,60	121,2	73,72	90,9
	Juin	106,46	105,3	107,08	106,2	95,03	97,7	123,02	123,4	79,26	94,0
	Juillet	97,61	106,9	99,31	107,6	92,64	99,2	115,18	124,6	75,51	97,0
	Août	99,48	108,0	99,82	108,7	96,93	98,5	93,90	126,2	96,96	100,0
	Septembre	99,83	109,0	100,43	109,7	80,26	96,6	114,99	128,7	104,39	103,0
	Octobre	117,28	110,3	118,47	110,8	90,04	94,8	141,97	132,2	125,94	105,7
	Novembre	117,66	112,0	115,92	112,3	92,26	94,5	141,54	136,2	138,24	107,6
	Décembre	117,69	113,8	115,62	113,9	105,72	96,1	131,29	140,0	123,05	109,0
1955	Janvier	120,69	115,1	120,23	115,0	109,43	98,3	139,51	142,5	102,04	109,8
:	Février	111,86	115,3	111,82	115,2	91,17	99,2	157,49	144,2	104,12	110,4
	Mars	128,63	114,5	130,41	114,6	116,61	98,0	157,18	145,9	111,26	111,0
	Avril	114,89	113,3	115,86	113,6	110,94	95,2	156,29	147,9	108,77	111,5
	Mai	102,74	112,3	105,21	112,5	83,12	92,2	156,10	150,4	95,80	111,6
	Juin	119,70	112,3	117,99	112,3	97,46	90,8	181,88	153,3	110,65	111,8
	Juillet	94,23	113,8	93,13	113,4	68,99	92,6	132,33	156,6	87,47	112,8
	Août	106,24	116,4	110,40	115,4	71,09	96,8	128,53	160,3	95,98	115,4
	Septembre	117,11	119,5	114,94	118,3	106,90	101,4	134,13	165,2	119,78	119,5
ļ	Octobre	136,40	122,2	130,84	121,1	125,03	104,7	187,41	171,4	161,46	124,5
	Novembre	116,33	124,1	110,43	123,2	108,12	105,6	177,25	178,6	155,97	129,6
	Décembre	149,49	124,7	153,06	124,1	104,81	104,5	194,48	185,7	175,49	133,8
1956	Janvier	132,73	125,0	131,64	124,3	111,36	103,0	200,61	191,6	128,20	137,3
	Février	114,60	125,7	116,93	124,5	89,69	103,0	189,30	196,0	133,37	140,6
1	Mars	130,80	127,3	128,47	125,4	121,88	104,5	218,28	199,0	137,92	144,2
	Avril	131,91	129,8	127,48	127,3	111,79	107,1	223,29	201,5	142,57	147,8
	Mai	136,15	132,5	131,46	129,8	121,79	109,4	220,45	204,2	142,95	150,8
ļ	Juin	135,68	134,5	135,31	132,1	111,80	110,2	210,27	206,3	134,17	152,6
	Juillet	117,86	134,7	118,64	133,1	87,73	109,1	195,40	206,6	118,46	152,3
	Août	123,24	133,2	123,98	132,7	93,63	106,6	143,81	204,0	139,21	150,6
	Septembre	125,90	130,8	125,51	131,1	87,02	103,8	196,49	198,4	160,56	148,4
-	Octobre	137,85	128,2	135,90	129,3	125,71	101,8	205,24	191,2	182,30	146,6
	Novembre	129,82	126,2	130,90	127,9	88,55	101,1	198,63	184,5 181,0	164,07 152,64	145,6 145,1
İ	Décembre	125,11	125,5	127,58	127,4	99,19	101,8	150,40	101,0	132,04	140,1
1957	Janvier	135,35	125,8	138,64	127,8	118,47	103,2	182,36	181,1	155,64	144,4
	Février	119,54	126,3	119,32	128,1	100,69	104,2	174,23	183,7	148,96	142,9
	Mars	137,28	126,5	139,16	128,1	119,40	104,3	233,32	186,1	138,68	140,6
1	Avril	126,45	126,0	128,28	127,2	110,27	103,2	195,44	186,4	127,44	138,2
	Mai	130,27	124,6	132,45	125,3	104,59	101,7	216,12	183,0	115,00	136,4
	Juin	122,46	123,1	125,00	123,2	102,79	100,8	178,37	177,7	117,60	135,8
