

# Décrire le cycle économique

**Jacky Fayolle,**

*Département des diagnostics de l'OFCE*

*Ce papier présente et commente les techniques descriptives d'analyse cyclique aujourd'hui utilisées par l'OCDE. L'intérêt de ce corpus technique est double : la méthodologie en usage à l'OCDE, qui élargit et prolonge des techniques initialement développées par des auteurs américains du NBER <sup>(1)</sup>, constitue une synthèse de travaux antérieurs, dont la tradition remonte jusqu'au début du siècle <sup>(2)</sup>, et cette synthèse permet d'appliquer une méthode homogène à l'ensemble de la zone OCDE. On peut donc considérer cette méthodologie comme représentative de l'attitude pratique des conjoncturistes attentifs aux réalités cycliques et confrontés, en temps réel, à la caractérisation du moment du cycle en cours. Avant d'entrer dans la matière elle-même, l'introduction est consacrée à un énoncé rapide et interrogatif des problèmes soulevés par la confrontation de cette tradition d'analyse cyclique et des nouvelles techniques d'analyse développées par l'économétrie des séries temporelles : il ne s'agit que d'un préambule pour un dialogue qui devrait être poursuivi et approfondi.*

La description du cycle est-elle possible ? Cette question pourrait sembler saugrenue, mais le conjoncturiste attentif à l'évolution des techniques d'analyse des séries temporelles en vient néanmoins à se la poser. La classique et tranquille statistique descriptive semblait suffire à l'exercice honnête de son métier et lui fournir une boîte à outils convenable. Mais voilà qu'on lui dit qu'il n'a pas le droit d'utiliser à des fins d'analyse cyclique et de prévision les séries temporelles qu'il a soigneusement mais empiriquement polies pour ses propres besoins sans s'être assuré de la nature des propriétés implicites qui animent leur dynamique. Propriétés aux noms qui ne sont pas toujours familiers pour lui et qui participent à la nouvelle sémantique de l'économétrie temporelle : stationnarité, tendance stochastique, persistance... A ne pas se préoccuper de ces choses-là, il se pourrait bien en fait qu'il invente les cycles qu'il prétend décrire, en créant ces cycles par l'application de méthodes inadaptées à des séries aléatoires mais non cycliques (cf Henin, 1989).

---

(1) Les articles de référence sont ceux de C. Boschan et G. Bry, 1971 et de C. Boschan et W. W. Ebanks, 1978.

(2) Pour une rétrospective rapide de cette tradition historique, en particulier des travaux du NBER américain durant l'entre-deux guerres, voir J. Fayolle, 1987.

Sur le fond, c'est un vieux problème méthodologique qui réapparaît à cette occasion mais de manière plus aiguë, car l'état des techniques s'est considérablement approfondi depuis quelques années <sup>(3)</sup> : pour décrire convenablement les processus temporels observés, il faut des méthodes adaptées à la nature de ces processus. « Ce que sont » ces processus ne relève pas cependant d'une « ontologie » absolue mais provient du choix d'un modèle pour les représenter. En choisissant un modèle, on préjuge de la bonne méthode. Et derrière le recours à une méthode particulière, il y a un modèle de référence. Mais comment être sûr de l'unicité incontestable d'un tel modèle ? Les tests envisageables permettent d'accepter ou de refuser le modèle de référence, non pas (ou plus difficilement) d'opérer une sélection parmi la population des modèles envisageables (comment la définir pratiquement tout d'abord ?). Bref, déduction et induction se renvoient la balle de la légitimité des techniques d'analyse mises en œuvre <sup>(4)</sup>. Et comment sortir de ce cercle vicieux épistémologique, sinon par le choix discrétionnaire d'un paquet « modèle-méthode » qui ait les préférences des auteurs du travail, un point c'est tout ?

Ce ne serait guère satisfaisant car ainsi peu de progrès seraient à escompter dans le dialogue entre tenants d'approches différentes, surtout lorsqu'il y a une association entre les techniques utilisées et le type de métier : praticiens de la conjoncture et recours à la boîte à outils de la statistique descriptive d'un côté ; théoriciens des cycles et économétrie dynamique des séries temporelles de l'autre.

Comment s'y prendre, alors ? l'attitude adoptée est ici la suivante : l'expérience acquise par une accumulation quasi-séculaire de techniques empiriques s'attachant à décrire les cycles conjoncturels (travaux américains et européens de l'entre-deux guerres, extension et modernisation de cet héritage par le NBER et l'OCDE depuis la seconde guerre mondiale) est prise au sérieux : ces travaux appartiennent au patrimoine de l'histoire réfléchie des faits économiques. Ils fournissent un regard descriptif, riche et détaillé sur la succession des cycles conjoncturels mais ils témoignent aussi de la difficulté des conjoncturistes à maîtriser en temps réel la dynamique de ces évolutions : l'échec prédictif de l'indicateur Harvard à la veille de la crise de 1929 <sup>(5)</sup> en est un exemple précoce (mais peut-être parce que l'interprétation était plus défailante que la tenue de l'indicateur lui-même). Ces travaux ont interféré avec les débats théoriques, ne serait-ce qu'au travers de la fameuse interjection de Koopmans, les qualifiant de « mesure sans

---

(3) On peut en prendre comme indice le « Cours de séries temporelles » de Gourieroux et Monfort (1990) passé entre l'édition de 1983 et celle de 1990 de 350 à 750 pages et significativement rebaptisé « Séries temporelles et modèles dynamiques ».

(4) Sur le besoin et la réalité, dans ce contexte, d'une réactivation de la réflexion méthodologique, on peut se reporter aux réflexions de Malinvaud, 1991.

(5) L'indicateur Harvard, élaboré par l'Institut du même nom aux Etats-Unis durant le premier tiers du siècle, était constitué d'un ensemble de trois indicateurs cycliques, aux mouvements étroitement corrélés mais décalés entre eux : un premier indicateur représentatif du cours des actions, un second du mouvement des affaires sur les marchés de biens, un troisième des taux d'intérêt. L'usage de ce triplet s'est avéré satisfaisant jusqu'au milieu des années vingt mais a défailé au tournant des années 1930 : la montée spectaculaire de l'indicateur de cours des actions jusqu'à la veille du krach de 1929 n'a pas permis aux conjoncturistes de l'époque d'anticiper la récession. Voir J. Fayolle, 1987.

théorie ». Leur usage à des fins prévisionnelles est particulièrement contesté : on veut bien leur reconnaître une portée descriptive du passé, et, par là, un rôle de résumé historique épaulant la mémoire et l'expérience du conjoncturiste mais non pas une capacité prévisionnelle, laquelle ne saurait prendre appui dans leur cas sur un modèle validant sous certaines conditions une telle capacité. La critique classique de Koopmans offre cependant une opportunité intéressante : dans quelle mesure les développements récents de l'économétrie des séries temporelles pourraient-ils permettre, par des croisements « génétiques » judicieux entre approches d'origine différente, un fondement « axiomatique » plus assuré des techniques de description cyclique ?

Quelles sont, sur un plan qualitatif, les hypothèses ou conventions de base que retiennent les techniques aujourd'hui utilisées par les praticiens de la conjoncture ?

\* une certaine définition du cycle conjoncturel, à la fois souple (sa reproduction est de l'ordre de la récurrence approximative plutôt que de la périodicité exacte) et ferme (un cycle de l'ordre de quelques années, mais indivisible et sans référence explicite à une superposition de cycles courts, moyens, longs), soit la définition classique des « fondateurs » américains Burns et Mitchell <sup>(6)</sup>. On reste dans un schéma simple où l'histoire économique est faite essentiellement de la combinaison de tendances et de tels cycles conjoncturels. Le cycle est l'unité de base des rythmes économiques, une fois correction faite des cycles spécifiquement saisonniers.

\* une hypothèse de séparabilité de la tendance T, du cycle C et de la composante irrégulière U selon un modèle additif ou multiplicatif simple. La série originale X peut s'écrire  $X = T+C+U$  ou  $T(1+C)(1+U)$ . Mais ces trois composantes sont évidemment « inobservables ». Cette hypothèse de séparabilité paraît a priori tout aussi admissible, ou tout aussi critiquable, que les « préjugés téméraires » <sup>(7)</sup> qui conduisent à privilégier tel ou tel modèle par les économètres.

\* la capacité à estimer la bonne séparation entre ces composantes par l'usage de techniques itératives recourant à la composition de moyennes mobiles bien choisies <sup>(8)</sup>. Comme dans le cas des méthodes de correction des

---

(6) « Business cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their ones », Burns and Mitchell, 1946.

(7) Pour reprendre l'expression de Bacon, utilisée par K. Popper dans sa « Logique de la découverte scientifique », traduction française chez Payot, 1978 .

(8) De manière schématique, si M1 désigne une première moyenne mobile et M2 une seconde, on peut définir la moyenne mobile composée M telle que, si X est une série temporelle,  $MX = M^1(M^2X) = M^2(M^1X)$ . L'opération de composition, qui engendre une nouvelle moyenne mobile à partir de deux moyennes mobiles initiales, est donc commutative (cf Gourieroux-Monfort 1990, p.65).

variations saisonnières, les propriétés mathématiques des moyennes mobiles peuvent être utilisées pour faire les choix adéquats. L'intérêt de la technique des moyennes mobiles est de pratiquer des « ajustements locaux », qui respectent les « torsions » progressives de la tendance en étant attentifs à l'allure locale des courbes étudiées : au contraire, les méthodes de régression, en traitant de manière homogène l'ensemble des observations, conduisent à des « ajustements globaux », nécessairement moins attentifs par exemple aux éventuelles inflexions récentes de la tendance. Les performances des moyennes mobiles utilisées (qualité de la séparation de la tendance et du cycle, capacité de réduction des irrégularités et de lissage) peuvent être en principe optimisées ou, du moins, mesurées.

\*les techniques plus développées comme celles utilisées par l'OCDE introduisent un « pas » supplémentaire, par rapport à la simple composition des moyennes mobiles. L'identification des points de retournement (pics et creux du cycle) est faite avec beaucoup de soin et de prudence, par la comparaison de moyennes mobiles différentes appliquées spécifiquement à une estimation de la série  $C$  du cycle. L'objectif est en effet de ne pas troubler cette identification par un effet de phase (c'est-à-dire un décalage artificiel des points de retournement) et d'éliminer les risques de mauvaise datation causés par la présence d'irrégularités. L'identification des points de retournement et le découpage conséquent du cycle en phases (une phase est l'intervalle entre deux points de retournement successifs) ont un effet structurant en aboutissant, par le calcul et l'enchaînement des valeurs moyennes de la série originale  $X$  sur chaque phase, à une nouvelle évaluation de la tendance. Cette méthode (dite Phase-average trend method) paraît très empirique ou « ad hoc » : elle permet de renforcer encore le caractère local de l'ajustement de la tendance par la prise en compte des imperfections du cycle, c'est-à-dire l'irrégularité de sa périodicité et la dissymétrie de ses phases.

Quelles sont, de manière très générale, les propriétés de la série cyclique obtenue  $Z=C+U$ , après évacuation de la tendance ? En particulier peut-on considérer ou faut-il souhaiter que cette série  $Z$ , qui suscite l'attention particulière du conjoncturiste, présente la propriété généralement désirée de stationnarité <sup>(9)</sup> ? Si cette propriété est désirée par l'économètre, c'est parce qu'il est plus aisé d'estimer et d'utiliser un modèle écrit sur des séries stationnaires : la non-stationnarité n'est pas un sacrilège car elle peut réellement caractériser certains phénomènes économiques (comme la croissance) mais elle complique les tâches d'estimation et de prévision. En particulier, elle peut induire des erreurs si on applique des méthodes standard d'estimation et de prévision dont la validité suppose en fait la stationnarité des séries traitées. En conséquence, les économètres cherchent le bon ordre de différenciation permettant de retrouver une série stationnaire ( $\Delta X$  ou  $\Delta(\Delta X)=\Delta^2 X$ , etc...) à partir d'une série initiale  $X$  qui ne l'est pas.

---

(9) Une série aléatoire indicée par le temps (ou processus)  $Y$  est stationnaire si sa variance existe et est finie, si son espérance mathématique  $E(Y_t)$  prend une valeur  $m$  indépendante du temps et si la covariance entre les valeurs prises par  $Y$  à deux dates distinctes ne dépend que de l'intervalle entre ces deux dates mais non de ces dates elles-mêmes ( $Cov(Y_t, Y_{t+h}) = \gamma(h)$ ). En particulier la dernière condition implique que la variance  $V(Y_t)$  est aussi indépendante du temps (pour  $h=0$ ).

D'une certaine façon, c'est une démarche d'esprit analogue qui inspire le conjoncturiste lorsqu'il calcule l'écart  $Z$  à la tendance pour une série  $X$  : élaborer une série transformée qui isole les fluctuations qu'il entend privilégier dans son analyse. La différence étant que le conjoncturiste n'a aucune raison de souhaiter que cette série, sur laquelle porte son attention, soit stationnaire : il pourrait même souhaiter le contraire.

En effet, l'idée de stabilité (de nullité en fait, si on a bien centré la tendance) de l'espérance  $E(Z_t)$  de l'écart cyclique à la tendance, à toute date  $t$ , est choquante pour lui puisqu'elle revient à exclure tout caractère systématique du cycle et à concevoir ce cycle apparent comme une simple caractéristique « spectrale » du processus stationnaire  $Z_t$  : cette caractéristique résulterait de la structure des corrélations temporelles entre les aléas exogènes successifs qui engendrent le processus <sup>(10)</sup>. Les conjoncturistes veulent avoir  $E(Z_t)$ , et pas simplement  $Z_t$ , comme série cyclique : une date donnée est associée à « l'espérance » qu'on soit à tel moment du cycle. De la même façon, misant sur les forces de rappel et de correction qui animent le mouvement cyclique, le conjoncturiste n'escompte pas une stabilité temporelle de la corrélation entre deux écarts cycliques  $Z_t$  et  $Z_{t+h}$  séparés par un certain intervalle de temps  $h$  : il s'attend à une corrélation plutôt positive durant la période d'auto-entretien de la phase d'expansion ou de récession, à une corrélation plutôt négative lorsque se mettent à jouer les mécanismes de retournement. En bref, le cycle périodique  $a$ , pour le conjoncturiste, une consistance qu'il ne retrouve pas dans les « composantes transitoires » que les économètres cherchent à identifier dans les séries temporelles. L'usage de la notion même de cycle pour parler de ces composantes lui paraît un détournement de sens.

L'économètre obstiné pourrait surenchérir en disant qu'il suffit de différencier jusqu'à l'ordre adéquat ( $\Delta Z$ ,  $\Delta^2 Z$ , etc...) la série  $Z$  d'écarts à la tendance pour tenter de retrouver la stationnarité. Techniquement, cela ne fait pas problème et peut faciliter l'usage prévisionnel des indicateurs cycliques. Au demeurant, l'OCDE calcule de tels indicateurs dérivés par différenciation, qui s'insèrent dans l'analyse cyclique d'ensemble.

Mais, au-delà de ce strict aspect technique et pour s'en tenir à l'intention, on sent bien que, chemin faisant, on tend à abandonner le schéma de référence du conjoncturiste pour raisonner sur un schéma plus dépouillé :  $X=T+U$  plutôt que  $X=T+C+U$ . Dans ce schéma plus simple, où une composante cyclique explicite n'est pas nécessaire, il s'agit de chercher les conditions de stationnarité de la composante aléatoire  $U$  (quel degré de différenciation, pour éliminer toute tendance stochastique ?) et d'en induire les éventuelles propriétés cycliques apparentes de la série  $X$ . Le conjoncturiste « croit », pour sa part, à l'existence d'une composante cyclique  $C$  irréductible à la stationnarité mais systématique. « Systématique » (en différenciant

---

(10) On montre en effet que, sous certaines conditions assez peu contraignantes, tout processus stationnaire centré (d'espérance nulle) peut faire l'objet d'une représentation spectrale, laquelle est résumée par la fonction de densité spectrale. Intuitivement, celle-ci donne un poids important aux fréquences (comme dans le cas d'un phénomène naturel ondulatoire) qui sont associées aux cycles apparents engendrés par la structure des corrélations temporelles entre les aléas successifs constitutifs du processus.

cette appellation de celle de « déterministe ») pourrait signifier que les caractéristiques du cycle  $C$  — durée, amplitude, etc... — sont éventuellement de nature aléatoire mais qu'elles présentent cependant des stabilités fortes (une espérance déterminée de la durée et de l'amplitude du cycle par exemple, mais ce pourrait être une caractérisation trop rigide). Ce serait là une manière intuitive, sans doute imparfaite et provisoire, de traduire statistiquement l'idée d'un cycle endogène, dont le déroulement est néanmoins conditionné par l'éventuelle apparition de chocs exogènes. Les chocs exogènes conditionnent le cycle, mais celui-ci, lorsqu'il est lancé, obéit à une logique de déroulement dotée de caractéristiques présentant une certaine régularité. Il est difficile pour une équipe de conjoncturistes de pratiquer correctement leur métier sans avoir une bonne maîtrise collective de ces régularités.

