REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

J. MÉRAUD

A. TYMEN

Les variations saisonnières de l’activité économique

Revue de statistique appliquée, tome 8, nº 4 (1960), p. 15-68

<http://www.numdam.org/item?id=RSA_1960__8_4_15_0>

LES VARIATIONS SAISONNIÈRES DE L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE (1)

par J. MÉRAUD et A. TYMEN

Administrateurs à l'Institut National de la Statistique
et des Études Économiques

L'analyse de la conjoncture ne saurait plus se faire à notre époque sans l'élimination des variations saisonnières. Certes, le chiffre brut représente aussi certaines fois une donnée de fait intéressante, par exemple en ce qui concerne le nombre de chômeurs; dans d'autres cas, comme celui de l'indice de la production industrielle, l'indicateur utilisé par les conjoncturistes n'aurait pratiquement aucun sens à l'état brut. Mais dans un cas comme dans l'autre la connaissance de la modulation saisonnière est nécessaire à l'analyse.

L'O.E.C.E. étudie les économies des pays occidentaux avec des corrections saisonnières établies systématiquement par les soins de ses propres services(2). La Commissiom économique pour l'Europe de Genève a demandé à chacun des pays membres des Nations Unies de lui fournir les méthodes qu'ils utilisent à ce sujet.

En France même, depuis 3 ou 4 ans, les analyses de conjoncture parues dans "Etudes et Conjoncture" utilisent systématiquement la correction des variations saisonnières. Une technique allégée et adaptée aux besoins français a peu à peu été dégagée. Il a semblé utile de l'exposer au public afin de pouvoir justifier l'usage qui en est fait actuellement.

L'étude qui suit pourrait apparaître à première vue comme purement théorique. De fait, l'analyse des séries chronologiques - qui comprend en particulier la détermination et l'élimination des variations saisonnières - constitue l'un des chapitres classiques de tout traité d'analyse statistique. Et pourtant les raisons qui nous ont conduits à ces travaux sont d'ordre très pratique, et les mêmes raisons devraient imposer des recherches analogues à tous ceux qui, préoccupés d'analyse économique dans un cadre national ou régional, et tout autant dans le cadre de n'importe quelle entreprise, voudront éviter les risques d'erreur grave auxquels conduit inévitablement l'emploi de méthodes d'interprétation sommaires.

----

(1) Extrait d'une étude publiée dans "Etudes et Conjonctures" I.N.S.E.E. - Avril 1960.

(2) Sauf pour les séries concernant la production industrielle, pour lesquelles sont utilisés des coefficients saisonniers fournis par l'I.N.S.E.E. à l'O.E.C.E.

CHAPITRE PREMIER

L'ANALYSE DE LA CONJONCTURE ET LES VARIATIONS SAISONNIÈRES

I - L'ANALYSE DE LA SITUATION ECONOMIQUE -

On ne peut juger objectivement de l'évolution économique d'un pays qu'en suivant la variation dans le temps d'un certain nombre de grandeurs économiques susceptibles de mesure. Ces grandeurs, plus ou moins nombreuses selon le développement de l'appareil statistique du pays, peuvent être des flux (production de charbon au cours d'une période donnée) ou des états (nombre de chômeurs secourus au 1er de chaque mois). Leur périodicité est très variable : elle est en général hebdomadaire, mensuelle, trimestrielle ou annuelle.

Nous allons voir que l'interprétation de ces données chiffrées conduit le conjoncturiste à se pencher sur un problème d'analyse statistique, celui des variations saisonnières qui affectent les séries chronologiques.

A - Les cadres temporels de l'analyse de la situation économique.

L'évolution d'une situation économique peut être analysée de deux manières :

1/ On peut suivre l'évolution dans le temps de grandeurs économiques prises en moyenne sur des périodes relativement longues, par exemple sur une année. C'est la base actuelle des travaux de comptabilité nationale et des budgets économiques, où différentes grandeurs sont confrontées en vue de tester la cohérence (ou la compatibilité) de l'ensemble des observations ou des prévisions effectuées au préalable séparément pour chacune des grandeurs en question. A titre d'exemple, le tableau ci-dessous donne l'évolution depuis 1951 de l'indice annuel de la production industrielle. Celle-ci n'a cessé de croître en moyenne annuelle sur toute cette période.

Production industrielle. - Indice d'ensemble (sans bâtiment)
(Base 100 en 1952)

1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958
-	-	-	-	-	-	-	-
99	100	101	111	121	134	146	152

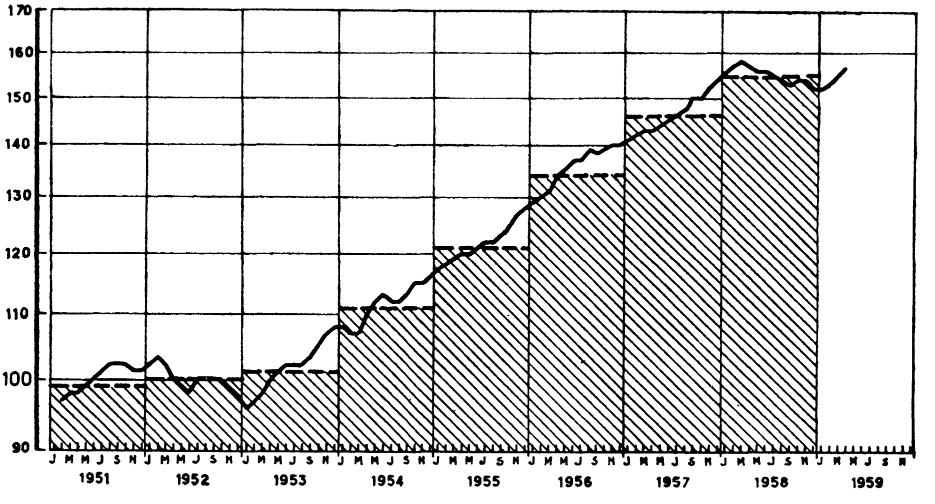
2/ On peut analyser la situation économique à un moment donné en cherchant les tendances d'évolution à court terme de chacune des grandeurs économiques retenues pour caractériser l'ensemble. L'analyse de la conjoncture peut être définie comme la détermination de ces tendances sur la période la plus récente possible et la prévision de leur modification au cours du proche avenir.

La différence entre les deux optiques est mise en évidence par le graphique ci-dessous comparant l'évolution instantanée de la production industrielle(1) et l'évolution des productions moyennes annuelles. On notera en particulier la différence de physionomie des années 1957 et 1958. Bien que la production mensuelle moyenne de 1958 soit supérieure à celle de 1957, la courbe d'évolution instantanée montre que le rythme de production est décroissant sur les trois quarts de l'année 1958, après être passé par un maximum vers mars-avril, tandis qu'il a été constamment croissant en 1957.

Graphique 1

Comparaison de l'évolution instantanée de la production industrielle et de l'évolution des productions moyennes annuelles

(base 100 = année 1952 - ordonnées logarithmiques)



B - Les grandeurs utilisables pour l'analyse de la conjoncture.

Cherchant à mettre en évidence une évolution "instantanée" (dérivée des grandeurs par rapport au temps), le conjoncturiste a intérêt à utiliser des informations chiffrées portant sur des périodes de temps aussi courtes que possible en ce qui concerne les "flux", et relevées à intervalles aussi rapprochés que possible en ce qui concerne les "états".

Comme,par ailleurs, l'étude doit porter sur la période la plus récente possible, afin de servir de base à une prévision, le conjoncturiste va demander des informations chiffrées rapides, c'est-à-dire disponibles le plus rapidement possible après la fin de la période sur laquelle portent les mesures ou après l'époque(2) d'enregistrement.

----

(1) Ou du moins une approximation de cette évolution instantanée. Le but de cet article est précisément d'expliquer comment on a obtenu cette courbe, à partir des informations brutes recueillies sur la production industrielle.

(2) Le terme "époque" est pris ici dans son sens restreint utilisé en statistique. Il s'oppose au terme "période" et désigne le très court intervalle de temps nécessaire à la mesure du phénomène. Il correspond à la notion de "date".

Dans la pratique, le conjoncturiste est limité dans cette voie par la documentation statistique qui existe. On pourrait concevoir la possibilité de développer l'investigation statistique dans ce sens : recueillir des informations plus fraîches et plus fréquentes; diminuer les délais d'élaboration, et recueillir des informations mensuelles là où l'on ne dispose que d'informations trimestrielles, des informations hebdomadaires là où l'on ne possède que d'informations mensuelles. Il serait souhaitable, par exemple, que l'on dispose de statistiques mensuelles sur l'emploi (effectifs occupés, durée du travail, etc.) au lieu des résultats trimestriels actuellement disponibles.

Toutefois, le coût de l'information rapide et portant sur une courte période deviendrait rapidement prohibitif.

Par ailleurs, indépendamment de toute question de coût, il n'est pas certain que l'information recueillie sur une très courte période soit directement utilisable. A titre d'exemple, on dispose de statistiques mensuelles des versements forfaitaires de 5% sur les salaires; mais les aléas qui affectent cette série sont tels que les chiffres publiés ne sont pas directement utilisables ou interprétables; il faut cumuler les données de plusieurs mois successifs pour essayer de déceler une tendance de variation(1).

En fait le conjoncturiste n'a que rarement à se poser le problème de l'extension de l'information statistique. Il doit commencer par utiliser et interpréter les statistiques qui existent. Les données dont il se sert habituellement sont des données hebdomadaires ou mensuelles. Faute de mieux, il recourt également aux statistiques trimestrielles.

C - Interprétation des grandeurs économiques utilisées pour l'analyse de la conjoncture.

Comme pour les données annuelles utilisées dans la comptabilité nationale, il se pose, en conjoncture, un problème de niveau atteint et un problème de variation dans le temps. Nous allons examiner successivement ces deux problèmes :

1/ Le niveau atteint.

Le niveau atteint par telle ou telle grandeur sur une période donnée (flux) ou à une époque donnée (état) est, en général, ce qui sort du creuset du statisticien :

a) Flux. On lit dans le Bulletin mensuel de Statistique de l'I.N.S.E.E. qu'au cours du mois de janvier 1959 la production d'électricité a été de 5 520 millions de kilowatts, que le tonnage expédié par la S.N.C.F. a été de 17,6 millions de tonnes, que l'indice du chiffre d'affaires des Grands Magasins de Paris s'est établi à 298 sur la base 100 en 1950, que les importations en provenance de l'étranger se sont élevées à 143,5 milliards de francs.

b) Etat. Le même document nous apprend qu'à la fin du mois de janvier le stock de charbon aux mines était de 8 216 milliers de tonnes, que l'indice général des prix de gros était à 175,0, que le nombre de demandes d'emploi non satisfaites était de 168 800, etc.

Nous ne discuterons pas ici du degré de confiance que l'on peut attribuer à chacune de ces informations, question qui bien entendu n'est pas sans importance, mais qui n'est pas l'objet de cette étude. Notons seulement que

----

(1) Voir Etudes et Conjoncture de mars 1959, p. 327.

nous nous servons de ces statistiques disponibles pour chiffrer tel ou tel concept utile pour l'analyse économique, ce concept pouvant coïncider plus ou moins avec la grandeur effectivement mesurée, et la mesure de la grandeur pouvant elle-même être exhaustive ou non.

Par exemple le concept de "production" coïncide avec la grandeur "production" dont la mesure est dans certains cas exhaustive (production d'électricité, de charbon) et dans certains cas partielle (production des industries alimentaires). Par contre la notion de tension sur le marché du travail, qui joue un rôle important dans l'évolution conjoncturelle, bien que n'étant pas "opérationnelle" en soi(1), peut être saisie quantitativement par l'évolution du chômage secouru, des offres et demandes d'emploi non satisfaites, du lignage consacré dans les journaux aux offres et demandes d'emploi, etc.

On pourrait penser a priori que le niveau absolu atteint par telle ou telle des grandeurs économiques prises en considération par le conjoncturiste ne l'intéresse pas; seule retiendrait son attention l'évolution de ce niveau dans le temps.

En fait, il faut se garder d'être trop catégorique. Tout d'abord le niveau atteint par de nombreuses grandeurs économiques interviendrait normalement si l'on mettait au point un test de cohérence interne du système, à l'image de ce qui est fait sur le plan annuel dans le cadre des budgets économiques, mais à une fréquence plus grande (modèle à court terme, par exemple trimestriel, qui permettrait en principe d'analyser la répercussion sur l'ensemble du système économique d'une variation, même faible et intervenant pendant une période plus courte que l'année, d'une des composantes des "ressources" ou des "emplois" confrontés dans ce modèle). Mais, même indépendamment de cette analyse générale - qui n'a pas été faite jusqu'à présent - le niveau atteint par certaines grandeurs économiques (et non pas seulement leur évolution) exerce une influence sur l'évolution ultérieure de la conjoncture. Ceci est vrai surtout lorsqu'on approche de certains niveaux critiques (épuisement de réserves de devises, faible nombre de chômeurs secourus, capacité de production quasi pleinement utilisée, etc.). Par ailleurs, et anticipant sur ce qui sera dit par la suite, on peut facilement imaginer qu'une hausse de prix en cas d'inflation jusqu'alors contenue, ou une augmentation du nombre de chômeurs dans un climat de pré-récession, peuvent avoir des répercussions sérieuses sur l'évolution ultérieure de la conjoncture, même si cette hausse de prix ou cette augmentation du nombre des chômeurs sont des phénomènes purement saisonniers. De même une récession qui apparaît à une époque de baisse saisonnière du chômage n'aura pas les mêmes effets psychologiques et même monétaires (par le jeu du montant des revenus distribués aux travailleurs) qu'une récession pourtant de même ampleur du strict point de vue conjoncturel, mais intervenant à une époque d'augmentation saisonnière du chômage et venant en quelque sorte renforcer ce mouvement, dont le caractère saisonnier - et par conséquent nullement inquiétant du strict point de vue de l'évolution ultérieure de l'activité économique - est déjà fort

----

(1) "Parmi les nombreux concepts qui se rapportent à l'être humain, les uns sont une construction logique de notre esprit. Ils ne s'appliquent à aucun être observable par nous dans le monde. Les autres sont l'expression pure et simple de l'expérience. A ce deuxième type de concepts, Bridgmann a donné le nom d'opérationnels. Un concept opérationnel est équivalent à l'opération ou à la suite d'opérations que l'on doit faire pour l'acquérir. En effet, toute connaissance positive dépend de l'emploi d'une certaine technique" (Dr Alexis Carrel : "L'homme, cet inconnu").

mal perçu et presque toujours discuté par les intéressés, qui en supportent les conséquences psychologiquement et financièrement désagréables.

2/ Les variations dans le temps.

Afin de rendre le phénomène analysé plus facile à saisir, nous raisonnerons sur un exemple : le nombre de demandes d'emploi non satisfaites au premier de chaque mois; le tableau ci-dessous donne l'évolution de cette donnée de 1949 à 1959.

Tableau I

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois (France entière)

(en milliers)

Données brutes appelées x_t par la suite

	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959
Janvier	98,6	153,5	151,3	116,4	182,1	193,1	177,9	145,0	97,4	87,3	133,7
Février....	109,9	173,0	164,0	132,0	210,7	222,3	202,8	161,4	106,7	100,1	168,8
Mars	126,2	185,4	159,5	140,1	216,7	231,5	209,2	162,8	104,3	101,1	179,0
Avril	127,2	182,2	144,9	135,2	207,0	218,5	198,8	144,2	92,2	96,0	161,3
Mai	129,0	175,0	140,4	127,3	195,5	206,1	179,9	126,6	81,9	91,8	150,5
Juin	132,7	165,9	122,9	120,6	179,5	192,1	161,7	108,5	75,1	84,4	
Juillet	128,8	141,1	104,6	110,5	159,3	169,4	143,9	93,7	67,7	77,4	
Août	122,1	126,7	90,8	106,5	148,2	154,9	128,8	84,2	61,1	73,5	
Septembre .	118,6	122,6	90,7	108,8	145,5	148,8	125,4	83,1	62,3	76,7	
Octobre ...	132,4	128,4	93,2	118,7	154,5	152,5	129,0	83,8	67,4	85,6	
Novembre .	142,8	138,5	101,8	142,9	168,2	157,8	137,9	86,3	76,0	102,0	
Décembre .	149,0	144,6	112,4	158,0	181,5	167,8	142,7	91,6	81,8	117,8	

Sur ce tableau et sur le graphique ci-après on voit par exemple que le nombre des demandes d'emploi non satisfaites a augmenté entre le 1er septembre 1958 et le 1er mars 1959, pour décroître ensuite. Peut-on conclure qu'il y a là un indice de "retournement" conjoncturel ? A priori on n'en sait rien, car le graphique montre que tous les ans, sur la même période, on observe une évolution non pas rigoureusement parallèle, mais tout au moins du même type (croissance du nombre de demandes non satisfaites au cours de l'automne et de l'hiver et décroissance à partir du printemps).

On peut cependant observer à d'autres époques, sans autre instrument d'analyse que le même graphique, l'existence de "retournements" conjoncturels : si l'on suit l'évolution des demandes d'emploi entre 1952 et 1955 par exemple, on peut affirmer qu'il y a eu entre ces deux époques un "retournement" (passage d'une phase d'accroissement des demandes d'emploi à une phase de décroissance).

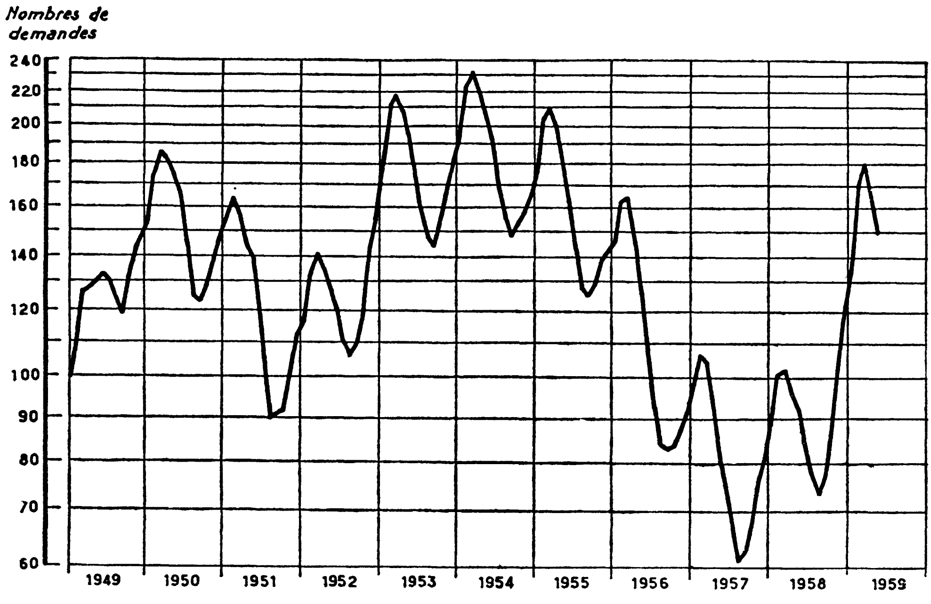
Mais quand exactement s'est produit ce "retournement" ? Il est beaucoup plus difficile de le préciser au simple vu du graphique. Les oscillations à périodicité annuelle, qui nous gênaient tout à l'heure pour conclure à l'existence d'un retournement entre septembre 1958 et mars 1959, nous gênent à nouveau, se mêlant aux fluctuations conjoncturelles et empêchant de les mettre en lumière.

Encore ne faut-il pas limiter les influences qui déterminent les demandes d'emploi à deux seulement : une influence saisonnière et une influence conjoncturelle. Admettons plus valablement que la variation des demandes d'emploi d'un mois sur le mois précédent est la résultante de deux groupes de causes, le premier rassemblant les causes qui sont liées à la saison, et le second

Graphique 2

Evolution dans le temps du niveau atteint par le nombre de demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois (France entière)

(en milliers - ordonnées logarithmiques)



toutes les autres. On peut seulement affirmer que la variation imputable à ce second groupe de causes (à supposer que l'on puisse séparer les deux composantes ainsi définies) est à coup sûr plus liée à l'évolution conjoncturelle générale que la variation réelle globale. En d'autres termes, si la donnée brute observée augmente de +10% en passant d'un mois au suivant, le problème est de savoir quelle fraction de ce pourcentage doit être imputée au facteur "saison" et quelle fraction doit être imputée à l'évolution générale de l'ensemble du système économique (à supposer toujours que ce problème de fractionnement soit soluble).