	Juillet	110,02	122,1	107,10	121,8	96,07	101,2	155,69	172,9	132,26	136,0
ŀ	Août	103,49	121,9	104,00	121,5	70,39	103,0	116,74	169,9	121,15	136,3
	Septembre	123,85	122,5	123,27	122,3	102,88	105,1	165,38	169,3	147,72	136,0
ł	Octobre	136,83	123,5	136,08	123,8	120,15	106,8	185,83	170,2	162,83	135,3
	Novembre	124,38	124,3	124,35	125,3	114,80	107,3	163,97	170,3	142,27	134,9
İ	Décembre	125,11	124,6	126,16	126,1	97,66	106,9	177,52	168,1	152,54	135,2

		То	tal		ières nières		ens issement		consom- durables		consom- n durables
Années	Mois	Indice brut	Composante trend-cyclique	Indice brut	Composante trend-cyclique	Indice brut	Composante trend-cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique	Indice brut	Compo- sante trend- cyclique
1958	Janvier	128,49	124,2	130,45	126,0	108,52	106,2	155,41	164,9	137,54	136,8
1,00	Février	122,35	123,4	124,50	125,1	100,55	105,8	164,73	161,0	138,97	139,1
	Mars	126,23	122,4	126,95	123,8	119,62	106,0	166,91	158,1	141,95	141,7
	Avril	126,59	121,7	128,11	122,7	110,84	106,1	181,39	158,0	143,39	144,1
	Mai	122,94	121,7	126,26	122,4	120,73	105,3	157,14	161,4	123,50	146,4
	Juin	112,32	122,6	110,93	123,3	96,84	103,4	174,51	167,5	134,67	148,7
	Juillet	122,36	124,3	122,96	125,1	107,94	100,7	187,37	175,6	143,03	151,4
	Août	105,64	126,4	107,77	127,4	65,65	97,8	116,04	184,4	129,53	154,7
	Septembre	132,34	128,1	135,51	129,3	90,49	95,5	181,12	191,7	173,07	158,0
	Octobre	137,82	128,8	138,23	130,0	92,02	94,1	230,06	196,8	178,86	160,8
	Novembre	129,94	128,4	129,66	129,6	96,73	92,7	191,59	200,0	188,06	162,0
	Décembre	127,13	127,4	125,42	128,9	92,23	91,1	187,89	201,5	183,29	161,7
1959	Janvier	134,63	126,7	137,59	128,6	100,47	88,8	206,10	202,7	148,32	160,4
	Février	113,97	126,9	115,97	129,6	71,19	86,1	200,49	204,4	166,33	159,0
	Mars	134,61	128,5	138,42	132,2	93,48	83,9	220,86	206,7	151,53	158,8
	Avril	143,95	131,3	149,90	135,8	95,27	83,1	253,48	209,6	165,80	160,3
	Mai	126,47	134,5	133,85	139,7	80,58	84,0	211,12	212,7	130,50	163,0
	Juin	138,55	137,4	144,12	143,0	83,88	86,2	236,16	215,9	151,31	165,6
	Juillet	139,64	139,5	144,03	145,6	100,98	89,0	228,50	219,8	162,94	167,0
J	Août	119,57	141,0	128,44	147,5	65,17	92,1	129,57	225,1	147,04	166,4
	Septembre	146,17	142,3	150,20	149,3	99,18	94,9	257,82	231,9	172,52 191,77	163,9
1	Octobre	147,58	144,1	154,12	151,6	96,91	98,3	237,47	240,3	161,79	160,8 158,0
	Novembre	142,35	146,8	150,41	154,4	88,73	102,7	233,47	249,1	,	156,1
1	Décembre	152,05	149,9	160,77	157,4	112,93	107,9	261,51	256,7	158,25	130,1
1960	Janvier	162,71	152,9	168,84	159,7	122,04	114,0	243,40	262,4	159,24	154,9
	Février	156,80	155,3	158,20	161,0	117,75	120,0	315,90	266,1	164,56	154,4
ł	Mars	172,79	156,5	180,29	161,1	128,09	124,9	291,35	268,4	168,62	153,8
