

# Chômage et croissance en France et aux Etats-Unis

## Une analyse de longue période \*

**Lucrezia Reichlin, Catherine Guillemineau**

*Département des études de l'OFCE*

*Cet article présente une étude empirique exploratoire sur les déterminants du chômage, en courte comme en longue période, en France et aux Etats-Unis.*

*Les méthodes statistiques utilisées sont celles de la cointégration, qui permet de déterminer si deux variables évoluent conjointement dans le temps, et de la causalité, qui détermine si une série chronologique contient les informations nécessaires à la prédiction de l'évolution d'une autre. La plupart des séries utilisées sont caractérisées par la propriété de persistance, ou encore par un phénomène d'hystérésis, qui implique que leur évolution n'est pas réversible. En d'autres termes, des chocs, même transitoires, laissent des traces permanentes sur l'évolution économique.*

*Les résultats montrent qu'il n'existe pas de relations systématiques entre l'évolution du chômage et, d'autre part, celles des salaires réels, des coûts salariaux, des variables démographiques ou de la demande globale. Aucune causalité n'a pu être découverte entre ces variables.*

*Par contre, il existe bien une relation entre l'évolution du chômage et celle des taux d'intérêt réels, à court comme à long terme, en France et aux Etats-Unis.*

*Ces faits sont suffisamment surprenants pour inviter à reconsidérer les explications traditionnelles du chômage.*

---

(\*) Nous tenons à remercier Pierre Villa qui a mis gracieusement à notre disposition plusieurs séries de données utilisées dans cette étude.

Pendant près de deux décennies le taux de chômage a augmenté de façon continue en France comme dans la plupart des pays européens. Malgré sa réduction récente il se maintient aujourd'hui à de hauts niveaux. Aucune tendance de ce type ne semble avoir caractérisé son évolution aux Etats-Unis depuis la Seconde Guerre mondiale. Les recherches sur les causes d'une telle divergence qui ont privilégié l'étude des quinze dernières années, n'ont pas abouti à une explication consensuelle du phénomène. On se propose de reconsidérer ici la question à partir de l'observation depuis le début du siècle des relations entre variables macroéconomiques en France et aux Etats-Unis. L'analyse du comportement du taux de chômage et de ses relations avec les principaux agrégats économiques et démographiques sur une période de presque un siècle devrait, grâce à un recul historique, permettre de mieux comprendre les tendances récentes.

Nous analyserons en particulier les liens entre le chômage et quatre groupes d'indicateurs : les coûts salariaux, l'offre de travail et les variables démographiques, la production, les taux d'intérêt réels à long terme. La démarche consiste à déterminer si le sentier de long terme du chômage est lié à celui de l'un de ces indicateurs, et d'identifier les relations de causalité entre les séries en question. Cette étude est menée à la fois sur les niveaux et sur les taux de croissance des principaux indicateurs français et américains. L'analyse en terme de niveau nous informera sur les évolutions de long terme, tandis que celle en terme de taux de croissance nous renseignera sur les ajustements de court terme.

Les résultats indiquent que les relations entre variables macroéconomiques diffèrent généralement d'un pays à l'autre. Une seule relation de causalité est vérifiée dans les deux pays à la fois, la relation entre le taux d'intérêt et le taux de chômage, à court comme à long terme. Au surplus, une analyse des relations entre le chômage et chacun des autres indicateurs conduit à remettre en cause les explications simples du chômage, fondées sur le coût du travail, la demande de biens ou l'offre de facteurs. L'absence de relation de causalité à long terme comme à court terme entre l'emploi et la production, mais aussi entre salaires réels et taux de chômage, est une caractéristique commune aux deux pays. Aucune relation de causalité à long terme n'a pu non plus être mise en évidence entre emploi et salaires réels ou entre coût unitaire du travail et emploi. Enfin productivité et salaire réel sont reliés en France par une causalité à court terme et à long terme, alors qu'elle n'est que de court terme aux Etats-Unis.

