

Fluctuations et croissance en Europe : une analyse empirique

Lucrezia Reichlin

Département des études de l'OFCE

L'objet de cet article est de déterminer les caractéristiques statistiques des principaux indicateurs macroéconomiques des quatre grands pays européens : Allemagne, France, Italie et Royaume-Uni. L'analyse est centrée sur l'étude de la nature des composantes tendancielle de ces séries et distingue le trend de la moyenne de celui de la variance. De plus, on s'efforce de déterminer si les indicateurs ont évolué le long du même sentier de croissance (co-intégration) dans les différents pays étudiés.

Les conclusions sont les suivantes. Les séries sont toutes caractérisées par un trend de la variance et la plupart par un trend de la moyenne. Dans chaque pays les différentes séries ne suivent en général pas un sentier commun à long terme, exception faite de la production industrielle et du PNB réel. Une analyse plus poussée des caractéristiques des données de l'industrie, révèle l'existence de chocs importants et peu fréquents, à des dates différentes d'un pays à l'autre.

Les résultats montrent que le processus d'ajustement aux chocs, de même que le profil de la croissance, ont différé d'un pays à l'autre, ce qui incite à la prudence dans la coordination des politiques économiques.

Il est devenu courant dans les recherches de macroéconomie appliquée de mettre en exergue des différences marquées, attribuables au cadre institutionnel, entre les caractéristiques des fluctuations économiques en Europe et aux Etats-Unis. Pour l'essentiel ces différences concerneraient le comportement des salaires tant nominaux que réels, et le degré de persistance dans l'évolution du chômage et de l'emploi.

En Europe la puissance des syndicats expliquerait que les salaires réels soient rigides. Aux Etats-Unis des contrats de travail à long terme déterminent les rémunérations nominales : les salaires monétaires y sont donc rigides et les salaires réels flexibles (Bruno et Sachs, 1985). Ces particularités institutionnelles impliquent que les chocs d'offre défavorables aient des conséquences sur l'activité plus importantes en Europe qu'aux Etats-Unis⁽¹⁾. D'autre part ces mêmes chocs auraient sur

(1) Un choc d'offre défavorable est un événement exogène qui conduit à une augmentation du prix de la production. Pour que le niveau de l'emploi ne baisse pas, il faudrait alors que les salaires réels diminuent.

l'emploi des effets permanents en Europe et transitoires en Amérique. Le chômage européen serait caractérisé par un phénomène d'hystérésis : son niveau est élevé aujourd'hui parce qu'il le fut hier. Les syndicats ne se préoccuperaient que de la défense de leurs membres employés — « *insiders* » — aux dépens des travailleurs au chômage — « *outsiders* » — (Lindbeck et Snower, 1984-1986).

Les institutions se voient ainsi accorder le double rôle d'expliquer les caractéristiques du cycle, telle que la « volatilité »⁽²⁾ (l'ampleur des fluctuations) et les performances générales de l'économie, en particulier l'évolution du chômage et de l'emploi.

S'il est vrai que dans les années quatre-vingt la capacité de l'économie américaine à créer des emplois a été singulièrement plus grande que celle des économies européennes, une explication institutionnelle du « mal européen » reste peu convaincante. Les économies européennes sont moins semblables que ne le suggère la littérature nord-américaine : les procédures de négociation collective, le degré d'indépendance des banques centrales et, plus généralement, les règles et les contraintes qui déterminent la politique économique, sont très différentes d'un pays à l'autre. Il n'existe pas de modèle commun qui permette d'expliquer la différence entre Etats-Unis et Europe des ajustements aux chocs qui ont marqué les années soixante-dix. Bien que la plupart des pays européens aient connu dans les années quatre-vingt des modifications structurelles de leur système de relations industrielles — affaiblissement du pouvoir et des formes traditionnelles d'intervention des syndicats, modération salariale — les effets de ces changements communs sur les performances économiques sont divers selon les pays.

Non seulement les économies ont évolué différemment ; mais leurs caractéristiques cycliques ont aussi été instables. S'il existe une caractéristique commune aux pays européens, il faut la rechercher dans la plus grande irrégularité, relativement aux Etats-Unis, des fluctuations et de l'activité économique. L'analyse traditionnelle du cycle, fondée sur la simple distinction entre croissance et fluctuations transitoires, ne permet évidemment pas de rendre compte de cette irrégularité. Croissance et fluctuations sont des phénomènes étroitement liés, qui ne peuvent être étudiés indépendamment l'un de l'autre.

Cet article se propose d'établir les faits stylisés du cycle européen de l'activité depuis 1960 au moyen de l'analyse de données trimestrielles portant sur les principaux agrégats économiques pour les quatre grands pays européens : France, RFA, Italie, et Royaume-Uni (lorsque les données sont disponibles). On cherchera d'abord à apprécier le degré de persistance des chocs dans les économies étudiées en mesurant la dépendance des agrégats à l'égard de leur propre passé. Si l'effet des chocs est transitoire, les séries seront caractérisées par des fluctuations régulières autour d'un sentier de croissance stable. Si au contraire leur effet est permanent, c'est le sentier de croissance lui-même qui sera affecté. Il faudra donc analyser la nature de la composante tendancielle des agrégats économiques et identifier l'origine de ces tendances. Est-ce la moyenne des séries ou leur « volatilité », ou

(2) La volatilité est un terme intuitif qui caractérise la dispersion de la série.

l'une et l'autre, qui croîtrait au cours du temps ? Ce problème statistique a des implications importantes pour la compréhension du processus de l'évolution économique : nos économies deviennent-elles progressivement plus instables ou, au contraire, leur croissance demeure-t-elle régulière ?

On tentera ensuite de mesurer le degré de synchronisation des indicateurs d'activité des quatre pays considérés. Quels sont les agrégats dont l'évolution est synchrone en différents pays dans le long terme ? Si l'hypothèse d'un sentier commun de croissance pour les mêmes variables de différents pays devait être rejetée, les résultats des études macroéconomiques fondés sur une conception globale de l'Europe seraient remis en cause.

Observations méthodologiques

Un simple coup d'œil aux principaux indicateurs économiques révèle qu'ils sont fortement non-stationnaires. La non-stationarité des évolutions est une propriété des économies en croissance. Les séries chronologiques qui décrivent ces évolutions ont une allure générale qui varie selon le moment auquel on les observe ⁽³⁾. En particulier leur moyenne et leur variance ⁽⁴⁾ (qui représente une mesure de la « volatilité ») changent au cours du temps lorsqu'elles sont caractérisées par un processus non-stationnaire.

L'analyse de ce type de données pose problème à l'économiste, car, à la différence du physicien, il ne peut calculer de statistiques résultant de différentes réalisations du même processus ⁽⁵⁾, puisqu'il n'observe qu'une seule de ces réalisations. En d'autres termes, ce qu'observe l'économiste est une histoire particulière qui lui a été révélée sans qu'il puisse démêler ce qui, dans son observation, est produit par des conditions historiques spécifiques et ce qui en est indépendant. Si au contraire il s'avèrerait que les caractéristiques des données sont constantes au cours du temps, il lui serait possible d'estimer les propriétés du processus étudié sur la base d'une seule de ses réalisations, mais c'est rarement le cas.

(3) Cette définition est intuitive. Un processus x_t est dit stationnaire si la fonction de distribution de $x_{t,j}$, $j = 1, 2, \dots, n$ dénommée $F(x_{t,1}, x_{t,2}, \dots, x_{t,n})$ ne dépend pas du temps. Le terme « stationnaire » est utilisé dans cet article dans son sens faible. Un processus est dit faiblement stationnaire si sa moyenne au cours du temps et sa variance sont indépendantes du temps.

(4) La variance est une mesure de la volatilité. Elle est définie comme la moyenne quadratique des écarts à la moyenne.

(5) Le processus de génération des données est le mécanisme sous-jacent au phénomène observable. Les données observées peuvent être considérées comme une réalisation d'une séquence de variables aléatoires (processus stochastique).