ļ	Avril	164,47	156,8	170,71	160,5	151,43	127,8	284,02	270,0	153,43	152,7
	Mai	152,06	156,7	154,06	160,0	135,63	128,8	320,13	271,4	136,50	151,6
	Juin	162,30	156,3	167,03	159,8	133,66	127,6	268,28	271,9	140,43	150,8
ļ	Juillet	149,52	156,3	149,59	160,1	131,35	125,1	291,03	271,1 269,6	142,40 146,57	151,1 153,9
	Août	137,59	156,8	145,59	161,0	90,25 111,75	122,8 121.9	185,80 236,58	268,4	144,45	159,9
	Septembre	152,11	158,3	159,39	162,6	130,43	121,9	274.88	268,7	185,36	168,9
	Octobre	161,47	161,0 164,6	162,58 165,97	165,0 168,0	118,74	129,7	260,97	271,6	209,35	180,5
1	Novembre	163,32 145,63	168,3	147,63	171,1	121,42	138,6	263,95	277,2	177,87	193,4
	į	104.00	171.0	110.70	172.0	110.01	140.7	200 51	283.1	200,55	205,6
1961	Janvier	124,28	171,2	118,13	173,3	110,91	148,7	308,51 293,97	288,6	217,98	216,4
	Février	166,15	172,9	167,95	174,3	155,57	158,2	320,58	293,2	243,88	225,1
į	Mars	189,53	173,4	192,73	174,1	184,54 180,12	165,3 169,4	320,38	296,2	237,22	231,5
	Avril	171,87	173,3	169,32	173,2	165,98	171,2	333,35	290,2	212,39	236,0
ĺ	Mai	175,95	173,3	178,27 $178,41$	172,4 $172,2$	180,83	171,2	325,83	303,5	229,40	238,7
ļ	Juin	178,60 164,57	174,0 $175,1$	161,24	172,2	191,87	172,8	272,48	308,5	217,86	239,9
	Août	152,99	176,7	151,40	174,0	129,61	175,1	236,68	315,1	223,55	240,4
	Septembre	179,12	178,6	176,47	175,6	169,75	178,7	303,45	324,3	245,36	241,3
	Octobre	187,01	180,7	183,55	177,4	187,04	183,0	342,83	336,7	262,98	243,0
. }	Novembre	182,82	182,8	180,16	179,3	189,15	187,6	329,86	352,7	250,63	246,2
1	Décembre	168,53	184,9	161,79	181,2	178,25	191,9	320,36	1	244,57	250,0

	Janvier Février Mars Avril Mai Juin Juillet Août Septembre Octobre Novembre Décembre	204,57 183,86 204,85 196,60 197,66 204,69 187,86 162,24 195,65 211,31	Composante trend-cyclique  187,0 188,9 190,9 192,7 194,4 196,0 197,4 197,9	198,02 173,85 196,84 185,76 191,33 199,14 178,69	Composante trend-cyclique  182,8 184,2 185,3 186,2 187,0	Indice brut  209,39 183,07 200,15 206,79	Composante trend-cyclique  195,2 198,0 200,7	Indice brut  427,44 419,89 461,62	Composante trend-cyclique  385,6 397,3 403,5	Indice brut 255,13 275,53 275,27	Composante trend-cyclique  253,7 256,6 258,5
	Février         Mars         Avril         Mai         Juin         Juillet         Août         Septembre         Octobre         Novembre	183,86 204,85 196,60 197,66 204,69 187,86 162,24 195,65	188,9 190,9 192,7 194,4 196,0 197,4	173,85 196,84 185,76 191,33 199,14	184,2 185,3 186,2	183,07 200,15	198,0 200,7	419,89 461,62	397,3	275,53 275,27	256,6 258,5
	Mars Avril Mai Juin Juillet Août Septembre Octobre Novembre	204,85 196,60 197,66 204,69 187,86 162,24 195,65	190,9 192,7 194,4 196,0 197,4	196,84 185,76 191,33 199,14	185,3 186,2	200,15	200,7	461,62		275,27	258,5