II - LES VARIATIONS SAISONNIERES -

A - Quelques remarques sur les variations liées à la saison.

Pour une grande partie des séries chronologiques servant à l'analyse de la conjoncture, l'existence de fluctuations liées à la saison ne fait aucun doute. Elles peuvent être mises en évidence par des procédés graphiques; mais, si certaines des causes qui provoquent ces variations sont évidentes, il est toutefois difficile de les expliciter toutes de façon précise.

1/ Mise en évidence graphique de l'existence des variations saisonnières.

Le graphique n°2 ci-dessus montrait déjà que le nombre de demandes d'emploi non satisfaites passe tous les ans par un maximum vers le mois de mars et par un minimum vers les mois d'août-septembre. Ce phénomène est encore mieux mis en évidence par le graphique n°3 ci-contre où les années sont non plus juxtaposées, mais superposées[1].

2/ Analyse de quelques-unes des causes des variations liées à la saison.

Parmi les multiples causes qui interviennent de façon directe ou indirecte, citons :

a) *Les congés*. Les congés annuels, pris principalement durant les mois d'été, se traduisent par une diminution de la production industrielle au cours des mois en question. Les indices de production industrielle, corrigés du nombre de jours légalement ouvrables, mais non du nombre de jours effectivement ouvrés, enregistrent ce creux saisonnier. Pour certaines branches d'activité le creux se déplace d'ailleurs plus ou moins d'une année sur l'autre de juillet sur août ou d'août sur juillet, suivant l'époque à laquelle certaines régions ou certaines grandes entreprises prennent leurs congés. D'où une difficulté supplémentaire de "chiffrement" du mouvement saisonnier.

b) *L'inégalité des différents mois de l'année quant au nombre de jours*. Cette inégalité résulte de l'inégalité de longueur des mois et de l'existence d'un certain nombre de fêtes chômées. Le fait que de nombreuses entreprises "font le pont" à l'occasion de telle ou telle fête une année, mais non pas les années précédentes et suivantes, vient compliquer le problème. De même les fêtes "mobiles" peuvent se déplacer d'un mois sur l'autre (Pâques en mars ou en avril) et il y a lieu d'en tenir compte dans l'interprétation des données des mois en question.

c) *Le climat et plus spécialement la température*. Il est difficile de saisir tous les aspects de l'influence du climat et plus spécialement de la température sur les grandeurs économiques; en particulier les phénomènes climatiques dits "saisonniers" sont affectés de tels aléas que leurs répercussions peuvent prendre d'une année sur l'autre une ampleur très différente.

Par exemple la hausse des prix des légumes en hiver est indiscutablement "liée à la saison". Cependant elle peut prendre certaines années, comme en 1956, une ampleur telle qu'on dira couramment qu'aux facteurs saisonniers s'est superposé un "accident"; d'autres années au contraire l'hiver sera si doux que la hausse "saisonnière" sera très faible, voire inexistante. C'est évidemment le caractère de relative permanence des phénomènes saisonniers qui nous intéresse ici. Mais cette remarque nous montre déjà que les influences saisonnières peuvent présenter d'une année sur l'autre une grande diversité.

Les mécanismes par lesquels le climat influe sur les phénomènes économiques sont parfois évidents (augmentation du chômage en hiver dans le bâtiment, par exemple); dans d'autres cas ils sont moins connus, parce que plus complexes (influence de la température sur la consommation d'électricité, influence générale du climat sur le comportement humain, etc.).

d) *La périodicité de l'offre et la périodicité de la demande de certains biens*. Ces phénomènes sont mieux connus. Le rythme de la production végétale alliée à une certaine organisation du marché des différents produits (stockage) se traduit par des variations assez régulières dans le cours d'une

----

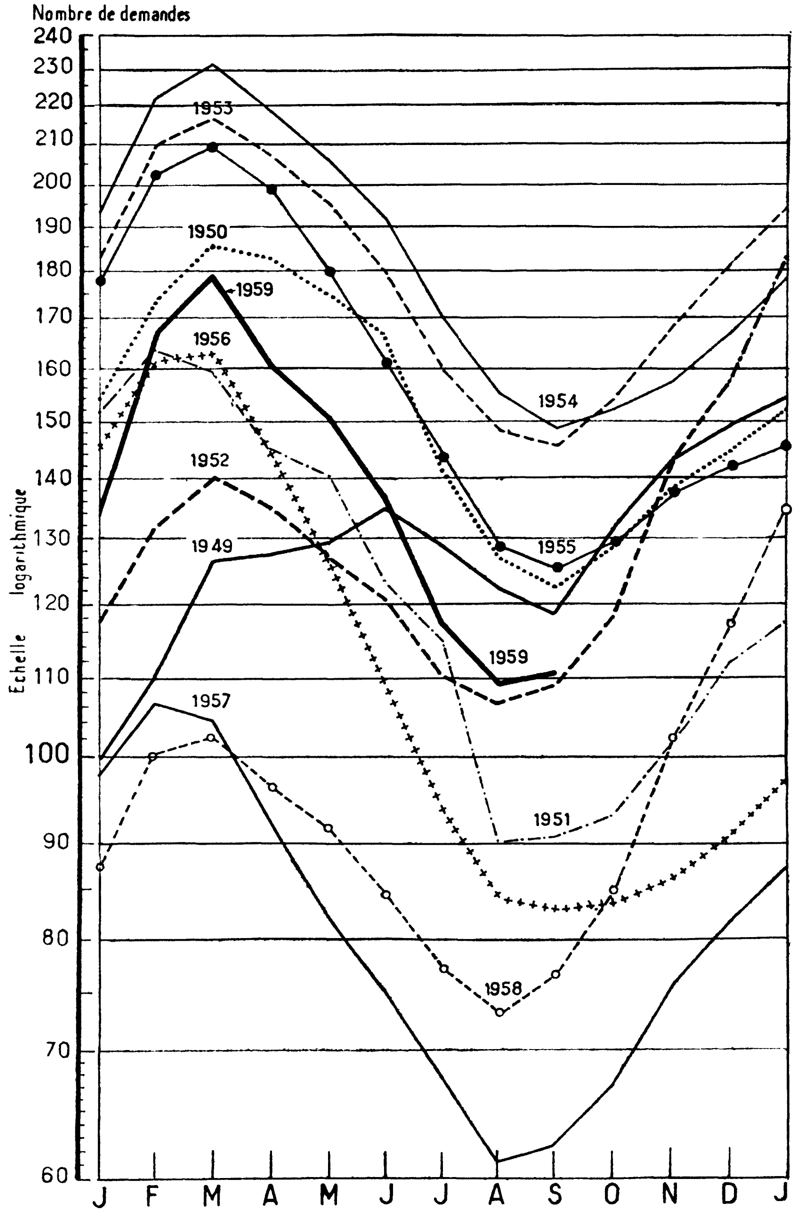
(1) On omet souvent sur de tels graphiques de porter deux fois le mois de janvier à l'extrémité droite comme à l'extrémité gauche des abscisses. Si l'on ne porte que 12 mois (janvier à décembre) au lieu de 13 (janvier à janvier suivant) on ne met pas en évidence sur le graphique l'évolution saisonnière entre le mois de décembre et celui de janvier.

Graphique 3

Nombre de demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

(en milliers)

(courbes annuelles superposées - ordonnées logarithmiques)



année des disponibilités et des prix de certains produits. La demande de certains biens connaît par ailleurs des variations également assez régulières, liées par exemple à des coutumes (chiffre d'affaires des magasins en début de mois, ou avant les fêtes de fin d'année; ventes d'automobiles particulières au printemps, etc.).

Notons enfin que les variations saisonnières d'un ensemble complexe peuvent résulter soit des variations saisonnières des éléments composants, soit simplement de la proportion variable selon les mois de l'année de ces divers éléments dans l'ensemble. A titre d'exemple, les variations saisonnières de l'indice de production du gaz peuvent dépendre des variations d'un mois sur l'autre de la proportion de gaz naturel et de gaz d'usine dans l'ensemble.

3/ Premières conclusions.

Considérons une donnée économique qui augmente de 5% par exemple d'un mois sur l'autre. Pour le moment nous n'avons encore rien dit sur la façon dont on peut (ou dont on pourrait) distinguer ce qui dans ces 5% est explicable par les causes liées à la saison et ce qui ne peut l'être que par d'autres causes). Toutefois, de l'analyse qui précède, on peut déjà tirer trois conclusions :

a) S'il existe des causes de variation qui sont incontestablement liées à la saison et d'autres qui sont incontestablement indépendantes de la saison, il y a entre les deux une zone d'indétermination; la coupure entre les deux groupes de causes ne sera pas nette; elle sera affectée de certains aléas.

b) Le résultat de l'influence d'une cause donnée, bien définie et incontestablement liée à la saison, ne sera pas une grandeur certaine, fonctionnellement déterminée, mais une grandeur affectée de nombreux aléas, par suite, en particulier, de l'interdépendance de la majorité des "causes" qui interviennent.

c) Enfin, et ceci est très important, les causes (et donc leurs effets mesurables) peuvent varier dans le temps, de façon "systématique" c'est-à-dire non accidentelle (allongement de la durée des congés, modification de certains comportements, meilleur ajustement de la production à la demande, modification d'une politique de stockage, variation dans le temps de la composition d'un agrégat, etc.).

B - Moyens d'approche possibles pour l'élimination des variations dues à la saison.

Notre but n'est pas ici d'exposer en détail toutes les méthodes utilisables pour l'élimination de la "variation saisonnière", mais de signaler un certain nombre d'approches possibles résultant de l'analyse ci-dessus.

1/ Une première solution que l'on pourrait envisager consisterait à mesurer directement (au moyen d'enquêtes statistiques) l'influence sur chaque grandeur économique de différents facteurs saisonniers. On peut concevoir, par exemple, un indice mensuel de la production industrielle, qui serait corrigé, non du nombre de jours légalement ouvrables, mais du nombre de jours effectivement ouvrés dans le mois en question; il suffirait pour cela d'ajouter chaque mois au questionnaire statistique sur la production (et de dépouiller rapidement) une question sur le nombre de jours de travail effectués dans le mois par chaque entreprise interrogée. On éliminerait ainsi, par mesure directe, l'influence de l'une des causes saisonnières. Pour chercher à éliminer, par des méthodes analogues, l'influence d'autres causes (conditions climatiques, périodicité de certains besoins, etc.) les enquêtes à prévoir deviendraient rapidement des plus délicates et des plus onéreuses, pour ne pas dire impossibles. On voit mal, par exemple, comment on pourrait mesurer directement dans l'augmentation du chiffre d'affaires des grands magasins en passant du mois de novembre au mois de décembre, ce qui est dû à la présence des fêtes de fin d'année.

En conclusion, un développement des enquêtes statistiques permettrait sans doute de corriger certaines des grandeurs que nous utilisons pour l'analyse de la conjoncture en éliminant une fraction de la variation d'un mois sur l'autre "liée à la saison", mais une fraction seulement. Le problème subsisterait donc.

2/ Une deuxième solution, couramment appliquée, consiste à comparer, mois par mois, les données d'une année à celles de l'année précédente. On peut souvent lire ou entendre dire que, par exemple, l'indice de la production industrielle (sans le bâtiment) se situait en juin 1959 à 4% au-dessus du niveau atteint en juin 1958. Si ensuite on veut comparer juin 1959 aux mois précédents, on dit en général : "mai 1959 n'était qu'à 2% au-dessus de mai 1958, et avril 1959 se situait à 1% au-dessous d'avril 1958; donc le rythme de la production industrielle a eu tendance à s'accroître au cours du printemps 1959". Nous allons montrer, par un exemple chiffré, puis au moyen de quelques graphiques, que ce raisonnement est faux et qu'il peut conduire à des conclusions erronées.

Soit une série, sans variations saisonnières, pour laquelle en 1957, 1958 et 1959, on observe les données mensuelles suivantes :

	1957 (1)	1958 (2)	1959 (3)	Variation en 1958 par rapport au mois correspondant de 1957 (4)	Variation en 1959 par rapport au mois correspondant de 1958 (5)
Janvier	100	112	108	+12%	-4%
Février	101	112	109	+11%	-3%
Mars	102	111	111	+ 9%	0%
Avril	103	111	112	+ 8%	+1%
Mai	104	110	112	+ 6%	+2%
Juin	105	110	112	+ 5%	+2%
Juillet	106	109	112	+ 3%	+3%
Août	107	109	112	+ 2%	+3%
Septembre	108	108	112	0%	+4%
Octobre	109	108	112	- 1%	+4%
Novembre	110	107	112	- 3%	+5%
Décembre	111	107	112	- 4%	+5%

Comme nous avons supposé qu'il n'y avait pas de variations saisonnières[1], l'évolution conjoncturelle se lit directement sur les trois premières

---

(1) Ni d'ailleurs de variations aléatoires (voir plus loin).

colonnes du tableau ci-dessus : croissance de la grandeur étudiée de janvier 1957 à janvier-février 1958, décroissance jusqu'en décembre 1958, puis à nouveau croissance jusqu'en avril 1959, enfin stabilité jusqu'à la fin de 1959.

Supposons maintenant que nous voulions utiliser, pour déterminer l'évolution conjoncturelle, la référence systématique au mois correspondant de l'année précédente. Nous nous servirions dans ce cas des deux dernières colonnes du tableau.

Nous y voyons que les données de chaque mois sont supérieures à celles des mois correspondants de l'année précédente de janvier à août 1958, puis à partir d'avril 1959; entre ces deux périodes, les pourcentages de variation d'un an sur l'autre sont négatifs ou nuls.

Remarquons d'abord un premier inconvénient de cette présentation : l'effet psychologique des nombres positifs est tel que l'on attendra le mois d'octobre 1958, c'est-à-dire le premier mois pour lequel on observe un pourcentage négatif de variation par rapport au mois correspondant de l'année précédente, pour estimer que la situation s'est détériorée et pour prendre éventuellement les mesures que cette constatation impose. Or c'est en février 1958 que la détérioration a commencé.

Sans tomber dans l'erreur d'interprétation grossière que nous venons de signaler, l'examen des colonnes 4 et 5 du tableau ci-dessus conduira en général à des réflexions de cet ordre : "en 1958 les pourcentages de variation d'un an sur l'autre vont en décroissant, donc la situation a tendance à se détériorer; par contre, au cours de l'année 1959, les pourcentages de variation vont en croissant, donc la situation s'améliore". L'examen des colonnes 2 et 3 montre que, si en 1958 le diagnostic ainsi formulé est exact, et s'il reste correct de janvier à avril 1959, il est faux pour la suite de l'année (la situation est en réalité stable). C'est qu'on oublie, en faisant de tels raisonnements que l'évolution des pourcentages en question dépend, non seulement de la physionomie de l'année en cours, mais également de la physionomie de l'année précédente, comme le montrent les quelques graphiques ci-dessous.

Ces graphiques représentent l'évolution, au cours de deux années successives (1957 et 1958), d'une donnée supposée sans variations saisonnières. Comme on a utilisé des ordonnées logarithmiques, les pourcentages de variation d'un an sur l'autre sont représentés pour chaque mois par les distances verticales séparant les deux courbes.

Graphique A - Données de 1957 stables; les données de 1958 varient en hausse ou en baisse, en même temps que l'écart entre les courbes. L'application de la méthode de comparaison au mois correspondant de l'année précédente peut se justifier.

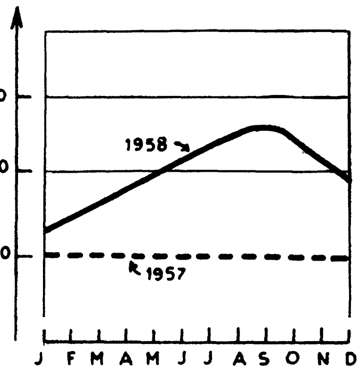
Graphique B - L'écart entre les deux courbes va croissant; la tendance au cours de 1958 est effectivement à la hausse. La référence à la période correspondante de l'année précédente ne fausse pas les conclusions.

Graphique C - L'écart entre les deux courbes va en décroissant, et pourtant la tendance au cours de 1958 est encore à la hausse.

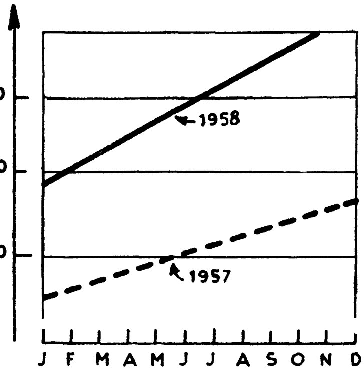
Graphique D - L'écart va en s'accroissant (il est de moins en moins négatif) et pourtant la tendance de 1958 est toujours à la baisse.

Dans ces deux derniers cas la référence au mois correspondant est trompeuse. On pourrait imaginer beaucoup d'exemples de ce type démontrant que cette méthode peut conduire à des conclusions erronées.

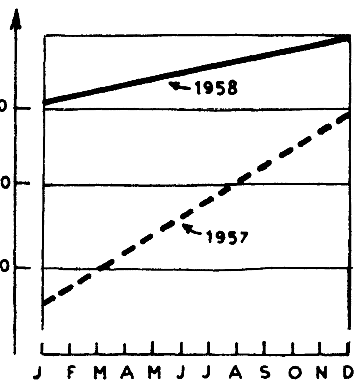
Graphique 4



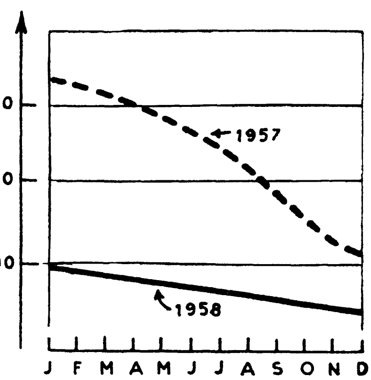
Graphique A



Graphique B



Graphique C



Graphique D

3/ Un troisième groupe de solutions consiste à comparer l'évolution d'une année à l'ensemble des années précédentes; c'est la base de toutes les méthodes préconisées dans les manuels de statistique pour mettre en évidence les variations saisonnières.

On peut essayer de faire cette opération d'élimination uniquement par méthode graphique, en comparant le profil d'une année donnée, non seulement au "profil" de l'année précédente comme dans la deuxième solution exposée ci-dessus, mais à l'ensemble des profils des années précédentes. C'est ainsi que, si on regarde le graphique n°3 de la page 23, on s'aperçoit que le nombre de demandes d'emploi non satisfaites a augmenté beaucoup plus entre août et décembre 1958 qu'entre les mêmes mois de la plupart des autres années, depuis 1949. On peut en conclure, sans aucun doute, que cette variation est supérieure à la variation saisonnière normale et qu'elle résulte en partie de causes conjoncturelles. Mais cette remarque qualitative ne permet pas de chiffrer, même approximativement, la fraction de la variation observée que l'on peut attribuer à des facteurs saisonniers. Par ailleurs, en d'autres périodes où l'évolution est moins prononcée, l'examen du graphique ne permet pas d'arriver à une conclusion, même purement qualitative.

Le but de toutes les méthodes est de chiffrer, à partir des observations du passé, ce qui est représenté sur les courbes superposées du graphique n°3, autrement dit de déterminer un "profil saisonnier moyen", comme résultante de toutes les courbes d'évolution annuelle, et de comparer l'évolution d'une année particulière à ce profil théorique. Dans le chapitre suivant, nous allons exposer quelques généralités sur l'ensemble de ces méthodes.

CHAPITRE II

GÉNÉRALITÉS SUR LES DIFFÉRENTES MÉTHODES STATISTIQUES PRÉCONISÉES POUR CORRIGER LES SÉRIES DE LEURS VARIATIONS SAISONNIÈRES

I- LES DIFFERENTES COMPOSANTES D'UNE SERIE TEMPORELLE -

Toutes les méthodes s'appuient sur un certain nombre d'hypothèses en ce qui concerne la nature de la grandeur économique envisagée. En particulier, elles admettent toutes, comme point de départ, qu'une donnée mensuelle, telle que l'indice de la production industrielle, peut être considérée comme la somme d'un certain nombre de composantes. Le problème qui nous préoccupe - nous l'avons vu ci-dessus - est de partager la variation d'une grandeur en deux éléments, l'un lié à la saison, l'autre à la "conjoncture". En fait, dans les ouvrages de statistique, on envisage, en général, de décomposer la donnée en quatre éléments : la tendance séculaire, la variation "cyclique", la variation saisonnière et la variation aléatoire.