Une possibilité de contourner ce problème serait d'appliquer aux données une transformation simple pour les rendre stationnaires. Au-delà des problèmes statistiques découlant de la multiplicité des transformations possibles, cette méthode soulève le problème de la séparation entre la composante croissance (le trend) et la composante onde stationnaire (généralement identifiée comme un cycle). Cette distinction n'est malheureusement claire ni en théorie économique, ni en analyse statistique.

Pour ces raisons, plutôt que de procéder par transformation statistique, c'est la non-stationnarité elle-même que j'étudierai dans cet article. La non-stationnarité peut résulter de plusieurs caractéristiques des données : trend de la moyenne des séries, trend de leur volatilité, ou variation de leur volatilité au cours du temps. Ces diverses possibilités conduisent évidemment à des processus de croissance ou décroissance économique différents. Ainsi un problème classique d'interprétation de l'histoire économique est de savoir si la Grande Dépression fut une période de volatilité exceptionnelle ou une période pendant laquelle le sentier de croissance s'est constamment infléchi. S'est-il produit dans les années trente un changement dans le trend de la variance ou dans celui de la moyenne ? L'analyse du chômage fournit un second exemple : observe-t-on une volatilité croissante du taux de chômage, ou, simplement une tendance de la moyenne ? Et ces deux évolutions sont-elles liées ou indépendantes l'une de l'autre ?

Une autre distinction est importante, celle entre non-stationnarité stochastique, produite par l'accumulation de chocs persistants, et non-stationnarité déterministe, où le trend est une fonction déterministe du temps ⁽⁶⁾. L'exemple le plus simple de non-stationnarité stochastique est le cas où la valeur courante d'une variable est égale à sa valeur de la période précédente, plus l'effet d'un choc. On dit alors que les données sont engendrées par un processus de « marche au hasard » (*Random Walk*) dont la racine est unitaire. Les séries de ce type non seulement divergent fortement, mais ne retournent pas systématiquement à une des valeurs précédentes. Un changement dans le processus affecte ainsi toutes les valeurs futures, la mémoire du processus étant infiniment longue ; en d'autres termes, le mouvement est caractérisé par sa persistance. Au contraire en cas de non-stationnarité déterministe le sentier de croissance est une fonction simple du temps et les effets des chocs ne sont que transitoires : les données reviennent généralement sur la tendance.

L'encadré 1 décrit quelques exemples de modèles comportant une composante tendancielle et traditionnellement utilisés pour décrire des économies en croissance.

Les séries temporelles macroéconomiques sont habituellement représentées comme linéaires. Dans le cas déterministe l'hypothèse implicite est que les fluctuations économiques sont transitoires, autour

(6) La non-stationnarité est déterministe si le processus peut être écrit comme la somme de deux composantes : un trend déterministe auquel s'ajoute des mouvements aléatoires (modèle (1) de l'encadré 1). La non-stationnarité est stochastique si elle résulte de l'accumulation de chocs aléatoires.

1. Quelques exemples de modèles avec trend

1. Tendances linéaire déterministe

$$(1) Y_{it} = \beta t + \varepsilon_{it}$$

où ε_{it} est distribué selon une loi de moyenne nulle avec un écart type constant.

La moyenne de Y_{it} est : $E(Y_{it}) = \beta t$

La variance est : $E(Y_{it} - \beta t)^2 = \sigma_\varepsilon^2$

Le processus est caractérisé par un trend de la moyenne, mais sa variance ne suit pas de trend temporel.

2. Tendances stochastique

(i) Sans dérive

$$(2) Y_{it} = Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

où ε est défini comme précédemment (1). Si la condition initiale $Y_{ij} = \varepsilon_{ij} = 0, \forall j \leq 0$, est posée, la résolution de (2) donne :

$$Y_{it} = \sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{i,t-j}$$

La moyenne de Y_{it} est : $E(Y_{it}) = 0$

La variance est : $\text{Var}(Y_{it}) = t \sigma_\varepsilon^2$

Le processus est caractérisé par un trend de la variance, mais sa moyenne ne suit pas de trend temporel.

$$(3) Y_{it} = c + Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

(ii) Avec dérive :

La résolution de (3) donne :

$$Y_{it} = a + ct + \sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{i,t-j}$$

La moyenne de Y_{it} est : $E(Y_{it}) = a + ct$

La variance est : $E(Y_{it} - a - ct)^2 = t \sigma_\varepsilon^2$

Le processus est caractérisé par un trend à la fois de la moyenne et de la variance.

3. La variance varie au cours du temps

Dans plusieurs exemples économiques intéressants, l'affirmation selon laquelle $\sigma_{\varepsilon t}^2$ est constante, n'est pas vérifiée. Dans cet article, les cas pris en compte sont ceux où la variance varie au cours du temps. Dans ce cas, l'hypothèse requise sera que la variance soit bornée, c'est-à-dire :

$$0 < \text{var } \varepsilon_{it} = \sigma_{\varepsilon t}^2 < \infty \quad \forall t$$

Ce processus est défini comme étant fortement non-corrélé asymptotiquement.

d'un sentier régulier de croissance. Les modèles keynésiens simples du cycle de l'activité sont, par exemple, fondés sur cette hypothèse. A l'opposé de récents travaux empiriques sur les fluctuations économiques aux Etats-Unis (Nelson et Plosser (1982), ainsi que de nombreuses études récentes), supposent que la plupart des séries macroéconomiques chronologiques sont caractérisées par une non-stationnarité stochastique, c'est-à-dire par une accumulation de chocs dont l'effet persiste indéfiniment (modèles (2) et (3) de l'encadré 1). Les processus à racine unitaire, dont la persistance est extrême, seraient, selon plusieurs auteurs, caractéristiques de l'évolution du chômage et de l'emploi en Europe (cf. Blanchard et Summers, (1986)). Ils résulteraient du comportement « égoïste » des membres des syndicats qui maximisent le salaire, sans prendre en compte la situation des chômeurs. Si les syndicats fixent les salaires pour un niveau d'emploi donné, un choc défavorable à l'emploi diminuera le nombre de leurs membres ; mais à la période suivante les syndicats n'ajusteront pas les salaires bien que ce nombre ait baissé. Le niveau d'emploi en sera alors affecté de manière permanente, jusqu'au prochain choc. Selon cette analyse les chocs seraient persistants et les séries d'emploi caractérisées par un effet d'hystérésis.

2. La co-intégration : un exemple

Soit une paire de séries x_t , y_t , chacune d'entre elles ayant les propriétés du modèle (2) dans l'encadré 1. S'il existe une constante A , telle que :

$$z_t = x_t - Ay_t$$

est stationnaire, alors ces séries sont co-intégrées. La relation $x_t = Ay_t$ peut être considérée comme une relation de long terme ou « d'équilibre » et z_t mesure la déviation du système x_t et y_t , par rapport à la position d'équilibre (« erreur d'équilibre »).

Granger et Engel (1987) ont montré que, si x_t et y_t sont co-intégrées, il existe toujours un mécanisme qui a la forme « correctrice d'erreur » :

$$\Delta x_t = -\rho_1 z_{t-1} + (\Delta x_t, \Delta y_t) \text{ retardée} + \theta(L)\epsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t = -\rho_2 z_{t-1} + (\Delta x_t, \Delta y_t) \text{ retardée} + \theta(L)\epsilon_{2t}$$

où $\theta(L)$ est un polynôme fini en L , opérateur de retard, et est le même dans chaque équation et où ϵ_{1t} et ϵ_{2t} sont des bruits blancs liés (le processus est purement aléatoire).

Le test de l'existence d'une co-intégration entre variables dans notre cas revient à tester l'hypothèse de la synchronisation de la croissance dans les économies européennes.

La question de savoir si les séries économiques temporelles appartiennent à un type de modèle ou à un autre équivaut à se demander si des chocs ont des conséquences durables ou transitoires sur le sentier de la croissance économique. L'analyse des séries temporelles non-stationnaires apporte également des informations sur les sources de la croissance. Les deux types de processus requièrent des méthodes différentes pour « détrender » les séries afin de les rendre stationnaires.