## France et Etats-Unis 1900-1987 : quelques faits stylisés

Notre enquête suivra les quatre hypothèses différentes qui généralement fondent les théories explicatives du sous-emploi. Selon la première, le taux de chômage fluctuerait autour d'un sentier stable de long terme ou encore il oscillerait autour d'une valeur d'équilibre, indépendante de son histoire. Une deuxième thèse explique la hausse récente du chômage par celle du taux de participation <sup>(1)</sup>, bien qu'il soit admis par ailleurs que l'augmentation de la population totale n'a pas d'impact durable sur le nombre de chômeurs. La troisième hypothèse se réfère au coût des facteurs : l'excès d'offre ou de demande d'un facteur devrait être gouverné par les désajustements entre la rémunération de ce facteur et sa productivité marginale. La dernière suggère que le taux d'intérêt réel constitue un déterminant majeur de l'évolution du chômage.

L'observation des mouvements de longue période va nous conduire à émettre plusieurs propositions quant à la nature des évolutions constatées et quant aux faits marquants que la théorie du chômage devrait expliquer. A cette série de propositions sera associée une série de questions. Le protocole de la recherche empirique qui permettra d'y répondre sera ensuite exposé.

Il est nécessaire d'emblée d'éviter toute ambiguïté sur la signification des résultats que nous obtiendrons. Les propositions théoriques que nous soumettrons à enquête statistique sont généralement énoncées *ceteris paribus*. Elles sont d'équilibre partiel. D'autres facteurs imprévus ou imprévisibles peuvent perturber des relations statistiques sans pour autant impliquer le rejet de la théorie qui les fonde. Le mauvais résultat d'un test n'invalide donc pas nécessairement une proposition théorique. Il rejette simplement la charge de la preuve sur ses adeptes. Au surplus la complexité des procédures statistiques que nous utilisons ne nous permet que d'analyser des causalités simples et non multiples. Cette limitation de l'étude engage à davantage de prudence encore dans l'interprétation des résultats.

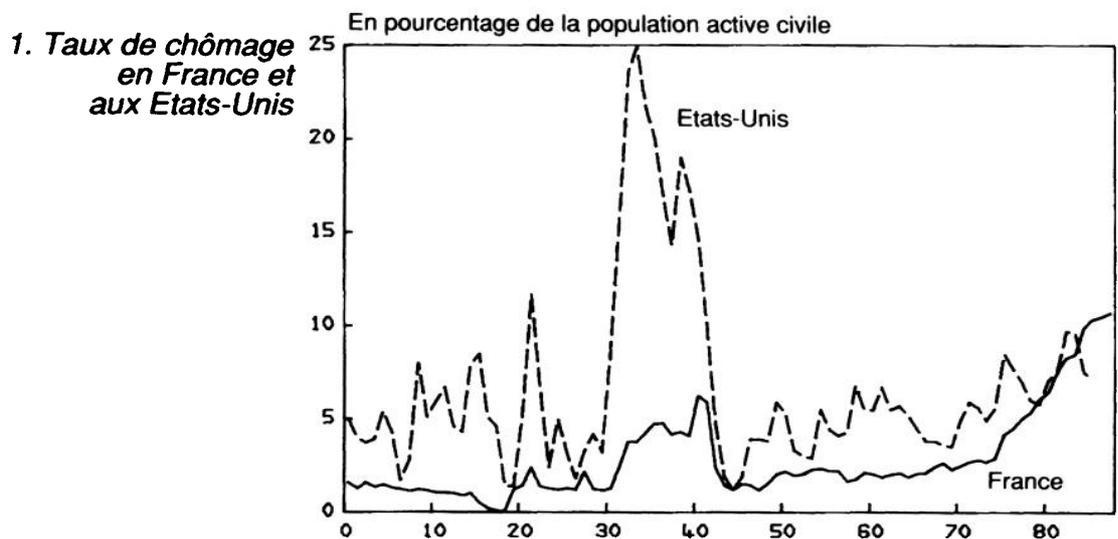
---

(1) Le taux de participation est le rapport entre la population active et la population totale.

Le graphique 1 représente l'évolution du taux de chômage en France et aux Etats-Unis depuis le début du siècle. Deux différences importantes entre les deux pays sont immédiatement perceptibles : l'impact de la Grande Dépression des années trente fut beaucoup plus important aux Etats-Unis qu'en France. Deuxièmement, alors que le taux de chômage a augmenté lentement aux Etats-Unis depuis la Seconde Guerre mondiale, il connaît en France, après une longue période de stabilité (1945-1973) un brusque retournement à la hausse au début des années soixante-dix. Il apparaît aussi que dans les deux pays le chômage ne peut être appréhendé comme une variable stationnaire oscillant autour d'un sentier stable. Des périodes de mouvements ascendants persistants, qui n'ont rien de cycliques, sont identifiables, mais aucune tendance générale de la moyenne des séries du chômage n'apparaît nettement.