II - REMARQUES SUR CES DIFFERENTES COMPOSANTES -

1ere remarque - Dans ce problème de la décomposition d'une série en ses différentes "composantes", il y a au moins une difficulté que nous éliminons a priori, étant donné notre but (qui est l'analyse de la conjoncture, définie comme l'analyse de l'évolution instantanée de l'économie). Deux choses nous intéressent, rappelons-le : d'une part le niveau effectivement atteint par les grandeurs, d'autre part la variation réelle sur le court terme qui est imputable à l'évolution économique générale. Nous ne recherchons donc en aucun cas à séparer la tendance séculaire et le "cycle". Il nous reste par conséquent trois composantes :

a) L'ensemble tendance séculaire - cycle, que par la suite nous appellerons composante extra-saisonnière ou conjoncturelle;

b) La composante saisonnière;

c) La composante aléatoire.

2ème remarque - La composante dite "aléatoire", qui traduit des variations accidentelles de la grandeur étudiée, va intervenir dans tous les calculs tendant à caractériser et éliminer la composante saisonnière, et dans l'interprétation des résultats de ces calculs (1).

Cette composante est la résultante d'un ensemble de mouvements de nature très diverse. Les uns peuvent effectivement être attribués au hasard, c'est-à-dire à un nombre suffisamment grand de causes, dont l'action ne présente aucun caractère systématique et dont chacune n'a qu'un effet relativement faible et impossible à expliciter et à chiffrer. Parmi ces causes, il faut distinguer essentiellement :

a) Des "à-coups" réels de la grandeur considérée. Même l'évolution du rythme de production industrielle n'est pas uniforme, surtout si l'on considère une branche d'activité bien délimitée; il se peut par exemple qu'en période de récession telle ou telle information optimiste provoque un redémarrage de la production chez un certain nombre d'entrepreneurs, qui s'aperçoivent peu après qu'ils se sont trompés et ralentissent à nouveau le rythme de production. Ces à-coups, déjà non négligeables pour les indices de production, peuvent être beaucoup plus importants, lorsqu'il s'agit de données sur les ventes, les commandes, les stocks ou le commerce extérieur;

b) Des erreurs de mesure ou de calcul qui peuvent se rencontrer à tous les stades d'élaboration de la statistique (enquête non exhaustive, pourcentage non négligeable de non-réponses, continuité des relevés dans le temps non parfaitement assurée, approximation dans les réponses, voire même erreurs de copie, difficiles à repérer, quand elles sont minimes, etc.

Mais on rencontre aussi de temps en temps, parmi les mouvements dont la résultante constitue la composante dite "aléatoire", des fluctuations de plus ou moins grande amplitude, dont la cause exceptionnelle (ou "inhabituelle") est parfaitement connue, par exemple une grève, une décision administrative, une panique boursière, l'achat ou la vente à l'étranger d'un important ensemble de navires ou d'avions, un affolement des consommateurs devant tel ou tel danger de hausse des prix ou de pénurie. Ce deuxième type de fluctuations devrait plutôt être qualifié d'"accidents" que d'"aléas" (au sens statistique du terme). Certains des effets de ces "accidents" peuvent être non seulement expliqués (grèves) mais même approximativement chiffrés. On pourrait concevoir qu'en y mettant les moyens on arrive à expliciter <u>toutes</u> les variations accidentelles (en négligeant, bien entendu, les difficultés[1] qui naîtraient de la coupure à établir entre ce qui est variation accidentelle, saisonnière ou tendancielle). Une solution plus raisonnable et plus concrète consiste à admettre que, si l'on peut réduire la fraction de la variation qui paraît accidentelle, on n'arrivera jamais à l'annuler. On rejettera alors parmi les variations "aléatoires" les variations accidentelles que l'on ne peut chiffrer si l'on veut s'en tenir à un coût raisonnable de l'opération.

<u>3ème remarque</u> - Les quelques réflexions ci-dessus suggèrent assez l'insuffisance des définitions qui ont été données des différentes composantes. Cette imprécision est manifestée par la multiplicité des méthodes plus ou moins élaborées qui ont été préconisées pour la détermination de chacune des composantes.

En fait on peut dire que le plus souvent telle composante n'est définie que par le résultat du calcul mathématique qui la détermine. Certes, le processus mathématique mis en œuvre est choisi plus ou moins en fonction d'une certaine idée théorique que l'on se fait de la composante à étudier. Il n'en reste pas moins que la définition <u>précise</u> ne résulte que du calcul.

----

(1) <u>A priori</u> insolubles.

La plupart du temps également, la détermination d'une composante suppose que dans un stade antérieur, les autres ont été déterminées. Par exemple, on détermine une composante saisonnière par référence à un "extra-saisonnier" qui a lui-même été défini en faisant une certaine hypothèse (quelquefois non explicitée) sur la nature de la composante saisonnière.

Il s'agit d'un véritable cercle vicieux. En toute logique, on ne pourrait déterminer les différentes composantes que simultanément(1). Certains procédés ont été mis au point pour cela, mais leur utilisation exige certaines hypothèses sur la forme de la composante extra-saisonnière, hypothèses qui, dans la plupart des cas pratiques, sont trop restrictives.

Notre objectif étant de disposer d'une méthode d'analyse applicable de façon suffisamment commode à un grand nombre de séries, nous avons dû nous contenter d'être moins ambitieux sur le plan théorique et d'utiliser un procédé relativement classique, qui n'échappe pas au cercle vicieux signalé ci-dessus. Nous nous efforcerons seulement de ne pas perdre conscience de cette faiblesse au cours de nos calculs.

III - GENERALITES SUR LES METHODES D'ANALYSE UTILISEES -

Les remarques qui précèdent nous montrent que ce qu'on appelle "variation saisonnière" n'est que le résultat d'un ensemble d'opérations définies de façon plus ou moins empirique, en respectant, autant que faire se peut, une certaine idée que l'on s'est faite a priori de ladite "variation saisonnière".

Avant d'aborder l'exposé détaillé des méthodes employées par l'I.N.S.E.E., il nous faut dire encore quelques mots des principes communs aux différentes méthodes utilisables :

1/ On assimile généralement le mouvement saisonnier à un mouvement périodique. La période peut être un mois, une semaine ou tout autre intervalle dans le temps, selon les séries considérées. Ci-après, nous n'étudierons que des mouvements périodiques d'un an;

2/ On peut distinguer des mouvements saisonniers rigides, semi-rigides, ou souples : le mouvement est dit rigide, quand il se reproduit de façon identique chaque année; il est dit semi-rigide, quand les extrema (pointes ou creux) se présentent chaque année à la même date, mais que leur amplitude varie; il est dit souple, quand les extrema sont variables dans le temps, quant à leur date et à leur amplitude;

3/ La plupart des méthodes utilisées se justifient par un certain nombre d'hypothèses :

a) On considère généralement que la composante saisonnière est, soit indépendante de la conjoncture (dans ce cas, on a une composante saisonnière "additive"), soit proportionnelle à la composante conjoncturelle (dans ce cas, on a une composante saisonnière "multiplicative").

b) On admet que les fluctuations résiduelles ou aléatoires sont de "moyenne nulle", autrement dit, que la somme de ces variations sur un certain nombre de mois est peu différente de zéro, les aléas de certains mois compensant les autres.

----

(1) On se reportera sur ce point aux remarquables travaux de G.Th. Guilbaud et en particulier à son article sur "L'étude statistique des oscillations économiques", paru dans la première livraison des Cahiers du Séminaire d'Econométrie du C.N.R.S. en 1951 (p. 5 à 41).

c) On impose généralement à la composante saisonnière une autre contrainte basée sur la "loi de conservation des aires". (Voir ci-après).

d) La plupart des méthodes introduisent une hypothèse supplémentaire sur la forme de la composante extra-saisonnière (linéaire, exponentielle, parabolique, etc.) ou, ce qui revient au même, décident d'appeler composante extra-saisonnière le résultat de calculs bien définis appliqués aux données initiales (composante calculée par exemple en prenant la moyenne mobile sur 12 mois des données brutes).

Certaines méthodes prennent cependant quelques libertés avec l'une ou l'autre des hypothèses énoncées ci-dessus. Nous y reviendrons le cas échéant.

Une dernière question se pose avant de décrire le choix que nous avons fait : peut-on juger de la validité des solutions adoptées tout au long du processus de calcul retenu, et par suite décider, en fonction des résultats auxquels elle aboutit, si telle solution est préférable à telle autre ?

En fait, <u>il n'existe pour ce faire aucun test définitivement valable</u>, et le jugement que l'on peut porter sur le résultat de telle ou telle méthode a des fondements aussi empiriques que les méthodes elles-mêmes.

Il existe pourtant un certain nombre de procédés qui permettent de se rendre compte des erreurs grossières. Par exemple, si tous les mois de juin des années successives sont "en creux" <u>après</u> les opérations de "désaisonnalisation", on a de bonnes raisons de penser que le coefficient de juin a été sur-estimé (voir graphique n°5-A). Si tous les mois de juin sont d'abord "en pointe", puis se trouvent à peu près sur l'extra-saisonnier et enfin sont tous "en creux", on peut supposer raisonnablement qu'il y a eu une variation du coefficient saisonnier de ce mois d'un bout à l'autre de l'ensemble d'années étudié (voir graphique n°5-B).

Il existe des solutions plus raffinées, bien que toujours empiriques. Shiskin(1), par exemple, applique le test suivant : pour toutes les années successives, il fait le rapport de la donnée brute d'un mois à la moyenne des données brutes des deux mois qui l'encadrent. Il calcule, par exemple, chaque année le rapport :

$$\frac{\text{donnée d'août}}{1/2\ (\text{donnée de juillet} + \text{donnée de septembre})}$$

S'il existe des variations saisonnières marquées, la moyenne de ces rapports est significativement différente de 1. Puis Shiskin fait le même calcul sur la série qu'il vient de corriger de ses variations saisonnières. La moyenne des nouveaux rapports doit être peu différente de 1.

La conclusion que l'on déduit des considérations ci-dessus, c'est qu'on ne peut juger définitivement d'une méthode que par les résultats auxquels elle conduit, quand elle est appliquée à <u>un nombre important</u> de séries.

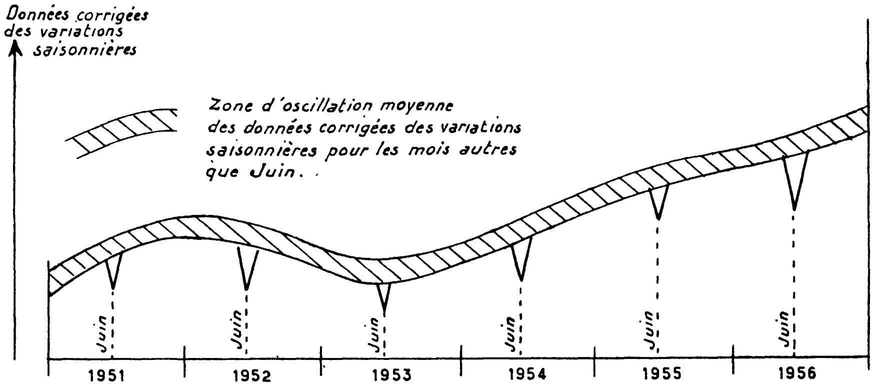
Cela excluait la possibilité d'essayer toutes les méthodes de façon systématique et décisive avant d'en choisir une; les travaux eussent nécessité un temps et des moyens matériels considérables. Notre but n'étant pas de faire une étude théorique complète sur les variations saisonnières, mais de disposer d'un outil suffisamment commode et rapidement utilisable pour l'ana-

----

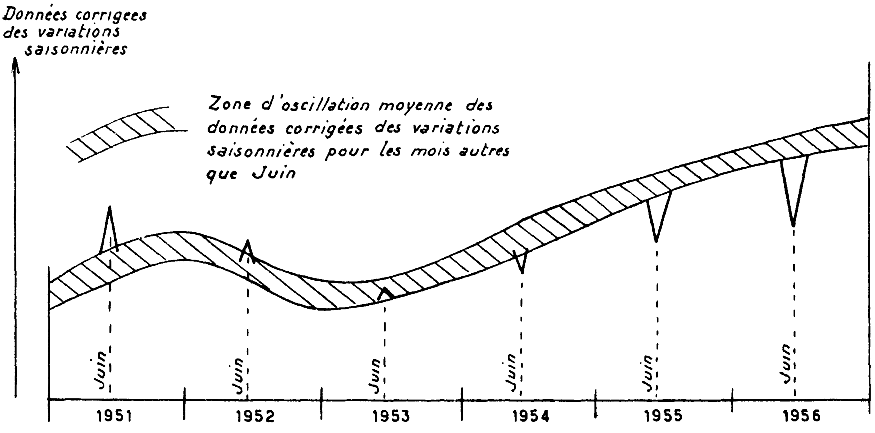
(1) Cf. J. Shiskin et H. Eisenpress : "Seasonal adjustements by electronic computer methods" (National Bureau of Economic Research).

lyse de la conjoncture, nous avons limité le nombre de nos essais, en éclairant notre choix à l'aide des expériences faites par d'autres chercheurs.

Graphique 5



Graphique A



Graphique B

CHAPITRE III

LES MÉTHODES UTILISÉES PAR L'I. N. S. E. E.

I - INTRODUCTION ET NOTATIONS -

Des considérations générales exposées au paragraphe précédent, il résulte qu'il n'existe aucune méthode universelle valable pour décomposer une série chronologique en ses différents éléments, ou plus simplement - car telle est seulement notre ambition - pour séparer dans les fluctuations à court terme d'une série ce qui est imputable à des facteurs saisonniers et ce qui ne l'est pas. Nous avons donc eu recours à des méthodes empiriques, qui ont varié en fonction des difficultés rencontrées en abordant de nouvelles séries ou en mettant à jour des séries anciennement traitées. Dans une première étape, nous avons utilisé la méthode classique des rapports à la moyenne mobile sur 12 mois, puis, dans une deuxième étape, pour éviter quelques-uns des inconvénients alors rencontrés, nous avons peu à peu compliqué les opérations.

Nous désignerons ci-après la donnée brute d'un mois, soit par x_t, t étant le numéro du mois dans la séquence considérée (dans le tableau de la page 20, donnant les variations mensuelles du nombre de demandes d'emploi non satisfaites sur dix années et cinq mois, t varie ainsi de 1 à 125), soit par x_{ij}, j étant le numéro de l'année (1949 = 1, 1950 = 2, ..., 1958 = 10) et i le numéro du mois à l'intérieur de chaque année (janvier = 1, février = 2, ..., décembre = 12). Avec ces conventions, la donnée de mars 1950 dans le tableau mentionné ci-dessus sera représentée soit par x_{15}, soit par $x_{3,2}$ ($x_{15} = x_{3,2} = 185,4$).

Nous désignerons par f le mouvement extra-saisonnier (tendance générale et cycle), par s le mouvement saisonnier et par z les fluctuations "résiduelles" (ou accidentelles). La donnée brute d'un mois donné (x_t ou x_{ij}) sera une synthèse des trois composantes : extra-saisonnière (f_t ou $f_{i,j}$), saisonnière (s_t ou $s_{i,j}$) et résiduelle (z_t ou $z_{i,j}$).

II - PREMIERE ETAPE. METHODE CLASSIQUE DES RAPPORTS A LA MOYENNE MOBILE SUR DOUZE MOIS -

A - Etude graphique.

Avant l'application de toute méthode, quelle qu'elle soit, il est indispensable de procéder à la représentation graphique des séries, telle que nous l'avons faite au chapitre Ier pour le nombre de demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois. Le simple examen de ces courbes donne une première idée du phénomène à étudier.

B - Les hypothèses retenues.

On admet que la donnée brute d'un mois, x_t ou x_{ij}, peut être considérée comme la somme de trois composantes : extra-saisonnière, saisonnière et résiduelle.

$$x_t = f_t + s_t + z_t$$

ou

$$x_{ij} = f_{ij} + s_{ij} + z_{ij}.$$

1/ Hypothèses sur la fluctuation résiduelle z.

On admet que z est nulle en moyenne sur un certain nombre de mois, et qu'elle est indépendante de f (composante extra-saisonnière) et de s (composante saisonnière). Concrètement cela veut dire par exemple qu'au mois d'août, où la production industrielle diminue d'environ 50%, les aléas qui peuvent l'affecter ne sont pas influencés par ce phénomène saisonnier, donc que les conditions dans lesquelles joue le hasard sont les mêmes qu'à n'importe quel autre moment de l'année. Cela veut dire aussi qu'à quatre ou cinq ans d'intervalle si la production d'un bien a doublé, les aléas qui peuvent l'affecter ne sont pas influencés par cette évolution "extra-saisonnière".

Cela veut dire enfin - et surtout - que les "aléas" observés sont de signe (tantôt positif, tantôt négatif) et d'amplitude tels qu'ils se compensent sinon d'un mois sur l'autre, tout au moins sur un petit nombre de mois. Or nous avons vu ci-dessus que la composante résiduelle comprenait non seulement des variations de faible amplitude (introduites par les à-coups réels de la variable, par des erreurs de mesure, ou d'autres causes mal définies) mais également des accidents de plus grande amplitude provoqués par des grèves, des décisions administratives, des catastrophes imprévisibles, etc. Si nous voulons que, sur toute la période étudiée, z soit nulle en moyenne sur un certain nombre de mois, il est indispensable de corriger au préalable les données brutes des variations accidentelles de grande amplitude. Ce travail exige, de la part du statisticien, une connaissance parfaite du contexte dans lequel s'est déroulé le phénomène étudié pendant toute la période envisagée. En général, il est assez facile de repérer les données à corriger par simple examen des graphiques superposés, compte tenu de la connaissance des phénomènes qui ont pu causer cette variation anormale.

Cette opération soulève un double problème :

a) Quels critères retenir pour juger qu'une donnée brute est affectée d'une variation accidentelle d'amplitude anormale et qu'il faut la corriger ? Il semble bien difficile de définir un critère valable pour toutes les séries. C'est une question de jugement et de connaissance du phénomène de la part de celui qui fait le travail. Les anomalies dans le graphique jouent un rôle d'avertisseur. On peut par ailleurs se laisser guider par l'analyse des répercussions qu'aurait sur la suite des calculs la non-correction de la donnée graphiquement aberrante;

b) Ayant sélectionné les données à corriger, comment faire cette correction ?

Il arrivera - sans doute rarement - que l'on puisse estimer l'effet de l'accident connu. Plus souvent il faudra se contenter de regarder, pour la période considérée et pour les autres années, la forme générale des courbes annuelles, et de remplacer le point aberrant par un point corrigé plus vraisemblable correspondant à la forme "moyenne" de graphiques. (Voir par exemple le point A, graphique n°6, grève de mars 1950)(1).