En résumé le conjoncturiste a en tête un écart à la tendance  $Z=C+U$ , où  $C$  et  $U$  sont aléatoires mais le cycle  $C$  est non stationnaire même si l'accident  $U$  l'est. Formellement, on est renvoyé à un problème habituel et classique d'identification préalable du modèle représentant le processus conjoncturel. Le modèle implicite du conjoncturiste est en fait plus complexe qu'il n'y paraît au premier abord et c'est pour parer à cette complexité qu'il se contente de méthodes descriptives assez simples : il a en effet l'espoir que ces méthodes feront preuve d'assez de souplesse pour s'adapter à la complexité du modèle sous-jacent, alors qu'une méthode plus spécifiée, reposant sur l'usage d'un modèle probabiliste contraignant, pourrait s'avérer inadaptée et trop rigide. Il suffit, pour s'en convaincre, de voir l'intensité et l'opacité de la concurrence dans l'application à un groupe de séries macroéconomiques de la pluralité de modèles désormais proposés par l'économétrie dynamique des séries temporelles. Pas plus qu'au sein de l'économétrie plus classique, les modèles concurrents ne sont aisés à départager (cf Henin, 1989). D'une certaine façon, il n'y a que l'embarras du choix entre les descriptions ou les points de vue, mais avec une certaine exclusivité entre eux. Par exemple, voilà ce que dit Nelson (1988), cité par Henin (1989) : « les données semblent présenter un dilemme : ou (1) le PNB suit un processus ARIMA non stationnaire dans lequel les variations à court terme sont largement ou même entièrement dues à des perturbations aléatoires dans sa composante permanente ou tendancielle, ou (2) la tendance du PNB est au contraire très lisse et les variations aléatoires à court terme sont dominées par une composante cyclique indépendante qui est aussi très persistante. Cette dernière représentation semble mieux s'appliquer aux données ».

Le modèle implicite du conjoncturiste pourrait, au moins sur un plan qualitatif, être énoncé dans le langage de l'économétrie des séries temporelles à des fins de dialogue avec les spécialistes de cette dernière. Parler de « modèle à composantes inobservables » pourrait assez bien convenir : un modèle de ce type peut incorporer des perturbations cycliques et accidentelles, aléatoires dans les deux cas mais indépendantes (au contraire de modèles dits à persistance où les chocs permanents et transitoires sont parfaitement corrélés). Ainsi, en 1991, le cycle américain est déformé par la séquence « d'accidents » et de « contre-accidents » transitoires que sont l'inquiétude antérieure à la guerre du Golfe, le retour de la confiance après la fin rapide de la guerre, la nouvelle déprime après l'euphorie.... Cette suite

d'accidents « psychologiques » négativement autocorrélés obéit à des caractéristiques de persistance qui sont distinctes (sinon indépendantes) des caractéristiques du cycle. Le cycle et la tendance peuvent être à leur tour commentés dans le langage de l'analyse des séries temporelles : une idée forte de cycle est retrouvée par les modèles à « mémoire longue » (c'est-à-dire la présence d'autocorrélations négatives apparaissant au-delà d'un certain horizon temporel et témoignant de phénomènes de retour à la tendance) ; la tendance n'obéit pas à une forme fonctionnelle parfaitement déterminée et uniforme au cours du temps mais peut se comprendre comme une suite plus ou moins lissée de « tendances segmentées » (n'est-ce pas l'idée de la Phase-average trend method utilisée par l'OCDE ?). Le cycle et les accidents influencent la tendance qui se dégage de l'histoire : au travers de la dépendance de la succession des « tendances segmentées » à l'égard de l'identification des points de retournement pour le premier ; au travers du degré de persistance des aléas transitoires pour les seconds.

Le modèle de référence implicite du conjoncturiste apparaît ainsi singulièrement complexe et c'est parce qu'il est difficile de spécifier explicitement cette complexité qu'il apparaît raisonnable de miser sur l'emploi de méthodes empiriques, « savamment bricolées » et bénéficiant d'une longue expérimentation, pour décrire le cycle économique.

## **L'analyse cyclique du NBER et de l'OCDE**

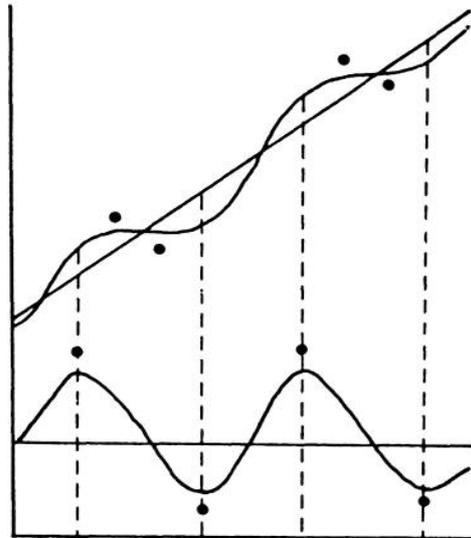
### **La démarche**

L'objectif de l'OCDE, en adoptant les méthodes d'analyse cyclique développées par le NBER américain, est la constitution d'un système d'indicateurs avancés du cycle conjoncturel pour les pays membres. Les cycles nationaux ou zonaux <sup>(11)</sup> de **référence** sont déterminés à partir des indices de production industrielle plutôt que des séries du produit intérieur brut. Des raisons pratiques de disponibilité de l'information expliquent ce choix mais il peut être également justifié par des considérations économiques : le produit intérieur brut est plus inerte parce qu'il enregistre l'impact de forces contra-cycliques (comme les dépenses publiques) ; le cycle industriel présente une plus grande pureté. La chronologie de référence (les dates des points de retournement successifs) est cependant très proche dans les deux cas.

Les indicateurs avancés de ce cycle de référence sont issus d'une sélection de séries **spécifiques** présentant des propriétés convenables et

---

(11) Une zone est un regroupement particulier de pays, au vu notamment de critères géographiques.



1. Pics et creux d'une série affectée d'un trend

stables : signification économique ; couverture du champ considéré ; longueur et périodicité des séries disponibles ; continuité et délais de l'information fournie ; comportement cyclique relativement au cycle de référence, ce dernier ensemble de propriétés devant faire l'objet de tests et de mesures. Pour pouvoir opérer ce rapprochement cyclique entre la série de référence et les séries spécifiques, l'OCDE procède, série par série, à la séparation de la tendance et des cycles successifs, afin d'éviter toute pollution de la comparaison par la proximité ou l'éloignement des tendances propres aux différentes séries. L'estimation de la tendance (ou trend) est cruciale. Sur la série originale, la présence d'un trend plus ou moins fort modifie en effet les points de retournement apparents : les pics sont retardés et les creux avancés par un trend marqué, comme le montre le graphique 1 où les points de retournement — maxima et minima locaux — sont signalés sur la courbe non détrendée et sur la courbe détrendée.

Pour chaque série  $X$ , on a par hypothèse <sup>(12)</sup> :

$$X = T (\text{rend}) + C(\text{ycle}) + U(\text{nregular}) \text{ ou } X = T (1+C) (1+U)$$

En particulier <sup>(13)</sup> :

$$X_r = T_r + C_r + U_r \text{ pour la série de référence}$$

$$X_i = T_i + C_i + U_i \text{ pour une série spécifique } i$$

L'analyse va privilégier le rapprochement  $C_i/C_r$  des cycles conjoncturels en négligeant a priori le rapprochement des tendances de long terme  $T_i$  et  $T_r$ , supposées correctement éliminées série par série. Cette façon de faire est

(12) Si on travaille sur une série  $X$  affectée de saisonnalité, on a  $X = T + C + S(\text{easonal}) + U$  et il faudrait en toute rigueur opérer la correction des variations saisonnières et l'analyse cyclique simultanément. Ce n'est pas ce qui est fait par l'OCDE: la série  $X$  a déjà été corrigée des variations saisonnières. Ce traitement séquentiel pose des problèmes de cohérence, puisqu'il n'est pas sûr que l'estimation implicite du trend  $T$  soit la même dans les deux phases.

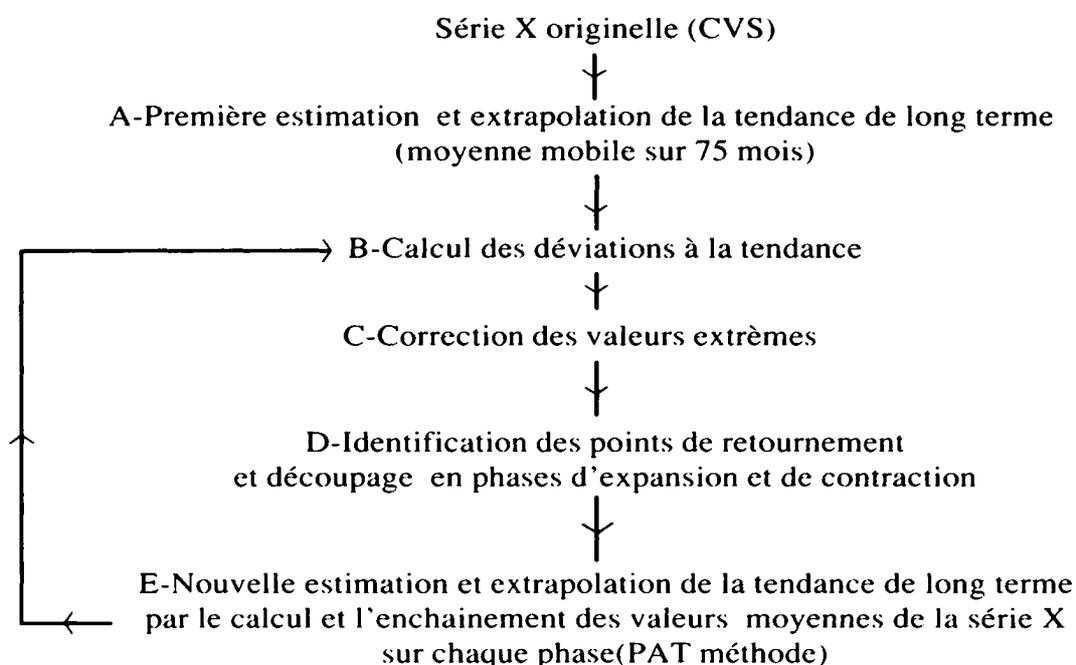
(13) Comme le modèle multiplicatif peut être ramené au modèle additif par simple transformation logarithmique, on ne se référera plus dans la suite qu'au modèle additif.

contestable, notamment au vu de démarches plus récentes (comme celle de la cointégration) qui, dans le rapprochement de deux séries, cherchent à identifier simultanément la relation de long terme qui les relie et le processus d'ajustement conjoncturel autour de cette relation.

### La méthode d'analyse cyclique

Le même programme d'analyse cyclique est appliquée aux différentes séries (de référence comme spécifiques). Il répond au triple objectif d'identification des points de retournement du cycle (**turning points**), de mesure de la tendance de long terme (**long-term trend**) et de construction de la série corrigée de sa tendance (**trend-adjusted série**)<sup>(14)</sup>. Cette dernière série est une estimation de la série  $Z=C+U$  qui est la somme des composantes cyclique et irrégulière de la série originelle  $X$ .

Le programme obéit à un principe itératif que décrit le schéma ci-dessous. Deux itérations suffisent à assurer l'exécution complète du programme. L'application de la **Phase-average Trend Method** (ce qu'on pourrait traduire par « méthode d'estimation de la tendance par les valeurs moyennes de phase » et qu'on désignera dans la suite sous l'appellation de « méthode PAT ») joue un rôle clef dans ce principe itératif : elle permet une seconde et définitive estimation de la tendance de long terme dès lors qu'on dispose d'une chronique de points de retournement, issue de la confrontation entre la série originelle et une première estimation de la tendance par mise en moyenne mobile.



(14) De manière générale, la traduction synthétique des termes anglais utilisés pour désigner les notions techniques mobilisées par les méthodes exposées et issues de travaux anglo-saxons ne va pas de soi. Aussi a-t-on jugé utile d'indiquer, lors de la première occurrence d'une notion particulière, le terme anglais original.

Ces étapes successives sont maintenant commentées de manière plus détaillée dans le cas d'une série mensuelle (la méthode est évidemment adaptable au cas d'une série trimestrielle) <sup>(15)</sup>.

A — La première estimation de la tendance (**Tentative Trend** noté TT) est effectuée par l'application d'une moyenne mobile arithmétique sur 75 mois (dont les coefficients égaux valent tous 1/75) à la série originelle X. Pour le début et la fin de période, cette tendance est extrapolée de manière assez grossière. Ainsi, en fin de série, le rapport (Moyenne de X sur les 75 derniers mois)/(Moyenne de X sur les 75 derniers mois commencés deux ans plus tôt) permet de calculer le taux de croissance tendanciel utilisé (après conversion en taux mensuel) pour l'extrapolation à partir du dernier point de la série TT calculé à partir des observations effectives. L'usage d'une telle moyenne mobile comporte une présomption sur la durée du cycle conjoncturel : on sait en effet qu'une moyenne mobile arithmétique d'ordre  $2m+1$  (c'est-à-dire sur  $2m+1$  mois dans le cas d'une série mensuelle) annule une série qui est assimilable à une fonction périodique de période  $2m+1$  (cf Gourieroux-Monfort, 1990) <sup>(16)</sup>. Si le cycle conjoncturel est supposé régulier et sa durée supposée égale à  $2m+1$  mois (75 mois, soit  $m=37$ , dans le cas de l'OCDE), l'emploi d'une moyenne mobile arithmétique d'ordre  $2m+1$  est donc un choix naturel pour la première estimation de la tendance. La moyenne mobile arithmétique d'ordre  $2m+1$  possède d'autres propriétés sympathiques : sa simplicité ; sa symétrie (propriété paraissant triviale mais qui est une condition minimale pour éviter des effets de phase indésirables) et sa bonne capacité de réduction de la variabilité des irrégularités <sup>(17)</sup>. Il est cependant aussi prouvé qu'une moyenne mobile arithmétique peut fournir une estimation biaisée de la tendance, dès lors que celle-ci présente une forme un tant soit peu complexe <sup>(18)</sup> ; elle peut aussi induire des cycles parasites de période assez longue (quoique d'amplitude mineure), qui sont la conséquence de l'autocorrélation induite entre les composantes irrégulières successives de la série transformée même si deux accidents distincts  $U_i$  et  $U_{i-1}$  de la série X initiale sont non corrélés entre eux (effet dit de Slutsky). Il est donc normal que l'application de la moyenne mobile arithmétique sur 75 mois ne soit qu'une première étape.

(15) Le lecteur pressé peut se rendre directement à la partie «Limites et difficultés».

(16) L'utilisateur des programmes de l'OCDE est cependant libre de choisir un autre ordre de la moyenne mobile que 75. En ce cas, il fait simplement une autre hypothèse implicite sur la durée du cycle.

(17) Si les coefficients de la moyenne mobile sont désignés par  $\theta_i$  ( $i = -m, \dots, +m$ ), la symétrie signifie  $\theta_i = \theta_{-i}$ . Si la composante irrégulière U de la série X est assimilable à un bruit blanc de variance  $\sigma^2$ , la variance de la série U transformée par la moyenne mobile sera  $\sigma^2 \sum_{-m}^{+m} \theta_i^2$ . On peut montrer alors qu'une moyenne mobile arithmétique d'ordre  $2m+1$  minimise le facteur  $\sum_{-m}^{+m} \theta_i^2$  parmi toutes les moyennes mobiles de même ordre vérifiant  $\sum_{-m}^{+m} \theta_i = 1$

(18) Une moyenne mobile arithmétique laisse inchangée une série assimilable à un polynôme de degré 1 (c'est-à-dire à une fonction exponentielle simple du temps du type  $ae^{bt}$  si on a opéré préalablement à l'application de la méthode d'analyse cyclique une transformation logarithmique), mais ce n'est plus vrai pour un polynôme de degré supérieur.