La seconde question consiste à se demander si des séries concernant la même variable dans des pays différents suivent le même sentier de croissance. Même si ces séries suivent un chemin qui n'est pas d'équilibre de long terme stable — ce qui sera le cas si elles sont caractérisées par une « marche au hasard avec dérive » —, il leur est encore possible d'évoluer simultanément le long d'un même sentier. Il existerait, selon cette hypothèse, une combinaison linéaire de ces séries qui serait stationnaire. Ces séries sont alors dites « co-intégrées » (voir encadré 2).

Persistance et volatilité

Quelles sont les caractéristiques statistiques majeures des indicateurs macroéconomiques de l'activité dans les pays européens ? leur degré de persistance, les origines de leur croissance ? Leur « volatilité » a-t-elle changé au cours du temps ? Pour répondre à ces questions nous avons estimé le modèle suivant sur soixante séries (les séries sont détaillées dans l'annexe) :

$$(1) \hat{Y}_{it} = \hat{a} + \hat{b} (t - T/2) + \hat{r} Y_{i,t-1} + \hat{e}_{it}$$

$i = 1$ à 56, désigne la série, t le temps ($t = 1$ à T), T le dernier trimestre considéré et e_{it} une erreur aléatoire non corrélée asymptotiquement et dont la variance ne suit aucun trend temporel (voir encadré 1). Au lieu de supposer que les erreurs étaient stationnaires, j'ai estimé le modèle en utilisant l'hypothèse la moins restrictive concernant leurs propriétés et testé ensuite leur volatilité. La simple observation des données, indique que les années soixante-dix ont été une période de volatilité exceptionnelle : faire l'hypothèse que la volatilité n'a pas changé biaiserait donc les estimations. La procédure présente l'avantage de fournir des informations sur l'évolution de la volatilité des séries au cours du temps. Ces informations sont importantes pour apprécier l'évolution du processus économique : la stabilité du sentier de croissance de l'économie doit certes être prise en considération, mais également le degré de « régularité » du cycle. Le comportement de la variance des erreurs dans l'équation (1) mesure approximativement ce degré.

La relation (1) synthétise les deux modèles alternatifs qui nous intéressent ici. Lorsque $r = 1$, le processus est caractérisé par une non-

stationnarité stochastique, et un trend de la variance. La première étape de l'analyse consiste donc à tester l'hypothèse :

$$H_0 : r = 1$$

Si, au surplus, le coefficient \hat{a} — qui mesure la dérive temporelle de la série — est significatif, le processus est alors aussi caractérisé par un trend de la moyenne. La seconde étape est donc de tester l'hypothèse :

$$H_0 : (\hat{a}, \hat{b}, \hat{r}) = (0, 0, 1)$$

Sous les hypothèses précédemment énoncées concernant les erreurs, les propriétés des tests statistiques ont été analysées par Phillips (1987) et par Phillips et Perron (1987) ⁽⁷⁾.

Enfin nous avons testé la constance de la variance des erreurs du modèle choisi. La procédure utilisée ici est celle de Engle (1982). Les tableaux 1a et 1b résument les résultats de ces tests.

Ces résultats indiquent que, pour toutes les séries considérées, l'hypothèse de racine unitaire ($\hat{r} = 1$) ne peut pas être rejetée : les chocs stochastiques qui affectent l'économie ont tendance à persister ; le processus ne tend pas à revenir sur le sentier qu'il a quitté ; les séries sont caractérisées par un trend de leur variance. Cependant la plupart des séries sont également caractérisées par une « dérive temporelle » suffisamment significative pour que l'on puisse conclure que leur évolution est « dirigée », que leurs fluctuations autour de cette direction sont contraintes entre certaines limites et qu'il existe ainsi une direction générale de la dynamique des variables considérées. Les résultats qui concernent la volatilité indiquent que la variance des séries varie avec le temps, ce qui implique que les propriétés des cycles n'ont pas été stables sur la période étudiée.

Ces conclusions sont en accord avec celles établies par Nelson et Plosser (1982) pour le cycle de l'activité américaine ; ces auteurs les ont interprétées comme confirmant la théorie du « cycle réel » (cf. Kydland et Prescott (1983)). Dans cette théorie les fluctuations économiques sont la conséquence de chocs d'offre persistants, tels que les chocs technologiques par exemple, et non pas le résultat de fluctuations temporaires induites par la demande globale, comme cela est généralement admis dans les théories keynésiennes. Mais il est aussi possible d'imaginer des situations dans lesquelles les chocs de demande persisteraient, parce qu'ils induisent des changements structurels ou parce que l'économie comporterait plusieurs sentiers possibles d'équilibres stables (cf. notamment Campbell et Mankiw, 1986). La persistance des séries invalide donc la version keynésienne simple de la synthèse néo-classique, qui admet l'existence d'un sentier de long terme stable, mais cette persistance ne contredit pas les modèles de fluctuations suscitées par la demande.

Nos résultats diffèrent en outre de ceux de Nelson et Plosser en ce qu'ils révèlent une instabilité du cycle au cours du temps, aussi bien

(7) Lorsqu'un processus admet une racine unitaire, les distributions de probabilité des tests ne sont pas celles habituellement rencontrées. Fuller (1976) a calculé les valeurs critiques pour ces cas quand les erreurs sont bruits blancs. Phillips (1987) a montré que ces valeurs étaient les mêmes sous des hypothèses moins restrictives pour les erreurs.

1a. Résumé des caractéristiques de la croissance et des cycles
Variables de quantité

	La moyenne des séries est croissante avec le temps	La volatilité des séries est croissante avec le temps (**)	La volatilité des erreurs varie avec le temps
Production industrielle			
France	Oui	Oui	Oui
RFA	Oui	Oui	Oui
Italie	Oui	Oui	Oui
Royaume-Uni	Oui	Oui	Oui
Emploi dans l'industrie			
France	Non	Oui	Oui
RFA	Oui	Oui	Non
Italie	Oui	Oui	Non
Royaume-Uni	Oui	Oui	Oui
Heures travaillées dans l'industrie			
France	Non	Oui	Oui
RFA	Oui	Oui	Non
Italie	Oui	Oui	Non
Royaume-Uni	Oui	Oui	Oui
Investissement total, brut et fixe			
France	Oui	Oui	Oui
RFA	Oui	Oui	Oui
Italie	Non	Oui	Oui
Royaume-Uni	Oui	Oui	Oui
Taux de chômage			
France	Oui	Oui	Non
RFA	Oui	Oui	Oui
Italie	Oui	Oui	Non
Royaume-Uni	Oui	Oui	Oui
PIB nominal			
France (*)	Non	Oui	Non
RFA	Non	Oui	Non
Italie	Non	Oui	Oui
Royaume-Uni	Oui	Oui	Oui
PIB réel			
France (*)	Non	Oui	Oui
RFA	Oui	Oui	Non
Italie	Oui	Oui	Oui
Royaume-Uni	Oui	Oui	Non
Emploi total			
France	Non	Oui	Oui
RFA	Non	Oui	Oui
Italie	Non	Oui	Oui
Royaume-Uni	Non	Oui	Oui

* Depuis 1970.

** Le coefficient de la variable dépendante retardée ne diffère pas significative de 1.

Source : L. Reichlin : « Fluctuations and Growth in Europe : an Empirical Analysis », document de travail OFCE, 1989.