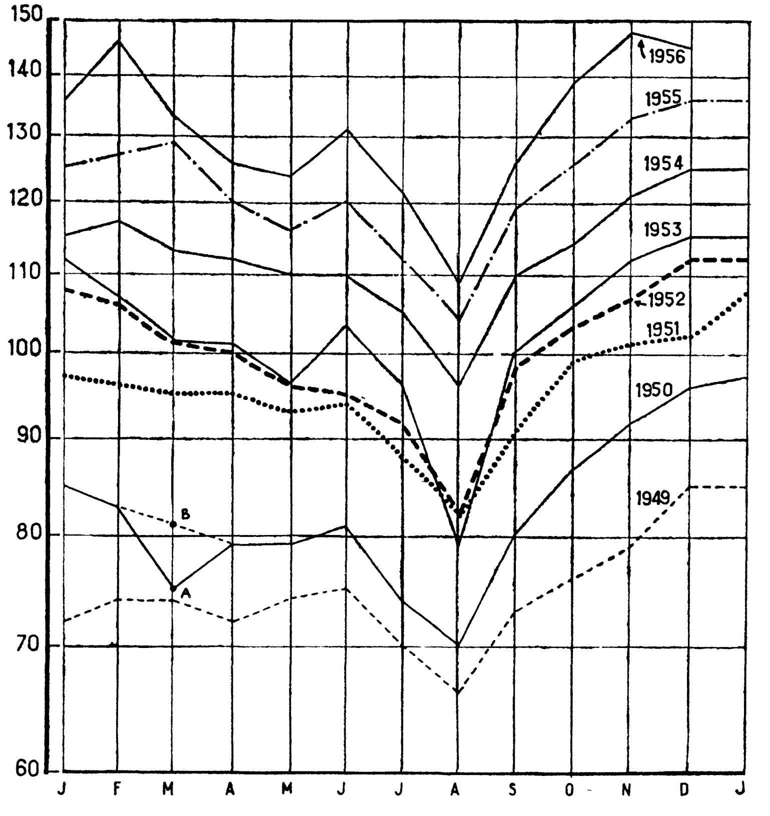
----

(1) La donnée corrigée x_t correspondant au point B étant estimée en fonction d'une idée approximative que nous nous faisons a priori d'après le graphique sur la variation saisonnière pour le mois correspondant, nous ne nous en servirons que pour le calcul

Graphique 6

Indice de production d'électricité

(courbes annuelles superposées - ordonnées logarithmiques)



Dans la suite des calculs nous appellerons x_t ou x_{ij} les données brutes corrigées comme indiqué ci-dessus. Nous admettrons que pour ces nouvelles variables l'hypothèse faite ci-dessus sur z est valable.

2/ <u>Hypothèses sur la composante saisonnière s.</u>

a) *Nature de la composante s : additive ou multiplicative* . En général on fait sur la nature de la composante saisonnière l'une ou l'autre des deux hypothèses suivantes :

(Suite de la note 1 de la page précédente)
de la moyenne mobile sur 12 mois qui sert de première approximation de l'extra-saisonnier ; nous éviterons ainsi de répercuter l'accident de mars 1950 sur les 12 moyennes mobiles où entrerait le chiffre correspondant non-corrigé. Mais, le chiffre corrigé une fois utilisé pour les calculs intermédiaires, le rapport saisonnier calculé pour mars 1950 ne sera pas pris en considération pour le calcul du coefficient saisonnier définitif (sinon nous nous donnerions en partie le résultat que nous cherchons, puisque ce rapport saisonnier ne traduirait pas autre chose que notre estimation personnelle, effectuée à partir du graphique, de l'évolution saisonnière du mois de mars.

- ou bien on admet qu'elle est indépendante de l' "extra-saisonnier" f, et que la donnée brute x_t est de la forme :

$$x_t = f_t + s_t + z_t.$$

La composante saisonnière est dite alors additive.

- ou bien on admet qu'elle est proportionnelle à f, et que la donnée brute est de la forme :

$$x_t = f_t + f_t s_t + z_t = f_t(1 + s_t) + z_t.$$

La composante saisonnière est dite alors multiplicative.

Nous avons retenu cette seconde hypothèse(1).

En cumulant les données d'un certain nombre de mois consécutifs, on obtient :

$$\sum x_t = \sum f_t + \sum f_t s_t$$

puisque, d'après les hypothèses faites plus haut sur z, $\sum z_t = 0$.

b) *Rigidité du mouvement saisonnier*. On suppose, dans cette première phase de nos calculs, que le mouvement saisonnier est du type rigide, c'est-à-dire qu'il est parfaitement périodique. Le coefficient saisonnier multiplicatif d'un mois donné, janvier par exemple, est donc le même pour toutes les années :

$$s_t = s_{t+12} = s_{t+24} = s_{t+36} = \dots$$

---

(1) La Bank Deutscher Länder a utilisé, pour certains travaux de désaisonnalisation, une méthode dont l'intérêt est de ne pas faire a priori d'hypothèse sur la nature de la composante saisonnière. Celle-ci peut être multiplicative, additive, ou à la fois multiplicative et additive, selon le schéma :

$$x_t = f_t(1 + s_t) + s_t' + z_t$$

où s_t est le coefficient multiplicatif et s_t' le coefficient additif. Ce schéma extrêmement général peut s'adapter en principe à tous les types de variations saisonnières.

Dans la méthode allemande, les deux coefficients sont déterminés par un procédé graphique. A son premier stade (comparable à la première étape de notre travail) le processus est le suivant : pour un mois donné (janvier par exemple) on construit un diagramme sur lequel on porte un point par année; chacun de ces points a pour ordonnée la valeur brute de la donnée économique étudiée (au mois de janvier de l'année n) et pour abscisse la valeur pour ce mois de la moyenne mobile sur douze mois de cette donnée. A ce premier stade, on prend en effet comme dans notre propre méthode la moyenne mobile sur 12 mois comme estimation de l'extra-saisonnier f_t.

Compte tenu de la relation ci-dessus les points obtenus doivent être approximativement alignés (l'influence du facteur aléatoire z_t entraîne en fait une certaine dispersion). On ajuste alors sur ces points une droite par la méthode des moindres carrés : $x_t = af_t + b$. La pente a de la droite ajustée donne une évaluation du coefficient saisonnier multiplicatif s_t, tandis que l'ordonnée à l'origine b donne la valeur du coefficient additif s_t'.

Nous reviendrons plus tard sur cette hypothèse de la rigidité du mouvement saisonnier. Il est certain que les mouvements réellement observés ne présentent jamais de façon parfaite ce caractère. Faire l'hypothèse en question revient en fait à déterminer pour l'ensemble des années étudiées le mouvement saisonnier moyen qui explique le mieux les observations faites:

c) *Principe dit "de la conservation des aires".* Puisque la période du mouvement saisonnier est d'un an, il semble naturel que la somme de 12 données mensuelles consécutives soit la même, que la composante saisonnière soit éliminée ou non. Autrement dit, on devrait avoir :

$$\sum_{12 \text{ mois}} x_t = \sum_{12 \text{ mois}} f_t.$$

Pour que ce principe(1) soit respecté, il faudrait (puisque : $\sum x_t = \sum f_t + \sum f_t s_t$) que la composante saisonnière soit telle que :

$$\sum_{12 \text{ mois}} f_t s_t = 0.$$

Mais, en pratique, on s'attache seulement à ce que $\sum_{12 \text{ mois}} s_t = 0$, c'est-à-dire que la somme des coefficients saisonniers (1 + s) soit égale à 12. La loi de conservation des aires n'est donc strictement vérifiée que lorsque f est constant tout au long d'une année. En règle générale, l'évolution de f sur une période de 12 mois n'est pas assez importante pour que, si $\sum_{12 \text{ mois}} s_t = 0$, $\sum_{12 \text{ mois}} f_t s_t$ soit très différent de zéro. (Voir ci-après ce qui se passe sur un exemple théorique).

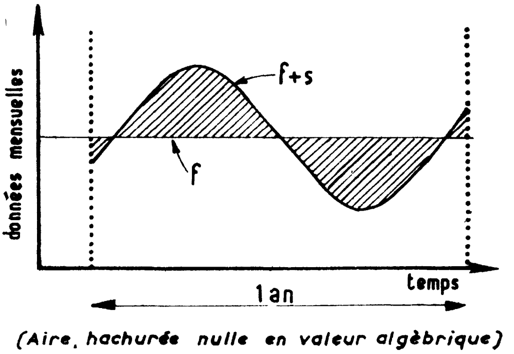
La deuxième étape de la méthode - correspondant à notre "méthode améliorée" exposée plus loin - consiste à corriger la moyenne mobile sur 12 mois, qui n'est qu'une estimation assez grossière de la tendance, au moyen des résultats obtenus au premier stade. Le procédé, séduisant théoriquement, est assez délicat à mettre en œuvre, et son application à un grand nombre de séries nécessiterait un travail plus lourd que le nôtre pour un profit au bout du compte minime. Par ailleurs il est très difficile lorsqu'on utilise cette méthode de tenir compte de l'évolution des phénomènes saisonniers dans le temps, qui nous est apparue à l'expérience comme un phénomène fondamental.

(1) L'expression "principe" de la conservation des aires" vient de ce que la condition :

$$\sum_{12 \text{ mois}} x_t = \sum_{12 \text{ mois}} f_t,$$

s'écrit, en notation continue :

$$\int x = \int (f + s) = \int f,$$



(Aire, hachurée nulle en valeur algèbrique)

le symbole d'intégration portant sur une année. Cette condition traduit l'égalité des aires comprises entre la courbe (f + s) et l'axe des abscisses d'une part, entre la courbe f et l'axe des abscisses d'autre part.

3/ Hypothèses sur le mouvement extra-saisonnier.

On peut essayer, pour telle ou telle série, de donner à f, en fonction du temps, une forme analytique (fonction linéaire, parabolique, exponentielle, etc.). Mais en général, comme le montrent les analyses graphiques, les séries ne peuvent se plier à des hypothèses aussi restrictives.

Dans la méthode que nous exposons ici, on admet que l'on peut estimer l'extra-saisonnier f par la moyenne mobile sur 12 mois des données. Cette hypothèse sur f se justifie, au moins grossièrement, par les hypothèses faites ci-dessus sur z et s. En particulier, le mouvement saisonnier étant supposé strictement périodique et rigide, la moyenne mobile calculée sur sa période (12 mois) doit l'éliminer à peu près complètement.

On a en effet : $x_t = f_t + f_t s_t + z_t$.

D'où :

$$\frac{1}{12} \sum_{12\ mois} x_t = \frac{1}{12} \left[\sum_{12\ mois} f_t + \sum_{12\ mois} f_t s_t + \sum_{12\ mois} z_t \right]$$

Dans la mesure où z_t est de moyenne nulle sur 12 mois et où la loi de conservation des aires est respectée, on a :

$$\frac{1}{12} \sum_{12\ mois} x_t = \frac{1}{12} \sum_{12\ mois} f_t$$

c'est-à-dire que la moyenne mobile sur 12 mois de la donnée brute x_t est égale à la moyenne mobile sur 12 mois de l'extra-saisonnier f_t. Nous allons voir (sur un exemple qui nous servira pour la suite) que, dans la mesure où le mouvement extra-saisonnier ne subit pas de retournement trop brusque, on peut admettre que $\frac{1}{12} \sum_{12\ mois} f_t$ n'est pas très différent de f_t (1) et que, par conséquent, la courbe des moyennes mobiles sur 12 mois de x_t peut constituer une première approximation de l'extra-saisonnier (2).

4/ Exemple chiffré mettant en évidence la portée des hypothèses.

La colonne (1) du tableau ci-contre donne l'évolution d'une composante extra-saisonnière théorique f_t, en croissance régulière de janvier de l'année 1 à mai de l'année 2, qui subit ensuite un retournement brusque et une décroissance rapide; le rythme de décroissance se ralentit ensuite à partir de

----

(1) $1/12 \sum_{12\ mois} f_t$ est égale en fait, comme on le verra plus loin, à la moyenne de 13 données brutes mensuelles encadrant celle du mois t (6 mois avant t, le mois t et 6 mois après t) le premier et le dernier de ces 13 mois n'étant comptés que pour 1/2 chacun, puisqu'il s'agit de deux mois de même nom à un an de distance et qu'il ne faut pas "privilégier" ce mois en le comptant 2 fois.

(2) La moyenne mobile étant "affectée" chaque fois au 7ème des 13 mois pris en considération (dont les extrêmes sont comptés chacun 1/2).

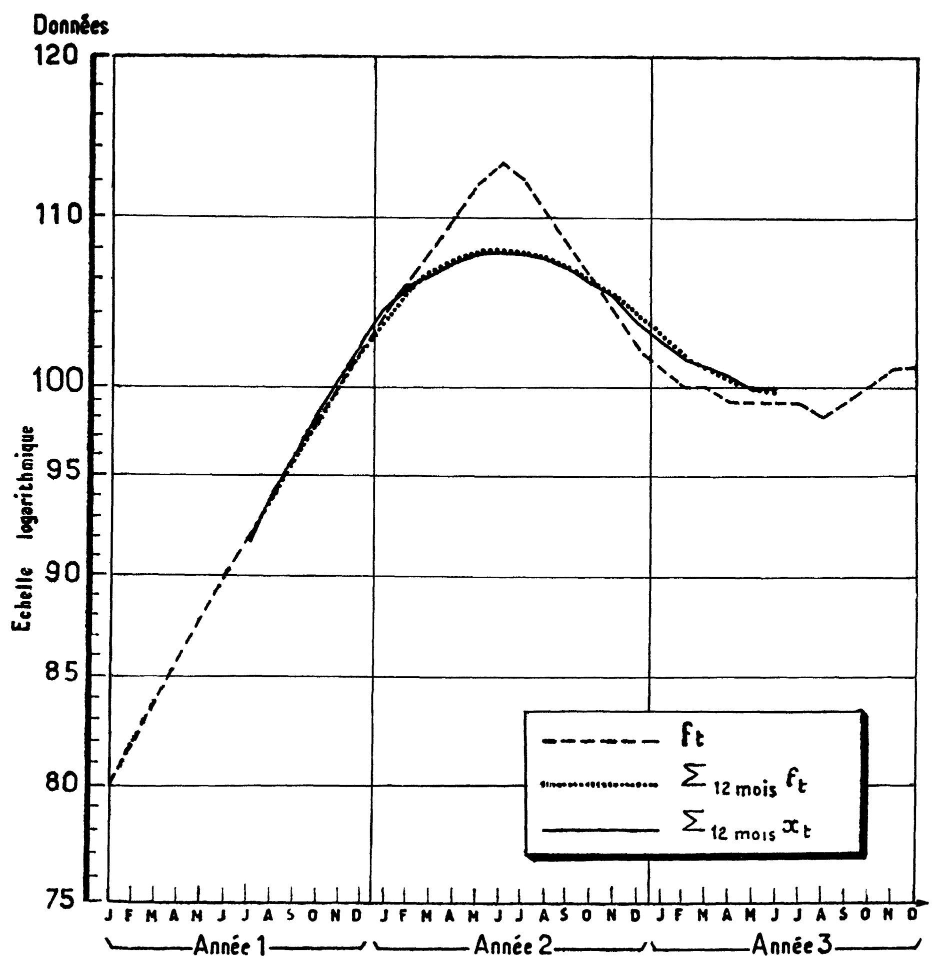
janvier de l'année 3, et la fin de cette même année voit un nouveau retournement et une légère reprise (voir sur le graphique n°7 ci-dessous la courbe correspondante f_t).

La colonne 2 donne les moyennes mobiles sur 12 mois de f_t. On voit sur le tableau et le graphique que les chiffres de la colonne 2 ne sont pas très différents de ceux de la colonne 1, sauf entre mars et septembre de l'année 2. Sauf sur cette période l'extra-saisonnier est donc assimilable à sa moyenne mobile sur 12 mois, $\frac{1}{12}\sum_{12\ \text{mois}} f_t$, et, dans la mesure où la loi de conservation des aires est vérifiée, à la moyenne mobile sur 12 mois des données brutes $\frac{1}{12}\sum_{12\ \text{mois}} x_t$.

Graphique 7

Comparaison sur un exemple des courbes

f_t, $\frac{1}{12}\sum_{12\,\text{mois}} f_t$ et $\frac{1}{12}\sum_{12\ \text{mois}} x_t$



Exemple théorique

	Année 1			
	(1) f_t	(2) Moyenne mobile sur 12 mois de f_t	(3) x_t	(4) Moyenne mobile sur 12 mois de x_t
Janvier	80		84,0	
Février	82		86,1	
Mars	84		89,0	
Avril	86		92,0	
Mai	88		96,8	
Juin	90		94,5	
Juillet	92	92,0	87,4	91,8
Août	94	94,0	56,4	94,0
Septembre ...	96	96,0	91,2	96,0
Octobre	98	98,0	98,0	98,1
Novembre ...	100	100,0	105,0	100,3
Décembre ...	102	102,0	109,1	102,4

	Année 2			
	(1) f_t	(2) Moyenne mobile sur 12 mois de f_t	(3) x_t	(4) Moyenne mobile sur 12 mois de x_t
Janvier	104	103,7	109,2	104,2
Février	106	105,2	111,3	105,5
Mars	108	106,4	114,5	106,3
Avril	110	107,2	117,7	107,1
Mai	112	107,7	132,2	107,6
Juin.........	113	107,9	118,6	107,8
Juillet.......	112	107,8	106,4	107,7
Août	110	107,4	66,0	107,3
Septembre ...	108	106,8	102,6	106,7
Octobre	106	106,0	106,0	105,8
Novembre ...	104	105,0	109,2	104,8
Décembre ...	102	103,9	109,1	103,5

	Année 3			
	(1) f_t	(2) Moyenne mobile sur 12 mois de f_t	(3) x_t	(4) Moyenne mobile sur 12 mois de x_t
Janvier	101	102,8	106,0	102,4
Février	100	101,7	105,0	101,6
Mars	100	100,9	106,0	100,9
Avril	99	100,2	105,9	100,3
Mai	99	99,9	108,9	99,9
Juin.........	99	99,7	104,0	99,8
Juillet	99		94,0	
Août	98		58,8	
Septembre ...	99		94,0	
Octobre	100		100,0	
Novembre ...	101		106,0	
Décembre ...	101		108,1	

Les colonnes 3 et 4 ont pour but de montrer l'écart qui existe entre les moyennes mobiles sur 12 mois de f_t (extra-saisonnier) et les moyennes mobiles sur 12 mois de x_t (donnée brute). Les x_t figurant dans la colonne 3 ont été calculés "à rebours" à partir de l'extra-saisonnier de la colonne 1 par application des coefficients saisonniers ci-dessous :

Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Octobre	Nov.	Décembre
105	105	106	107	110	104	95	60	95	100	105	107

Ces nombres correspondent non pas à $(1 + s_t)$, mais à $100\ (1 + s_t)$. x_t est défini par la relation $x_t = f_t(1 + s_t)$.

On a supposé ici pour simplifier que x_t n'était pas affecté par ailleurs de variations aléatoires.

La colonne 4 donne les moyennes mobiles sur 12 mois de x_t :

$$\frac{1}{12}\sum_{12\ \text{mois}} x_t = \frac{1}{12}\sum_{12\ \text{mois}} f_t + \frac{1}{12}\sum_{12\ \text{mois}} f_t s_t .$$

Dans notre exemple nous avons choisi s_t de telle sorte que :

$$\sum_{12\ \text{mois}} s_t = 0.$$

Ce qui revient à dire, si l'on se reporte au tableau des coefficients saisonniers ci-dessus, que :

$$\sum_{12\ \text{mois}} 100(1 + s_t) = 1200.$$

En réalité, f_t n'étant pas constant, $\sum_{12\ \text{mois}} f_t s_t$ n'est pas strictement égale à zéro; mais on constate sur le tableau que, malgré la forte progression de f_t sur l'année 1, les écarts entre $\frac{1}{12}\sum_{12\ \text{mois}} f_t$ et $\frac{1}{12}\sum_{12\ \text{mois}} x_t$ (colonnes 2 et 3) restent faibles.

C - Le déroulement des calculs.

Abandonnons notre exemple et revenons au cas général. En nous fondant sur les hypothèses faites ci-dessus, nous pouvons estimer l'extra-saisonnier par la moyenne mobile sur 12 mois de la série des données brutes initiales (éventuellement corrigées pour éliminer les variations accidentelles importantes). C'est l'opération 1 ci-dessous. On calcule ensuite les rapports de chaque donnée initiale à la moyenne mobile correspondante (opération 2). Pour chaque mois de l'année on fait enfin la synthèse des rapports saisonniers observés pour les années successives, en un coefficient unique, le "coefficient saisonnier" cherché (opération 3).

1/ Les moyennes mobiles sur 12 mois.

Pour chaque mois t, on calcule la moyenne $m_{12}(x_t)$:

$$m_{12}(x_t) = \frac{1}{12}\left[\frac{1}{2}x_{t-6} + x_{t-5} + \dots + x_{t-1} + x_t + x_{t+1} + \dots\ x_{t+5} + \frac{1}{2}\ x_{t+6}\right]$$

Ce calcul fait intervenir les données de 13 mois et non pas 12; mais les deux données extrêmes sont comptées chacune pour 1/2 seulement. On doit faire cette opération pour pouvoir affecter chaque moyenne à un mois déterminé (le septième des 13 mois considérés), et non entre deux mois, ce qui serait le cas si on prenait simplement la moyenne de 12 mois consécutifs (comme d'ailleurs de tout nombre pair de mois). On ne peut évidemment pas "affecter" de moyenne mobile aux six premiers mois de la série (qui ne sont pas précédés du nombre de mois nécessaire) ni aux six derniers; ce qui fait que, si l'on dispose de n années, donc de 12n observations, on n'en déduit que 12n - 12 moyennes mobiles.