B — Le calcul des déviations au trend TT se fait par la simple différence X-TT (dans le cas additif), qui constitue une première estimation  $Z^1$  de la série  $Z (=C+U)$  d'écart à la tendance.

C — Cette étape permet de repérer et de corriger les valeurs extrêmes et de fournir une première estimation de la composante cyclique de la série. La séquence des opérations est la suivante :

C-1. Une moyenne mobile particulière est appliquée à cette série  $Z^1$  en particulier pour repérer et corriger les valeurs extrêmes. Il s'agit d'une moyenne mobile de Spencer sur 15 mois, dont la séquence des coefficients est la suivante :

$$[-3, -6, -5, 3, 21, 46, 67, 74, 67, 46, 21, 3, -5, -6, -3] / 320$$

En début et fin de série la moyenne mobile est tronquée de manière simple. Une telle moyenne mobile de Spencer résulte de la composition de moyennes mobiles arithmétiques d'ordre 4 et 5 (cf Gourieroux-Monfort, 1990) : elle permet donc en particulier d'annuler sur la série  $Z^1$  d'éventuels cycles de périodicité infraannuelle. La moyenne mobile de Spencer de la série  $Z^1$  est notée  $SP(Z^1)$ .

C-2. On calcule un « indicateur de régularité » de la série  $Z^1$ , noté MCD (**Months for cyclical dominance**). Cet indicateur indique le nombre MCD de mois à prendre en compte pour que, dans la moyenne des variations absolues de la série  $Z^1$  sur MCD mois, la composante cyclique, assimilée à la série  $SP(Z^1)$ , domine la composante irrégulière, assimilée à l'écart entre  $Z^1$  et  $SP(Z^1)$ . Conventionnellement MCD est borné supérieurement par 6 <sup>(19)</sup>.

C-3. Une observation de la série  $Z^1$  est qualifiée de valeur extrême lorsque la valeur de sa composante irrégulière estimée par l'écart  $Z^1 - SP(Z^1)$  est en dehors d'un intervalle défini par la valeur moyenne de cet écart plus ou moins un multiple  $\alpha$  de son écart-type (l'OCDE retient une valeur de  $\alpha$  égale à 3,5). La valeur extrême est remplacée par la valeur correspondante de la moyenne mobile de Spencer  $SP(Z^1)$  pour l'observation concernée. La série  $Z^{1c}$  ainsi corrigée est de nouveau transformée par la moyenne mobile de Spencer, pour donner une série que l'on notera  $SP(Z^{1c})$ .

C-4. La série corrigée  $Z^{1c}$  d'écart à la tendance est également transformée par une moyenne mobile arithmétique sur 12 mois (dont les coefficients, tous égaux, valent 1/12), qu'on peut logiquement noter  $MA12(Z^{1c})$ . En début

---

(19) Pour une valeur donnée de  $n$  ( $n=1...6$ ), on peut calculer la moyenne des taux de variation absolus sur  $n$  mois d'une série mensuelle  $Y$ :  $\sum_t |Y_t / Y_{t-n} - 1|$ . Cet indicateur peut être calculé pour la composante cyclique et la composante irrégulière de la série  $Z^1$  et MCD est la première valeur de  $n$  pour laquelle sa valeur est plus forte pour la composante cyclique que pour la composante irrégulière.

et fin de série, cette moyenne mobile est tronquée de manière simple. Elle permet en particulier l'élimination de saisonnalités résiduelles.

Au terme de cette étape, on dispose donc de deux évaluations de la composante cyclique  $C$  : les séries  $SP(Z^{1c})$  et  $MA12(Z^{1c})$ , qui vont être toutes deux utilisées pour une première identification des points de retournement.

D — L'identification des points de retournement va procéder par comparaison des chroniques des points de retournement propres à différentes moyennes mobiles, de manière à éviter tout décalage artificiel des points de retournement ainsi que les risques de mauvaise datation causés par la présence d'irrégularités. L'idée est d'identifier d'abord les points de retournement sur une moyenne mobile assez lissée de l'écart  $Z^1$  au trend puis de le faire de nouveau sur une série plus proche de la série  $Z^1$  mais en contrôlant cette nouvelle identification par la précédente. Et ainsi de suite. La séquence des opérations est la suivante (cf pour exemple le graphique 2) :

D-1. Une première série de « points de retournement potentiels » (**potential turning points** notés PTP) est identifiée sur la série  $MA12(Z^{1c})$ . Un pic (creux) potentiel est défini par le fait qu'il est plus haut (plus bas) que tout autre point parmi les cinq mois précédents ou suivants. L'alternance pic/creux est assurée, en règle générale, par la sélection du dernier ou du plus haut (bas) des pics (creux) multiples.

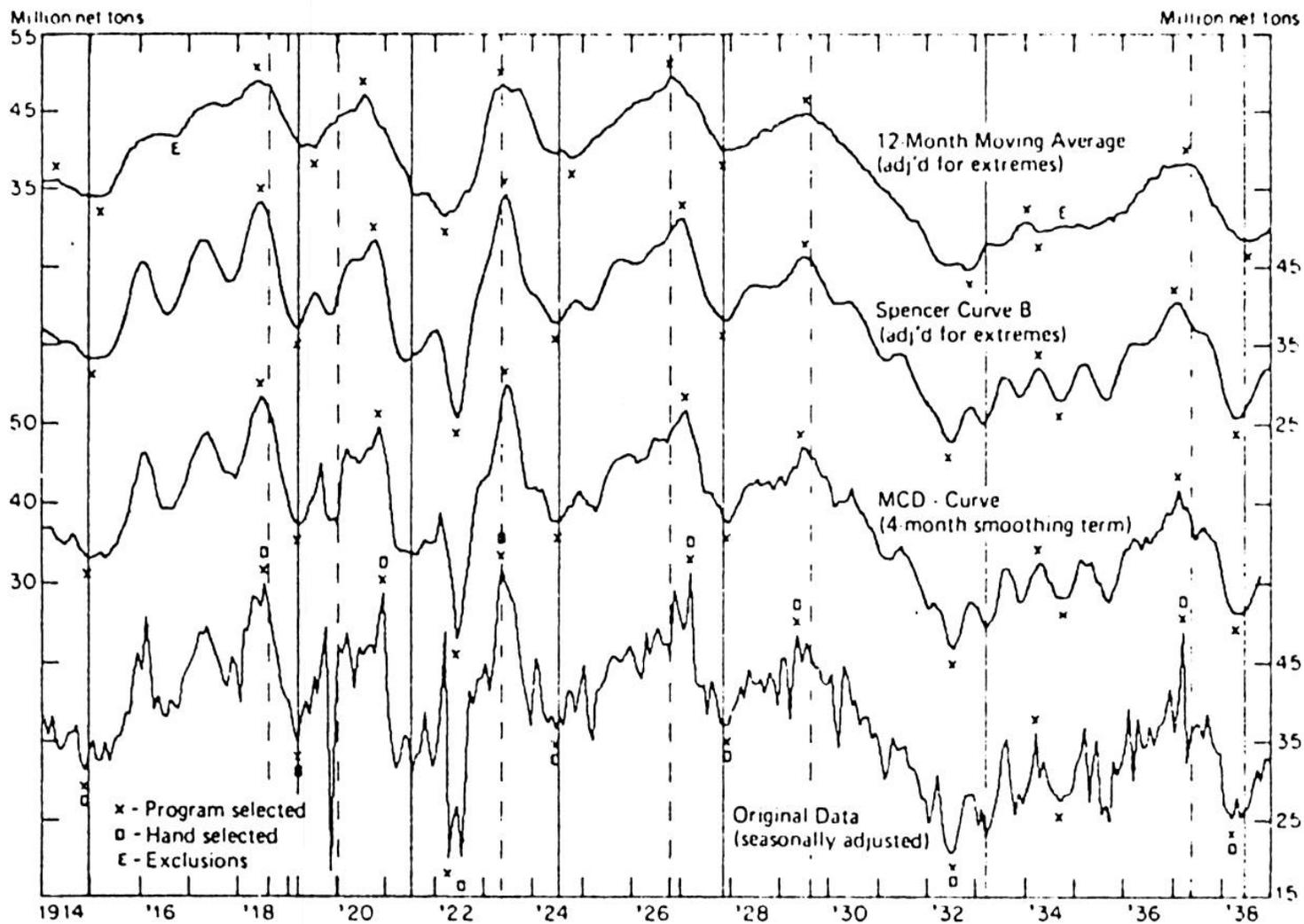
D-2. Connaissant les PTP, on détermine des « points de retournement correspondants » (**corresponding turning points** notés CTP) dans la courbe de Spencer  $SP12(Z^{1c})$ . On retient le pic (le creux) extrême dans l'intervalle de plus ou moins cinq mois autour du pic (creux) associé de la chronique des PTP. On élimine les points de retournement créant des cycles de durée inférieure à 15 mois. On contrôle de nouveau l'alternance pic/creux.

D-3. Une nouvelle moyenne mobile arithmétique d'ordre égal à l'indicateur MCD (inférieur ou égal à 6 mois) est appliquée à la série  $Z^1$  non corrigée, avec une extrapolation simple en début et fin de série. Sur la série résultante, appelée « moyenne arithmétique de court terme » (**short term moving average**) et notée  $MAMCD(Z^1)$ , on va identifier une seconde version de la chronique des CTP, notée  $CTP'$ . Les mêmes procédures qu'en D-2 sont utilisées, en prenant cette fois comme référence la chronique CTP de points de retournement issue de la courbe de Spencer.

D-4. Connaissant les  $CTP'$ , on détermine une dernière version  $CTP''$  de « points de retournement correspondants » en considérant directement la série  $Z^1$  originelle des écarts au trend. On retient le pic (creux) extrême dans un intervalle de plus ou moins  $k$  mois autour du pic (creux) associé de la chronique des  $CTP'$ ,  $k$  valant 4 si l'indicateur MCD est inférieur à ce chiffre et étant égal à cet indicateur sinon. On utilise de nouveau les mêmes procédures qu'en D-2, la chronique des  $CTP'$  étant prise comme référence. De plus, on élimine les points de retournement intervenant durant les six mois initiaux ou terminaux. Ceci fait, on élimine encore le nouveau pic (creux)

2. Identification des points de retournement cycliques d'une série

BITUMINOUS COAL PRODUCTION AND MOVING AVERAGES, 1914-38



Note: Broken vertical lines denote business cycle peaks; solid vertical lines denote business cycle troughs.

Source : C. Boschan, G. Bry, (1971).

terminal ou initial si ce pic (creux) est plus bas (plus haut) que des points encore plus terminaux ou initiaux. On élimine aussi les points de retournement créant des phases inférieures à cinq mois (la phase est l'intervalle entre deux points de retournement successifs) ou des cycles inférieurs à quinze mois. Toutes ces précautions, particulièrement sur la fin de période, visent à limiter une éventuelle sensibilité exagérée de la nouvelle estimation du trend (étape E) à des points de retournement incertains.

Cette ultime chronique de points de retournement CTP'' résultant de la première itération est baptisée « points de retournement provisoires » (**tentative turning points** notés TTP).

E — Utilisant la chronique des TTP, on va maintenant procéder à une nouvelle évaluation de la tendance en recourant à la méthode des moyennes de phase (méthode PAT, dont le principe est illustré par le graphique 3) :

E-1. On calcule la valeur moyenne de la série initiale X sur chaque phase successive (**Phase averages** notées PA), chaque phase étant l'intervalle entre deux TTP successifs.

E-2. On calcule la moyenne mobile arithmétique d'ordre 3 (1/3,1/3,1/3) de la suite des valeurs moyennes de phase. La valeur de cette moyenne mobile MA3(PA) est appelée **triplet** et assignée à la date médiane (**midpoint** noté mp) de la période couvrant les trois phases consécutives concernées. L'intervalle de temps entre deux dates médianes  $mp_i$  et  $mp_{i+1}$  consécutives est appelé un **segment** et deux segments consécutifs n'ont en général pas la même longueur (sauf dans le cas d'une régularité et d'une symétrie parfaites du cycle).

E-3. On calcule la pente moyenne (**slope**) sur chaque segment et cette pente, après mensualisation, est utilisée pour calculer le nouveau trend noté NT par une interpolation linéaire simple entre les deux dates extrêmes du segment.

E-4. Le niveau de ce nouveau trend est ajusté de manière à respecter le niveau moyen de la série initiale X. La contrainte respectée est la suivante pour chaque segment  $[mp_i, mp_{i+1}]$ , en notant NTA le nouveau trend ajusté :

$$NTA_t = NT_t + \left( \sum_{mp_i}^{mp_{i+1}} X_k - \sum_{mp_i}^{mp_{i+1}} NT_k \right) \text{ pour } mp_i \leq t \leq mp_{i+1}$$

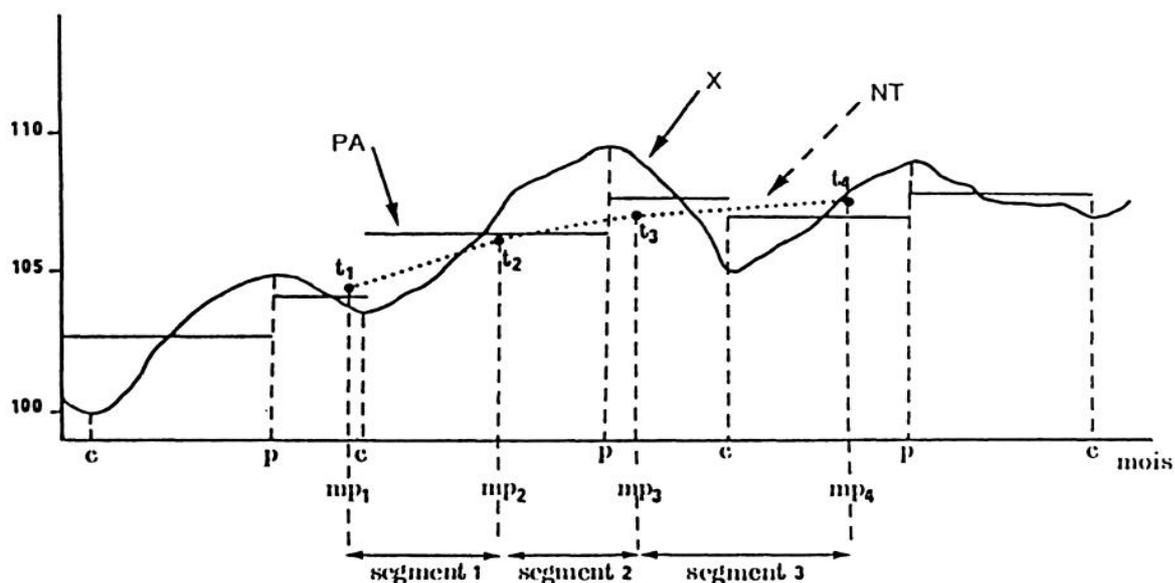
E-5. Le trend NTA ainsi obtenu est extrapolé en fin de série par une régression linéaire des moindres carrés sur le temps. Cette régression commence à la date associée au dernier triplet, de manière à conserver le niveau du trend sur le dernier segment.

E-6. Le trend NTA ainsi extrapolé fait l'objet d'une mise en moyenne mobile par une moyenne mobile arithmétique sur 12 mois, de coefficients égaux à 1/12, afin de lisser l'enchaînement entre les segments successifs.

En début et fin de série, cette moyenne mobile est extrapolée de manière simple. La série obtenue MA12(NTA) constitue l'estimation définitive de la tendance.

F — Une seconde itération est alors relancée, parcourant de nouveau les étapes B à D, jusqu'à produire une chronique définitive de points de retournement. Cette seconde itération utilise l'estimation définitive du trend en travaillant sur la série également définitive d'écart au trend  $Z_2 = X - MA12(NTA)$ .