1b. Résumé des caractéristiques de la croissance et des cycles
Variables monétaires et prix

	La moyenne des séries est croissante avec le temps	La volatilité des séries est croissante avec le temps (**)	La volatilité des erreurs varie avec le temps
Offre de monnaie (M1)			
France	---	---	---
RFA	Non	Oui	Oui
Italie	Non	Oui	Non
Royaume-Uni	Oui	Oui	Non
Indice des prix de la production industrielle			
France (*)	Non	Oui	Oui
RFA	Non	Oui	Oui
Italie	Non	Oui	Oui
Royaume-Uni	Oui	Oui	Oui
Indice des prix à la consommation			
France	Oui	Oui	Oui
RFA	Non	Oui	Oui
Italie	Oui	Oui	Oui
Royaume-Uni	Oui	Oui	Non
Taux de salaire horaire			
France	Non	Oui	Non
RFA	Non	Oui	Oui
Italie	Non	Oui	Oui
Royaume-Uni	Non	Oui	Oui
Taux d'intérêt à long terme			
France	Oui	Oui	Oui
RFA	Non	Oui	Oui
Italie	Non	Oui	Non
Royaume-Uni	Non	Oui	Oui
Prix des actions ordinaires			
France	Non	Oui	Non
RFA	Non	Oui	Non
Italie	Non	Oui	Oui
Royaume-Uni	Non	Oui	Oui

* Depuis 1970.

** Le coefficient de la variable dépendante retardée ne diffère pas significativement de 1.

Source : L. Reichlin : « Fluctuations and Growth in Europe : an Empirical Analysis », document de travail OFCE, 1989.

pour des variables réelles que pour des variables nominales. Cela pourrait être une conséquence directe des politiques de gestion active de la demande, dont l'objet est de stabiliser l'économie en atténuant l'amplitude des fluctuations cycliques (cf. C. Romer, 1986).

Il faudrait pouvoir distinguer les chocs selon qu'ils modifient ou non le trend de la moyenne de séries (cf. « *Chocs importants* »). Nous ne ferons qu'effleurer cette question, dans le cadre de l'étude du secteur industriel. Elle fera l'objet de recherches ultérieures.

Nos résultats suggèrent enfin que la transformation appropriée pour supprimer la tendance temporelle ne consiste pas à éliminer un trend linéaire (ce qui corrigerait les données du trend de la moyenne, mais non de la variance), mais à considérer d'emblée les différences premières des diverses variables, ce qui supprime à la fois les tendances de la moyenne et de la variance⁽⁸⁾. Éliminer un trend linéaire conduit à des résultats particulièrement erronés lorsque les séries ont une racine unitaire (Nelson et Kang, 1981).

La synchronisation des évolutions macroéconomiques dans les différents pays européens

Les variables économiques à évolution lente, qui caractérisent la plupart des séries chronologiques dans les économies européennes, sont-elles co-intégrées (voir encadré 2) ? Autrement dit existe-t-il des tendances communes aux indicateurs des quatre économies étudiées ? Dans l'affirmative on en déduirait que les économies européennes ont progressé conjointement le long du même sentier de croissance. Alors ces caractéristiques communes permettraient de comparer les performances des économies européennes à celles de l'Amérique du Nord.

La co-intégration a été testée pour chaque série et pour toutes les combinaisons possibles de deux pays. Le principe du test, décrit par Engle et Granger (1987), consiste à analyser les propriétés des résidus de chaque régression. Si ces résidus sont stationnaires, on conclut à la co-intégration des séries ; s'ils ne le sont pas, l'hypothèse de co-intégration est rejetée.

On trouvera dans le tableau 2 les résultats de ces tests fondés sur les statistiques de Durbin-Watson.

Ces résultats sont étonnants. A l'exception de la production industrielle et du PIB réel, l'hypothèse selon laquelle ces variables ont progressé conjointement au sens de la co-intégration dans le long terme doit être rejetée. Alors que les produits nationaux réels des quatre grands pays européens, aussi bien globalement que dans la seule industrie, ont suivi une évolution similaire, tous les autres indicateurs ont progressé différemment. La dissemblance des processus de croissance dans les quatre économies étudiées apparaît ainsi nettement. Il faut en conclure que des performances globales similaires en terme de production peuvent être obtenues par la médiation de taux de croissance différents de la productivité, des salaires réels et du taux de chômage, et qu'il n'existe pas de combinaison unique de ces facteurs qui permette d'expliquer un même progrès économique.

(8) Toutefois cela n'est vrai que dans le cas où le trend de la moyenne et le trend de la variance sont du même ordre.

2. Tests de co-intégration : tendances communes aux pays^(*)
(Statistiques de Durbin-Watson)

	France / RFA	France / Italie	France / Royaume- Uni	RFA / Italie	RFA / Royaume- Uni	Italie / Royaume- Uni
Chômage	0,110	0,178	0,088	0,171	0,080	0,210
Indices des prix à la consommation	0,013	0,028	0,036	0,012	0,012	0,024
Taux de salaire horaire	0,025	0,094	0,236	0,019	0,034	0,246
Taux d'intérêt à long terme	0,218	0,268	0,263	0,035	0,182	0,067
Production industrielle	0,578 ^(*)	0,581 ^(*)	0,507 ^(*)	0,553 ^(*)	0,393	0,493 ^(*)
Emploi dans l'industrie	0,036	0,139	0,029	0,040	0,042	0,091
Investissement brut total	0,373	0,159	0,221	0,305	0,310	0,173
Heures travaillées dans l'industrie	0,068	0,301	0,225	0,373 ^(*)	0,126	0,324
Offre de monnaie (M 1)	nn	nn	nn	0,346	0,071	0,034
Indice des prix de la production industrielle	0,077 a	0,024 a	0,024 a	0,071	0,078	0,047
Prix des actions ordinaires	0,259	0,202	0,016	0,335	0,195	0,173
PIB Nominal	0,133 a	0,113 a	0,113 a	0,019	0,017	0,097
PIB Réel	0,382	0,211	1,340 ^(*)	0,618 ^(*)	0,810 ^(*)	0,685 ^(*)
Emploi total	0,160	0,094	0,061	0,288	0,259	0,307

(*) Indique que l'hypothèse de co-intégration peut être acceptée au seuil de signification de 5 %.

Granger a calculé cette valeur critique qui au seuil de 5 % est de 0,386. Lorsque la statistique de Durbin-Watson est inférieure à cette valeur, l'hypothèse de co-intégration ne peut être acceptée.

(a) Depuis 1970 ; (b) De 1970-1 à 1979-4.

Source : L. Reichlin : « Fluctuations and Growth in Europe : an Empirical Analysis », document de travail OFCE, 1989.

Chocs et changements de régime : le cas du secteur industriel

Jusqu'ici nous avons pu établir les caractéristiques suivantes de la croissance des économies européennes : les chocs qui les affectent ont des effets permanents, si bien qu'il est impossible d'établir l'existence d'un sentier stable de croissance ; toutefois, l'ampleur des fluctuations est généralement limitée par la présence d'un trend de la moyenne. Nous avons pu, d'autre part, montrer que la « volatilité » de la plupart des erreurs changeait au cours du temps, ce qui peut être expliqué soit par la présence de chocs importants et peu fréquents, soit par des changements dans les politiques de régulation de la demande globale qui ont affecté le cycle. Enfin, lorsque les indicateurs sont étudiés dans leurs relations transnationales, l'existence d'un sentier de croissance commun au sens de la co-intégration ne peut être établi, sauf pour la production industrielle et le PIB réel.

La description des évolutions d'indicateurs sélectionnés peut nous permettre de mieux comprendre les raisons sous-jacentes de ces résultats : on retiendra les principaux indicateurs de l'industrie, le taux de chômage global et l'indice des prix à la consommation. Notre choix du secteur industriel est motivé par les résultats précédents, selon lesquels les comportements de long terme du nombre d'heures travaillées, des salaires et de l'emploi dans l'industrie ont divergé d'un pays à l'autre, alors même que la production industrielle évoluait le long d'un sentier de long terme commun aux quatre pays. Cela suggère que la diversité européenne doit être recherchée dans ses structures institutionnelles qui sont souvent invoquées comme une spécificité commune aux pays européens.