**Proposition 1 :** la « persistance » du taux de chômage exige une théorie explicative différente des thèses issues de la « courbe de Phillips » et de la théorie traditionnelle de la croissance pour lesquelles il existerait un taux naturel de chômage autour duquel évoluerait le taux effectif. D'où notre première question :

**Question 1 :** qu'entend-on précisément par persistance dans l'évolution d'une variable ? Les séries des taux de chômage sont-elles caractérisées par cette propriété ?



Sources : France :

- 1900-1985, «séries macroéconomiques de longue période», Pierre Villa, CEPREMAP 1988 ;
- 1986-1987, *Annuaire de l'INSEE* 1988.

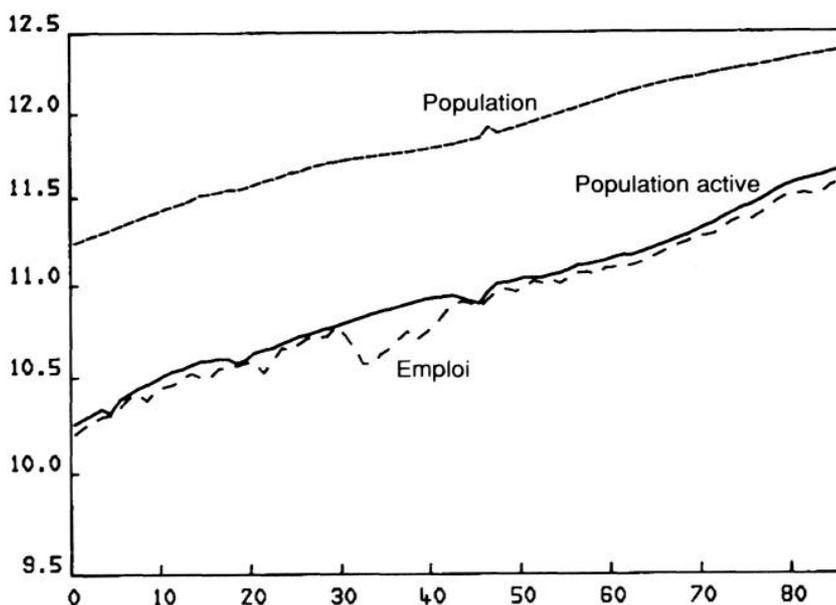
Etats-Unis :

- 1900-1970, «*Historical Statistics of the United States*» ;
- 1971-1985, «*Survey of Current Business*» (US Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis).

Les graphiques 2 et 3 illustrent la relation entre population, population active et emploi dans les deux pays. Dans le cas des Etats-Unis, l'évolution de l'emploi ne semble pas fortement corrélée à celle de la population. Depuis le début des années soixante l'emploi y augmente plus rapidement que la population. Bien que le lien entre population active et emploi apparaisse plus étroit, on peut observer des divergences persistantes dans l'évolution de ces variables en certaines périodes. Les mêmes conclusions semblent s'appliquer aux données françaises, encore que les observations relatives à la première moitié du siècle soient incomplètes et perturbées dans les périodes qui correspondent aux deux guerres mondiales. Aussi est-il possible d'énoncer la proposition suivante :