### 3. Le principe de la méthode PAT



### Limites et difficultés

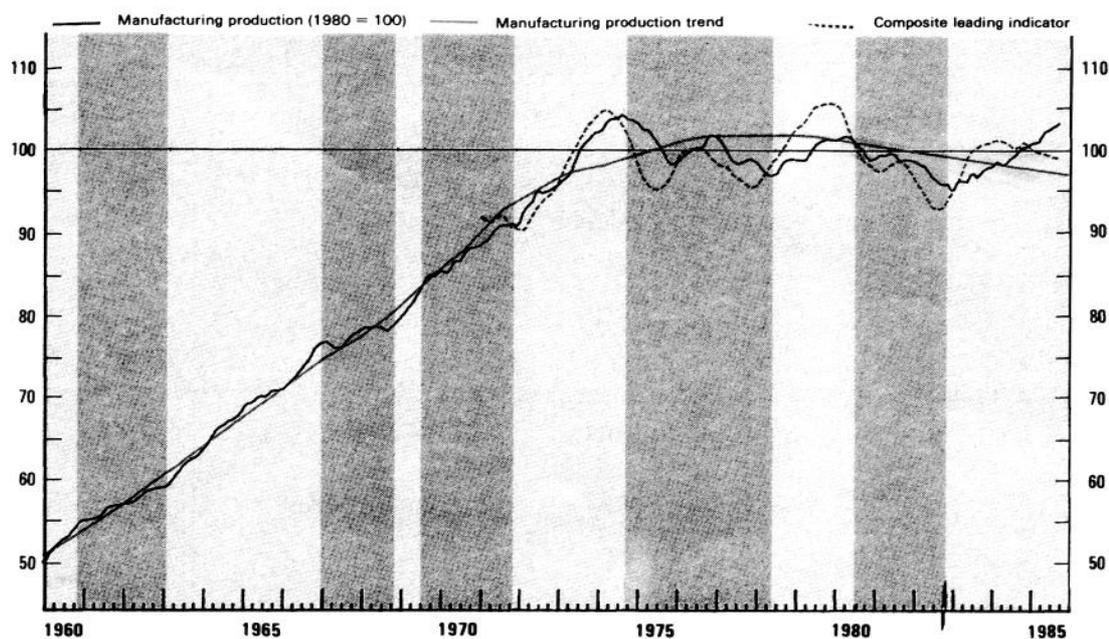
Les créateurs de cette méthode d'analyse cyclique et l'OCDE en relèvent certaines difficultés et limites (cf Boschan et Bry, 1971 ; Boschan et Ebanks, 1978 ; Nilsson, 1987 ; OCDE, 1987) :

\* cette technique a tendance à sélectionner trop de points de retournement et crée en conséquence une tendance de long terme trop variable. Elle distingue insuffisamment cycles et fluctuations mineures et peut par ce biais créer artificiellement des problèmes de comparabilité entre séries pourtant proches. Pour éviter ces inconvénients, l'OCDE tient compte des rapports entre les différentes séries constitutives du système d'indicateurs avancés, de manière à sélectionner les points de retournement d'une série spécifique particulière en correspondance avec la chronologie de référence et à créer ainsi une « homologie » entre les différentes tendances de long terme. La tendance de référence d'un pays donné est elle-même déterminée en recherchant une concordance des points de retournement au sein du groupe des 22 pays de l'OCDE. D'une certaine façon, c'est faire de la « cointégration » sans le dire et il serait plus rigoureux et transparent de tenter un traitement explicite de cette corrélation entre les différentes tendances de long terme.

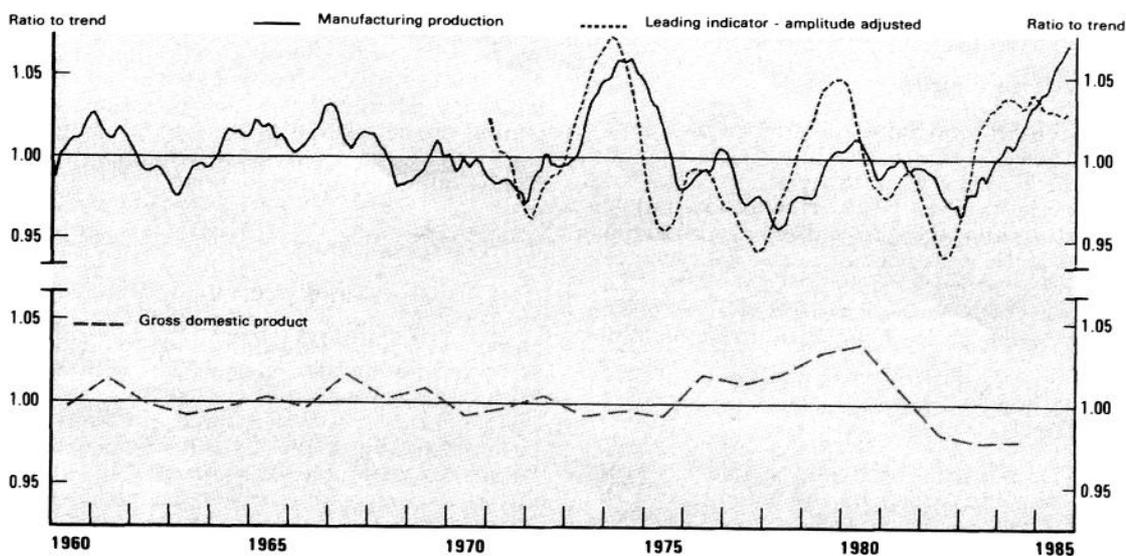
\*Au-delà des raisons de révision valant pour tout indicateur, l'identification de nouveaux points de retournement va dans cette méthode modifier fortement l'estimation du trend. L'estimation du trend est très fragile sur la fin de période : elle est très sensible au dernier point de retournement identifié, mais pas du tout au prochain point de retournement encore inconnu. Elle peut donc être profondément modifiée lorsque celui-ci sera observé. L'extrapolation du trend peut être fortement biaisée. L'amplitude du cycle en cours n'est donc pas à prendre au pied de la lettre : une amplitude inhabituelle peut être l'indication d'une inflexion du trend non encore prise en compte (cf à titre d'exemple, sur les graphiques 4 et 5 issus de la publication de l'OCDE de

#### 4. Le cas norvégien

##### INDUSTRIAL PRODUCTION AND LEADING INDICATOR



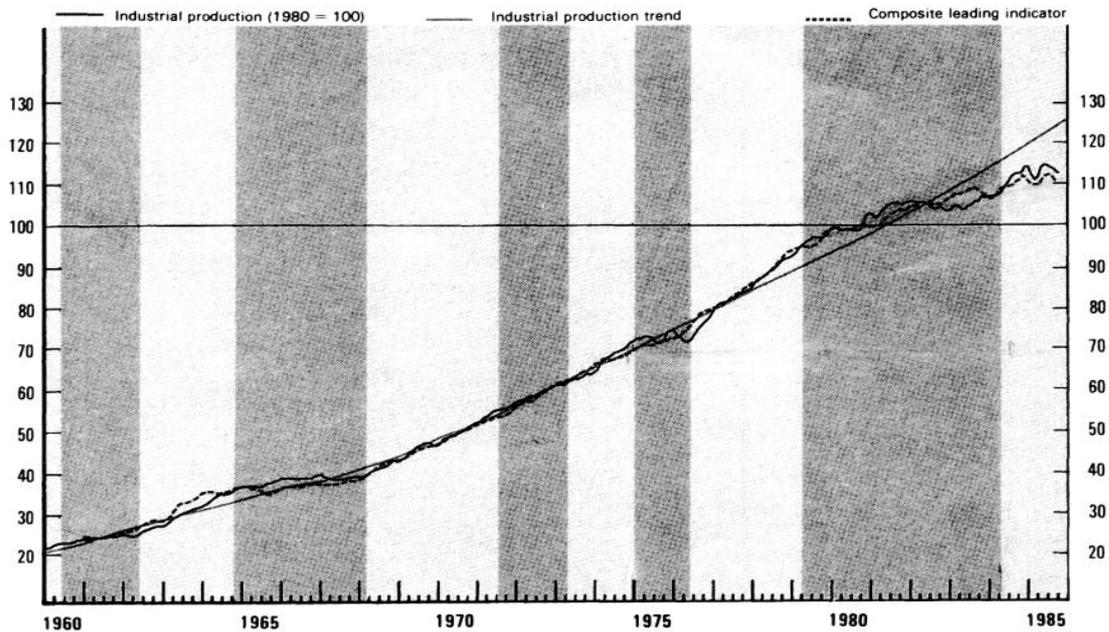
##### CYCLICAL DEVELOPMENTS



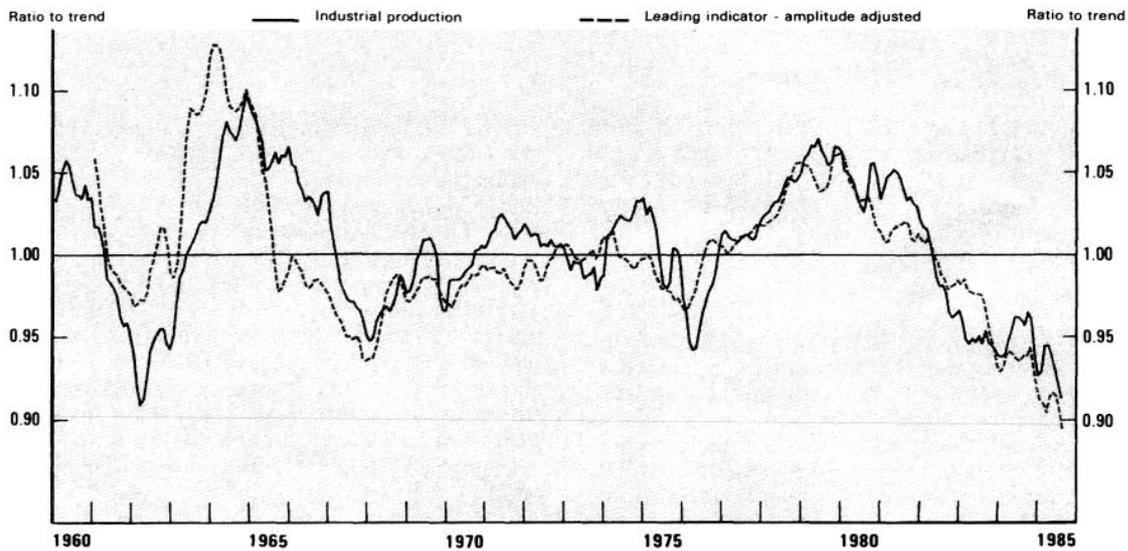
Source : OCDE (1987).

5. Le cas yougoslave

INDUSTRIAL PRODUCTION AND LEADING INDICATOR



CYCLICAL DEVELOPMENTS



Source : OCDE (1987).

1987, qui présentait les indicateurs disponibles jusqu'en 1985, la Norvège dont le trend de la production industrielle était sous-estimé en fin de période, la Yougoslavie pour laquelle il était surestimé ).

\*Ce défaut que constitue l'instabilité du trend en fin de période est la contrepartie des avantages de la méthode. Pour un ensemble complet de cycles historiquement observés, cette méthode « colle » de près aux in-

flexions locales de la tendance et symétriquement n'invente pas ces inflexions lorsqu'elles n'existent pas. La conséquence est double. D'une part, la méthode PAT améliore la correction des cycles par rapport à une simple moyenne mobile arithmétique : une telle moyenne mobile sur cinq ans corrige parfaitement les cycles de cinq ans mais surcorrige les cycles de durée inférieure et souscorrige ceux de durée supérieure, même lorsque le trend est stable (graphique 6). D'autre part, la méthode PAT permet une identification plus rapide des inflexions du trend qu'une simple moyenne

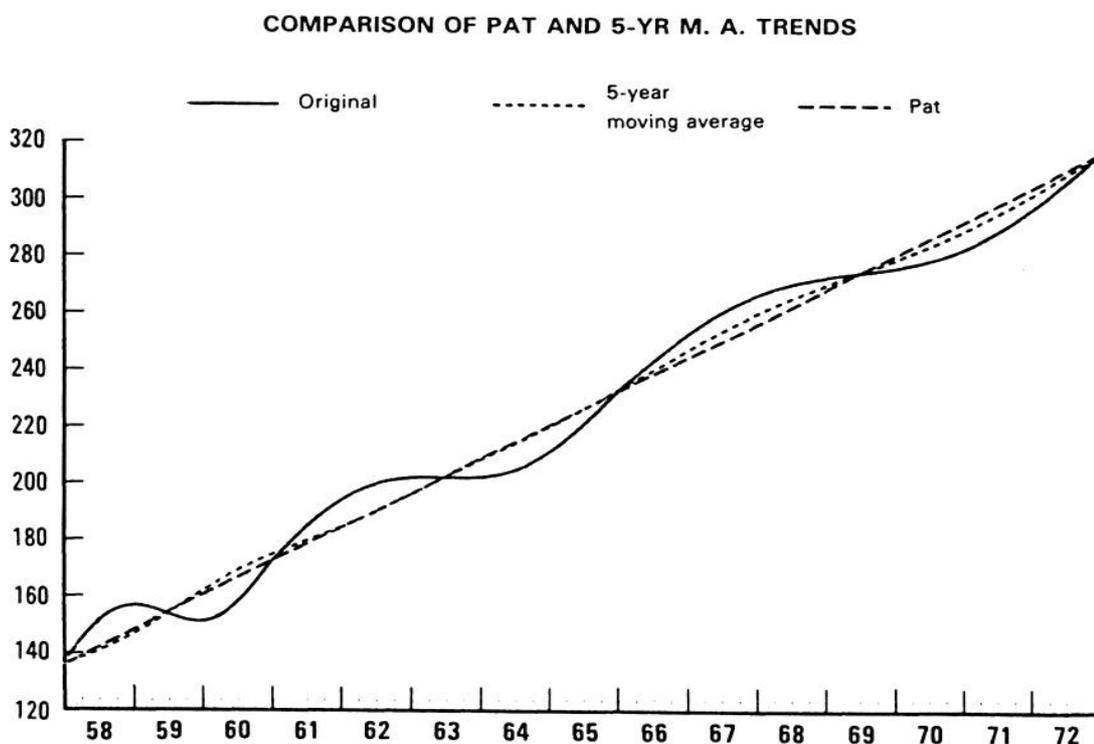
### 6. Comparaison entre les méthodes PAT et moyenne mobile en cas de croissance tendancielle régulière

The chart below demonstrates the different way in which the phase-average trend and a moving-average deal with series with cycles of different lengths. The "original series" shown in the chart is an artificial one, with a linear growth trend, and superimposed upon it a cyclical variation composed of sine-waves of the same amplitude, but of length three, five and seven years respectively.

The trend has been estimated in two ways:

- i) PAT: a phase-average trend, using the peaks and troughs of the sine-waves as the turning points of the cycles; and
- ii) 5-yr MA: a centered five-year moving average of the data, five years being the average length of the cycles in the original series.

It is quite clear how the phase-average method follows the five-year linear trend with precision, whereas the moving-average under-corrects for the seven-year cycle and over-corrects for the three-year cycle. For the moving-average there is a slight asymmetry where the original series makes the transition between the three-year and five-year cycles.



Source : OCDE (1987).

mobile arithmétique (graphique 7). Cette propriété est une qualité dès lors qu'on s'attache à la description historique en disposant d'un large recul et le fait de situer l'inflexion de tendance qui intervient durant les années 1970 dans les grandes économies industrialisées dès le début de la décennie plutôt qu'à la suite du premier choc pétrolier (graphique 8) est économiquement défendable. Mais on peut être mal à l'aise devant la nervosité du trend d'une année sur l'autre. On retrouve en fait le problème de la fin de période : une

### 7. Comparaison entre les méthodes PAT et moyenne mobile en cas de croissance tendancielle variable

The phase-average method, by its very nature can follow a linear trend exactly, so it is not surprising that it performs so well when the growth of the trend is constant. A crucial point is how the phase-average trend performs in comparison to the moving average method when there is a change in trend growth.

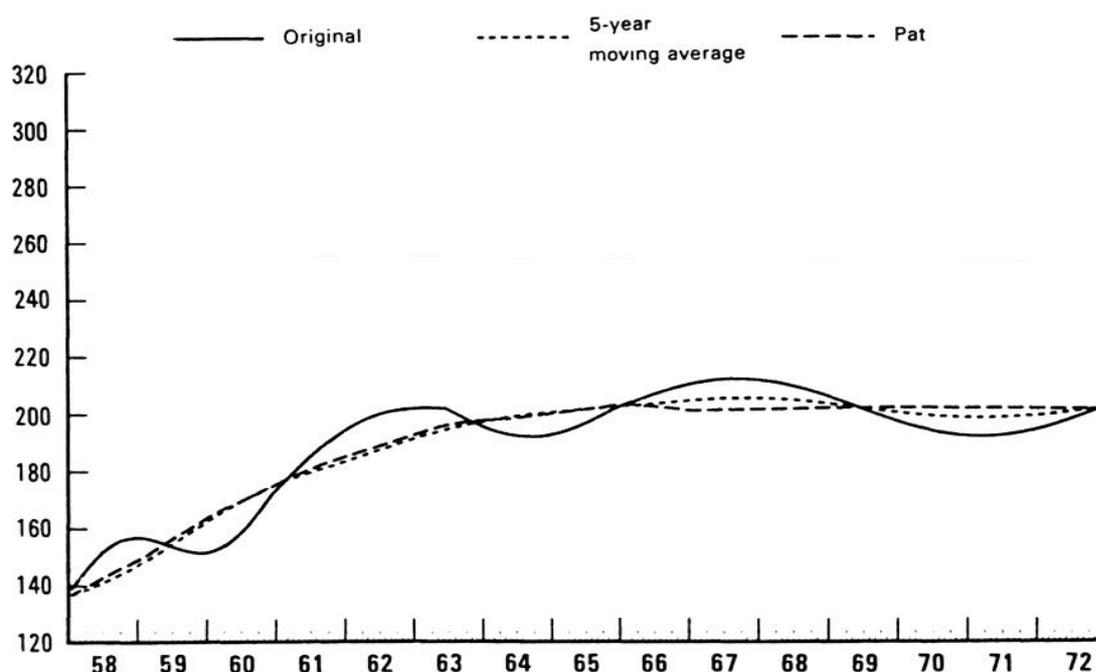
In the diagram, the artificial "original series" has the cyclical fluctuation composed of the three-year and seven-year sine waves, but the linear trend is flat from the middle of the five-year cycle onwards.