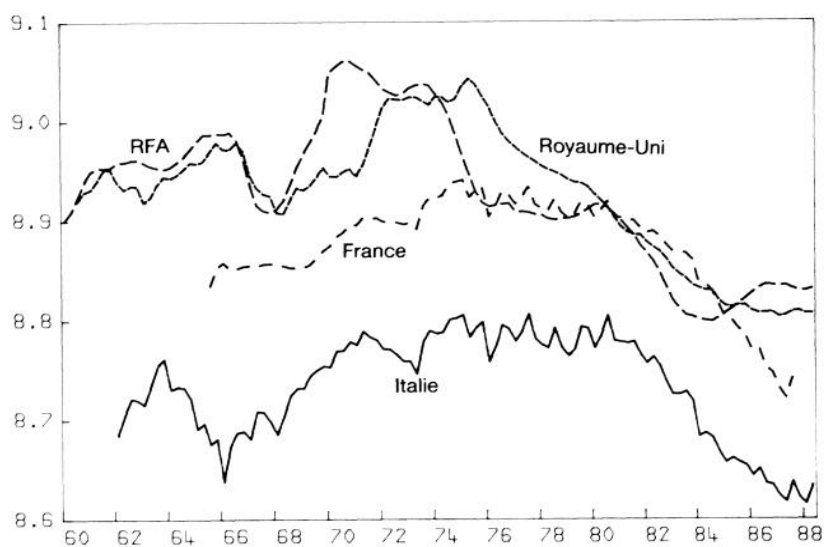
Les graphiques 1 à 6 représentent les six variables choisies. Un simple coup d'œil sur ces graphiques permet de constater que, bien que la direction générale soit la même, certaines séries ont été affectées par des retournements brusques à des dates différentes d'un pays à l'autre. Le cas le plus évident est celui de l'emploi dans l'industrie, dont les évolutions sont toutes caractérisées par des retournements brutaux à des moments différents. Le niveau de l'emploi en Italie ne s'oriente en une baisse rapide qu'au début des années quatre-vingt, environ six ans après la France, la RFA, et le Royaume-Uni. Le nombre d'heures travaillées connaît des évolutions plus ou moins régulières selon les pays, mais ne diminue pas en proportion de l'emploi (sauf dans le cas de la France). Cela suggère que le degré de « thésaurisation » de la main-d'œuvre diffère d'un pays à l'autre. Le chômage est également sujet à des variations brutales à des dates variées, alors que le profil de la production industrielle est plus régulier. Enfin l'évolution des prix et des salaires nominaux est moins heurtée que celle des variables réelles.

Il est intéressant de savoir quels sont les chocs qui au cours de la période étudiée ont affecté de façon permanente la tendance de la moyenne de tous ou de certains des phénomènes décrits, et de voir si les points de retournement ont eu lieu à des dates proches pour toutes les séries. Au-delà de la persistance suscitée par l'accumulation des chocs courants, que nous avons décrite précédemment, certains chocs peu fréquents, mais de grande ampleur, ont-ils modifié la « dérive » temporelle des séries ?

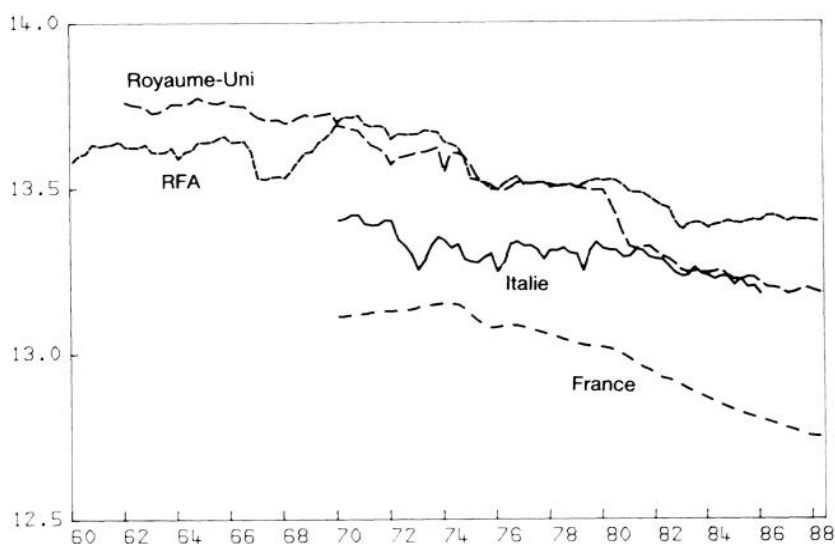
Afin de répondre à cette question nous avons analysé les différences premières des séries. Si le trend de la moyenne des variables en niveau s'est modifié au cours du temps, la « dérive » temporelle des différences premières a changé de manière permanente au point correspondant. Dans ce cas, ces différences premières sont elles-mêmes non-stationnaires.

Afin de mener à bien cette analyse, la constante des régressions portant sur les dérivées premières a été estimée par une méthode récursive. Cela signifie que l'estimation a été révisée, pour chaque point de l'échantillon. La méthode récursive permet de déceler les changements, leur date approximative et la mesure dans laquelle les taux de croissance ont varié au cours du temps. Les résultats apparaissent dans les graphiques 7 à 12.