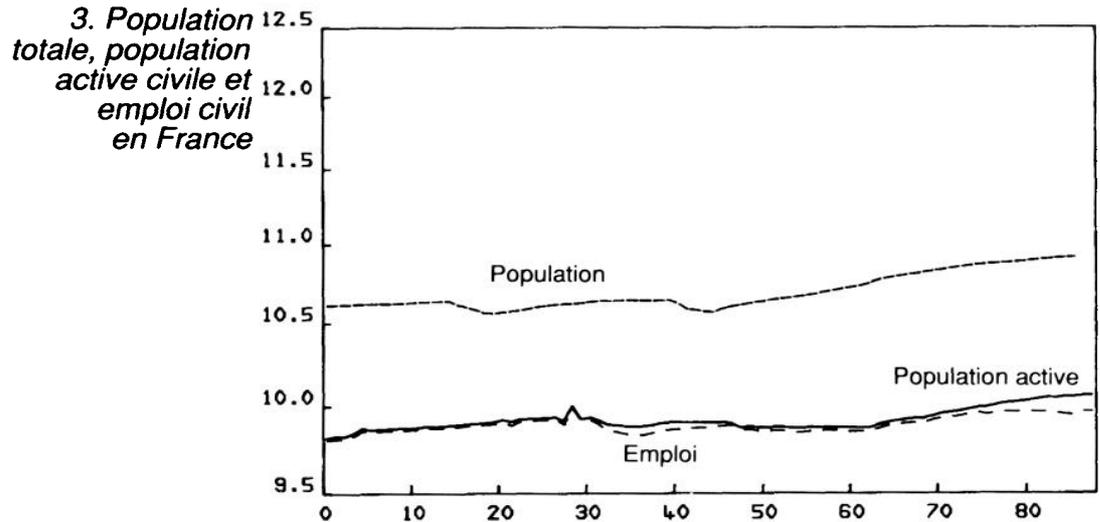
*Proposition 2* : la théorie explicative recherchée devrait conclure, comme la théorie traditionnelle de la croissance, que le taux de chômage est indépendant de la taille de la population. Elle devra cependant, à l'inverse de la théorie traditionnelle, tenir compte du fait que le taux de participation ne suit pas une évolution stable et prévisible.

*Question 2* : les mouvements du taux de participation et du taux de chômage sont-ils corrélés dans le long terme ? Bien que l'on fasse souvent référence à des liens de court terme, tels que l'effet dit des «travailleurs découragés», les théories existantes permettent difficilement d'expliquer une liaison à long terme.



2. Population totale, population active civile et emploi civil aux Etats-Unis

Sources : — 1900-1970, «Historical Statistics of the United States» ;  
— 1971-1985, «Statistical Abstract of the United States»,  
US Department of Commerce, Bureau of the Census.



Sources : Population totale :

- 1900-1949, *Annuaire INSEE*, 1965 ;
- 1950-1987, «La situation démographique en 1987», C. Couet et Y. Court, Collections de l'INSEE, série D 1989.

Population active civile et emploi civil :

- 1900-1985, «Séries macroéconomiques de longue période», Pierre Villa, CEPREMAP, 1988 ;
- 1986-1987, *Annuaire de l'INSEE*, 1988.

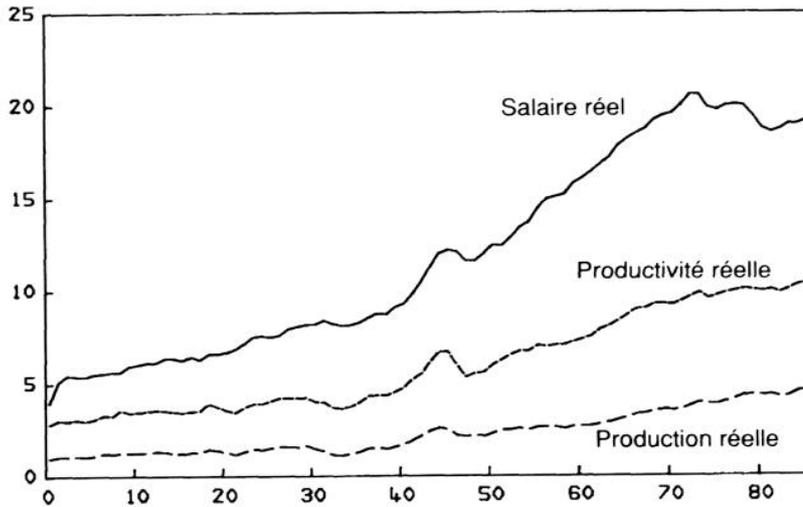
Les graphiques 4 et 5 représentent l'évolution des salaires réels, de la productivité du travail et de la production réelle par tête. La valeur de toutes ces variables augmente au cours du siècle. Aux Etats-Unis ce mouvement est beaucoup plus prononcé dans la première moitié que dans la seconde, alors que c'est l'inverse en France. La simple observation semble indiquer que l'évolution du chômage n'est pas gouvernée par celle de l'écart entre salaires réels et productivité du travail. Deux propositions découlent de ces observations :

*Proposition 3* : les désajustements entre productivité réelle et salaire réel ne semblent pas suffisants pour expliquer les variations de long terme du taux de chômage.