	Avril	196,60 197,66 204,69 187,86 162,24 195,65	192,7 194,4 196,0 197,4	185,76 191,33 199,14	186,2			,	403,5	,	
	Mai	197,66 204,69 187,86 162,24 195,65	194,4 196,0 197,4	191,33 199,14		206.79	909 4	4====0			
	Juin           Juillet           Août           Septembre           Octobre           Novembre	204,69 187,86 162,24 195,65	196,0 197,4	199,14	187.0		203,4	475,79	405,0	271,77	259,8
	Juillet	187,86 162,24 195,65	196,0 197,4			223,59	206,2	410,21	404,9	243,94	261,5
	Juillet	187,86 162,24 195,65	197,4	178.69	187,8	220,76	209,2	410,79	405,5	242,69	264,1
	Août	162,24 195,65	,		188,6	214,38	211,5	414,22	407,1	246,12	267,5
	Septembre Octobre Novembre	195,65		154,51	189,1	167,58	211,8	308,44	409,0	242,81	270,7
	Octobre Novembre		197,2	189,81	188,8	213,29	209,6	329,42	410,0	275,34	273,5
	Novembre		195,1	203,74	187,7	205,91	204,6	423,20	406,7	313,60	275,8
		203,35	192,4	192,33	186,2	209,35	196,5	422,25	400,8	301,36	278,3
1		182,66	190,6	174,08	185,1	198,79	187,2	393,18	395,6	263,84	283,0
1963	Janvier	185,66	191,0	185,54	185,5	161,21	178,8	340,62	394,8	273,15	290,0
	Février	174,61	194,2	166,98	187,8	147,70	172,9	370,41	399,4	303,20	298,2
	Mars	222,59	199,4	214,52	191,4	172,05	170,7	479,21	410,6	355,52	305,5
İ	Avril	223,60	205,5	212,39	195,7	186,33	172,2	495,29	426,5	330,35	310,7
	Mai	225,76	210,7	213,27	199,6	179,61	176,0	566,46	442,3	300,20	312,4
I .	Juin	206,29	214,3	196,33	202,3	184,76	179,7	430,03	456,7	292,44	312,2
	Juillet	213,67	216,2	202,82	203,7	203,95	181,9	480,39	469,1	280,91	312,5
	Août	186,37	216,9	177,81	204,4	167,67	182,4	290,76	479,3	279,51	313,8
1	Septembre	215,66	217,4	203,21	204,9	162,72	183,5	545,60	487,9	311,05	317,3
	Octobre	243,62	218,8	228,42	206,2	209,44	188,3	498,18	499,5	393,08	322,2
i i	Novembre	201,86	221,6	186,86	208,5	183,95	199,6	445,13	511,4	318,93	327,3
:	Décembre	210,54	225,7	199,31	211,5	186,69	217,4	459,17	522,5	317,93	331,8
1964	Janvier	242,64	230,7	225,33	214,7	249,41	238,3	560,41	532,0	311,37	335,9
1:	Février	241,39	235,1	219,74	217,2	258,71	257,4	564,02	537,3	356,05	338,5
1:	Mars	248,50	238,2	225,15	218,7	275,26	270,5	604,84	536,5	396,62	339,9
I .	Avril	261,85	239,4	240,54	219,0	288,20	276,2	652,61	531,9	332,64	340,7
1:	Mai	224,69	239,1	208,72	218,9	255,89	275,9	486,62	526,0	307,23	340,1
	Juin	255,27	238,2	235,19	218,7	304,49	273,0	606,33	519,7	335,04	339,1
	Juillet	231,73	237,5	215,33	218,8	288,16	270,2	503,65	516,8	320,36	337,9
	Août					[ ]					
	Septembre		1		1						
	Octobre									į	
	Novembre										
1	Décembre										



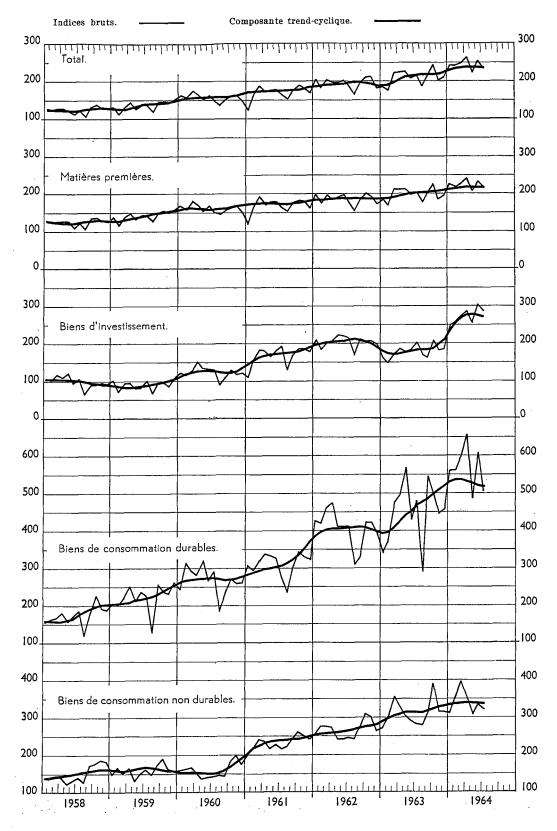


Tableau 72. – CARACTÉRISTIQUES GÉNÉRALES DES INDICES DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE ET DE QUELQUES SÉRIES DU COMMERCE EXTÉRIEUR.