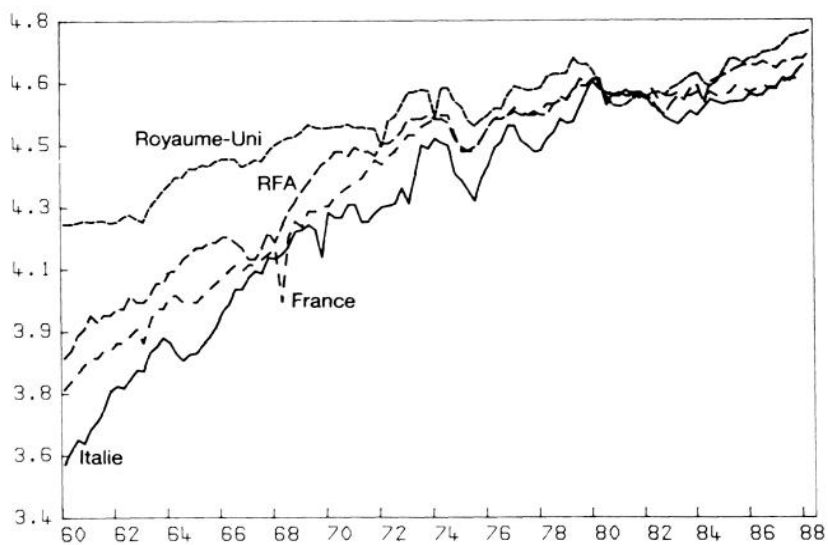
1. Emploi dans l'industrie



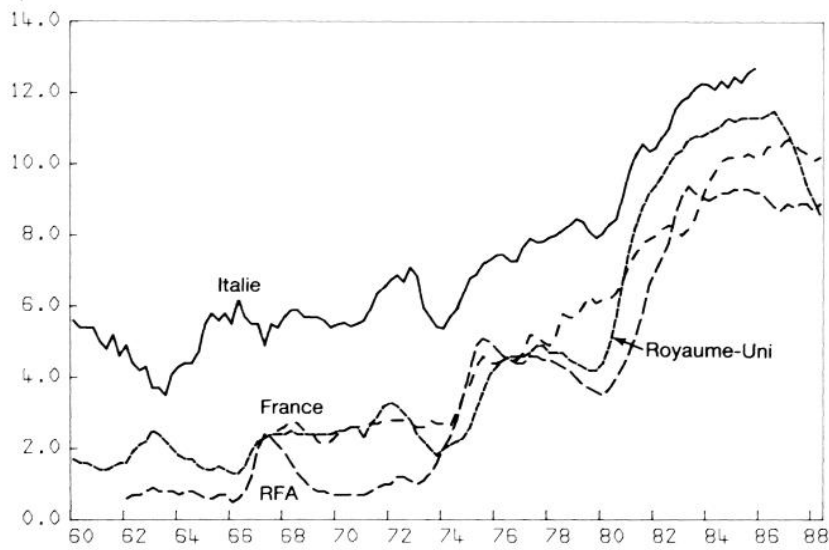
2. Heures travaillées dans l'industrie



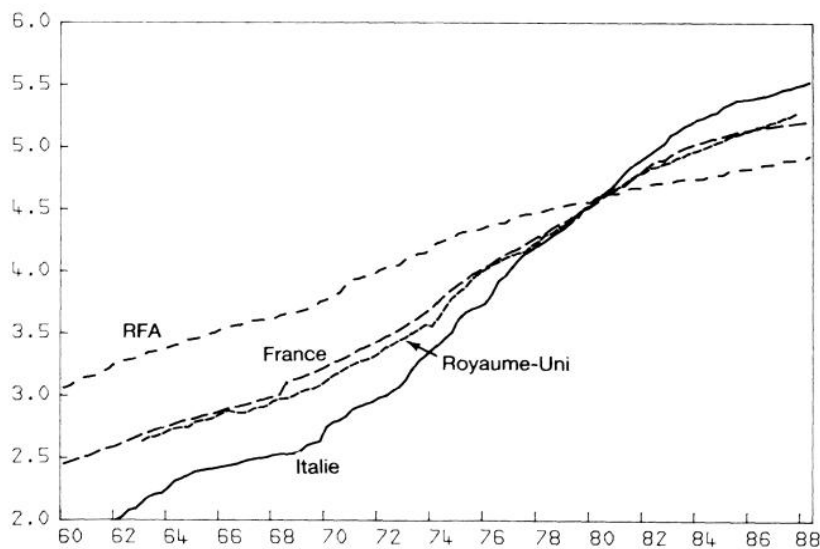
3. Production industrielle



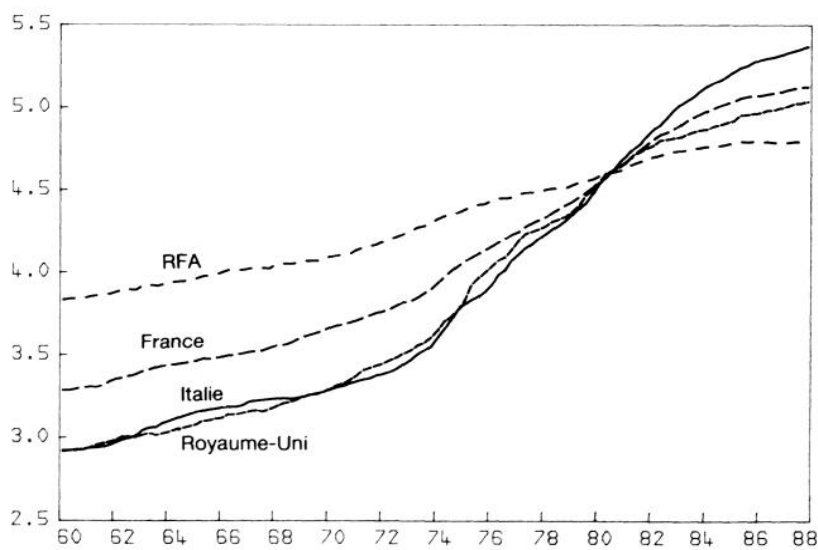
Source : L. Reichlin : « Fluctuations and Growth in Europe : an Empirical Analysis », document de travail OFCE, 1989.



4. Chômage



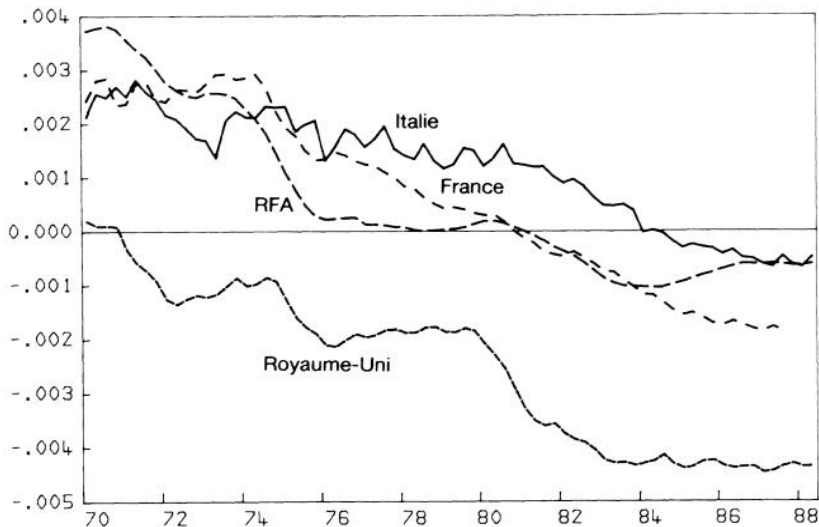
5. Taux de salaire horaire dans l'industrie



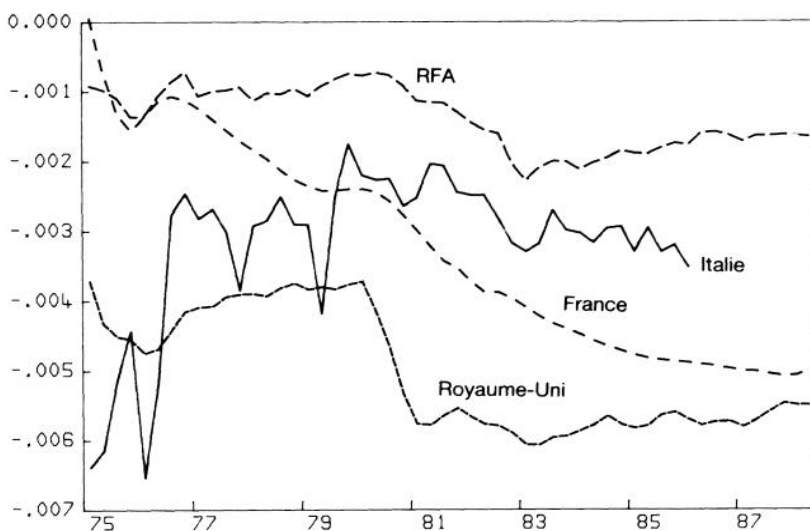
6. Indices des prix à la consommation

Source : L. Reichlin : « Fluctuations and Growth in Europe : an Empirical Analysis », document de travail OFCE, 1989.

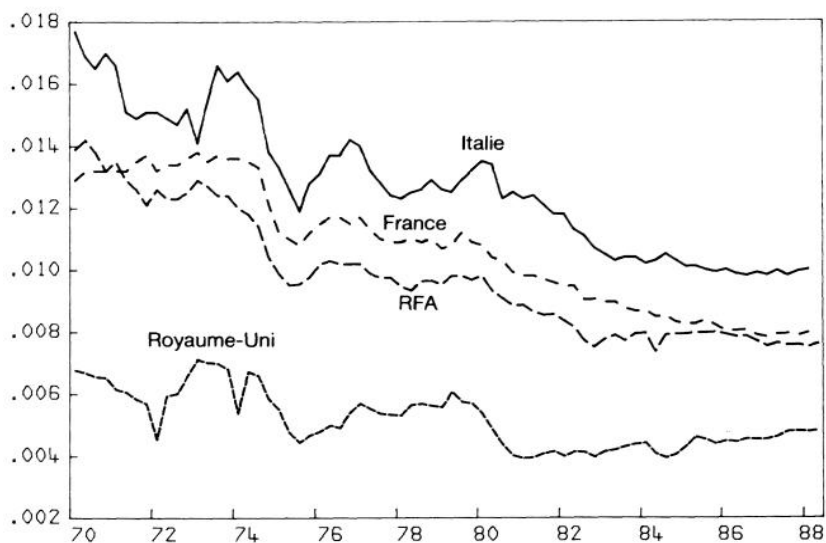
7. Emploi dans l'industrie : estimation réursive de la constance des différences premières