It is clear that the response of the phase-average method to the changed trend is more rapid and that it accommodates to the level of the original series at the time of the trend-change in a more satisfactory manner than the moving average. The extent to which the two trend estimation methods have succeeded in reproducing the artificial trend is summarised in the following table.

Sum of squares of difference of PAT and 5 years Moving Average from artificial linear trend

	Constant trend	Changing trend
PAT	15	758
5-yr. MA	636	1 344

COMPARISON OF PAT AND 5-YR M. A. TRENDS

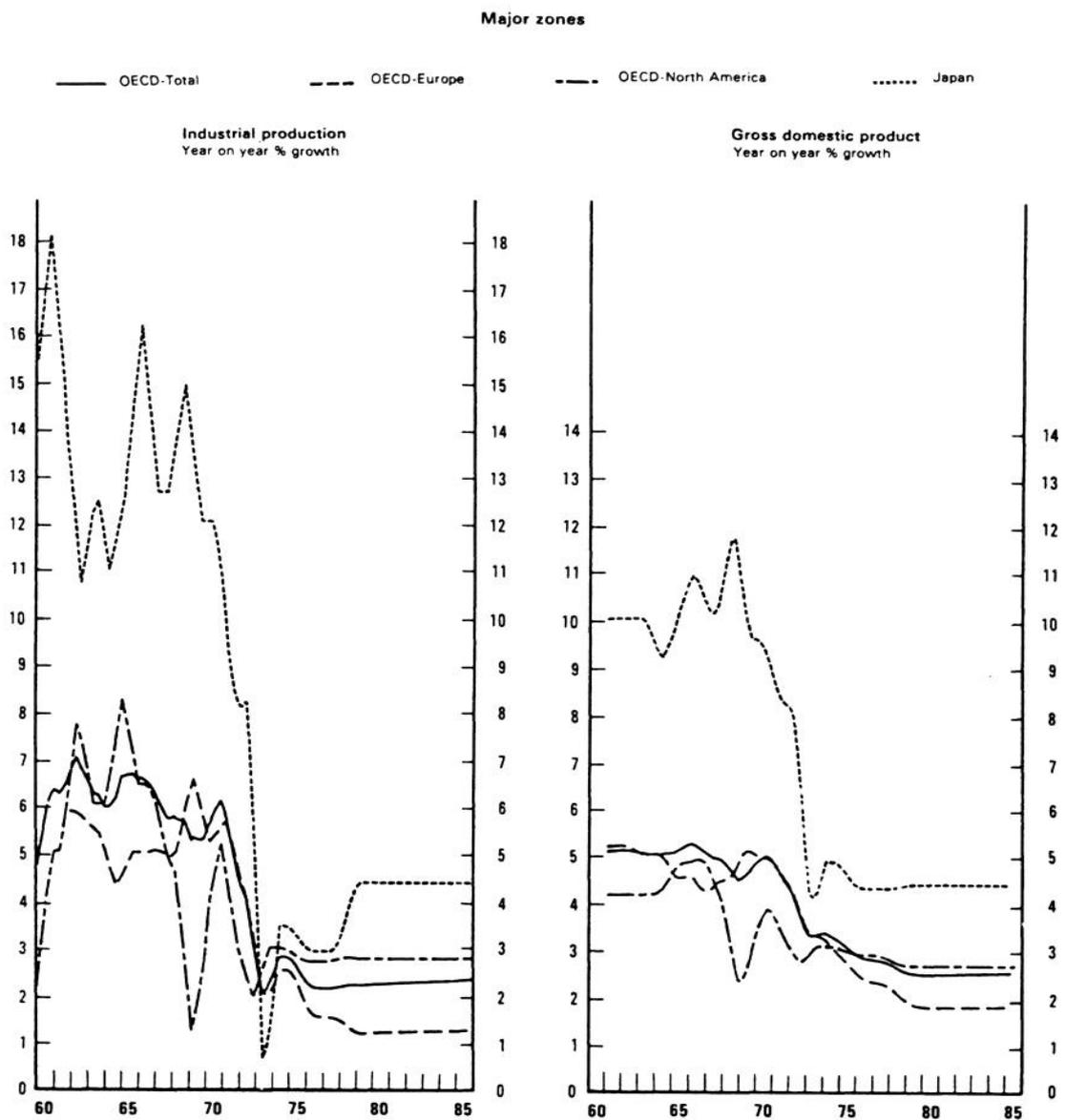


Source : OCDE (1987).

inflexion apparente du trend est prise au pied de la lettre dès qu'elle se manifeste en conséquence de l'apparition d'un nouveau point de retournement mais le prochain peut corriger cette apparence. Il semble également que la méthode d'ajustement du niveau du trend, segment par segment, contribue à sa nervosité.

En conclusion, la méthode PAT n'échappe pas à une certaine ambiguïté : elle entend séparer les composantes cyclique et tendancielle, mais en considérant que ces composantes interagissent. Cette ambiguïté, qui est la reconnaissance d'un problème réel, est bien assumée par les créateurs de la méthode puisque c'est en cela qu'elle se différencie des travaux antérieurs

### 8. Taux de croissance tendanciel dans les séries de référence



Source : OCDE (1987).

du NBER pour revenir, d'ailleurs, à des références plus anciennes <sup>(20)</sup>. Elle devrait motiver des travaux visant à améliorer la qualité de l'extrapolation du trend en fin de période. Dans l'attente, on pourrait s'en tenir à une position conservatrice : n'estimer le trend que sur un ensemble de cycles achevés, ce qui veut dire s'arrêter au dernier cycle complètement observé ou bien au suivant... si on est capable de prévoir son déroulement, de manière à ne pas troubler l'estimation du trend par une information incomplète sur le cycle en cours.

## Le système d'indicateurs avancés et composites de l'OCDE

Les indicateurs cycliques  $Z_i (= C_i + U_i)$  étant disponibles pour les différentes séries  $i$ , l'OCDE étudie leur comportement cyclique en calculant une série de caractéristiques, regroupées en quelques grandes catégories (cf tableau 1 dans le cas des USA pour les séries constitutives des indicateurs composites américains) :

\* le « **timing** », qui désigne le caractère avancé, coïncident ou retardé d'un indicateur cyclique particulier par rapport au cycle de référence ainsi que le degré de stabilité de ce décalage. Ce timing se résume par une série de caractéristiques centrées sur l'analyse des points de retournement (**Peak and Trough analysis**) : délai de disponibilité de la série ; décalage médian aux pics, creux et à tous les points de retournement ; déviation moyenne par rapport à la médiane <sup>(21)</sup> ; décalage moyen (plus sensible que le décalage médian aux valeurs extrêmes du décalage).

\* Corrélation des profils cycliques (**cross-correlation**), par la détermination du décalage permettant de maximiser le coefficient de corrélation entre le cycle spécifique considéré et le cycle de référence : on calcule la valeur du coefficient de corrélation  $r_{i,k}$  entre un cycle spécifique décalé  $Z_{i-k}$  et le cycle de

---

(20) «Contrary to the so-called "Harvard method of the Time Series Analysis", according to which time series are decomposed into four components: trend, cycle, seasonal and random, the National Bureau's traditional business cycle analysis is based on the "cycle of experience". That is, its cyclical measures include intra-cyclical trend forces. A separation of cyclical and trend forces was considered to be conceptually almost meaningless, in the sense that cyclical forces influence the secular trend and secular forces affect the cycle. Thus the only trend forces measured in the traditional Burns-Mitchell business cycle analysis are the inter-cyclical ones, that is, a step function of changes in levels from cycle to cycle, not a continuous trend line. These steps provide an adequate description of growth and, together with the cyclical measures, they complete the hit of analytical tools. It was only when the need for analysing the milder cycles of the post-war period became paramount that the need for a continuous "trend line" emerged — a line from which one can take deviations in order to measure and analyse growth cycles», C.Boschan, W.W.Ebanks, 1978.

(21) Si  $d$  désigne la série des décalages pour une suite de  $n$  points de retournement  $i$  et  $d$  le décalage médian, la déviation moyenne répond à la formule:  $\sum_i |d_i - d| / n$ .

## 1. Caractéristique des indicateurs composites et de leurs composantes (USA)

	Remarks	Delay in re-lease	Extra or missing cycles	Start date	MCD	Median lag at			Mean lag at			Mean deviation from median	Cross-correlation	
						P	T	All T.P.	P	T	All T.P.		Lag	Coef
1. Composite leading indicator, total (5-13)		2	1m		1	-9	-3	-7	-9.1	-3.5	-6.3	3.8	-6	0.85
2. Composite leading indicator, long (4-9)		2	1m		1	-12	-6	-10	-12.7	-6.7	-9.7	4.9	-9	0.74
3. Composite leading indicator, short (10-18)		2	1m		1	-7	-1	-4	-7.0	-1.4	-4.2	3.7	-2	0.91
4. Change in total liquid assets		4	1x		6	-6	-8	-7	-5.0	-7.9	-6.4	5.9	-8	0.39
5. Construction dwelling started		2	1m		3	-11	-2	-8	-9.2	-4.2	-6.7	5.4	-8	0.74
6. Change in prices (crude materials & sensitive prices)		2	1m, 1x		6	-8	-7	-8	-6.9	-6.4	-6.6	5.8	-8	0.70
7. Money supply M2, 1975 prices		2	3m	59	1	-10	-4	-8	-10.4	-6.0	-8.2	3.4	-9	0.76
8. Treasury bill rate	I	1	½m, ½x		3	-20	-11	-14	-18.3	-10.7	-14.0	5.1	-19	-0.68
9. Share prices, industrials (Stand & Poor)		1	2m, 1x		2	-8	-4	-5	-6.6	-4.1	-5.4	2.5	-6	0.46
10. Net new orders durable goods		2			3	-4	-1	-2	-3.8	-2.7	-3.2	4.0	-1	0.89
11. Change in credit (business and consumption)		3	1m		4	-8	-2	-4	-8.1	-3.9	-6.0	5.9	-3	0.72
12. Net business formation		2	1m		3	-9	-1	-4	-10.0	-2.0	-6.0	5.4	-3	0.77
13. Weekly initial claims	I	2			3	-4	-1	-2	-2.7	-2.0	-2.3	3.0	-2	-0.87
14. Inventory to shipment ratio	I	2	1m		2	-7	-1	-1	-6.7	-0.7	-3.7	3.4	-2	-0.81
15. Companies reporting slower deliveries	*	2	1x		2	-3	-6	-3	-3.8	-6.0	-4.9	4.1	-3	0.71
16. Sales, retail stores		2	1m		3	-6	-3	-5	-5.1	-3.2	-4.2	4.1	-2	0.81
17. Stocks of finished goods	I	2	1m, 1x		1	-7	-2	-5	-7.2	-4.2	-5.7	4.9	-8	-0.41
18. Corporate profits after tax	Q(M2)	3			1Q	-5	0	-2	-4.0	-0.4	-2.2	3.9	-1	0.82

Source : OCDE (1987).

référence  $R_t$  pour différentes valeurs de  $k$  ( $k = -n, \dots, 0, \dots, +n$ ). On retient le couple  $(k, r_k)$  correspondant à la valeur maximale de  $r_k$  (cf dernière colonne du tableau 1). La différence par rapport à l'analyse du timing tient au fait que cette analyse de corrélation prend en compte non seulement les points de retournement mais aussi les profils respectifs entre les points de retournement (en cherchant, en quelque sorte, le décalage permettant la meilleure superposition générale du cycle spécifique et du cycle de référence sans privilégier spécialement les points de retournement).

\*Exhaustivité (absence de certains cycles ou présence de cycles supplémentaires par rapport à la chronologie de référence : cf 3<sup>ème</sup> colonne du tableau 1 ).

\*Régularité (par la prise en compte de l'indicateur MCD).

L'OCDE s'intéresse spécialement aux indicateurs avancés présentant une avance d'une stabilité convenable par rapport au cycle de référence. On peut dresser une table de contingence pays / indicateurs décrivant la fréquence d'occurrence d'indicateurs de cette nature pour les différents domaines de l'activité économique (tableau 2). Deux groupes d'indicateurs se détachent par leur fréquence d'occurrence : la « monnaie » (indicateurs monétaires et financiers, particulièrement privilégiés aux USA et au Japon) et la « confiance » (indicateurs d'opinion, notamment issus des enquêtes de conjoncture, absents cependant dans le cas des USA) avec les indices de cours des actions à l'intersection de ces deux groupes. La mise en évidence de bons indicateurs avancés dans les autres domaines (données réelles, prix et revenus, commerce extérieur) est plus parcellaire et dispersée et relève sans doute des contingences nationales institutionnelles et statistiques. Les indicateurs monétaires et financiers sont plutôt « **longer-leading** » (c'est-à-dire que leur avance est de l'ordre de 10 mois) et les indicateurs d'opinion plutôt « **shorter-leading** » (leur avance est de l'ordre de 3 mois). On peut utiliser d'ailleurs cette distinction pour construire des indicateurs composites distincts, plus ou moins avancés, comme dans le cas des USA (tableau 1 ).

La combinaison des indicateurs avancés permet de construire des indicateurs composites. La composition a pour objet de réduire les risques de message erroné et d'accroître le pouvoir de détection et de prévision des points de retournement, voire du profil cyclique. Le cycle étant un phénomène à causes multiples, la distribution statistique des causes justifie l'opération de composition.

Les étapes de l'opération de composition sont les suivantes :

A-mensualisation des séries non mensuelles par interpolation linéaire.

B-uniformisation du lissage des indicateurs par une moyenne arithmétique d'ordre égal à l'indicateur MCD (borné à 6 mois) et avec une extrapolation par régression sur la fin de série.

2. Indicateurs avancés utilisés dans le système de l'OCDE

Séries d'indicateurs par domaine	CANADA	ÉTATS-UNIS	JAPON	AUSTRALIE	AUTRICHE	BELGIQUE	DANEMARK	FINLANDE	FRANCE	ALLEMAGNE	LUXEMBOURG	GRÈCE	IRLANDE	ITALIE	PAYS-BAS	NORVÈGE	PORTUGAL	ESPAGNE	SUÈDE	SUISSE	ROYAUME-UNI	YOUgoslavie	INDICATEURS
<b>Production, stocks et commandes</b>																							
Production industrielle dans certaines branches				1												1 2						1	5
Commandes		1							1				1						1				4
Stocks - matières premières	1															1							2
- produits finis	1		1													2							4
- produits importés																1							1
Ratios : stocks/livraisons			1																				1
<b>Construction, ventes et commerce</b>																							
Permis de construire							1					1					1						3
Mises en chantier	1	1		1		1	1												1				6
Ventes ou immatriculations de véhicules à moteur	1						1		1									1				1	5
Ventes de détail							1					1	1		1							1	5
<b>Population active</b>																							
Ratio emplois nouveaux/emploi																				1			1
Licenciements/demandes initiales assurance-chômage		1																		1			2
Offres d'emplois																						1	1
Durée du travail	1												1										2
<b>Prix, coûts et profits</b>																							
Salaires et traitements par unité produite	1									1									1				3
Indices de prix		1							1			2			1	1							6
Profits, mouvements de capitaux, acquisition nette d'actifs financiers																						2	2
<b>Situation monétaire et financière</b>																							
Réserves de change								2															2
Dépôts																1							2
Crédit		1	1									1										1	4
Ratios : prêts/dépôts			1																				1
Masse monétaire	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1		1	1	1	1				1	1		1	17
Taux d'intérêt		1	1			1	1		3	1			1	1	1				1	1	1		14
Cours des valeurs mobilières	1	1	1	1		1			1	1			1			1			1	1	1		12
Création de sociétés		1																					1
<b>Echanges extérieurs</b>																							
Exportations totales																	1						1
Composantes des exportations								2															2
Solde commercial				1																			1
Termes de l'échange			1	1			1		1				1	1	1					1			8
<b>Enquêtes de conjoncture</b>																							
Situation générale			1	1				1	1	1						1							6
Production	1			1	1	1	1	2	1			1		1	1	1		1		1	1		15
Entrées en carnets de commandes/nouvelles comm.	1			1		1		1	1			1		1	1	1			1	1			11
Carnets de commandes/ventes					1				1			1	1	1	1		1	2		1		1	11
Stocks de matières premières																	1			1		1	3
Stocks de produits finis	1		1						1	1			1	1	1				1	1	1		10
Utilisation des capacités																		2					2
Goulets d'étranglement								1										1					2
Emploi				1			1						1										3
Prix						1																	1
Activité économique à l'étranger	1				5						2				1								9
INDICATEURS	12	9	11	8	9	7	9	10	11	9	2	9	9	7	11	11	6	7	12	7	10	4	190

Source : Nilsson (1987).