Nous avons vu ci-dessus que l'on pouvait accepter la série des moyennes mobiles sur 12 mois comme première approximation de l'extra-saisonnier. Pourrait-on se contenter de cette approximation et arrêter là nos calculs ? Non, car - nous l'avons déjà vu sur l'ensemble théorique du paragraphe précédent - l'approximation devient mauvaise au voisinage des "points de retournement", surtout si ledit retournement est rapide. Non seulement les niveaux atteints sont alors mal représentés par la moyenne mobile, mais même la date du retournement apparaît déplacée ; la courbe des moyennes mobiles sur 12 mois ne permet pas de localiser les points de retournement; on sait seulement que le retournement réel s'est situé dans un intervalle de 12 mois (c'est-à-dire ± 6 mois) autour du point de retournement de la courbe représentative des moyennes mobiles[1].

2/ Les rapports des données brutes aux moyennes mobiles sur 12 mois.

Ayant accepté la courbe des moyennes mobiles sur 12 mois comme estimation de l'extra-saisonnier, il s'agit maintenant de situer la donnée brute de chaque mois par rapport à cette courbe. Pour cela, on calcule pour chaque

----

(1) En effet un point de retournement est, par définition, un point pour lequel la différence entre deux données successives change de signe. Elle s'annulerait en changeant de signe si les relevés étaient effectués de façon continue au sens mathématique du terme et non pas à des intervalles d'un mois. Supposons pour simplifier que nous n'ayons pas un point mais un "palier" de retournement et écrivons qu'au moment où ce palier est atteint on a :

$$m_{12}(x_{t+1}) - m_{12}(x_t) = 0$$

ce qui revient à dire que la portion de la courbe des moyennes mobiles joignant les deux points $m_{12}(x_t)$ et $m_{12}(x_{t+1})$ est horizontale.

On sait que l'on a :

$$m_{12}(x_{t+1}) - m_{12}(x_t) = \frac{1}{24}[x_{t+7} + x_{t+8} - x_{t-5} - x_{t-6}]$$

Cette expression est nulle si :

$$x_{t+7} + x_{t+8} = x_{t-5} + x_{t-6}$$

autrement dit, si, sur l'ensemble de deux mois successifs, on se trouve au même niveau que sur les mois correspondants de l'année précédente. Dans ce cas le point de retournement de la courbe des moyennes mobiles est affecté entre t et t + 1 (c'est-à-dire au milieu du "palier" de retournement, puisque $m_{12}(x_{t+1}) = m_{12}(x_t)$).

Or le retournement réel peut avoir eu lieu à n'importe quel moment entre t - 5 et t + 6. D'autre part, pour en prendre conscience, il faudra attendre le mois t + 7, puisque c'est seulement à ce moment que l'on pourra calculer $m_{12}(x_{t+1})$.

On se heurte ainsi dans l'interprétation de cette courbe aux même difficultés que dans l'interprétation des pourcentages de variation d'une donnée d'un mois par rapport au mois correspondant de l'année précédente (voir ci-dessus, p.).

mois le rapport de la donnée brute x_t à la moyenne mobile $m_{12}(x_t)$ correspondante : $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$

La justification de cette opération se trouve dans les hypothèses que nous avons faites sur la nature de la composante saisonnière :

$$x_t = f_t(1 + s_t) + z_t$$

$$\frac{x_t}{m_{12}(x_t)} \# \frac{x_t}{f_t} = (1 + s_t) + \frac{z_t}{f_t}$$

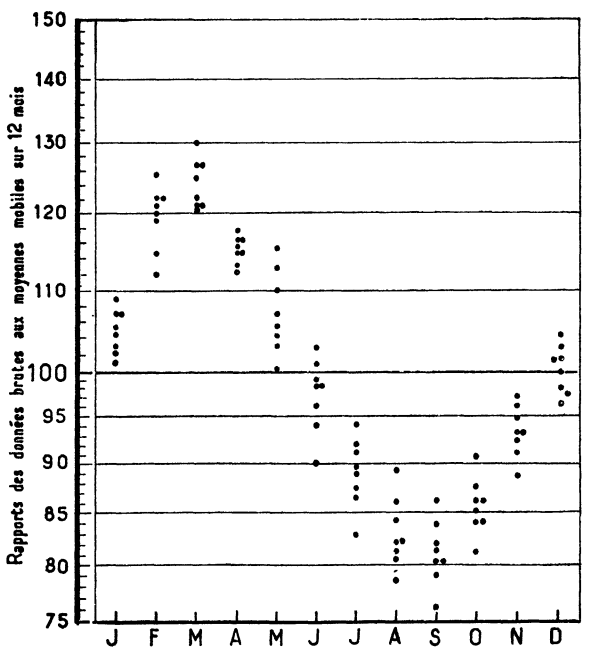
Les rapports saisonniers que nous calculons sont donc peu différents(1) de la somme du coefficient saisonnier et d'un élément aléatoire, de moyenne nulle par hypothèse. Si nous prenons pour un mois donné (janvier par exemple) la moyenne des rapports obtenus pour les mois de janvier de n années successives, nous éliminerons cette composante aléatoire et ne laisserons subsister que le coefficient saisonnier cherché(2).

Les rapports d'un même mois présentent une certaine dispersion (comme le montre, par exemple, la représentation graphique n°8 ci-dessous).

Graphique 8

Dispersion des rapports saisonniers

(quotients des données brutes
par les moyennes mobiles sur 12 mois)



---

(1) Sauf peut-être au voisinage des points de retrournement lorsque celui-ci est trop ra-

Notons qu'à ce stade des opérations on peut se rendre compte de la répercussion qu'aurait sur les calculs la non-élimination (avant le calcul des moyennes mobiles sur 12 mois) d'une variation accidentelle de grande amplitude (grève par exemple). Une baisse de 12% de la production d'un mois, par exemple, aurait pour effet de diminuer de 1% toutes les moyennes mobiles sur une période d'un an, et par conséquent d'augmenter d'autant tous les rapports saisonniers $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$ correspondants.

3/ Synthèse des rapports saisonniers en une série de 12 coefficients saisonniers.

On cherche à faire une synthèse des rapports obtenus pour un mois donné sur n années successives en un nombre unique, qui sera appelé le coefficient saisonnier du mois en question. On pourrait, par exemple, calculer la moyenne arithmétique simple de ces rapports, mais cette méthode a l'inconvénient de donner autant de poids aux rapports aberrants (s'il en existe) qu'aux autres. Il est donc préférable de choisir une autre caractéristique de tendance centrale, par exemple la médiane des rapports, ou mieux encore la moyenne des rapports médians (on élimine les rapports les plus grands et les plus petits et on prend la moyenne arithmétique des rapports restants). Puis on s'arrange pour que la somme des 12 coefficients saisonniers soit égale à 1 200, en modifiant légèrement le cas échéant les coefficients déterminés comme ci-dessus.

Un problème se pose alors : quelle précision va-t-on donner à ces coefficients saisonniers ? Va-t-on les déterminer à un point près (arrondis à l'unité) à un demi-point près (103,5 ou 94,5 par exemple), à un dixième de point près (103,2 ou 94,7 par exemple) ? Là non plus, il n'y a aucun critère précis pour répondre à la question; on fait ce choix en fonction de l'amplitude moyenne des coefficients saisonniers (écart par rapport à 100) d'une part, d'autre part en fonction de la dispersion des rapports calculés à l'opération 2 (cf. graphique 8 ci-dessus).

4/ Calcul des données dites "corrigées des variations saisonnières".

Dire que le coefficient saisonnier d'un mois est 105, c'est dire que les données brutes observées pendant n années pour les mois qui portent ce nom se trouvent, en moyenne, à 5% au-dessus de l'extra-saisonnier du moment. En divisant les données brutes de ces mois par 1,05, on les ramène donc sur l'extra-saisonnier, à une variable aléatoire près. Ceci peut s'écrire ;

$$x_{ij} = f_{ij}(1 + s_i) + z_{ij}$$

$$\frac{x_{ij}}{1 + s_i} = f_{ij} + \frac{z_{ij}}{1 + s_i}$$

En procédant de même pour tous les mois, on obtient une nouvelle série de données qui, en principe, ne diffère que peu de l'extra-saisonnier.

(Suite de la note 1 et note 2 de la page précédente)
pide. Nous y reviendrons à propos de la deuxième étape de nos travaux (méthode améliorée).

(2) On remarquera la différence de terminologie, constamment maintenue dans la suite de ce texte : le "coefficient saisonnier" de chaque mois est la synthèse des "rapports saisonniers" obtenus pour le mois en question (janvier par exemple) au cours des diverses années prises en considération.

5/ Interprétation des données corrigées des variations saisonnières.

Pour le moment, nous ne voulons pas juger les résultats de nos calculs en fonction de toutes les hypothèses qui ont été faites ci-dessus, mais seulement faire quelques remarques sur l'utilisation de la série dite "corrigée des variations saisonnières", déterminée comme indiqué ci-dessus. Rappelons que notre but était, considérant la variation d'une donnée quelconque entre un mois et le mois suivant, d'éliminer la fraction de cette variation imputable à des causes saisonnières. Nous pouvons admettre que nous avons mis en lumière l'influence exercée par ces facteurs saisonniers, en moyenne, sur les années passées. Mais chaque donnée "désaisonnalisée" reste affectée d'une composante aléatoire dont nous ne savons pas grand chose. La conclusion qu'il faut en tirer est que l'évolution des données corrigées des variations saisonnières d'un mois au suivant, ne peut être considérée comme significative que si l'évolution ainsi observée est assez importante, compte tenu de la dispersion des "rapports saisonniers" des deux mois envisagés. Par contre la comparaison simultanée des données de plusieurs mois successifs permet de déceler une tendance d'évolution sur laquelle on peut admettre que l'influence des facteurs saisonniers a été pratiquement éliminée. L'ajustement graphique d'une courbe à peu près régulière sur les données corrigées des variations saisonnières permet de donner une idée plus précise de l'évolution sur une courte période du phénomène étudié. L'expérience montre qu'en général(1) on obtient également un ajustement satisfaisant en mettant les données corrigées des variations saisonnières en moyennes mobiles sur 3 mois.

Cette façon de procéder pour interpréter les résultats du calcul reste extrêmement subjective. On peut se demander s'il n'est pas possible de systématiser un peu les règles d'interprétation, en fonction en particulier de la dispersion des rapports saisonniers. Le graphique n°8 de la page 43 suggère par exemple, étant donnée la dispersion des rapports saisonniers, que l'on peut attribuer une plus grande confiance aux données "désaisonnalisées" du mois d'avril qu'à celles du mois de mai. C'est probablement vrai, et, quand on procède de façon purement subjective, on fait implicitement intervenir plus ou moins cette notion de dispersion des rapports saisonniers. Mais nous allons voir plus loin que cette dispersion a trois origines différentes, et qu'il est difficile, à ce stade du calcul, de concevoir un procédé objectif pour faire intervenir cette notion.

D - Conclusion de la première étape.

Nous avons vu que cette première étape consistait en l'application pure et simple d'un procédé classique d'élimination des variations saisonnières, dit "des rapports à la moyenne mobile sur 12 mois". Nous avons seulement insisté sur les hypothèses qui justifient l'application de cette méthode et sur le soin qu'il convient d'apporter à l'interprétation des résultats, en précisant que certaines étapes du raisonnement restent extrêmement subjectives. Nous allons analyser plus à fond quelques-uns des inconvénients de cette méthode et montrer comment on peut l'améliorer quelque peu, au prix, il est vrai, d'un travail important.

---

(1) Quoique pas toujours (c'est le cas par exemple lorsque la série est affectée à un certain moment par des "accidents" importants, durant un mois ou deux, tels qu'une grève, une "flambée" d'achats, etc.).

III - DEUXIEME ETAPE. METHODE AMELIOREE -

A - Remarques préliminaires.

1/ Réflexion sur la dispersion des rapports saisonniers.

Nous avons vu qu'en général les "rapports" saisonniers, déterminés comme indiqué plus haut, présentent pour un mois donné, janvier par exemple, une moyenne (c'est le "coefficient" saisonnier) significativement différente de 100. C'est ce qui prouve qu'il existe une composante saisonnière. Mais, autour de cette moyenne, les "rapports" présentent une dispersion plus ou moins importante (cf. graphique 8, p. 43). Quelle est l'origine de cette dispersion ? On peut lui attribuer trois causes principales, les deux premières étant liées au processus de calcul que nous avons adopté, la troisième concernant la nature propre du phénomène étudié :

a) La composante aléatoire des données brutes se retrouve dans ces rapports. On peut en effet écrire chaque rapport sous la forme :

$$\frac{x_t}{m_{12}(x_t)} = \frac{f_t(1 + s_t)}{m_{12}(x_t)} + \frac{z_t}{m_{12}(x_t)} \# (1 + s_t) + \frac{z_t}{m_{12}(x_t)}$$

La présence de z_t est un premier facteur de dispersion. Nous en avons déjà parlé.

b) Une deuxième cause de dispersion résulte de l'utilisation de $m_{12}(x_t)$, moyenne mobile sur douze mois, comme approximation de l'extra-saisonnier. Nous avons vu que, si cette assimilation est à peu près valable au cours des périodes de conjoncture "sans changement", elle l'est beaucoup moins au voisinage des "points de retournement" (cf. exemple théorique ci-dessus). On constate effectivement que les "rapports" saisonniers qui s'éloignent le plus de "coefficients" saisonniers retenus sont en général situés au voisinage desdits points de retournement (voir les exemples traités ci-après).

c) Nous avons envisagé, au chapitre I de cette étude, la possibilité de variation dans le temps des causes qui provoquent les mouvements saisonniers, et par conséquent de la composante saisonnière de x_t. Il y a là évidemment une cause de dispersion des rapports saisonniers. Voici à titre d'exemple, les rapports que l'on a obtenus pour le mois d'août des années 1949 à 1957 en étudiant l'indice partiel de la production industrielle concernant la transformation des métaux (industries mécaniques et électriques).

Transformation des métaux

Rapports saisonniers d'août

1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957
79,0	81,1	75,9	78,8	76,5	66,6	67,3	59,1	55,9

La dispersion de ces rapports est certes imputable aux deux causes rappelées aux paragraphes a et b ci-dessus, mais elle traduit aussi l'influence sur la production du mois d'août de l'allongement de la durée des congés pris au cours de ce mois. On voit même sur le tableau ci-dessus que cette accentuation d'année en année de la chute saisonnière de production en août existait avant l'institution en 1956 de trois semaines de congé payé au lieu de quinze jours[1].

2/ Conséquences des remarques précédentes.

a) L'utilisation de la dispersion des rapports saisonniers pour juger (au moyen d'un calcul explicite ou seulement de façon implicite et subjective) de la confiance que l'on peut attribuer à la donnée désaisonnalisée d'un mois donné, peut être assez illusoire; il n'est pas impossible en effet que la dispersion des rapports d'un mois (septembre par exemple), soit plus élevée que celle des rapports d'un autre mois (avril par exemple), uniquement parce que le premier mois s'est trouvé par hasard plus souvent au voisinage d'un point de retournement au cours des quelques années utilisées dans les calculs, ou parce que le phénomène saisonnier de septembre a évolué de façon systématique dans le temps et non le phénomène saisonnier d'avril.

b) Si nous admettons l'évolution dans le temps de la composante saisonnière nous devons renoncer à l'hypothèse de la "rigidité" de ce mouvement. Nous pouvons admettre toutefois que cette variation dans le temps se fait de façon continue et assez lente (sauf dans le cas où on peut expliquer une variation brusque, comme c'est le cas pour l'indice de la production industrielle du mois d'août en passant de 1955 à 1956, par suite de l'allongement de la durée des congés payés obligatoires). Dans ce cas la moyenne mobile sur douze mois éliminera encore à peu près complètement (mais moins bien que dans le cadre des hypothèses précédentes) le mouvement saisonnier, et il restera possible de l'utiliser comme première approximation de l'extra-saisonnier.

c) Si nous voulons appréhender de façon suffisamment précise l'évolution dans le temps des rapports saisonniers à travers les aléas qui affectent ces rapports, nous avons intérêt à réduire ces aléas dans la mesure du possible. Nous devrons à cet effet agir sur la première et la deuxième cause de dispersion rappelées plus haut. Nous sommes ainsi amenés à nous poser deux questions :

α) *Comment réduire les aléas de la série brute ?* Nous avons déjà exposé plus haut comment nous éliminions de façon grossière les variations accidentelles de grande amplitude dont nous connaissions la cause (cf. graphique 6). On peut chercher à mieux chiffrer ces perturbations introduites par exemple par des grèves ou des décisions administratives. On peut aussi essayer de corriger les séries de multiples petites fluctuations introduites par des causes parfaitement définies, en particulier tenir compte de l'inégalité réelle de durée de périodes apparemment comparables (le même mois peut fort bien à un an de distance contenir un nombre différent de samedis, de dimanches ou de lundis, cette inégalité influant sur des données aussi diverses que la production d'automobiles, la consommation d'électricité, les ventes des grands magasins ou même les abattages de bœufs ou de porcs!). Par manque de temps et de moyens, nous avons dû souvent renoncer à faire toutes les recherches qu'aurait exigé un tel travail(1).

(Note 1 de la page précédente)

(1) Cela ne veut pas nécessairement dire que certaines entreprises accordaient déjà plus de 15 jours de congé payé avant que la loi ne les y oblige, mais peut-être simplement que les congés payés étaient de plus en plus concentrés sur le mois d'août.

(1) Signalons que pour certaines séries affectées de très forts aléas, nous avons travaillé non sur les données mensuelles mais sur les moyennes mobiles sur trois mois de ces données. Cela revient à prendre des périodes d'observation plus longues se recoupant en partie. Ce procédé a été utilisé en particulier pour les données agricoles et commerciales.

β) *Comment réduire les aléas dus à l'assimilation de* $m_{12}(x_t)$ à f_t ?
Il s'agit de trouver, aux environs des points de retournement en particulier, une courbe qui rende mieux compte de l'évolution de l'extra-saisonnier que la moyenne mobile sur douze mois. Nous nous sommes inspirés pour cela de la méthode mise au point par J. Shiskin et H. Eisenpress(1) au "National Bureau of Economic Research". Le principe de la méthode, que nous exposerons en détail plus loin, est le suivant : quand on corrige une série de ses variations saisonnières par la méthode classique utilisée jusqu'ici, la courbe que l'on peut "ajuster" sur la représentation graphique de la série désaisonnalisée forme un meilleur extra-saisonnier que la moyenne mobile sur douze mois. Il y a du moins une forte présomption pour qu'il en soit ainsi. En effet, si l'on se reporte à l'exemple théorique de la page 40, les rapports saisonniers que nous allons calculer en divisant la colonne 3 (x_t) par la colonne 4($m_{12}(x_t)$) seront anormalement élevés sur la période de retournement rapide (mai à septembre de l'année 2). Pour que ce caractère "anormal" desdits rapports apparaisse, il faudrait bien entendu que l'exemple porte au moins sur six ou sept ans. Dans ce cas, ces rapports "aberrants" se trouveront éliminés dans la détermination des coefficients saisonniers (puisque nous ne tenons pas compte dans cette opération des rapports les plus faibles et les plus élevés) et ceux-ci seront sans doute assez voisins de ceux qui nous ont servi pour bâtir l'exemple (voir p. 40). Pour le mois de juin de l'année 2, par exemple, le rapport saisonnier $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$ est égal à : $100 \times \frac{118,6}{107,8} = 110$. Si, en faisant les calculs sur six ou sept ans, nous trouvons pour juin un coefficient saisonnier, disons de 106, la donnée "désaisonnalisée" de juin de l'année 2 sera $\frac{118,6}{106} \# 112$, plus proche par conséquent de f_t que la moyenne mobile sur 12 mois $m_{12}(x_t)$.

B - Les hypothèses.