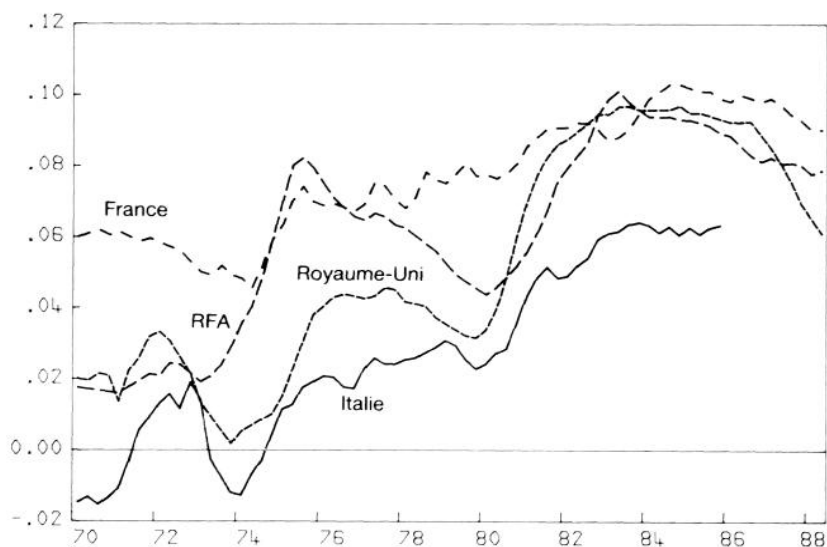
8. Heures travaillées dans l'industrie : estimation réursive de la constance des différences premières



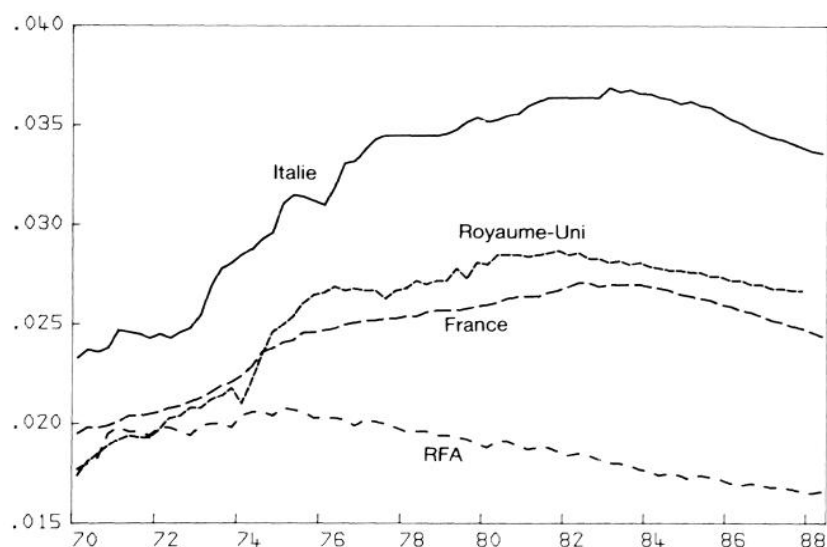
9. Production industrielle : estimation réursive de la constance des différences premières



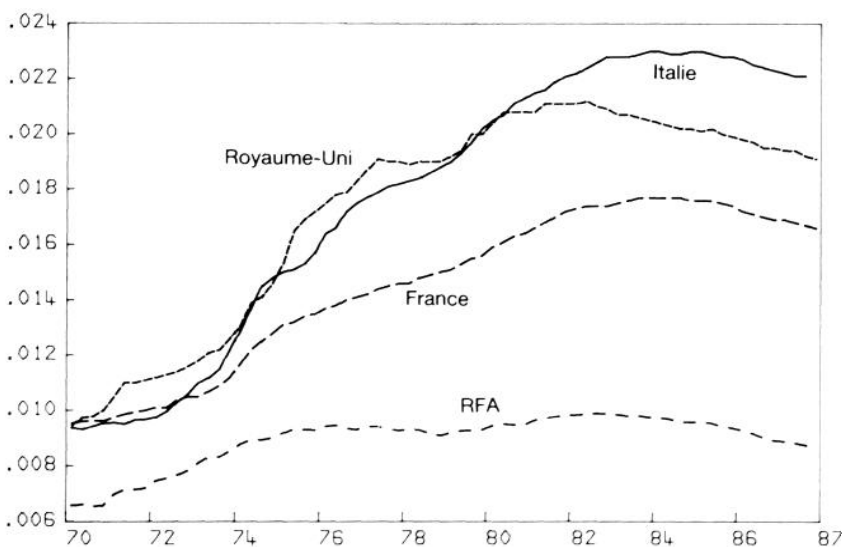
Source : L. Reichlin : « Fluctuations and Growth in Europe : an Empirical Analysis », document de travail OFCE, 1989.



10. Chômage :
estimation
récursive de la
constance des
différences
premières



11. Taux de
salaire horaire :
estimation
récursive de la
constance des
différences
premières



12. Indices des
prix à la
consommation :
estimation
récursive de la
constance des
différences
premières

Source : L. Reichlin : « Fluctuations and Growth in Europe : an Empirical Analysis », document de travail OFCE, 1989.

L'examen de ces graphiques conduit à trois conclusions principales. D'abord les coefficients des variables nominales (le taux de salaire horaire dans l'industrie et l'indice des prix à la consommation) et des taux de chômage varient fortement, mais ont une « périodicité » qui dépasse celle qui est normalement attribuée à celle d'un cycle conjonctuel. Ces fluctuations correspondent davantage à une succession de régimes d'une durée approximative de dix ans. L'évolution des salaires est moins régulière que celle des prix, ce qui suggère que la flexibilité du salaire réel résulte davantage de l'adaptation des salaires nominaux que de celle des prix. L'interprétation de l'aggravation du chômage dans les économies européennes fondée sur la rigidité des salaires réels est ainsi quelque peu mise en doute. Il faut noter que les points de retournement des cycles diffèrent d'un pays à l'autre et que donc les processus d'ajustement aux chocs n'y sont pas identiques.

En deuxième lieu les coefficients relatifs aux heures travaillées et à l'emploi dans l'industrie ont des comportements très divers. Les dates des changements, mais aussi le degré de régularité des coefficients varient. Cela soulève plusieurs questions complexes : pourquoi l'emploi industriel en Italie a-t-il baissé plus tard que dans les autres pays européens ? Pourquoi les heures travaillées ont-elles diminué lentement en France et en RFA, beaucoup plus qu'au Royaume-Uni et en Italie ? L'évolution de l'emploi n'est pas non plus la même dans chaque pays. En général le comportement du coefficient de variation de l'emploi et des heures travaillées correspond selon les pays à des différences en matière de « thésaurisation » de la main-d'œuvre, qui à leur tour impliquent des pratiques de licenciement différentes.

Enfin les coefficients des séries de la production industrielle sont à la fois les plus semblables entre eux et les plus réguliers. C'est d'autant plus remarquable que les variations observées dans les séries relatives au chômage et à l'emploi ont été de grande ampleur.

L'exemple de l'industrie suggère que la diversité européenne est en partie le résultat de celle des structures économiques et en partie celui de différences dans les politiques économiques. Le premier effet pourrait expliquer la plus grande régularité et le déclin précoce de l'emploi industriel au Royaume-Uni, le deuxième l'importance de la main-d'œuvre thésaurisée en Italie durant la seconde moitié des années soixante-dix. L'évolution des relations industrielles pourrait en outre expliquer le comportement varié des heures travaillées, alors même que la production industrielle connaissait une évolution à peu près semblable dans tous les pays. L'inflation des prix et des salaires montre également la diversité des expériences de ces pays, attribuable très probablement aux structures, aux politiques et aux systèmes de relations industrielles.

Conclusions et implications économiques

Le principal enseignement de cette étude sur la nature des cycles de l'activité économique en Europe est que chaque pays étudié a été affecté par des modifications à la fois de ses fluctuations cycliques (volatilité) et de son sentier de croissance. Les fluctuations ont été très irrégulières, ce qui met en doute l'existence d'un cycle de l'activité autour d'un sentier stable de croissance. Cela pose le problème analytique de la distinction entre la théorie de la croissance et la macroéconomie de courte période, et souligne la nécessité de recherches plus approfondies qui relieraient les deux.