C-normalisation des amplitudes du cycle des différents indicateurs <sup>(22)</sup>.

D-distinction entre indicateurs « plus » et « moins » avancés et retardement des plus avancés afin d'opérer une synchronisation.

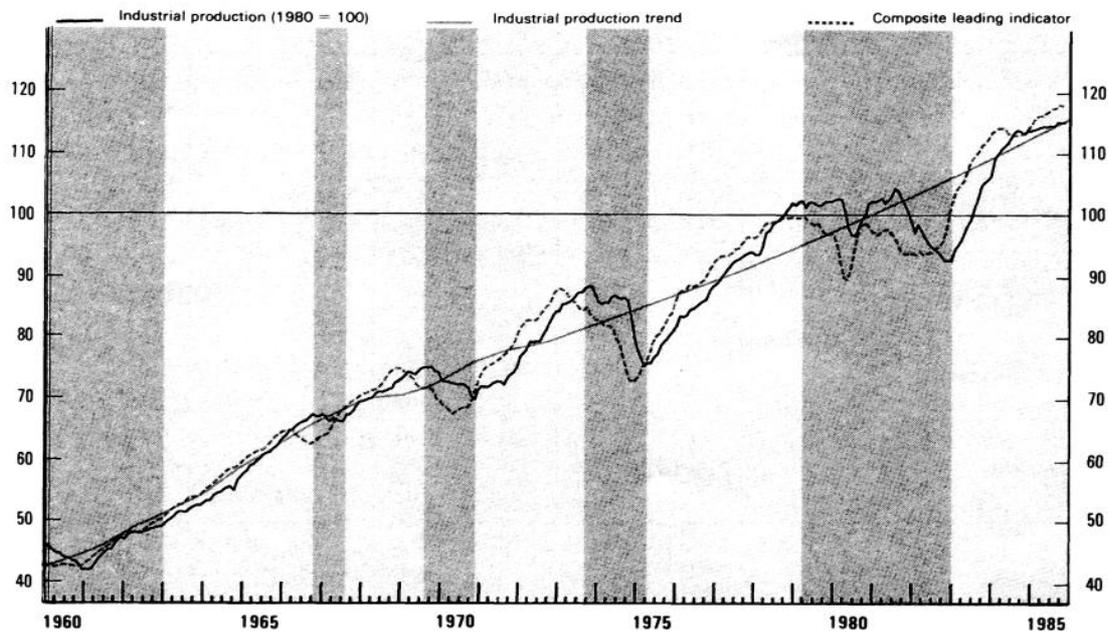
(22) La formule de normalisation est la suivante pour un indicateur I,  $m[x]$  désignant la moyenne temporelle de la série x:  $(I - m[I]) / m(|I - m[I]|) + 100$

E- agrégation des indicateurs relatifs à un même pays avec des poids égaux à 1 pour calculer le ou les indicateurs composites nationaux. Un indicateur composite incomplet (agrégant les indicateurs avancés les plus rapidement disponibles) est aussi calculé. On le raccorde simplement à la dernière valeur observée de l'indicateur complet en utilisant la chronique de ses taux de variation.

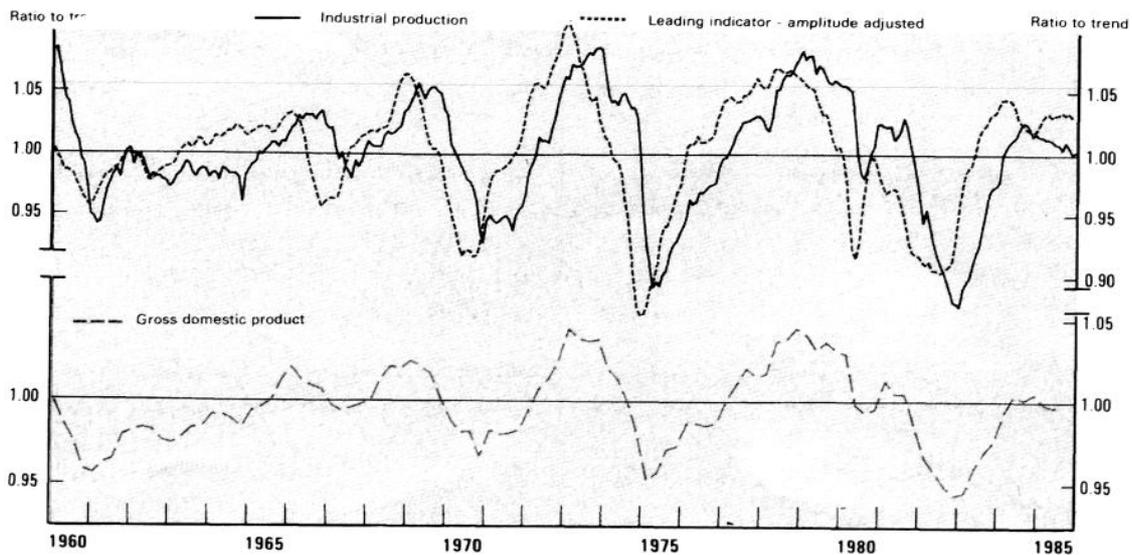
Pour calculer les indicateurs composites zonaux, on pondère chaque indicateur national par la production industrielle du pays correspondant.

### 9. Trend et cycle aux USA

#### INDUSTRIAL PRODUCTION AND LEADING INDICATOR



#### CYCLICAL DEVELOPMENTS



Source : OCDE (1987).

F-alignement de l'amplitude de l'indicateur composite sur celle du cycle de référence de la production industrielle et alignement de son trend sur le trend de référence (**trend-restoration**). Cette double opération permet de rapprocher le mouvement du ou des indicateurs composites et celui de la production industrielle sur la seule composante cyclique ou sur les séries non détrendées (cf graphique 9 dans le cas des USA).

Le rôle des indicateurs composites est double :

- \* détecter à l'avance les points de retournement
- \* informer sur le mouvement probable de la série de référence et son intensité.

L'analyse des performances passées d'un indicateur composite peut s'appuyer sur différentes caractéristiques : son propre comportement cyclique à l'égard du cycle de référence (cf les trois premières lignes du tableau 1 dans le cas des USA) ; le pourcentage de points de retournement qu'il a permis de détecter à l'avance au vu des séries historiquement observées. Cette analyse est en général assez probante pour les différents pays couverts par l'OCDE, y compris lorsque cette analyse s'appuie sur les indicateurs composites incomplets effectivement disponibles en temps réel : les révisions ne sont pas telles qu'elles déstabilisent la capacité anticipatrice des indicateurs.

Cependant, pour utiliser les indicateurs composites *en temps réel* (c'est-à-dire lorsqu'on ne connaît pas encore le mouvement prochain de la production industrielle), il faut savoir les lire : quand peut-on considérer qu'un tel indicateur a atteint le sommet ou le creux de son cycle en cours ? Sur les séries historiques, évidemment, c'est beaucoup plus facile puisque les points de retournement sont déjà identifiés. La capacité anticipatrice des indicateurs composites repose en fait sur trois épreuves de difficulté croissante :

- 1) les tests historiques sur données définitives.
- 2) les tests historiques sur données publiées en temps réel et donc incomplètes.
- 3) l'identification des points de retournement du cycle de référence en cours, ce qui commence par la bonne identification des points de retournement des indicateurs composites eux-mêmes.

C'est la troisième épreuve et sa synthèse historique qui importent le plus pour le conjoncturiste. Elle passe, dans le cas de l'OCDE, par l'utilisation d'indicateurs dérivés de l'indicateur composite et par des règles « prudentielles » de lecture de ces indicateurs (quand décide-t-on de l'existence d'un point de retournement de l'indicateur composite ?)

Quatre indicateurs dérivés d'un indicateur composite détrendé IC sont utilisés par l'OCDE (cf graphique 10 dans le cas de la zone nord-américaine) :

\* Le pourcentage annualisé de variation sur un mois de l'indicateur composite IC :

$$[ (IC/IC_{-1})^{12} - 1 ] * 100.$$

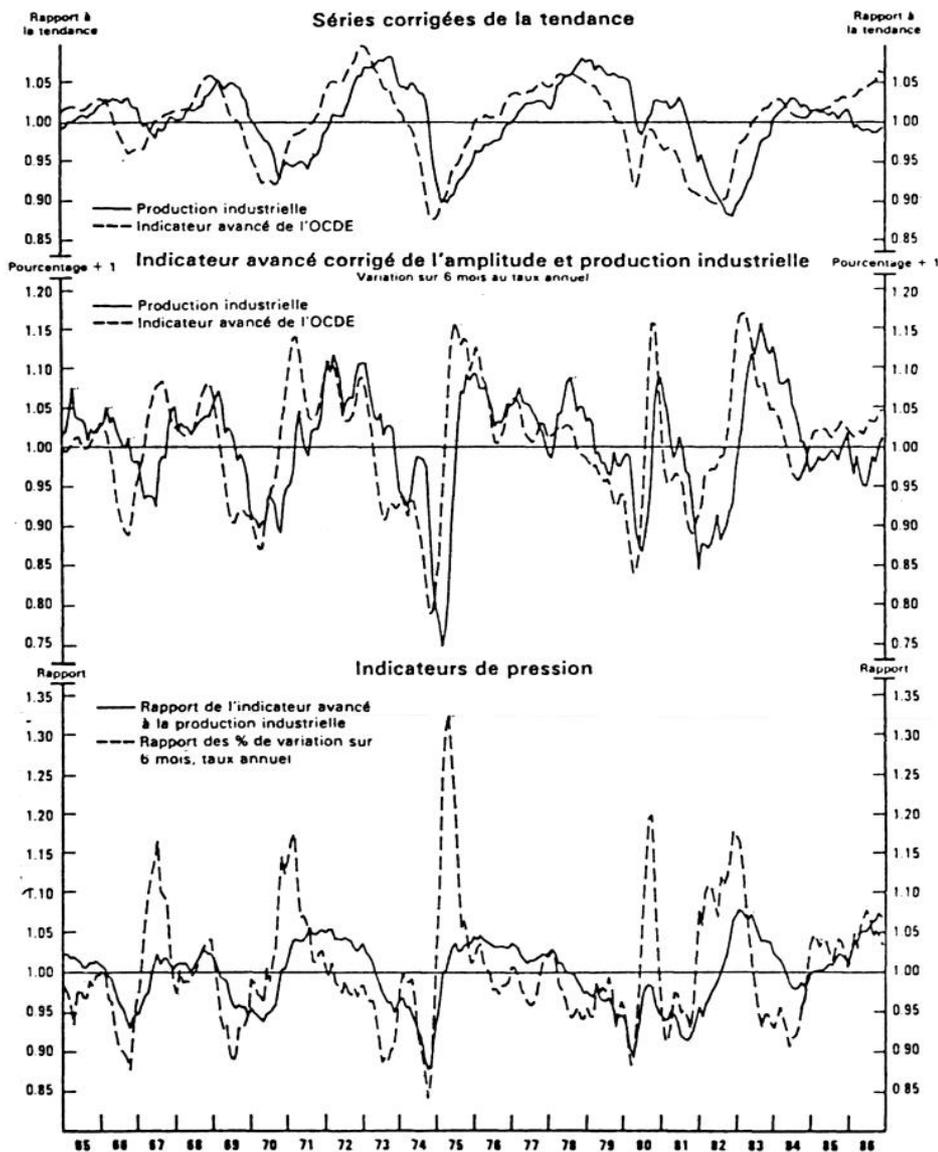
\* Le pourcentage annualisé de variation sur six mois de cet indicateur :  $[(IC/IC_{-6})^2 - 1] * 100$ . Cet indicateur est noté  $\Delta^6IC$ . Ces deux premiers indicateurs sont des « dérivées » du cycle dont l'annulation devrait correspondre à un minimum ou un maximum local de l'indicateur composite.

\* L'indicateur de pression normal (**normal pressure ratio**)  $IC/C_r$  (où  $C_r$  désigne le cycle de référence).

\* L'indicateur de pression des pourcentages de variation sur six mois :  $((\Delta^6IC + 100)/100) / ((\Delta^6C_r + 100)/100)$

Si les cycles étaient symétriques et réguliers (déterministes en fait), ces indicateurs devraient annoncer de façon parfaite les retournements. Dans la réalité ces indicateurs dérivés vont être plus irréguliers que l'indicateur composite IC lui-même (sauf peut-être l'indicateur de pression simple). Si on

### 10. Indicateurs avancés en Amérique du Nord

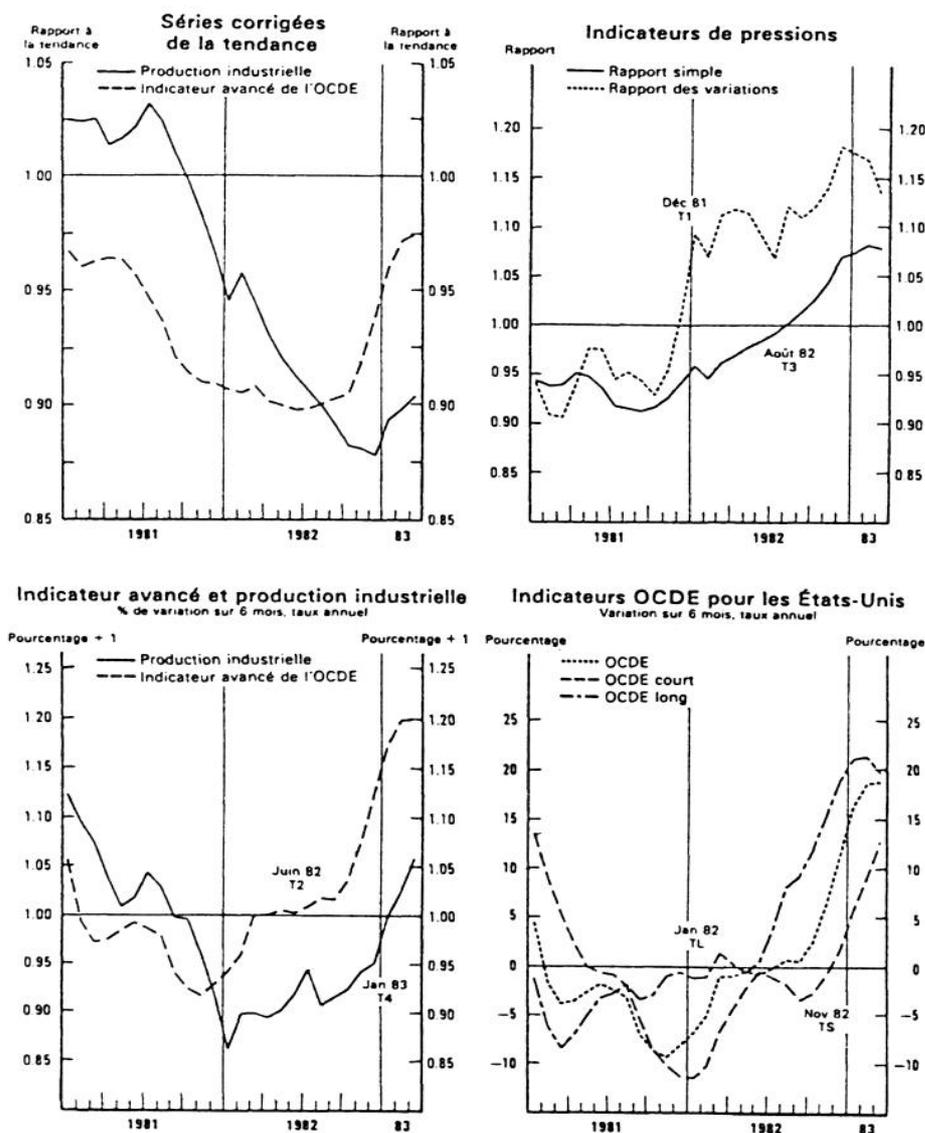


Source : Nilsson (1987).

les prend au pied de la lettre, ils vont rater ou inventer des points de retournement. Il faut donc les accompagner de règles prudentielles (dans quelles conditions considère-t-on que le passage à la négativité de l'indicateur  $\Delta^6IC$  indique bien un point de retournement de IC ?). On peut alors sur le passé construire des tableaux de performance ou de défaillance des indicateurs dérivés. Dans une conjoncture donnée, c'est l'enchaînement des signaux successifs procurés par ces indicateurs qui doit compter : l'expérience du conjoncturiste redevient cruciale pour bien interpréter cette suite de signaux (cf graphique 11 dans le cas du creux de 1982 aux USA).