Nous retenons les mêmes hypothèses que plus haut (cf. 1ere étape : méthode classique des rapports des données brutes aux moyennes mobiles sur douze mois) à quelques exceptions près qui sont les suivantes :

1/ On suppose maintenant que la composante saisonnière peut varier dans le temps, mais pas de façon désordonnée; il faut qu'il y ait une certaine continuité de la variation qui traduise une réelle modification des causes provoquant ces mouvements saisonniers;

2/ La modification du profil saisonnier d'un an sur l'autre est, en général(2), assez faible pour que l'on puisse toujours admettre que la moyenne

----

(1) "Seasonal adjustements by electronic computer methods" Julius Shiskin and Harry Eisenpress, National Bureau of Economic Research, Technical paper 12.
Le gros intérêt de cette méthode est que toutes les opérations sont définies de telle sorte qu'un calculateur électronique puisse faire tous les calculs. Faute de moyens de calcul assez puissants, nous ne l'avons pas encore essayée dans son intégralité.

(2) Nous disons bien, en général. Il se peut en effet, qu'en passant d'une année particulière à la suivante, pour des raisons que l'on connaît bien, la modification soit assez importante. C'est le cas entre 1955 et 1956 pour les indices de production de certaines branches industrielles, à la suite de l'allongement des congés obligatoires. Il faut admettre que sur ces périodes les rapports saisonniers sont affectés d'un aléa supplémentaire dû à ce fait exceptionnel.

mobile sur douze mois élimine à peu près (et non plus rigoureusement, comme on l'admettait dans la méthode classique) la composante saisonnière ;

3/ L'hypothèse concernant la "conservation des aires" doit être légèrement retouchée. Nous avions vu qu'en pratique on s'arrangeait pour que sur n'importe quelle période de douze mois consécutifs la somme des coefficients saisonniers soit égale à 1 200. Si on admet une variation des coefficients dans le temps, cette hypothèse ne peut plus être respectée. Nous avons toutefois fait en sorte dans nos calculs que la somme des coefficients sur les années civiles successives soit égale à 1 200.

C - Le déroulement des calculs.

On corrige d'abord grossièrement la série de ses variations saisonnières par la méthode classique exposée dans ce que nous avons appelé notre "première étape" (paragraphe II). On se sert de la série ainsi désaisonnalisée pour déterminer une meilleure approximation de l'extra-saisonnier, par rapport auquel on recommence les opérations. On cherche de plus à déceler, pour chaque mois, s'il existe une variation systématique dans le temps des nouveaux rapports saisonniers, et, le cas échéant, on tient compte de cette variation.

1/ Les phases "classiques" du calcul.

a) *Calcul des moyennes mobiles sur douze mois* . (Première approximation de l'extra-saisonnier - comme ci-dessus 1ere étape);

b) *Calcul des rapports des données brutes aux moyennes mobiles correspondantes* (comme ci-dessus, 1ere étape);

c) *Synthèse des "rapports" saisonniers d'un mois donné en un "coefficient" saisonnier.* On pourrait procéder comme dans la "première étape". En fait, pour rendre les calculs absorbables par un calculateur électronique, nous avons dû systématiser cette opération. Pour chaque mois nous avons éliminé les deux rapports les plus grands et les deux rapports les plus petits(1), et nous avons pris la moyenne arithmétique simple des rapports restants. Pour chaque mois i, nous obtenons ainsi un nombre s_i (i = 1, 2, 3, ...,12). La somme des s_i ainsi obtenus est en général voisine de 1 200. On les modifie légèrement, proportionnellement à leur propre valeur, pour que la somme des nouveaux coefficients, que l'on appelle s_i^*, soit strictement égale à 1 200.

Une question importante se pose : s'il y a effectivement variation du "profil annuel saisonnier" dans le temps, ne faudrait-il pas en tenir compte dès cette étape du calcul ? Nous ne l'avons pas fait, sauf pour certaines séries pour lesquelles il était indispensable de tenir compte d'une variation brusque des habitudes saisonnières(2). On en reparlera plus loin lors de l'application de la méthode à la "désaisonnalisation" des indices de la production industrielle.

----

(1) Signalons à ce propos une intéressante méthode de détermination de l'intervalle de dispersion acceptable pour chaque coefficient saisonnier, mise au point par M.J. Rochas, mais qui suppose la rigidité du mouvement saisonnier (cf. Bulletin d'Information de l'I.N.S.E.E., n°9, année 1956).

(2) On peut imaginer en effet des cas théoriques pour lesquels il soit indispensable de tenir compte dès cette phase du calcul de la variation des habitudes saisonnières; voir à ce sujet la note (2) au bas de la page

d) *Première désaisonnalisation*. A l'aide des coefficients trouvés ci-dessus, on procède à une première désaisonnalisation. On obtient ainsi une nouvelle série, y_t ou y_{ij}, où i désigne toujours le numéro du mois et j le numéro de l'année :

$$y_{ij} \doteq \frac{x_{ij}}{s_i^*}$$

2/ <u>Les phases nouvelles du calcul.</u>

a) *Recherche d'une meilleure approximation de l'extra-saisonnier*. Le problème consiste à ajuster sur les données y_t, calculées ci-dessus, une courbe que l'on prendra comme nouvel extra-saisonnier.

On pourrait penser à faire cette opération graphiquement, puis à relever les valeurs correspondant à chaque mois. En fait, dans la plupart des cas, nous n'avons pas procédé ainsi, pour éviter un important travail matériel et rendre ces opérations susceptibles d'être faites au calculateur électronique. Nous appuyant sur les expériences faites par Shiskin aux Etats-Unis, nous avons admis qu'une moyenne mobile sur cinq mois de y_t donnerait une courbe suffisamment "lisse" pour être adoptée comme nouvel extra-saisonnier(1) :

$$m_5(y_t) = \frac{1}{5}\,(y_{t-2} + y_{t-1} + y_t + y_{t+1} + y_{t+2}).$$

Nous avons porté sur un même graphique les moyennes mobiles sur douze mois de x_t, les données grossièrement désaisonnalisées y_t, et les moyennes mobiles sur cinq mois de y_t.

L'étude du graphique nous a montré que :

a) Pour certaines périodes, il n'y a pas d'écart sensible entre $m_{12}(x_t)$ et $m_5(y_t)$.

b) Pour d'autres périodes $m_{12}(x_t)$ représente plus fidèlement la réalité $m_{12}(x_t)$. On n'a d'ailleurs pour porter ce jugement d'autre critère que la connaissance des phénomènes étudiés et la certitude qu'aux points de retournement $m_{12}x_t$ atténue les creux et les pointes.

c) Malheureusement pour certaines périodes, $m_5(x_t)$ semble ne pas atténuer suffisamment les aléas de la série y_t(1). Pour ces périodes on a rectifié <u>à la main</u> la courbe $m_5(y_t)$. Pour d'autres périodes, le calcul systématique conduit à des résultats encore plus décevants. C'est ce qui se passe chaque fois que l'on rencontre une valeur de y_t particulièrement aberrante; les cinq moyennes mobiles sur cinq mois $m_5(y_t)$ qui encadrent ce point sont elles aussi aberrantes. Dans ce cas, on a également rectifié la courbe à la main.

Une valeur de y_t peut être aberrante pour différentes raisons :

- parce que la donnée x_t correspondante a été mal corrigée d'une variation accidentelle de grande amplitude;

----

(1) En fait J. Shiskin a constaté que, pour des séries dont la composante aléatoire est importante, la moyenne mobile sur cinq mois ne "lisse" pas suffisamment la courbe extra-saisonnière. Il a adopté par la suite une moyenne mobile <u>pondérée</u> portant sur quinze mois (formule de Spencer).

- parce que le coefficient saisonnier appliqué à x_t a déformé la réalité.

En principe, étant donné la façon dont a été déterminée le coefficient saisonnier d'un mois i, les y_{ij} doivent nécessairement se trouver tantôt au-dessus, tantôt au-dessous de l'extra-saisonnier. Mais s'il y a une variation notable du profil saisonnier dans le temps au cours de la période étudiée, il se peut que les y_t soit tous du même côté de l'extra-saisonnier au cours des premières années et tous du côté opposé au cours des années suivantes. (A titre d'exemple voir les graphiques de la page 32).

Quoi qu'il en soit, ces opérations mi-systématiques, mi-manuelles conduisent à la détermination d'un nouvel extra-saisonnier, qui n'a plus quelques-uns des défauts de la moyenne mobile sur douze mois. Nous l'appellerons f'_t.

b) *Rapports des données brutes au nouvel extra-saisonnier* f'_t. Comme on a fait précédemment avec la moyenne mobile sur douze mois, on calcule pour chaque mois t les rapports :

$$\frac{x_t}{f'_t} \text{ ou } \frac{x_{ij}}{f'_{ij}}$$

Cette opération exigerait normalement que, pour chaque mois, on relève sur le graphique la valeur de f'_t. Or, celle-ci est en général très peu différente soit de $m_5(y_t)$ soit de $m_{12}(x_t)$. Toujours dans le souci de systématiser les calculs, on a donc procédé de la façon suivante. On a déterminé pour chaque mois les rapports :

$$\frac{x_t}{m_5(y_t)}$$

Puis on a vérifié sur le graphique pour quelles périodes les courbes $m_5(y_t)$ et f'_t étaient pratiquement confondues et par conséquent $\frac{x_t}{m_5(y_t)}$ était assimilable à $\frac{x_t}{f'_t}$. Pour d'autres périodes on s'aperçoit que f'_t n'est pas très différent de $m_5(y_t)$ et de $m_{12}(x_t)$, en particulier s'il se situe entre les deux; dans ce cas, comme au cours des opérations on a déterminé les deux rapports $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$ et $\frac{x_t}{m_5(y_t)}$, une simple interpolation donne $\frac{x_t}{f'_t}$. Enfin, dans les cas - assez rares - où f'_t est assez différent de $m_{12}(x_t)$ et de $m_5(y_t)$, on a calculé directement le rapport $\frac{x_t}{f'_t}$, f'_t étant lu sur le graphique.

On obtient ainsi un nouveau tableau de rapports saisonniers(1) :

----

(1) Nous avons vu plus haut, lors de l'exposé de la méthode "classique" que pour la première désaisonnalisation nous utilisions non pas les données brutes initiales, mais les données brutes après correction de certaines variations accidentelles de grande amplitude. Nous gardons ces données corrigées jusqu'au calcul de s'_{ij} inclusivement. Mais nous rejetons alors les rapports obtenus avec des données corrigées (il n'y en a que très peu) pour ne pas les prendre en considération dans le calcul des coefficients saisonniers définitifs. En effet pour effectuer la correction des variations accidentelles affectant les données brutes, nous nous sommes appuyés implicitement, de façon arbitraire, sur une idée que nous nous faisions a priori (sur le simple vu du

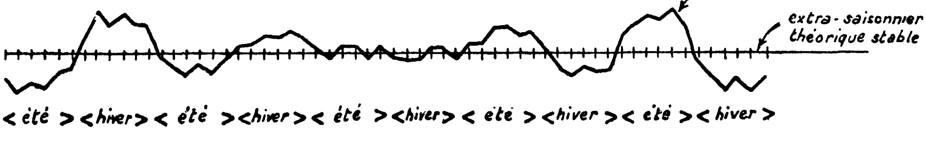
$$s'_{ij} = \frac{x_{ij}}{f'_{ij}}.$$

En principe, les différents rapports s'_{ij} calculés pour un même mois sont moins dispersés que les rapports $\frac{x_{ij}}{m_{12}(x_t)}$ calculés plus haut par la méthode "classique", page 42. A titre d'exemple, voici les deux séries de rapports obtenus pour l'indice général des prix de gros au mois de janvier, de 1950 à 1958 ($i = 1$, $j = 1, 2, \ldots, 9$). On y ajoute la série des rapports $\frac{x_t}{m_5(y_t)}$ dont la dispersion est déjà plus réduite que celle des $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$ mais un peu plus forte que celle des s'_{ij}.

	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	Variance
$\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$	101,1	98,7	104,8	100,3	100,6	100,4	100,0	100,8	103,0	2,86
Rapports $\frac{x_t}{m_5(y_t)}$	101,2	99,2	101,5	101,1	100,9	100,9	100,3	101,2	101,6	0,48
$s'_{ij} = \frac{x_t}{f'_t}$	101,2	100,6	101,5	101,1	100,9	100,9	100,6	101,2	101,6	0,11

Remarquons qu'il ne faut pas se laisser duper par cette réduction de la dispersion des rapports, qui est arbitraire, plus précisément aussi arbitraire que la détermination du nouvel extra-saisonnier. A la limite, en effet, on pourrait trouver les rapports s'_{ij} d'un même mois tous égaux; il suffirait pour cela d'adopter comme extra-saisonnier f'_t non la courbe que l'on peut ajuster sur les oscillations zigzagantes de la série y_t (1) mais cette courbe zigzagante (y_t) elle-même, ce que nous ne faisons pas, admettant ainsi une certaine continuité du mouvement conjoncturel(2).

(Suite de la note 1 de la page précédente)
graphique) du coefficient saisonnier du mois en question; nous l'avons fait pour ne pas traîner un chiffre "aberrant" tout au long des calculs intermédiaires, mais nous ne pouvons pas dans notre calcul définitif du coefficient saisonnier, prendre en considération au même titre que les autres, un rapport saisonnier qui ne repose sur rien d'autre que sur l'idée a priori que nous nous faisions du coefficient que nous cherchons.



(1) y_t rappelons-le, est le résultat de la première désaisonnalisation.

(2) Cette remarque nous conduit à rappeler que la méthode, telle que nous l'avons appliquée, fait appel à tout instant au sens critique du statisticien et à sa connaissance du phénomène étudié. On peut en effet imaginer des cas particuliers où elle conduirait à des résultats absurdes.

Soit, par exemple, une composante extra-saisonnière théorique constante et une composante saisonnière variant dans le temps, un maximum saisonnier d'hiver se substituant progressivement au maximum saisonnier d'été. Nous obtiendrons dans ce cas,

c) *Mise en graphique des rapports saisonniers* s'_{ij} *de chaque mois.* Pour chaque mois (mars par exemple, ce qui correspond à i = 3) on établit un graphique en portant en abscisses les années successives et en ordonnées les différentes valeurs des rapports s'_{ij} calculés ci-dessus. Sur chaque graphique, i est constant et j varie (sur l'axe des abscisses).

Ces 12 graphiques (un par mois) ont un double intérêt :

Ils permettent d'abord de se rendre compte de la dispersion résiduelle des n rapports saisonniers (un par année étudiée) calculés pour chaque mois. Ils donnent ainsi une idée de la confiance que l'on pourra attribuer à la variation d'un mois sur l'autre de la série corrigée de ses variations saisonnières, avec toutefois la réserve qu'une partie de cette dispersion reste imputable aux imperfections de l'extra-saisonnier choisi.

Ils permettent ensuite de voir si on doit considérer que l'évolution des rapports saisonniers d'un mois donné (mars par exemple) dans le temps est aléatoire, ou si on doit tenir compte d'une évolution systématique de ces rapports. Dans notre méthode, la conclusion à tirer de l'examen du graphique est laissée à l'appréciation personnelle du statisticien. Le travail consiste à ajuster aux données portées sur chacun des douze graphiques, soit une horizontale, si on juge que les variations constatées sont aléatoires autour d'une valeur moyenne, soit une courbe qui traduit une variation systématique des rapports saisonniers dans le temps. Toutefois dans ce dernier cas nous n'avons accepté de faire varier les coefficients saisonniers d'un an sur l'autre que par dixième de point, demi-point, ou point entier suivant la dispersion des rapports s'_{ij} et l'amplitude moyenne du mouvement saisonnier.

Le tracé des douze courbes ci-dessus (une par mois) donne facilement les coefficients saisonniers pour les années passées pour lesquelles nous disposons d'observations. Une dernière difficulté subsiste : quels coefficients choisir pour <u>l'année suivante</u> ou <u>les années suivantes</u> ? Notre attitude peut être ainsi définie :

α) Nous n'avons déterminé des coefficients que pour une année au-delà de la période pour laquelle nous avions des observations. En l'occurrence nos observations s'arrêtant courant 1959, nous avons déterminé des coefficients pour 1959 et 1960. Il faudrait en principe reprendre les calculs tous les ans;

β) Chaque fois qu'il n'y a pas de variation des coefficients au cours des années passées, nous prenons, bien entendu, pour 1959 et 1960, les mêmes coefficients que pour le passé ;

γ) Si la tendance d'évolution est assez lente, on reprend pour 1959 et 1960 les mêmes coefficients que pour 1958;

(Suite de la note 2 de la page précédente).
comme première désaisonnalisation, une courbe variant comme indiqué sur le graphique ci-avant, présentant par conséquent un mouvement cyclique qui n'a rien à voir avec la conjoncture (celle-ci est supposée stable). Il est évident que dans ce cas il aurait fallu tenir compte <u>dès la première désaisonnalisation</u> de l'évolution dans le temps des coefficients saisonniers. Il est certain qu'il eût été préférable de procéder ainsi chaque fois. Mais notre travail aurait été de ce fait beaucoup plus compliqué.

δ) Enfin, si la tendance d'évolution est très nette, on extrapole cette tendance sur 1959 et 1960.

On obtient ainsi un tableau de coefficients saisonniers s_{ij}. En règle générale il y a assez peu de coefficients qui varient beaucoup. Ce que l'on enregistre souvent, c'est une variation assez importante pour un mois donné (août en ce qui concerne les séries de la production industrielle), évidemment compensée par de faibles variations en sens opposé sur quelques autres mois. Il arrive d'ailleurs que ces variations compensatrices, dispersées sur plusieurs mois, sont tellement faibles pour chacun de ces mois, que l'on n'en tiendrait pas compte si l'on ne s'imposait pas la contrainte (dont on voit ainsi l'utilité) d'égaler à 1 200 la somme des coefficients saisonniers pour chaque année civile.

d) *Désaisonnalisation définitive*. On divise chacune des données brutes x_{ij} par le coefficient saisonnier correspondant $\dot{s}_{ij}$. Les x_{ij} que l'on porte au numérateur sont les données réelles initiales, non corrigées de leurs variations accidentelles de grande amplitude; les corrections apportées à certaines données à la lecture du graphique des années successives superposées n'étaient faites en effet que pour les besoins des calculs intermédiaires (on les a déjà abandonnées pour le calcul des rapports s'_{ij}).

3/ Interprétation des résultats.

Ce que nous avons dit plus haut au paragraphe II à propos de la méthode classique (première étape de nos calculs), reste valable. Le seul avantage que nous ayons acquis en développant les calculs a été de réduire la dispersion de la série corrigée de ses variations saisonnières, facilitant ainsi son interprétation.

CHAPITRE IV

PRÉSENTATION DÉTAILLÉE SUR QUELQUES EXEMPLES DU PROCESSUS D'APPLICATION DE LA MÉTHODE

Nous allons rappeler d'abord en quelques lignes le déroulement des opérations que nous avons longuement analysées au chapitre précédent, en utilisant les mêmes notations que plus haut. Puis, nous suivrons pas à pas sur quelques exemples l'application de la méthode.

I - RAPPEL DES NOTATIONS ET OPERATIONS SUCCESSIVES -

A - Notations.

Donnée brute d'un mois, après correction des variations accidentelles de grande amplitude : x_t (t étant le numéro du mois dans la séquence), ou x_{ij}, i étant le numéro du mois (janvier = 1, février = 2 ...) et j étant le numéro de l'année.

Composante extra-saisonnière :

$$f_t \text{ ou } f_{ij}$$

Composante saisonnière :

$$s_t \text{ ou } s_{ij}$$

Composante aléatoire :

$$z_t \text{ ou } z_{ij}$$

$$x_t = f_t + f_t s_t + z_t = f_t(1 + s_t) + z_t$$

B - Les opérations successives.

1/ Moyennes mobiles sur douze mois de x_t : $m_{12}(x_t)$.

2/ Rapports des données brutes aux moyennes mobiles sur douze mois :

$$s_t = \frac{x_t}{m_{12}(x_t)} \text{ ou } s_{ij}(1)$$

3/ Pour chaque mois i, élimination des deux plus grands et des deux plus petits rapports s_{ij} et moyenne arithmétique des rapports restants : s_i .

4/ Rectification, proportionnellement à leur importance, des s_i en s_i^* pour que :

$$\sum_{i=1}^{i=12} s_i^* = 1\ 200.$$

5/ Première désaisonnalisation : calcul des rapports y_t ou $y_{ij} = \frac{x_{ij}}{s_i^*}$.