		Ampli	tudes moy	ennes			rtance rel composar			Av	erage dur	ation of r	un	MCD
	ō	$\overline{\mathbf{c}}$	$ar{ ext{S}}$	Ī	$\overline{ ext{CI}}$	$\overline{\overline{\mathrm{C}}}_r$	$\overline{\overline{\mathbf{S}}}_r$	$\overline{\mathbf{I}}_r$	M.C.D.	0	CI	I	C	M.C.D. Compo- sante trend- cyclique
•		į	· 		ĺ									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Indices de la production industrielle (1953- 1963). Indice général de la														
production indus- trielle	4,8	0,6	4,2	1,5	1,7	2,0	86,7	11,3	3	2,28	1,61	1,47	14,67	3,74
Extraction du charbon Autres industries ex-	6,7	0,6	5,7	2,6	2,8	1,0	81,9	17,1	6	2,00	1,78	1,57	5,73	3,49
tractives Industries alimentaires, fabrication de bois-	14,1	1,6	12,4	5,5	6,0	1,4	82,3	16,3	5	2,06	1,69	1,67	4,89	3,82
sons	12,2 7,5 7,1	0,8 0,5 0,8	10,4 5,9 6,2	5,2 4,0 2,3	5,4 4,1 2,5	0,4 0,6 1,4	79,7 68,1 86,6	19,9 31,3 12,0	6+6+3	1,94 1,69 1,74	1,53 1,47 1,78	1,50 1,43 1,48	5,28 4,71 12,00	2,19 1,87 2,32
cles divers en tissus Industrie du papier et du carton, fabrica- tion d'articles en	13,4	0,7	12,6	3,6	3,7	0,3	92,2	7,5	5	2,69	1,76	1,61	11,00	2,60
papier Industries du cuir, des fourrures et des articles en cuir et en fourrure à l'exclusion des chaussures et	6,7	0,8	5,7	1,9	2,1	1,6	88,6	9,8	3	1,65	1,81	1,50	11,00	3,28
autres articles d'habillement Industrie chimique et industrie du caou-	11,6	1,2	9,8	4,0	4,3	1,2	84,7	14,1	4	1,76	1,74	1,57	8,25	3,02
tchouc Industrie des produits minéraux non métalliques à l'exclusion des	4,1	0,8	3,0	1,9	2,1	4,5	68,2	27,3	3	1,74	1,91	1,63	14,67	3,88
dérivés du pétrole et du charbon Industrie sidérurgique et industrie des	6,5	0,9	5,2	3,5	3,8	2,0	67,3	30,7	5	2,28	1,94	1,74	6,95	2,55
métaux non fer-	4,8	0,7	4,0	1,7	1,9	2,5	82,6	14,9	3	1,74	1,78	1,50	12,00	3,97
Fabrication métalliques	5,9 5,2	0,9 0,7	4,2 4,9	3,3 1,4	3,4 1,6	2,7 1,9	60,1 90,6	37,2 7,5	3	1,69 3,67	1,65 2,16	1,43 1,67	8,80 10,15	2,67 4,23
Importations.						]								
Valeur totale (à l'exclusion de la navigation aërienne, maritime et fluviale) (1953-1963). Total	5,5 7,2 6,3	0,9 0,9 1,0	3,8 5,9 5,5	3,4 3,3 3,0	3,5 3,5 3,2	3,0 1,7 2,5	53,9 74,9 75,1	43,1 23,4 22,4	4 4 3	1,81 1,97 2,13	1,50 1,61 1,65	1,53 1,50 1,57	11,00 7,33 11,00	3,17 2,71 2,85
Indices de valeur (1954- 1963). Total Matières premières.	5,6 7,3	$\begin{bmatrix} 1,0\\1,2 \end{bmatrix}$	3,4 3,4	3,8 5,9	4,0 6,0	3,7 3,0	42,8 24,2	53,5 72,8	4. 5	1,97 1,48	1,60 1,38	1,45 1,35	8,57 5,45	2,68 2,62

		Ampli	tudes mo	yennes			rtance rel composas			A	verage du	ration of r	un	MCD
	ō	$\overline{ ext{C}}$	$ar{ ext{S}}$	Ī	$\overline{ ext{CI}}$	$\overline{\mathrm{C}}_{r}$	$\overline{ ext{S}}_r$	Ī,	M.C.D.	0	CI	I	C	M.C.D. Compo- sante trend- cyclique