Non seulement les fluctuations ont été irrégulières au sein d'un même pays, mais leurs composantes permanentes ont eu des comportements différents selon les pays étudiés. Les agrégats économiques, à l'exception de la production industrielle et du PIB réel, n'ont pas non plus suivi de tendance commune. Notre analyse des données de l'industrie suggère que le taux de croissance de certaines des variables étudiées est affecté par des chocs permanents et « importants ». Ces chocs ont un effet persistant sur la tendance de la moyenne des processus stochastiques que suivent toutes les variables étudiées, à l'exception de la production industrielle. Il est donc possible de concevoir l'évolution des séries chronologiques observées comme résultant du cumul de petits chocs, les fluctuations ayant lieu autour de la direction imposée par la tendance de la moyenne ; mais cette tendance est elle-même sujette à des modifications, dues à des chocs importants et peu fréquents. En outre ceux-ci n'affectent ni toutes les séries d'un même pays, ni les séries mesurant une même grandeur dans tous les pays.

Une analyse plus approfondie de la nature des chocs serait évidemment souhaitable. Néanmoins ces premiers résultats indiquent que les économies considérées subissent, de temps à autre, des changements de leur sentier de croissance. L'absence de synchronisation de ces ajustements nous permet d'inférer que les structures de ces économies diffèrent. Une telle interprétation s'écarte de celles qui ressortent des analyses de type « cycle réel » — notamment de Nelson et Plosser — où l'on ne distingue pas les chocs selon leur nature.

De plus ces résultats mettent en garde contre les généralisations hâtives concernant les caractéristiques communes des économies européennes et suggèrent que davantage d'attention doit être portée à l'analyse de la diversité de ces économies. Une telle étude devrait être particulièrement utile pour évaluer les effets de la coordination des politiques macroéconomiques européennes. En réalité nos résultats indiquent que les divergences dans l'évolution des agrégats économiques ne résultent pas de divergences dans le comportement de la production — puisque celle-ci a évolué le long d'un sentier de croissance commun aux quatre pays —, mais qu'elles ne peuvent pas être attribuées uniquement aux différences de politiques macroéconomiques. La cause de

l'absence d'un sentier commun de croissance entre chaque pays doit être recherchée parmi des variables aussi diverses que l'offre de monnaie, l'investissement, le taux de chômage, l'emploi, les salaires et les prix. Si les pays sont aussi différents que cette étude le suggère, des politiques macroéconomiques communes pourraient avoir des effets contraires à ceux escomptés. Heureusement la coordination des politiques économiques n'exige pas leur identité.

Références bibliographiques

- BLANCHARD O., SUMMERS L.H., 1986, « Hysteresis and the European Unemployment Problem », NBER, *Macroeconomic Annual*.
- BRUNO M., SACHS J., 1985, *The Economics of Worldwide Stagflation*, Basil Blackwell, Oxford.
- CAMPBELL J.Y., MANKIW N.G., 1986, « Are Output Fluctuations Transitory ? », document de travail du NBER, n° 1916.
- DICKEY D.A., FULLER W.A., 1979, « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, 74.
- DICKEY D.A., FULLER W.A., 1981, « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, 49.
- ENGLE R.F., 1982, « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation », *Econometrica*, 50.
- ENGLE R.F., GRANGER C.W., 1987, « Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing », *Econometrica*, mars.
- ESCRIBANO A., 1987, « Co-Integration, Time co-Trends and Error-Correction Systems: An Alternative Approach », CORE Discussion Paper, n° 8715.
- FULLER W.A., 1976, *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York.
- GRANGER C.W., 1986, « Developments in the Study of Co-Integrated Variables », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48.
- KYDLAND F., PRESCOTT E.C., 1982, « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, novembre.
- LINDBECK A., SNOWER D., 1984, « Involuntary Unemployment as an Insider-Outsider Dilemma », Stockholm, Institute of International Economic Studies, Seminar Paper, n° 310, décembre.
- LINDBECK A., SNOWER D., 1986, « Wage Setting, Unemployment as an Insider-Outsider Relations », *American Economic Review, Papers and Proceedings*.
- NELSON C.R., KANG H., 1981, « Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Series », *Econometrica*, mai.
- NELSON C.R., PLOSSER C., 1982, « Trends and Random Walks in Economic Time Series », *Journal of Monetary Economics*, n° 10.
- PHILIPS P.C., 1987, « Time Series Regression with Unit Roots », *Econometrica*, n° 55.
- PHILIPS P.C., PERRON 1986, « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », Discussion Paper, Université de Montréal.
- REICHLIN L., 1989, « Fluctuations and Growth in Europe: an Empirical Analysis », document de travail, OCFE, janvier.
- ROMER C.D., 1986, « Is the Stabilization of the Post War Economy a Figment of the Data ? », *American Economic Review*.
- SACHS J., 1986, « High Unemployment in Europe », document de travail du NBER, n° 1830, février.

ANNEXE

Séries utilisées et sources statistiques

1. Production industrielle : index, base 1980

Période considérée : 1960-1 — 1988-2

Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*

2. Emploi dans l'industrie (en milliers)

Période considérée : 1960-1 — 1988-2

Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*

3. Heures travaillées dans l'industrie (hebdomadaires)

- France (industrie manufacturière, hors agro-alimentaire)

Période considérée : 1970-1 — 1988-2

Source : INSEE

- Italie :

Période considérée : 1960-1 — 1986-1

Source : Banque d'Italie

- RFA :

Période considérée : 1960-1 — 1988-2

Source : OCDE

- Royaume-Uni :

Période considérée : 1966-2 — 1988-2

Source : OCDE

4. Formation brute de capital fixe totale (investissement)

Période considérée : 1960-1 — 1987-4

Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*

5. Taux de chômage (par rapport à la population active totale)

Période considérée :

- France : 1965-1 — 1988-2

- Italie : 1960-1 — 1986-1

- RFA : 1962-2 — 1988-1

- Royaume-Uni : 1960-1 — 1988-2

Source : OCDE pour tous les pays, à l'exception de l'Italie (Banque d'Italie)

6. PIB nominal

Période considérée :

- RFA et Royaume-Uni : 1960-1 — 1987-4

- Italie : 1960-1 — 1986-1

- France : 1970-1 — 1987-4

Source : OCDE pour tous les pays, à l'exception de la France (INSEE)

7. PIB réel (prix de 1980)

Période considérée :

- RFA et Royaume-Uni : 1960-1 — 1987-4
- Italie : 1960-1 — 1986-1
- France : 1970-1 — 1987-4

Source : OCDE pour tous les pays, à l'exception de la France (INSEE)

8. Emploi total (prix de 1980)

Période considérée : 1960-1 — 1987-4

Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*

9. Offre de monnaie (M1)

Période considérée : 1960-1 — 1987-4

Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*

10. Indice des prix de la production industrielle (prix de 1980)

Période considérée :

- RFA et Royaume-Uni : 1960-1 — 1987-4
- Italie : 1960-1 — 1986-1
- France : 1970-1 — 1987-4

Sources : RFA et Royaume-Uni : OCDE ; France : INSEE ; Italie : Banque d'Italie.

11. Indice des prix à la consommation (prix de 1980)

Période considérée : 1960-1 — 1987-4

Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*

12. Taux de salaire horaire dans l'industrie (prix de 1980)

Période considérée : 1960-1 — 1988-2

Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*

13. Taux d'intérêt à long terme

Période considérée : 1960-1 — 1988-2

Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*

14. Prix des actions ordinaires (prix de 1980)

Période considérée : 1960-1 — 1988-2

Source : OCDE, *Principaux indicateurs économiques*

Dans l'analyse statistique, nous avons utilisé le logarithme des variables, sauf pour le taux d'intérêt et le taux de chômage.