Les indicateurs composites avancés doivent informer sur les points de retournement mais aussi, si possible, sur le profil cyclique : les exercices rétrospectifs effectués par l'OCDE (à partir des données définitives ou incomplètes) concluent à la supériorité de ces indicateurs à des modèles naifs d'extrapolation.

### 11. Signaux annonçant le creux de 1982 aux Etats-Unis



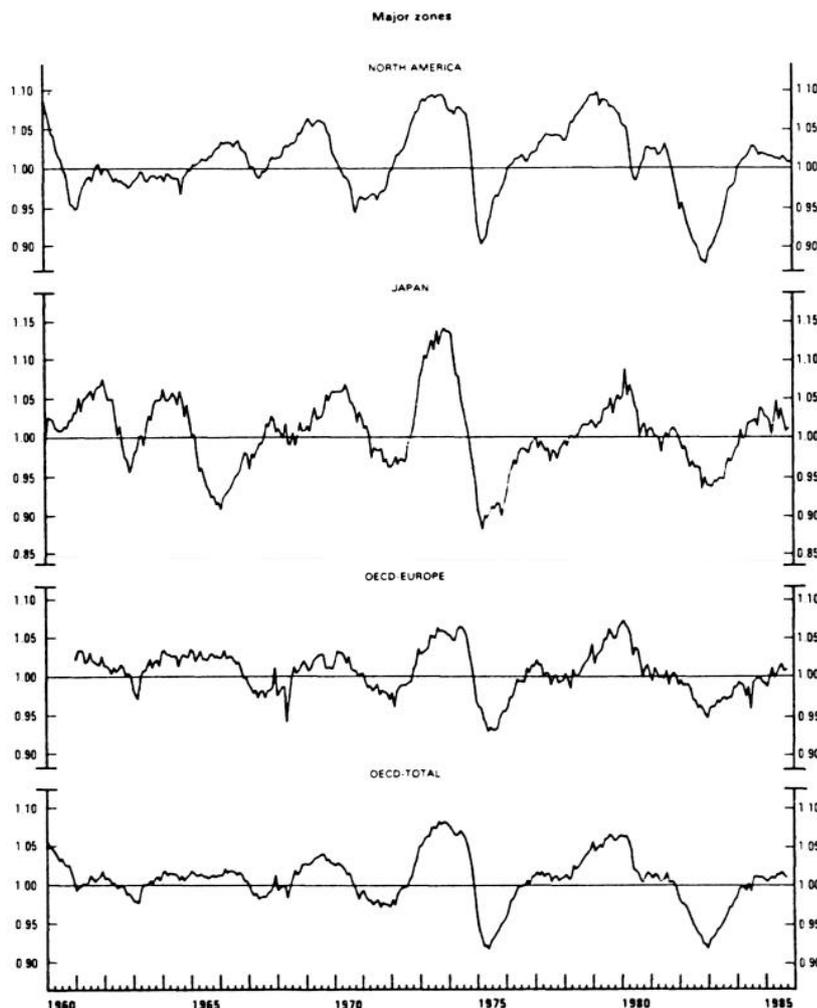
Source : Nilsson (1987).

## Synchronisation internationale des cycles : des faits stylisés ?

Dans l'application de la méthode d'analyse cyclique aux différents pays, l'OCDE introduit une distinction entre des cycles majeurs (effectivement utilisés pour la détermination du trend par la PAT-method) et des cycles mineurs (ne jouant pas sur le trend mais intégrés dans la chronologie de référence et l'analyse cyclique). Aussi, si on trouve un cycle majeur moyen de 5 ans, c'est en partie conventionnel, d'une part parce que, dans la méthode PAT, des contraintes de durée ont été imposées pour la reconnaissance du cycle, d'autre part parce que le calcul du trend n'utilise en pratique que les cycles dits majeurs. Cette distinction, qui est de nature discrétionnaire, a en particulier pour objectif de faciliter les comparaisons internationales, en minorant la prise en compte des mini-fluctuations nationales.

L'analyse de ces comparaisons, à partir du système d'indicateurs cycliques de l'OCDE disponible sur les années 1960 à 1985 (cf OCDE, 1987) fait-

### 12. Cycles de la production industrielle



Source : OCDE (1987).

il surgir des « faits stylisés cycliques » ? De premières régularités, de portée assez limitée, peuvent être mises en évidence lorsqu'on prend comme cycle de référence international le cycle de la production industrielle de la zone OCDE dans son ensemble (graphique 12 et tableau 3) :

\*Par rapport au cycle industriel de l'ensemble OCDE apparaissent en moyenne une légère avance du cycle industriel nord-américain (1 mois) et un léger retard du cycle européen (1 mois), si on prend en compte de façon synthétique l'ensemble des caractéristiques. En Europe, France et Allemagne ont un comportement proche. A première vue apparaît une assez forte synchronisation des différentes grandes zones, avec des retards et avances limités si l'on s'en tient aux décalages médians. Mais les déviations absolues moyennes par rapport à ce décalage médian sont souvent, pour ces mêmes grandes zones, au moins trois fois plus élevées que ce décalage et parfois plus pour les pays isolés (voir le Japon et la RFA). C'est dire qu'on ne peut prévoir simplement les points de retournement à partir du décalage médian et qu'il y a une spécificité marquée de chaque conjoncture.

La classification des pays en pays avancés (avance médiane par rapport au cycle de référence de l'OCDE supérieure ou égale à 3 mois), retardés (retard médian supérieur ou égal à 3 mois) et coincidents (les autres) montre que les pays retardés sont ceux de la « périphérie » de l'OCDE : Australie et Nouvelle-Zélande, pays de l'AELE, Espagne et Portugal. Mais, à part la Grèce, aucun pays n'apparaît franchement avancé par rapport au cycle d'ensemble de l'OCDE. Le Royaume-Uni a un comportement atypique : il est franchement avancé aux pics (de l'ordre de 6 mois) et franchement retardé aux creux (de l'ordre de 4 mois). Le Royaume-Uni se retourne à la baisse avant les autres et à la hausse après.

\*l'intensité (**strength**) des récessions (appréciée par la distance moyenne entre pic et creux exprimée en points de pourcentage du trend, ce qui est un critère grossier) vaut en moyenne 16 points pour le Japon, 13,5 pour l'Amérique du Nord et 8,2 pour l'Europe. Les récessions de la zone OCDE-Europe sont deux fois moins intenses que les récessions japonaises (une fois rapportées au trend, bien sûr). Cette observation doit être pondérée par le fait que la moyenne des intensités nationales est plus forte que l'intensité de la zone correspondante, en raison de désynchronisations créant des compensations entre cycles nationaux.

\*la durée moyenne du cycle diffère assez peu d'une zone à l'autre, mais ceci tient pour partie aux conventions retenues. Dans le cas du cycle industriel, l'expansion est plus longue que la récession (38 mois contre 27 mois) alors que le cycle du produit intérieur brut est presque symétrique (environ 10 trimestres pour chaque phase).

Les faits « stylisés » deviennent plus informatifs lorsqu'on évite de prendre comme référence une zone trop large, qui « dissout » les désynchronisations à cause du grand nombre de petits pays dont le cycle est particulier. Si l'on veut exhiber des décalages significatifs, il vaut mieux travailler sur des zones pas trop larges, économiquement et politiquement significatives, de manière à ne pas dissoudre ces désynchronisations sur des

3. Cycles de la production industrielle de chaque pays et zone comparés à celui de la production industrielle totale de l'OCDE

	Remarks	Extra or missing cycles	Start date	MCD	Median lag at			Mean lag at			Mean deviation from median	Cross-correlation	
					P	T	All TP	P	T	All TP		Lag	Coeff.
					Number of months								
Canada		1m		3	-3	1	-1	-0.6	1.4	0.4	4.4	-1	.82
United States		1m		1	0	-1	-1	-1.2	-2.6	-1.9	3.6	-1	.88
Japan		1m		2	1	3	1	4.6	3.9	4.3	4.9	+1	.81
Australia			63	3	4	5	4	3.6	5.4	4.5	4.4	+3	.79
Austria		3m	56	5	6	2	3	5.0	2.5	3.8	3.4	+3	.82
Belgium		3m		6	0	0	0	0.3	1.0	0.7	3.0	+1	.78
Luxembourg		3m		3	6	4	4	5.5	4.0	4.8	4.1	+2	.75
Denmark			70	4	2	-2	-2	1.8	-1.8	0	4.6	-4	.75
Finland		3m		4	7	4	5	7.2	5.2	6.2	4.5	+5	.59
France		2m	56	4	-2	1	-1	-0.3	-0.9	-0.6	3.3	+1	.74
Germany		3m		3	-1	2	0	1.3	2.0	1.7	4.0	+1	.75
Greece		1m	62	4	-3	-2	-3	-4.0	-1.0	-2.5	4.0	-2	.65
Ireland	Q,M(75)	1m		3	0	3	2	0.9	3.5	2.2	3.9	-2	.70
Italy		1m		4	1	1	1	0.6	1.4	1.0	4.0	+2	.61
Netherlands		3m	56	4	1	2	1	2.0	2.3	2.2	3.7	+1	.76
Norway (IP total)		2m			7	3	5	8.0	4.6	6.3	7.4	+3	.33
(IP manuf.)		1m		6	7	4	5	5.6	4.1	4.9	4.9	+5	.48
Portugal			68	5	5	10	8	5.4	8.6	7.0	5.4	+4	.67
Spain		1m	61	5	4	3	3	4.1	2.6	3.4	5.8	+2	.68
Sweden		2m	59	5	3	6	6	1.8	5.2	3.5	5.7	+6	.26
Switzerland	Q(M2)	2m	59	1Q	0	5	1	-1.3	4.7	1.7	4.8	+3	.69
United Kingdom		4m	56	3	-6	4	0	-6.5	4.2	-0.6	5.2	0	.72
Yugoslavia		3m,1x	57	3	5	3	5	3.7	1.3	2.5	7.7	+7	.43
Big 4 Europe		2m	56	3	-2	1	-1	-1.1	1.0	-0.1	2.9	+1	.89
Major Seven				2	0	0	0	-0.1	-0.1	-0.1	0.2	0	1.00
EEC		1m	60	3	-1	1	0	-0.2	1.3	0.6	2.6	+1	.90
OECD Europe		1m	61	3	0	1	0	0.4	1.3	0.9	3.3	+1	.91
North America		1m		1	-1	-1	-1	-1.7	-2.6	-2.2	3.6	-1	.90

Source : OCDE (1987).

Décrire le cycle économique

4. Matrice des corrélations croisées entre les cycles industriels

	Canada	United States	Japan	Australia	Austria	Belgium	Luxembourg	Denmark	Finland	France	Germany	Greece
Canada		0 0.83	2 0.52	2 0.76	4 0.65	1 0.65	2 0.62	-4 0.68	5 0.48	2 0.56	2 0.57	2 0.52
United States	0 0.83		4 0.57	5 0.67	6 0.65	3 0.63	3 0.57	-3 0.68	8 0.46	4 0.58	3 0.55	4 0.64
Japan	-2 0.52	-4 0.57		3 0.73	3 0.64	0 0.69	2 0.67	-3 0.73	4 0.51	2 0.61	1 0.58	-4 0.49
Australia	-3 0.76	-5 0.67	-3 0.73		-1 0.75	-2 0.63	0 0.59	-5 0.52	5 0.63	-2 0.62	-2 0.71	-6 0.69
Austria	-4 0.65	-6 0.65	-3 0.64	1 0.75		-2 0.69	-1 0.66	-6 0.71	3 0.62	-2 0.72	-2 0.85	-6 0.63
Belgium	-1 0.65	-3 0.63	0 0.69	2 0.63	2 0.69		1 0.70	-4 0.81	2 0.67	1 0.68	0 0.67	-4 0.42
Luxembourg	-2 0.62	-3 0.57	-2 0.67	0 0.59	1 0.66	-1 0.70		-5 0.81	4 0.50	-1 0.60	-1 0.63	-6 0.26
Denmark	4 0.68	3 0.68	3 0.73	5 0.52	6 0.71	4 0.81	5 0.81		12 0.57	4 0.73	3 0.60	1 0.32
Finland	-5 0.48	-8 0.46	-4 0.51	-5 0.63	-3 0.62	-2 0.67	-4 0.50	-12 0.57		-4 0.40	-5 0.55	-9 0.51
France	-2 0.56	-4 0.58	-2 0.61	2 0.62	2 0.72	-1 0.68	1 0.60	-4 0.73	4 0.40		-1 0.67	-3 0.60
Germany	-2 0.57	-3 0.55	-1 0.58	2 0.71	2 0.85	0 0.67	1 0.63	-3 0.60	5 0.55	1 0.67		-1 0.53
Greece	-2 0.52	-4 0.64	4 0.49	6 0.69	6 0.63	4 0.42	6 0.26	1 0.32	9 0.51	3 0.60	1 0.53	
Ireland	3 0.54	-2 0.64	2 0.57	5 0.63	5 0.65	4 0.66	4 0.55	-2 0.70	12 0.65	4 0.53	5 0.62	-1 0.51
Italy	-4 0.38	-5 0.44	-1 0.57	0 0.58	1 0.54	1 0.40	-1 0.33	-5 0.50	3 0.47	0 0.52	-4 0.42	-6 0.72
Netherlands	-1 0.65	-2 0.58	-1 0.67	2 0.67	2 0.81	0 0.69	0 0.73	-4 0.72	5 0.54	1 0.57	1 0.79	-4 0.35
Norway	-5 0.49	-7 0.40	-3 0.43	-3 0.40	-3 0.47	-3 0.60	-3 0.60	-7 0.60	-1 0.67	-6 0.31	-4 0.30	n.s.
Portugal	-4 0.48	-6 0.62	-3 0.61	-1 0.51	1 0.70	1 0.59	3 0.47	-8 0.59	6 0.76	-1 0.65	-5 0.66	-5 0.68
Spain	-2 0.59	-2 0.62	-2 0.48	0 0.50	-1 0.51	-1 0.67	0 0.66	-5 0.71	2 0.54	-2 0.63	-4 0.47	-6 0.42
Sweden	-3 0.37	n.s.	-7 0.33	0 0.24	0 0.27	-3 0.47	-3 0.60	-5 0.39	-2 0.36	-8 0.25	0 0.22	n.s.
Switzerland	-5 0.44	-9 0.45	-3 0.76	-1 0.68	-1 0.71	-1 0.60	0 0.58	-6 0.58	3 0.66	-1 0.67	-3 0.65	-8 0.55
United Kingdom	0 0.53	-2 0.64	1 0.52	6 0.42	4 0.61	1 0.62	1 0.68	-5 0.57	10 0.42	1 0.57	1 0.64	4 0.43
Yugoslavia	-7 0.46	-8 0.41	n.s.	-3 0.46	-2 0.60	-7 0.35	-7 0.25	-17 0.40	10 0.34	-9 0.34	-7 0.56	0 0.49
OECD-Europe	-2 0.66	-4 0.69	-1 0.75	2 0.76	2 0.89	0 0.79	0 0.76	-5 0.72	5 0.65	0 0.83	0 0.88	-4 0.64
North America	0 0.85	0 1.00	3 0.57	5 0.69	6 0.65	3 0.63	3 0.58	-3 0.69	7 0.47	4 0.58	3 0.56	4 0.64
OECD-Total	-1 0.82	-1 0.88	1 0.81	3 0.79	3 0.81	1 0.78	2 0.75	-4 0.75	5 0.59	1 0.74	1 0.75	-2 0.64

\* Peak cross-correlation is attained with the row country leading column country by the stated number of months with the associated cross-correlation coefficient.  
n.s. means that the peak cross-correlation is less than 0.20 - non significant at approximately the 95 per cent level.