6/ Recherche d'un meilleur extra-saisonnier : calcul des moyennes sur cinq mois de la série y_t : $m_5(y_t)$.

Mise sur un même graphique des courbes $m_{12}(x_t)$, y_t, $m_5(y_t)$.

A travers ces courbes, tracé à la main du nouvel extra-saisonnier : f'_t.

7/ Calcul des rapports $s'_t = \frac{x_t}{f'_t}$ ou s'_{ij} en général assimilables à $\frac{x_t}{m_5(y_t)}$ (sinon interpolation entre $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$ et $\frac{x_t}{m_5(y_t)}$ ou calcul direct, après lecture de f'_t sur le graphique).

8/ Mise en graphique des rapports s'_{ij}. Un graphique par mois : en abscisses les années successives, et en ordonnées les valeurs des rapports s'_{ij} correspondants.

9/ Ajustement sur les douze graphiques mensuels de courbes donnant l'évolution systématique des coefficients saisonniers. Par lecture sur ces courbes (et en admettant que les coefficients saisonniers ne peuvent varier que par dixième de point, demi point ou point entier), établissement d'une matrice de coefficients saisonniers : s_{ij} .

10/ Désaisonnalisation définitive par division de x_{ij} par s_{ij}.

----

(1) Pour éviter les décimales, les rapports et coefficients saisonniers sont toujours présentés multipliés par 100.

Nota - Les opérations 1, 2, 3, 4, 5, le calcul de $m_5(y_t)$ et des rapports $\frac{x_t}{m_5(y_t)}$ ont été faits au calculateur électronique. Comme il a été expliqué au paragraphe précédent, certaines des opérations décrites ci-dessus ne trouvent leur justification que dans la nécessité de systématiser les calculs à cet effet.

II - ETUDE DU NOMBRE DE DEMANDES D'EMPLOI NON SATISFAITES, AU 1er DE CHAQUE MOIS -

Cette série nous a déjà servi comme exemple au chapitre I pour définir le problème posé au conjoncturiste par l'existence de variations saisonnières. Nous reproduisons toutefois ci-dessous le tableau des données brutes (tableau 1) pour les dix années comprises de 1949 à 1958.

L'analyse graphique montre que cette série était soumise à des variations saisonnières très prononcées, et qu'aucune donnée particulière ne semblait affectée de variation accidentelles de grande amplitude.

Tableau I

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois (France entière)

(en milliers) (données brutes : x_t)

	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958
Janvier....	98,6	153,5	151,3	116,4	182,1	193,1	177,9	145,0	97,4	87,3
Février ...	109,9	173,0	164,0	132,0	210,7	222,3	202,8	161,4	106,7	100,1
Mars	126,2	185,4	159,5	140,1	216,7	231,5	209,2	162,8	104,3	101,1
Avril	127,2	182,2	144,9	135,2	207,0	218,5	198,8	144,2	92,2	96,0
Mai	129,0	175,0	140,4	127,3	195,5	206,1	179,9	126,6	81,9	91,8
Juin	132,7	165,9	122,9	120,6	179,5	192,1	161,7	108,5	75,1	84,4
Juillet	128,8	141,1	104,6	110,5	159,3	169,4	143,9	93,7	67,7	77,4
Août	122,1	126,7	90,8	106,5	148,2	154,9	128,8	84,2	61,1	73,5
Septembre .	118,6	122,6	90,7	108,8	145,5	148,8	125,4	83,1	62,3	76,7
Octobre ...	132,4	128,4	93,2	118,7	154,5	152,5	129,0	83,8	67,4	85,6
Novembre .	142,8	138,5	101,8	142,9	168,2	157,8	137,9	86,3	76,0	102,0
Décembre .	149,0	144,6	112,4	158,0	181,5	167,8	142,7	91,6	81,8	117,8

A - La méthode dite "classique".

1/ Moyennes mobiles sur douze mois.

La moyenne mobile sur douze mois, à affecter à un mois t, est donnée par la formule :

$$m_{12}(x_t) = \frac{1}{24}\,[x_{t-6} + 2\,x_{t-5} + \dots + 2\,x_{t-1} + 2\,x_t \dots + 2\,x_{t+5} + x_{t+6}].$$

Le calcul de la quantité entre parenthèses peut se faire en deux étapes; on peut en effet la décomposer en la somme de deux totaux mobiles sur douze mois successifs.

Premier total :

$$x_{t-6} + x_{t-5} + x_{t-4} \dots + x_{t-1} + x_t + \dots + x_{t+5}.$$

Deuxième total :

$$x_{t-5} + x_{t-4} \dots + x_{t-1} + x_t + \dots x_{t+5} + x_{t+6}.$$

Le tableau 2 ci-dessous donne les résultats de ces calculs pour la série prise comme exemple. Le graphique 9 montre l'évolution de ces moyennes mobiles sur douze mois.

Tableau 2

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois (France entière)

(en milliers)

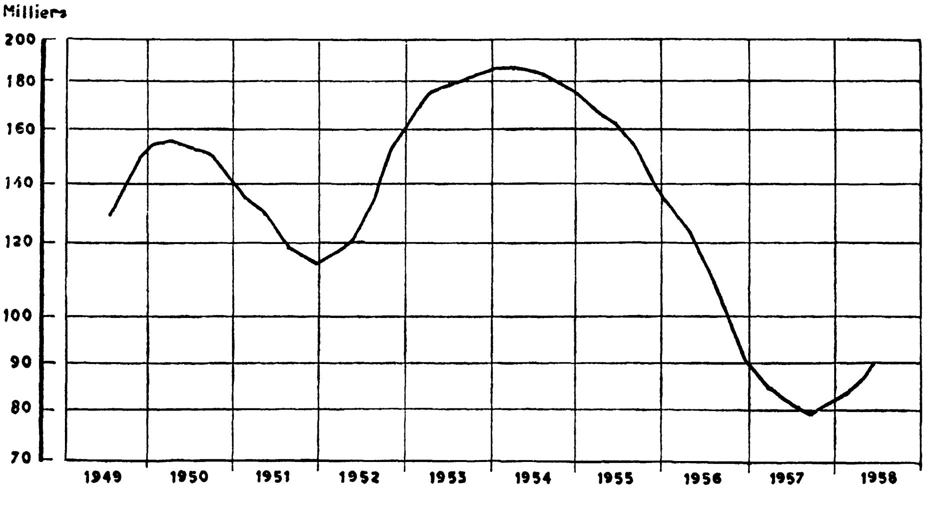
(Données en moyennes mobiles sur 12 mois : $m_{12}(x_t)$)

	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958
Janvier	-	152,9	138,9	114,0	163,4	184,7	172,4	135,9	88,9	81,8
Février	-	153,6	135,9	114,9	167,2	185,4	170,2	132,0	86,9	82,7
Mars	-	154,0	133,0	116,3	170,5	185,8	168,1	128,4	85,1	83,9
Avril	-	154,0	130,3	118,1	173,5	185,8	166,1	124,7	83,5	85,2
Mai	-	153,6	127,3	120,9	176,0	185,3	164,3	120,7	82,4	87,1
Juin	-	153,3	124,4	124,5	178,1	184,3	162,5	116,4	81,6	89,6
Juillet	128,7	153,0	121,6	129,2	179,1	183,5	160,0	112,3	80,7	
Août	133,6	152,5	118,8	135,2	179,6	182,5	157,0	108,0	80,0	
Septembre .	138,7	151,1	116,7	141,6	180,7	180,7	153,3	103,3	79,6	
Octobre ...	143,3	148,4	115,4	147,8	181,8	179,0	149,1	98,7	79,7	
Novembre .	147,7	145,4	114,5	153,7	182,7	177,1	144,6	94,6	80,2	
Décembre .	151,0	142,2	113,9	159,0	183,7	174,7	140,2	91,4	81,0	

Graphique 9

Nombre de demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

Courbe A des moyennes mobiles sur 12 mois



2/ <u>Rapports des données brutes aux moyennes mobiles sur douze mois</u>.

Pour chaque mois de chaque année on calcule le rapport $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$, cela revient à diviser chaque case du tableau 1 par la case correspondante du tableau 2. Les résultats de ces calculs sont donnés ci-après dans le tableau 3. La lecture de ce tableau <u>ligne par ligne</u> donne une première approximation de l'amplitude des variations saisonnières. On y lit par exemple que la donnée du 1er mars se trouve toujours entre 20 et 27% au-dessus de la moyenne mobile sur douze mois correspondante, tandis que la donnée du 1er octobre se trouve entre 8 et 20% au-dessous. Les rapports ainsi calculés peuvent être représentés graphiquement comme ci-après (graphique 10).

Tableau 3

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois(1)

(Rapports des données brutes aux moyennes mobiles sur 12 mois : $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$)

	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958
Janvier	-	*100,4*	108,9	102,1	*111,5*	*99,1*	103,2	106,7	*109,6*	106,7
Février	-	*112,6*	120,7	*114,9*	*126,0*	119,9	119,1	122,3	*122,8*	121,0
Mars	-	*120,4*	*119,9*	120,5	*127,1*	124,6	124,5	*126,8*	122,6	120,5
Avril	-	118,3	*111,2*	114,5	*119,3*	117,6	*119,7*	115,6	*110,4*	112,7
Mai	-	*113,9*	110,3	105,3	111,1	*111,2*	109,5	*104,9*	*99,4*	105,4
Juin	-	*108,2*	98,8	96,9	100,8	*104,3*	99,5	*93,2*	*92,0*	94,2
Juillet	*100,1*	92,2	86,0	85,5	88,9	*92,3*	89,3	*83,4*	83,9	
Août	*91,4*	83,7	*76,4*	78,8	82,5	*84,9*	82,0	77,9	*76,4*	
Septembre .	*85,5*	81,1	*77,7*	*76,8*	80,5	*82,4*	81,8	80,4	78,3	
Octobre ...	*92,4*	86,5	*80,8*	*80,3*	85,0	85,2	*86,5*	84,9	85,0	
Novembre .	*96,7*	95,3	*88,9*	93,3	92,1	*89,1*	*95,4*	91,2	94,8	
Décembre .	*98,7*	*101,7*	98,7	99,4	98,8	*96,1*	*101,8*	100,2	101,0	

3/ Synthèse des rapports $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$ de chaque mois en un coefficient saisonnier unique.

Il s'agit pour chaque mois de choisir, parmi les différentes valeurs des rapports trouvés, une valeur centrale. On évite de prendre la moyenne arithmétique qui aurait l'inconvénient de donner autant de poids aux rapports aberrants qu'aux autres. On peut prendre la médiane. Cette opération peut se faire graphiquement (cf. les traits horizontaux sur le graphique 10). On s'arrange par approximations successives pour que la somme sur un an des coefficients saisonniers ainsi obtenus fasse 1 200. Ainsi, dans notre exemple, on pourra retenir les coefficients suivants :

Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Octob.	Nov.	Décembre
106	121	123	116	108	98	89	81	80	85	93	100

4/ Désaisonnalisation.

A l'aide des coefficients ci-dessus, on corrige la série de ses variations saisonnières, en divisant la donnée brute de chaque mois par le coefficient saisonnier correspondant. C'est ainsi que toutes les données du 1er janvier sont divisées par 106, celles du 1er février par 121, etc. On obtient ainsi le tableau 4 et le graphique 11.

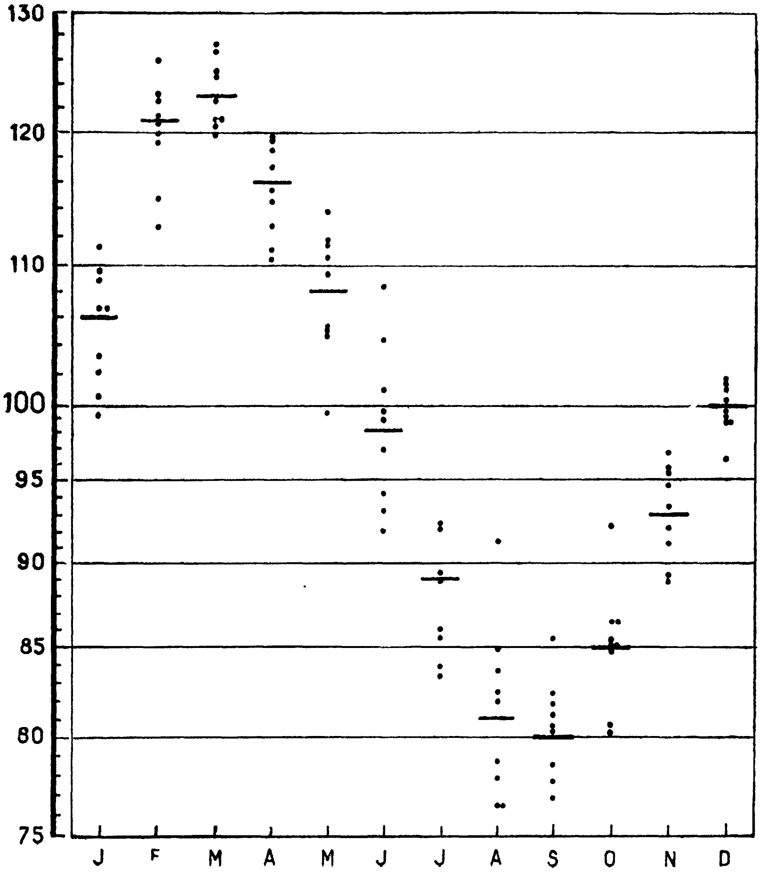
----

(1) Dans ce tableau, les deux rapports les plus grands et les deux plus petits ont été inscrits en italique.

Graphique 10

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

Rapport $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$



B - La méthode dite "améliorée".

Les quatre opérations précédentes constituent la méthode classique dite "des rapports à la moyenne mobile sur douze mois". Jusqu'à présent nous n'avons tenu aucun compte de l'évolution possible des phénomènes saisonniers dans le temps. Par ailleurs nous avons admis que la courbe des moyennes mobiles sur douze mois constituait une bonne approximation de la composante extra-saisonnière. La superposition des graphiques 9 et 11 (effectuée sur le graphique 12) montre en effet que sur certaines périodes la courbe B oscille bien autour de la courbe A. Par contre, aux environs des points de retournement, il n'y a plus concordance. Or, d'après les propriétés connues de la moyenne mobile sur douze mois, on peut penser qu'autour de ces points une courbe suffisamment "lisse" C ajustée sur les oscillations de B représenterait un meilleur extra-saisonnier que la courbe A. D'où l'intérêt de recommencer par rapport à C les opérations qui ont été faites ci-dessus par rapport à A.

Tableau 4

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

Données corrigées des variations saisonnières par application de la méthode classique des rapports à la moyenne mobile sur 12 mois

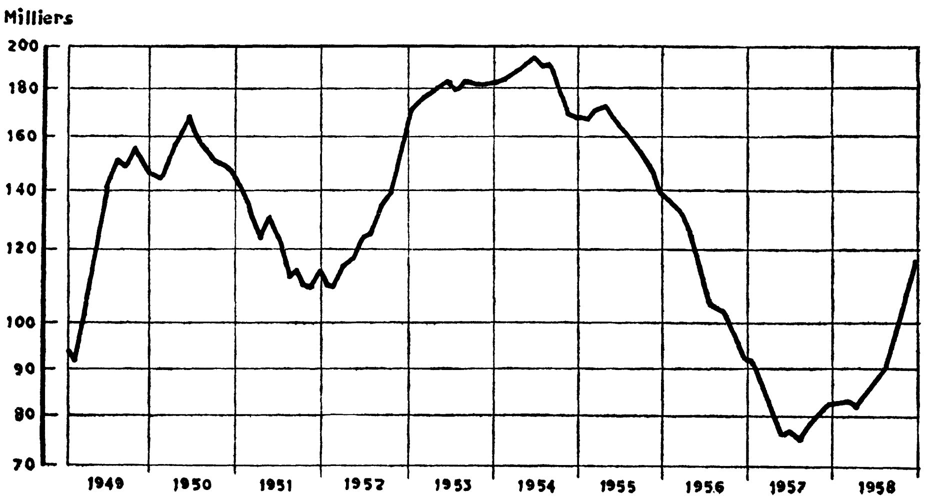
	Coefficient saisonnier	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958
Janvier	106	93,0	144,8	142,7	109,8	171,8	182,2	167,8	136,8	91,9	82,4
Février	121	90,8	143,0	135,5	109,1	174,1	183,7	167,6	133,4	88,2	82,7
Mars	123	102,6	150,7	129,7	113,9	176,2	188,2	170,1	132,4	84,8	82,2
Avril	116	109,7	157,1	124,9	116,6	178,4	188,4	171,4	124,3	79,5	82,8
Mai	108	119,4	162,0	130,0	117,9	181,0	190,8	166,6	117,2	75,8	85,0
Juin	98	135,4	169,3	125,4	123,1	183,2	196,0	165,0	110,7	76,6	86,1
Juillet	89	144,7	158,5	117,5	124,2	179,0	190,3	161,7	105,3	76,1	87,0
Août	81	150,7	156,4	112,1	131,5	183,0	191,2	159,0	104,0	75,4	90,7
Septembre .	80	148,3	153,3	113,4	136,0	181,9	186,0	156,8	103,9	77,9	95,9
Octobre ...	85	155,7	151,1	109,6	139,6	181,8	179,4	151,8	98,6	79,3	100,7
Novembre .	93	153,5	148,9	109,5	153,7	180,9	169,7	148,3	92,8	81,7	109,7
Décembre .	100	149,0	144,6	112,4	158,0	181,5	167,8	142,7	91,6	81,8	117,8

Graphique 11

Nombre de demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

(Données corrigées des variations saisonnières par application de la méthode classique des rapports à la moyenne mobile sur 12 mois)

Courbe B



Il est important de noter que ces nouvelles étapes vont allonger considérablement des calculs déjà importants. Il y a donc intérêt à systématiser au maximum les opérations(1). Nous conservons donc les deux premières opérations faites ci-dessus (moyenne mobile sur douze mois et rapports des données brutes à ces moyennes mobiles) et nous reprenons à l'opération 3/ qui s'appellera ici 3 bis/

----

(1) En particulier pour les rendre absorbables par des calculateurs électroniques.

3 bis/ Synthèse des rapports $\frac{x_t}{m_{12}(x_t)}$ de chaque mois en un coefficient saisonnier provisoire.

Au lieu de choisir graphiquement la médiane, comme proposé au 3/, on peut prendre la moyenne des rapports médians, ceux-ci étant obtenus par élimination des rapports aberrants. A défaut d'un critère valable et simple pour juger du caractère aberrant d'un rapport, on a choisi d'éliminer les deux plus grands et les deux plus petits (ceux-ci sont en italique dans le tableau 3) et de prendre la moyenne arithmétique des rapports restants (première colonne du tableau 5 ci-contre). Puis on a légèrement modifié ces moyennes, en principe proportionnellement à leur valeur, pour que leur somme sur l'année soit égale à 1 200. On a obtenu les coefficients saisonniers s_i^* (1).

Tableau 5

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

Synthèse des rapports à la moyenne mobile sur 12 mois.

	Moyenne arithmétique des rapports médians s_i	Coefficients saisonniers s_i^* (2)
Janvier	105,5	105,7
Février	120,6	120,7
Mars	122,3	122,5
Avril	115,7	115,8
Mai..............	108,2	108,3
Juin	98,0	98,2
Juillet	88,4	88,5
Août.............	81,0	81,2
Septembre	80,4	80,5
Octobre	85,3	85,5
Novembre	93,3	93,4
Décembre	99,6	99,7

4 bis/ Première désaisonnalisation approximative.

En utilisant les coefficients saisonniers du tableau 6 on procède à une première désaisonnalisation, comme au 4/. Les résultats de ce calcul sont présentés dans le tableau 6. On trace alors la courbe B' à partir de ces données désaisonnalisées et on porte sur un même graphique 13 ci-après (3), les deux courbes A (moyennes mobiles sur douze mois) et B' (données désaisonnalisées).

----

(1) A ce stade des opérations, le calcul étant fait mécaniquement, on a conservé une décimale aux coefficients saisonniers.

(2) Après correction pour que $\sum_{12} s_i' = 1\ 200$.

(3) Ce graphique n°13 est évidemment très peu différent du graphique n°12.