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Biens d'investisse- ments	11,9	1,9	7,7	8,6	8,7	2,6	43,4	54,0	5	1,74	1,48	1,48	10,91	2,74
Biens de consomma- tion durables	14,2	1,6	10,4	7,9	8,2	1,5	62,5	36,0	5	1,71	1,48	1,45	7,06	2,51
Biens de consomma- tion non durables Indices de quantité	9,1	1,1	7,6	4,2	4,4	1,6	75,4	23,0	4	2,22	1,60	1,64	6,67	2,95
(1954-1963). Total	5,7	0,9	3,3	3,9	4,0	3,0	40,5	56,5	5	1,90	1,48	1,38	17,14	3,19
Matières premières Biens d'investisse-	7,1	1,0	3,5	5,6	5,7	2,2	27,5	70,3	6	1,48	1,35	1,35	5,45	3,08
ments Biens de consomma-	11,7	1,7	8,5	7,8	8,1	2,1	53,2	44,7	6	1,74	1,50	1,50	7,06	2,85
tion durables Biens de consomma-	14,7	1,7	11,0	7,9	8,2	1,6	64,9	33,5 27,0	5	1,71 2,03	1,41	1,35 1,36	7,06	2,36 2,41
tion non durables Valeur moyenne (1954- 1963).	8,4	1,2	6,8	4,2	4,5	2,2	70,8			1,41	1,46	1,46	9,23	2,43
Total	1,2	0,3	0,7	0,8	0,9 1,2	7,4 4,3	40,2 38,4	52,4 57,3	3 4	1,56	1,58	1,46	10,91	2,43
Matières premières Biens d'investisse- ments	1,6 5,9	0,9	3,0	4,7	4,9	2,5	28,2	69,3	6 +	1,54	1,58	1,48	4,80	2,09
Biens de consomma- tion durables	3,4	0,6	1,6	2,9	3,0	3,2	22,6	74,2	5	1,60	1,54	1,43	6,00	3,19
Biens de consomma- tion non durables	2,5	0,3	1,4	1,7	1,8	1,8	39,7	58,5	6 +	1,58	1,50	1,43	5,22	2,30
Exportations.														ŀ
Valeur totale à l'exclu- sion de la navigation aérienne, maritime et		•					-							
fluviale (1953-1963). Total Pays-Bas	7,3 9,7	1,0 1,6	5,5 6,4	4,1 5,9	4,3 6,2	2,1 3,3	62,9 52,3	35,0 44,4	4	1,67 1,71	1,52 1,61	1,52 1,50	6,95 8,80	3,25 3,17
C.É.E	8,1	1,5	6,1	4,1	4,5	4,0	66,1	29,9	3	1,83	1,76	1,55	7,33	3,36
1963). Total	7,4	1,1	5,7	4,1	4,4	2,4	64,3	33,3	4	1,60	1,58	1,50	8,00	2,62
Matières premières Biens d'investisse-	7,6	1,1	5,7	4,5	4,6	2,2	60,3	37,5	4	1,54	1,52	1,50	6,67	2,57
ments Biens de consomma-	12,5	2,2	8,0	7,8	8,2	3,7	49,4	46,9	4	1,69	16,7	1,50	6,32	2,95
tion durables Biens de consomma-	14,5	1,8	10,9	8,4	8,7	1,7	61,7	36,6	4 4	1,71 1,85	1,45 1,62	1,41	9,23	3,03
tion non durables Indices de quantité (1954-1963).	9,3	1,5	7,1	5,3	5,7	2,8	62,4	34,8		·				
Total	7,2	1,1	5,7	4,1	4,3	2,4	64,3	33,3	4 -	1,62	1,56	14,0	6,66	2,51 2,51
Matières premières Biens d'investisse-	7,3	1,0	5,4	4,4	4,5	2,0	58,9 53,7	39,1 43,6	5 4	1,50 1,60	1,50 1,62	1,50 1,50	5,71	3,03
ments	13,0	2,0 1,9	9,0	8,1 9,1	8,4 9,4	1,8	57.0	41,2	4	1,76	1,41	1,41	9,23	3,03
tion durables Biens de consomma- tion non durables	9,5	1,6	8,0	5,3	5,7	2,7	67,6	29,7	4.	1,62	1,69	1,56	10,91	3,03
Valeur moyenne (1954- 1963). Total	0,9	0,3	0,5	0,6	0,7	12,9	35,7	51,4	2	1,82	1,85	1,46	12,00	2,90
Matières premières.	1,1	0,4	0,5	0,7	0,9	17,8	27,8	54,4	2	1,88	2,11	1,64	10,91	3,05