*Proposition 4* : une théorie explicative du chômage ne peut être fondée sur l'hypothèse de la constance à long terme de la part des salaires dans le revenu national, puisque l'on constate une divergence des évolutions du salaire réel et de la productivité du travail sur de longues périodes.

Ces deux affirmations nous amènent à la question suivante :

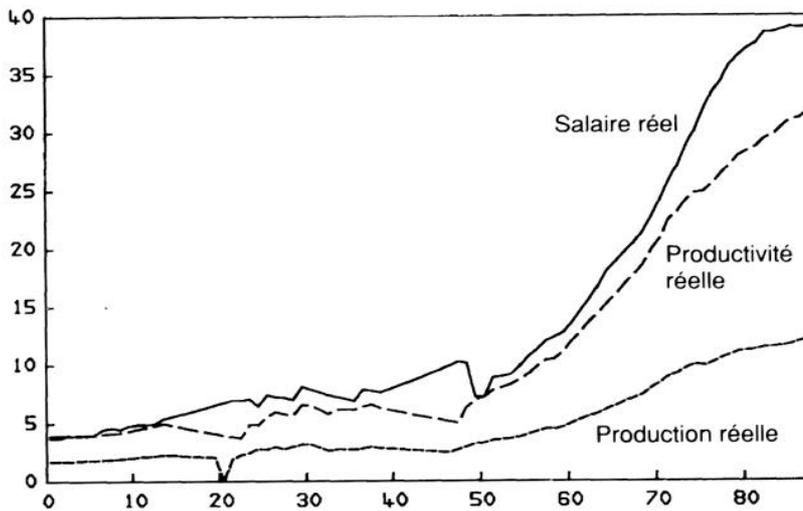
*Question 3* : existe-t-il pourtant une relation de court comme de long terme entre les variations du chômage et celles des coûts unitaire du travail et/ou des salaires réels ?



4. Production réelle (par tête), productivité réelle et salaire réel aux Etats-Unis (par personne employée civile)

Source : Production réelle (produit national brut réel) :  
 — 1900-1970, «*Historical Statistics of the United States*» ;  
 — 1971-1985, «*Statistical Abstract of the United States*» ;  
 US Department of Commerce, Bureau of the Census.

Salaires réels (rémunérations brutes annuelles corrigées de l'indice des prix à la consommation) :  
 — 1900-1970, «*Historical Statistics of the United States*», US Department of Commerce, Bureau of the Census ;  
 — 1971-1985, «*Survey of Current Business*», US Department of Commerce, Bureau of Economics Analysis.



5. Production réelle (par tête), productivité réelle et salaire réel en France (par personne employée civile)

Sources : Production réelle (valeur ajoutée réelle) :  
 — 1900-1972, «*Croissance sectorielle et accumulation en longue période*», M. Baslé, J. Mazier et P. Vidal, ministère de l'Economie, Direction de la prévision, 1979 ;  
 — 1979-1987, comptes nationaux trimestriels INSEE.