*Décrire le cycle économique*

Ireland	Italy	Netherlands	Norway	Portugal	Spain	Sweden	Switzerland	United Kingdom	Yugoslavia	OECD-Europe	North America	OECD-Total
-3	4	1	5	4	2	3	5	0	7	2	0	1
0.54	0.38	0.65	0.49	0.48	0.59	0.37	0.44	0.53	0.46	0.66	0.85	0.82
2	5	2	7	6	2	n.s.	9	2	8	4	0	1
0.64	0.44	0.58	0.40	0.62	0.62	n.s.	6.45	0.64	0.41	0.69	1.00	0.88
-2	1	1	3	3	2	7	3	-1	n.s.	1	-3	-1
0.57	0.57	0.67	0.43	0.61	0.48	0.33	0.76	0.52	n.s.	0.75	0.57	0.81
-5	0	-2	3	1	0	0	1	-6	3	-2	-5	-3
0.63	0.58	0.67	0.40	0.51	0.50	0.24	0.68	0.42	0.46	0.76	0.69	0.79
-5	-1	-2	3	-1	1	0	1	-4	2	-2	-6	-3
0.65	0.54	0.81	0.47	0.70	0.51	0.27	0.71	0.61	0.60	0.89	0.65	0.81
-4	-1	0	3	-1	1	3	1	-1	7	0	-3	-1
0.66	0.40	0.69	0.60	0.59	0.67	0.47	0.60	0.62	0.35	0.79	0.63	0.78
-4	1	0	3	-3	0	3	0	-1	7	0	-3	-2
0.55	0.33	0.73	0.60	0.47	0.66	0.60	0.58	0.68	0.25	0.76	0.58	0.75
2	5	4	7	8	5	5	6	5	17	5	3	4
0.70	0.50	0.72	0.60	0.59	0.71	0.39	0.58	0.57	0.40	0.72	0.69	0.75
-12	-3	-5	1	-6	-2	2	-3	-10	-10	-5	-7	-5
0.65	0.47	0.54	0.67	0.76	0.54	0.36	0.66	0.42	0.34	0.65	0.47	0.59
-4	0	-1	6	1	2	8	1	-1	9	0	-4	-1
0.53	0.52	0.57	0.31	0.65	0.63	0.25	0.67	0.57	0.34	0.83	0.58	0.74
-5	4	-1	4	5	4	0	3	-1	7	0	-3	-1
0.62	0.42	0.79	0.30	0.66	0.47	0.22	0.65	0.64	0.56	0.88	0.56	0.75
1	6	4	n.s.	5	6	n.s.	8	-4	0	4	-4	2
0.51	0.72	0.35	n.s.	0.68	0.42	n.s.	0.55	0.43	0.49	0.64	0.64	0.64
	4	3	6	8	3	4	5	1	14	4	-2	2
	0.47	0.65	0.40	0.59	0.39	0.20	0.53	0.68	0.47	0.76	0.63	0.70
-4		-1	4	0	3	n.s.	1	-5	-24	-1	-5	-2
0.47		0.41	0.22	0.54	0.37	n.s.	0.64	0.29	0.28	0.67	0.44	0.61
-3	1		3	4	0	1	2	-1	7	1	-2	-1
0.65	0.41		0.54	0.40	0.38	0.46	0.60	0.58	0.52	0.79	0.59	0.76
-6	-4	-3		-13	-5	0	-5	-8	n.s.	-4	-6	-5
0.40	0.22	0.54		0.52	0.62	0.77	0.37	0.35	n.s.	0.48	0.41	0.48
-8	0	-4	13		4	19	3	-5	0	-2	-6	-4
0.59	0.54	0.40	0.52		0.64	0.41	0.70	0.47	0.51	0.67	0.62	0.67
-3	0	0	5	-4		6	1	-2	n.s.	-1	-2	-2
0.39	0.37	0.38	0.62	0.64		0.43	0.53	0.47	n.s.	0.65	0.62	0.68
-4	n.s.	-1	0	-19	-6		-7	-8	n.s.	-1	n.s.	-6
0.20	n.s.	0.46	0.77	0.41	0.43		0.20	0.29	n.s.	0.27	n.s.	0.26
-5	-1	-2	5	-3	-1	-7		-10	2	-2	-8	-3
0.53	0.64	0.60	0.37	0.70	0.53	0.20		0.38	0.26	0.76	0.45	0.69
-1	5	1	8	5	2	8	10		5	1	-2	0
0.68	0.29	0.58	0.35	0.47	0.47	0.29	0.38		0.39	0.73	0.64	0.72
-14	24	-7	n.s.	0	n.s.	n.s.	-2	-5		-7	-8	-7
0.47	0.28	0.52	n.s.	0.51	n.s.	n.s.	0.26	0.39		0.46	0.42	0.43
-4	1	-1	4	2	1	1	2	-1	7		-4	-1
0.76	0.67	0.79	0.48	0.67	0.65	0.27	0.76	0.73	0.46		0.70	0.90
2	5	2	6	6	2	n.s.	8	2	8	4		1
0.63	0.44	0.59	0.41	0.62	0.62	n.s.	0.45	0.64	0.42	0.70		0.89
-2	2	1	5	4	2	6	3	0	7	1	-1	
0.70	0.61	0.76	0.48	0.67	0.68	0.26	0.69	0.72	0.43	0.90	0.89	

Source : OCDE (1987).

zones trop étendues. On peut alors s'intéresser à la matrice des corrélations croisées (**cross-correlation matrix**) des cycles de référence zonaux ou nationaux (tableau 4) qui indique pour chaque couple de pays ou de zones la valeur du décalage qui maximise le coefficient de corrélation entre leurs cycles industriels respectifs et la valeur associée de ce coefficient. Ce tableau <sup>(23)</sup> montre clairement l'avance moyenne des USA sur le Japon (4 mois) et l'étalement de son avance sur l'Europe (Royaume-Uni : 2 mois ; Allemagne : 3 mois ; France : 4 mois), dès lors qu'on s'intéresse à l'ensemble du profil cyclique et pas aux seuls points de retournement.

La comparaison des chronologies de référence industrielles entre les USA, le Japon et le sous-ensemble européen appelé Communauté Européenne (en fait, l'actuelle CEE moins l'Espagne, le Portugal et le Danemark) illustre cependant la variabilité historique de l'avance américaine, lorsqu'on revient à l'examen des seuls points de retournement (tableau 5). Cette avance des USA est très fréquente mais on pourrait raconter l'histoire suivante, qui est simplifiée mais pas vraiment stylisée... :

\*Dans les années soixante, le Japon suit avec retard et amplifie le cycle américain. La corrélation cyclique entre l'Europe et les USA n'est pas claire : plutôt une avance des USA mais elle est instable et le cycle européen est difficile à repérer en raison de ses petites amplitudes.

\*Le cycle-charnière (pic au cours des années 1969-1970 selon les zones, creux au cours des années 1970 à 1972) est largement avancé aux USA par rapport au Japon et à la CEE.

\*Le premier choc pétrolier est à l'origine d'un cycle très corrélé aux USA, au Japon et dans la CEE : les décalages sont faibles.

\*L'avance américaine réapparaît avec le pic du second choc pétrolier, sachant qu'avant et après il y a des cycles intermédiaires peu clairs ou mal dessinés dans les différentes zones.

\*La reprise de 1982-83 est simultanée en Europe et aux USA, retardée d'un trimestre au Japon.

L'avance américaine est un fait qui a une certaine généralité. Mais le décalage paraît très variable, « sans loi » : il peut dépasser l'année mais il peut s'annuler. Il y a donc des propagations conjoncturelles spécifiques qui tiennent sans doute au régime monétaire et financier qui prévaut à un moment donné.

Peut-on définir un espace conjoncturel européen ? On peut chercher à définir un groupe de pays proches dans leurs points de retournement et leur profil cyclique, en travaillant à partir de la matrice des corrélations croisées entre cycles de référence nationaux (tableau 4). Par exemple, si on cherche pour la France les pays qui présentent un décalage faible (une avance ou un retard ne dépassant pas un mois), on trouve les pays suivants : Allemagne, Belgique, Luxembourg, Italie, Pays-bas, Suisse, Portugal, Royaume-Uni, c'est-à-dire un sous-ensemble qu'on pourrait appeler un « noyau dur »

---

(23) Dans ce tableau, constitué selon la méthode des corrélations croisées (**cross-correlation**) présentée plus haut, la rangée supérieure d'une ligne donnée indique, en mois, l'avance, positive ou négative, du pays ou de la zone associé à cette ligne sur les pays ou zones associés aux colonnes successives.

européen. Si on regarde l'ensemble des corrélations bilatérales <sup>(24)</sup>, ce « noyau dur européen » pourrait être composé des pays suivants : Allemagne, Belgique, France, Luxembourg, Pays-bas. Il n'y a pas de surprise. Pourraient s'y ajouter le Royaume-Uni qui, bilatéralement, apparaît étroitement corrélé à ces pays malgré son avance lorsqu'on le considère dans un contexte élargi et qu'on s'intéresse aux seuls points de retournement en délaissant les profils cycliques, et l'Italie, qui apparaît retardée et modérément corrélée par rapport à la RFA et au Royaume-Uni. La Suisse paraît proche du cas italien. La Grèce et le Danemark sont franchement avancés. L'Irlande est étroitement corrélée avec le Royaume-Uni mais plutôt avancée par rapport au noyau dur européen. L'Espagne et le Portugal sont en retard.

---

(24) Cette analyse ne va cependant pas de soi : le décalage qui maximise la corrélation entre un pays A et un pays C n'est pas la somme algébrique de ceux qui maximisent les corrélations des pays A et B d'une part, des pays B et C d'autre part.

## 5. Chronologie de référence, 1960-1984

## Production industrielle totale

Pays	S	C	S	C	S	C	S	C	S	C	S	C	S	C	S	C	S	C
Canada	10/59	(3/61	7/62)	8/63			12/65	2/68	3/69	10/70	1/74	10/75	(1/77	9/77)	9/79	(6/80	6/81)	12/82
Etats-Unis	1/60	(2/61	12/61)	12/62	(5/63	10/64)	10/66	7/67	8/69	11/70	9/73	3/75			3/79	(7/80	7/81)	11/82
Japon			1/62	12/62	2/64	2/66	(11/67	9/68)	6/70	1/72	11/73	3/75	(1/77	7/77)	2/80	(5/81	10/81)	2/83
Australie					2/65	9/66	(2/67	1/68)	3/70	1/72	1/74	6/75	(10/76	8/78)	(9/79	9/80)	5/81	1/83
Autriche	11/60			2/63	1/65			8/67	2/70	12/71	4/74	10/75	(1/77	12/77)	12/79			12/82
Belgique			7/61	1/63	1/65			7/67	8/69	5/71	12/73	9/75	(10/76	1/78)	12/79			12/82
Luxembourg			8/61	2/63	2/65			2/68	11/69	2/72	8/74	8/75			12/79	(1/81	2/82)	12/82
Danemark								8/70	5/71	1/74	3/75	(6/76	4/77)	10/79	(11/80	7/81)	10/82	
Finlande			4/62	3/63	6/65			7/68	7/70	12/71	7/74	(9/75	12/76)	7/78	7/80			10/82
France	9/60			3/63	1/64	(1/65	7/66)	10/67	5/69	5/71	7/74	5/75	(1/77	12/77)	7/79			8/82
Allemagne			3/61	2/63	1/65			5/67	5/70	12/71	8/73	7/75	(3/77	3/78)	12/79			12/82
Grèce					6/63	10/65	5/66	1/68	6/69	4/71	9/73	7/74	(11/76	4/77)	5/79			5/83
Irlande		T4/60	T2/61	T2/63	T3/64	T2/66	(T1/67	T3/67)	T2/69	T1/72	T1/74	10/75			9/79	(9/80	12/81)	12/82
Italie	(6/60	12/60)	(1/62	9/62)	9/63	3/65	(2/67	3/68)	1/69	4/72	1/74	5/75	(12/76	12/77)	4/80			6/83
Pays-Bas	12/60			2/63	3/64			5/67	3/70	12/71	8/74	8/75	(9/76	5/78)	11/79			11/82
Norvège (ind. m.n.)	12/60			3/63	(4/65	2/66)	1/67	11/68	8/69	11/71	10/74	(12/75	1/77)	5/78	7/80	(12/80	9/81)	11/82
Norvège (p.a. totale)	12/60			6/63	4/65	(12/65	1/67)	4/69	7/71	8/72	(5/74	1/75)	8/76	5/77	2/80			10/82
Portugal								12/69	3/71	1/74	2/76	(9/77	8/78)	1/80	(8/81	3/82)	4/84	
Espagne			12/61	7/63	(5/65	12/65)	10/66	8/68	2/70	9/71	8/74	1/76	(3/77	6/77)	7/79			1/82
Suède			3/61	3/63	1/65			2/68	7/70	1/72	6/74	(1/76	6/76)	6/78	12/79			11/82
Suisse			T4/61	(T1/63	T3/63)			T2/68	T2/70	T2/72	T1/74	T1/75	(T3/77	T3/78)	T1/80			T4/82
Royaume-Uni	3/60			1/63	5/65			8/67	6/69	2/72	6/73	8/75			6/79	5/81		
Yougoslavie* 7/71, 3/73	6/60			5/62	11/64			2/68	(7/69	3/70)*	12/74	4/76			3/79	(7/80	6/81)	2/84
Quatre grands			3/61	2/63	2/64	7/65	3/66	4/67	3/70	1/72	9/73	6/75	(1/77	2/78)	1/80			11/82
Sept grands	1/60	(12/60	12/61)	1/63	(2/64	9/65)	7/66	6/67	7/69	8/71	9/73	4/75	(3/77	10/77)	1/80	(8/80	1/81)	11/82
CEE				2/63	2/64	(7/65	1/66)	5/67	3/70	1/72	9/73	7/75	(1/77	2/78)	1/80			11/82
OCDE-Europe			3/61	2/63	3/64	(7/65	4/66)	5/67	3/70	1/72	6/74	7/75	(1/77	2/78)	1/80			11/82
Amérique du Nord	1/60	(2/61	12/61)	12/62	(5/63	10/64)	10/66	7/67	3/69	11/70	7/73	3/75			3/79	(7/80	7/81)	12/82
OCDE-Total	1/60	(1/61	12/61)	3/63	(2/64	8/65)	3/66	5/67	7/69	12/71	10/73	5/75	(3/77	10/77)	2/80	(9/80	2/81)	11/82

S = Sommet conjoncturel.

C = Creux conjoncturel.

() = Points de retournement des cycles secondaires.

Source : Nilsson (1987).

## Références bibliographiques

BOSCHAN C., BRY G., 1971 : « Programmed selection of cyclical turning points », in *Cyclical Analysis of Time Series : Selected Procedures and Computer Programmes*, NBER.

BOSCHAN C., EBANKS W., 1978 : « The Phase-Average Trend, a New Way of Measuring Economic Growth », in *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association.

BURNS A., MITCHELL W.C., 1946 : *Measuring business cycles*, NBER

FAYOLLE J., 1987 : *Pratique contemporaine de l'analyse conjoncturelle*, Economica.

GOURIEROUX C., MONFORT A., 1990 : *Séries temporelles et modèles dynamiques*, ENSAE-Economica.

HENIN P.Y., 1989 : « Sur la non-stationnarité des séries macroéconomiques : tendances, cycles et persistance », *Revue d'économie politique*, n° 5, pp. 661-691.

MALINVAUD E., 1991 : *Voies de la recherche macroéconomique*, Editions Odile Jacob.

NELSON CH.R., 1988 : « Spurious trend and cycle in the state space decomposition of a time series with a unit root », *Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 475-488.

NILSSON R., 1987 : « OECD Leading Indicators », *Economic Studies*, n° 9, OECD.

NILSSON R., 1991 : « OECD Leading Indicators and the Phase-Average Trend Method », in *Workshop on Opinion Surveys for Business and Consumers and Time Series Analysis*, OECD, Eurostat, IFO, Munich, 24-25 Juin 1991.

OECD, 1987 : *OECD Leading indicators and Business Cycles in Members Countries 1960-1985*, OECD Main Economic Indicators, Sources and Methods, n° 39.