Biens d'investisse- ments Biens de consomma-	5,6	1,0	2,2	4,9	5,0	3,4	16,2	80,4	6	1,46	1,50	1,52	6,32	2,79
tion durables Biens de consomma-	2,3	0,3	1,3	1,7	1,8	1,9	36,2	61,9	5	1,58	1,54	1,50	7,06	2,88
tion non durables	2,9	0,6	1,7	1,9	2,0	5,2	42,1	52,7	5	1,76	1,71	1,62	4,80	3,81

### QUELQUES ÉTUDES PUBLIÉES ANTÉRIEUREMENT

- Tableau « Entrées-Sorties » de la Belgique pour 1959 (3 tomes).
- Description générale de la méthode de calcul du tableau « Entrées-Sorties » de la Belgique pour 1959.
- Demande finale aux prix d'acquisition et investissements par branche d'activité (Tableau « Entrées-Sorties » 1959).
- Les coefficients techniques du tableau « Entrées-Sorties » de la Belgique pour 1959.
- Matrice inverse du tableau « Entrées-Sorties » de la Belgique pour 1959.

### ÉTUDES STATISTIQUES ET ÉCONOMÉTRIQUES

- Nº 1 Analyse de la demande d'après les enquêtes sur les budgets des ménages effectuées en Belgique en 1948-1949 et 1956-1957.
- Nº 2 Croissance du revenu national de 1948 à 1959 et prévisions sur cette base pour les années à venir.
  - Les dépenses des ménages en combustibles solides, électricité et gaz de ville de 1948 à 1959.
  - Les élasticités de la demande des ménages en charbon, gaz et électricité aux prix et aux revenus d'après les séries chronologiques 1948-1959 — Prévisions relatives à la consommation des ménages en 1965.
- Nº 3 Sur quelques aspects de la précision d'estimations basées sur les enquêtes de budgets ménagers.
  - Répartition par provinces et par régions linguistiques du produit intérieur global et de la valeur ajoutée relative aux diverses branches d'activité.
- Nº 4 Les comptes nationaux de la Belgique 1953-1962.
- Nº 5 Enquête sur les budgets des ménages 1961 Description de la méthode Revenu, consommation et épargne de dix groupes sociaux.
- Nº 6 La valeur ajoutée par branche d'activité et par travailleur dans les différentes provinces et régions linguistiques de 1955 à 1959.
  - Évolution de la concentration industrielle, variation du rendement, des rémunérations, de la valeur ajoutée et des investissements avec la dimension des établissements industriels.
- Nº 7 Enquête sur les budgets des ménages 1961 Structure du budget selon les charges familiales et selon les régions linguistiques Étude du caractère représentatif de l'enquête sur les budgets des ménages.
- Nº 8 Les comptes nationaux de la Belgique 1953-1963 Principales caractéristiques de l'évolution.
- Nº 9 Enquête sur les budgets des ménages 1961 Structure du budget selon la classe d'importance des communes et selon la branche d'activité où le chef de ménage est occupé Structure du budget selon l'épargne positive ou négative des ménages.