Graphique 12

Evolution comparée de la moyenne mobile sur 12 mois, $m_{12}(x_t)$, et de la série corrigée des variations saisonnières par la méthode classique des rapports à la moyenne mobile sur 12 mois, y_t

(Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois)

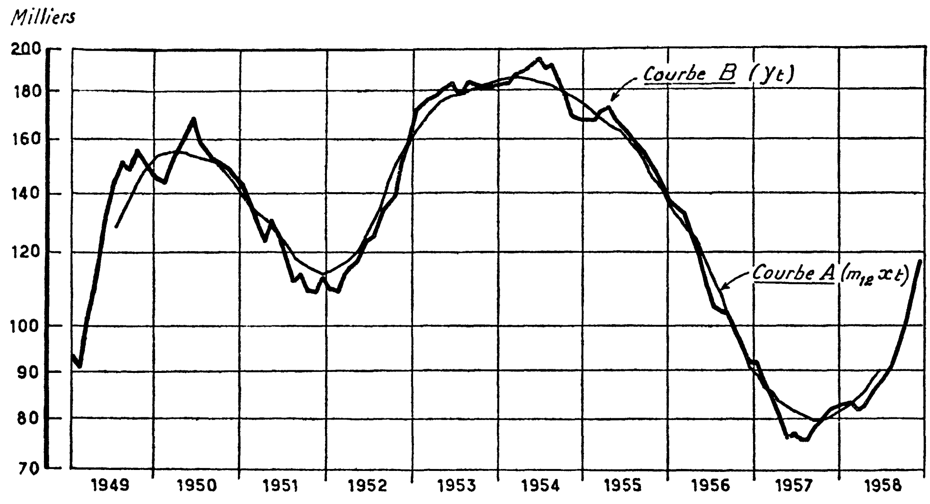


Tableau 6

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

Série grossièrement corrigée des variations saisonnières : $y_{ij} = \frac{x_{ij}}{s_i^*}$.

(1ère désaisonnalisation)

	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958
Janvier	93,3	145,2	143,1	110,1	172,3	173,2	168,3	137,2	92,2	82,6
Février	91,1	143,3	135,9	109,4	174,6	184,2	168,0	133,7	88,4	82,9
Mars	103,0	151,3	130,2	114,4	176,9	189,0	170,8	132,9	85,1	82,5
Avril	109,8	157,3	125,1	116,7	178,8	188,7	171,7	124,5	79,6	82,9
Mai	119,1	161,6	129,6	117,5	180,5	190,3	166,1	116,9	75,6	84,8
Juin	135,1	168,9	125,1	122,7	182,8	195,6	164,7	110,5	76,5	85,9
Juillet	145,5	159,4	118,2	124,9	180,0	191,4	161,5	105,9	76,5	87,5
Août	150,4	156,0	111,8	131,2	182,5	190,8	158,6	103,7	75,2	90,5
Septembre .	147,3	152,3	112,7	135,1	180,7	184,8	155,8	103,2	77,4	95,3
Octobre ...	154,9	150,2	109,0	138,8	180,7	178,3	150,9	98,0	78,8	100,1
Novembre .	152,9	148,3	109,0	153,0	180,1	168,9	147,6	92,4	81,4	109,2
Décembre .	149,5	145,0	112,7	158,3	182,1	168,3	143,1	91,9	82,1	118,2

5/ Recherche d'une meilleure approximation de l'extra-saisonnier.

On calcule les moyennes mobiles sur cinq mois de la série grossièrement désaisonnalisée du tableau 6. Le but de cette opération est de "lisser" la courbe B, dont les petites oscillations correspondent, non à des variations de conjoncture, mais à des variations accidentelles. Le tableau 7 donne les résultats de ce nouveau calcul.

Tableau 7

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

Moyennes mobiles sur 5 mois de la série grossièrement corrigée de ses variations saisonnières : $m_5(y_t)$

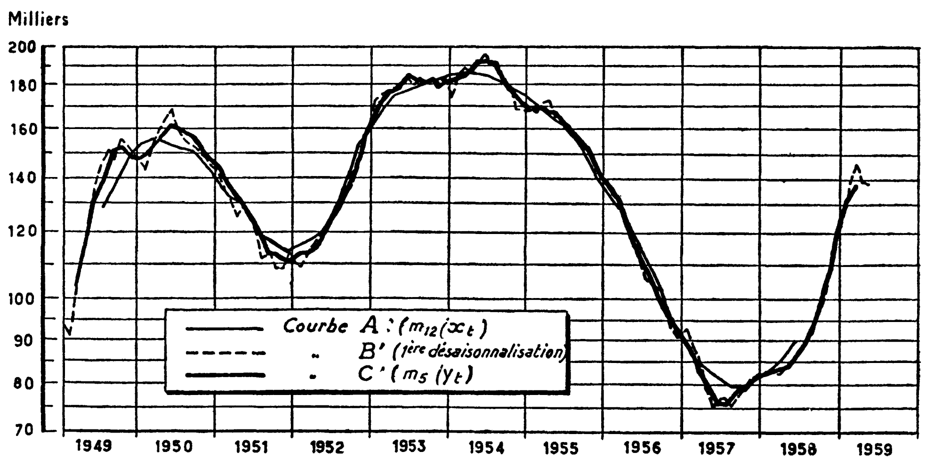
	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958
Janvier	-	148,4	140,5	111,1	167,0	181,7	168,8	138,9	90,0	82,3
Février	-	149,3	135,9	112,6	172,2	183,4	169,4	134,3	87,4	82,6
Mars	103,3	151,7	132,8	113,6	176,6	185,1	169,0	129,0	84,2	83,1
Avril	111,6	156,5	129,2	116,3	178,7	189,6	168,2	123,7	81,0	84,0
Mai	122,5	158,7	125,6	119,2	179,8	191,0	167,0	118,1	78,7	84,7
Juin	132,0	160,6	122,0	122,6	180,9	191,3	164,5	112,3	76,7	86,3
Juillet	139,5	159,6	119,5	126,2	181,3	190,6	161,3	108,0	76,2	88,8
Août	146,6	157,4	115,4	130,5	181,3	188,2	158,3	104,2	76,9	91,8
Septembre .	150,2	153,2	112,2	136,6	180,8	182,8	154,9	100,6	77,8	96,5
Octobre ...	151,0	150,4	111,0	143,3	181,2	178,2	151,2	97,8	79,0	102,7
Novembre .	150,0	147,8	110,7	151,5	179,3	173,7	146,9	95,5	80,4	-
Décembre .	149,2	144,5	110,0	159,4	180,6	170,4	142,5	92,6	81,6	-

A titre d'exemple, la donnée de mars 1949 sur ce tableau (103,3) est la moyenne des cinq données de janvier (93,3), février (91,1), mars (103,0), avril (109,8) et mai 1949 (119,1). La courbe d'évolution de ces moyennes mobiles sur cinq mois (courbe C) a également été reproduite sur le graphique 13. L'observation du graphique montre qu'en l'occurrence on peut adopter sans modification notable cette courbe C comme nouvel extra-saisonnier. Nous verrons que, dans certains cas, la courbe C n'est pas suffisamment "lissée" pour pouvoir jouer ce rôle. On la rectifie alors, à la main, en une courbe C'.

Graphique 13

Evolution comparée des courbes A $m_{12}(x_t)$

B' (1ère désaisonnalisation y_t) *et C* $m_5(y_t)$.



6/ Rapports des données brutes au nouvel extra-saisonnier.

On reprend par rapport au nouvel extra-saisonnier (ici la courbe C, dans certains cas la courbe C') l'opération faite au 2/ ci-dessus par rapport aux moyennes mobiles sur douze mois. Ici, on calcule pour chaque mois le rapport de la donnée brute à la moyenne mobile sur cinq mois calculée au 5/. On obtient ainsi le tableau 8.

Tableau 8

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

Rapports des données brutes aux moyennes mobiles sur 5 mois de la série grossièrement désaisonnalisée $\frac{x_t}{m_5(y_t)}$

	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958
Janvier	-	103,4	107,7	104,8	109,0	100,8	105,4	104,4	108,2	106,1
Février....	-	115,9	120,7	117,2	122,3	121,2	119,7	120,2	122,1	121,2
Mars	122,2	122,2	120,1	123,3	122,7	125,1	123,8	126,2	123,9	120,4
Avril	114,0	116,4	112,2	116,2	115,8	115,2	118,2	116,6	113,8	114,3
Mai	105,5	109,6	111,8	106,8	108,7	107,9	107,7	107,2	104,1	108,4
Juin	100,5	103,3	100,7	98,4	99,2	100,4	98,3	96,6	97,9	97,8
Juillet	92,3	88,4	87,5	87,6	87,9	88,9	88,6	86,8	88,8	87,2
Août.......	83,3	80,5	78,7	81,6	81,7	82,3	81,4	80,8	79,4	80,0
Septembre .	79,0	80,0	80,8	79,6	80,5	81,4	81,0	82,6	80,1	79,5
Octobre ...	87,7	85,4	84,0	82,8	85,3	85,6	85,3	85,7	85,3	83,3
Novembre .	95,2	93,7	92,0	94,3	93,8	90,8	93,9	90,3	94,5	-
Décembre .	99,9	100,1	102,2	99,1	100,5	98,5	100,1	98,9	100,2	-

Pour chaque mois, ces nouveaux rapports saisonniers sont évidemment moins dispersés que les précédents, présentés plus haut dans le tableau 4. Le graphique 14 met bien en lumière cette réduction de la dispersion des rapports saisonniers. Sur ce graphique ont été mis systématiquement en parallèle, pour chaque mois, les rapports saisonniers s_{ij} obtenus lors de la première opération de désaisonnalisation (tableau 3 et graphique 10) et s'_{ij} obtenus lors de la présente opération (méthode dite "améliorée").

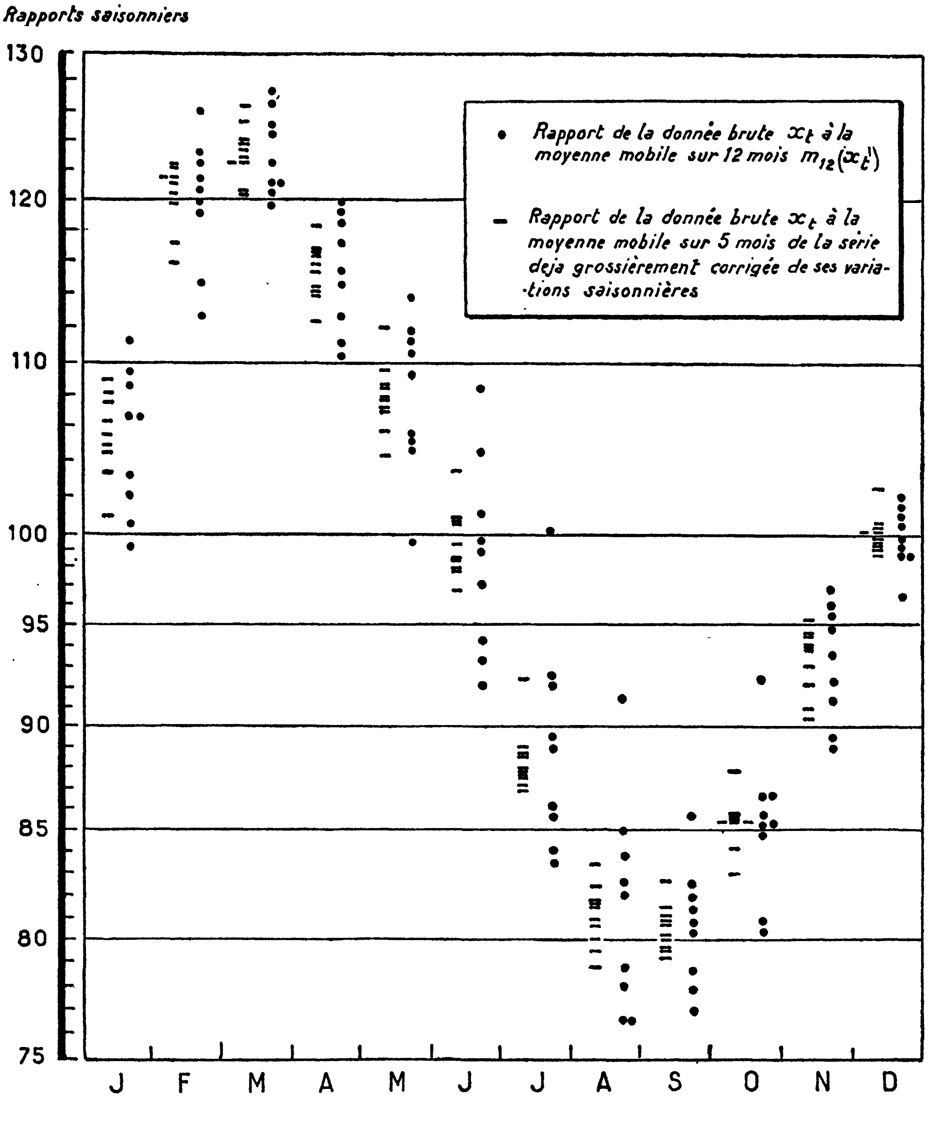
7/ Etude de la variation dans le temps de la composante saisonnière.

Toute variation des habitudes saisonnières au cours des dix années étudiées doit se traduire par une variation systématique dans le temps des rapports saisonniers obtenus pour chaque mois.

La lecture, ligne par ligne, du tableau 3 (rapports des données brutes aux moyennes mobiles sur douze mois) ne laisse apparaître aucune variation systématique de cet ordre. La lecture du tableau 8, où les rapports présentent l'avantage d'une moindre dispersion, ne permet pas non plus de déceler de variation significative. Mais il est plus facile de juger sur une représentation graphique que sur une ligne de chiffres; c'est pourquoi, pour chaque mois, on a tracé un graphique en portant en abscisses les années successives et en ordonnées les rapports. A titre d'exemple, on a reproduit ci-dessous les graphiques des mois de janvier, août et décembre (graphiques 15). On voit effectivement qu'il n'y a pratiquement pas eu d'évolution systématique des rapports saisonniers dans le temps pendant les années étudiées.

Graphique 14

Réduction de la dispersion des rapports saisonniers quand on remplace, comme extra-saisonnier, la moyenne mobile sur 12 mois des données brutes par la moyenne mobile sur 5 mois de la série déjà grossièrement corrigée de ses variations saisonnières

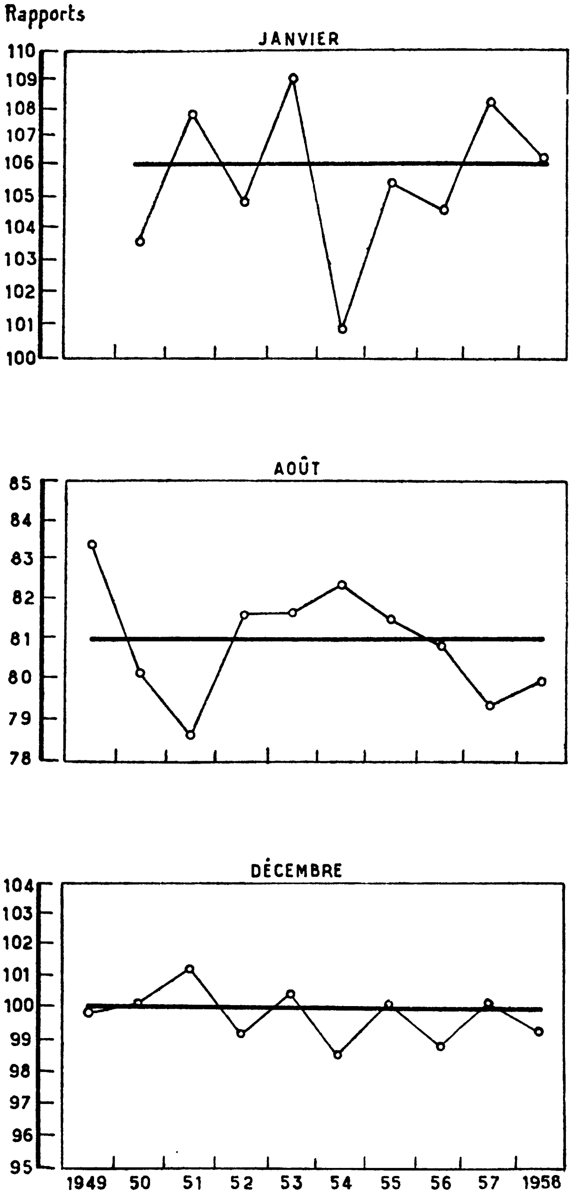


5

Graphique 15

Nombre de demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois

Variations dans le temps des rapports saisonniers
des mois de janvier, août et décembre



8/ <u>Choix des coefficients saisonniers définitifs</u>.

Comme il n'y a pas eu apparemment de variations de la composante saisonnière au cours des dix années étudiées, il ne reste qu'à choisir à partir des rapports saisonniers (comme au 3/ plus haut) une série de coefficients saisonniers valables sur toute cette période et que l'on pourra extrapoler sur 1959 et 1960.

La dispersion des nouveaux rapports saisonniers étant plus faible que celle des rapports obtenus lors de la première étape de notre travail, il est plus facile de choisir graphiquement pour chacun d'eux (sur le graphique 14) une valeur centrale. On ne trouve pas de différence importante avec le choix fait précédemment. Il y a cependant quelques petites divergences; en particulier, si on rapproche les deux graphiques de dispersion pour le mois de juin, on s'aperçoit que les nouveaux points obtenus se regroupent autour de 88 plutôt qu'autour de 89. L'examen des courbes A, B et C du graphique 13 permet de comprendre le pourquoi de ces légères divergences. Celles-ci sont également mises en évidence par le calcul systématique de la moyenne arithmétique des rapports médians, calcul analogue à celui que nous avons fait plus haut au 3/ bis et qui donne les résultats suivants :

Moyennes arithmétiques des rapports médians

	(1) à partir des rapports à la moyenne mobile sur 12 mois	(2) à partir des rapports au nouvel extra-saisonnier
Janvier	105,5	105,7
Février	120,6	120,6
Mars	122,3	123,0
Avril	115,7	115,3
Mai	108,2	107,8
Juin	98,0	99,1
Juillet	88,4	88,1
Août.............	81,0	81,0
Septembre	80,4	80,3
Octobre	85,3	85,1
Novembre	93,3	93,4
Décembre	99,6	99,8

En fonction de ces observations, nous choisirons comme coefficients saisonniers définitifs :

Janvier	Févr.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juill.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
106	121	123	115,5	108	99	88	81	80,5	85	93	100

La désaisonnalisation réalisée à l'aide de ces coefficients est évidemment peu différente de celle qui a été effectuée plus haut (tableau 5). Nous en donnons ci-dessous les résultats (tableau 9) :

Tableau 9

Demandes d'emploi non satisfaites au 1er de chaque mois (France entière).

(en milliers)

Données définitivement corrigées des variations saisonnières.

	1949	1950	1951	1952	1953	1954*	1955	1956	1957	1958	1959
Janvier	93,0	144,8	142,7	109,8	171,8	182,2	167,9	136,8	91,9	82,4	126,1
Février	90,8	143,0	135,6	109,1	174,2	183,7	167,6	133,4	88,2	82,7	139,5
Mars	102,6	150,7	129,7	113,9	176,2	188,2	170,1	132,4	84,8	82,2	145,5
Avril	110,1	157,7	125,4	117,1	179,2	189,2	172,1	124,8	78,8	83,1	139,7
Mai	119,4	162,0	130,3	117,9	181,0	190,8	166,6	117,2	75,8	85,0	139,3
Juin	134,1	167,6	124,2	121,8	181,3	194,1	163,3	109,6	75,9	85,3	-
Juillet	146,4	160,3	118,9	125,6	181,0	192,5	163,5	106,5	76,9	88,0	-
Août	150,7	156,4	112,1	131,5	183,0	191,2	159,0	103,9	75,4	90,7	-
Septembre .	147,3	152,3	112,7	135,1	180,7	184,8	155,8	103,2	77,4	95,3	-
Octobre ...	155,8	151,1	109,6	139,6	181,8	179,4	151,8	98,6	79,3	100,7	-
Novembre .	153,6	148,9	109,5	153,6	180,8	169,7	148,3	92,8	81,7	109,7	-
Décembre .	149,0	144,6	112,4	158,0	181,5	167,8	142,7	91,6	81,8	117,8	-