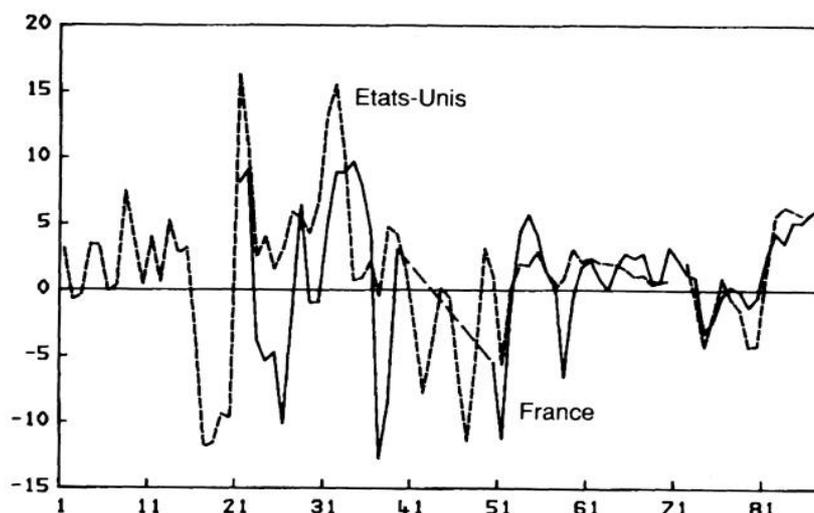
Salaires réels (salaires annuels bruts versés par les entreprises, corrigés de l'indice des prix à la consommation) :  
 — 1900-1969, «*Croissance sectorielle et accumulation en longue période*», 1979 ;  
 — 1970-1987, comptes nationaux trimestriels INSEE.

Le graphique 6 représente l'évolution des taux d'intérêt réels à long terme en France et aux Etats-Unis ; ces mouvements ne sont pas stationnaires <sup>(2)</sup>. Les graphiques 7 et 8 mettent en regard pour la France comme pour les Etats-Unis les évolutions du chômage et des taux d'intérêt réels. Des similitudes sont apparentes dans le cours de ces variables. D'où notre dernière proposition et la question qui s'ensuit.

**Proposition 4 :** une théorie convaincante du chômage devrait prendre en compte de façon explicite les effets directs et indirects du taux d'intérêt sur l'évolution de l'emploi.

**Question 4 :** les mouvements persistants des taux d'intérêts réels influencent-ils le cours du chômage ? Si tel était le cas, quelles en seraient les explications ?

6. Taux d'intérêt réel aux Etats-Unis et en France



Sources : France (à partir de 1921 ; série interpolée de 1940 à 1949) :

Taux de rendement des obligations de l'Etat,  
— 1921-1965, *Annuaire statistique rétrospectif de la France*,  
INSEE, 1966 ;  
— 1966-1987, *Annuaire de l'INSEE*.

Indice des prix de détail,

— 1900-1987, *Statistiques et études financières*, Direction de la  
prévision, INSEE ;

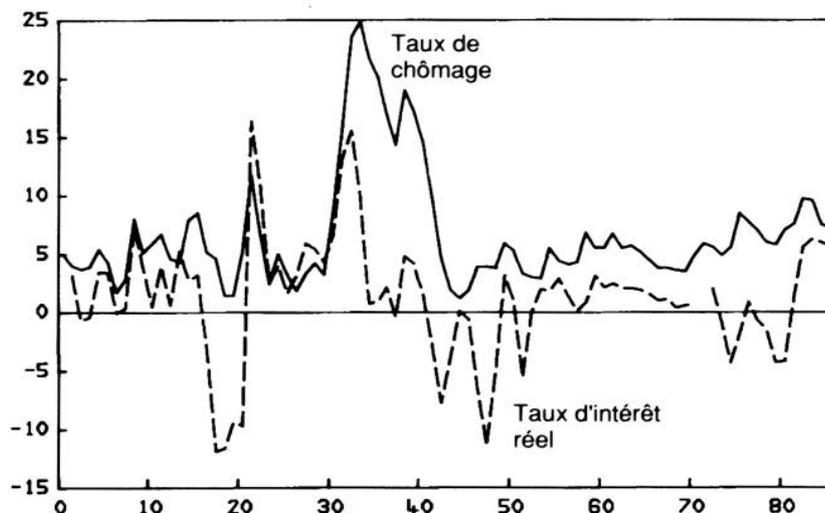
Etats-Unis : High graded municipal bond yields :

— 1900-1970, « *Historical Statistics of the United States* » ;  
— 1971-1985, « *Statistical Abstract of the United States* », US De-  
partment of Commerce.

Indice des prix à la consommation :

— 1900-1970, « *Historical Statistics of the United States* », US  
Department of Commerce ;  
— 1971-1985, *US Bureau of Labor Statistics*.

(2) Nous nous référons ici à la stationnarité de second ordre. Un processus stationnaire de second ordre admet une loi, qui pour ses deux premiers moments, est invariante par changement de l'origine des temps (Gourieroux et Montfort, 1983).

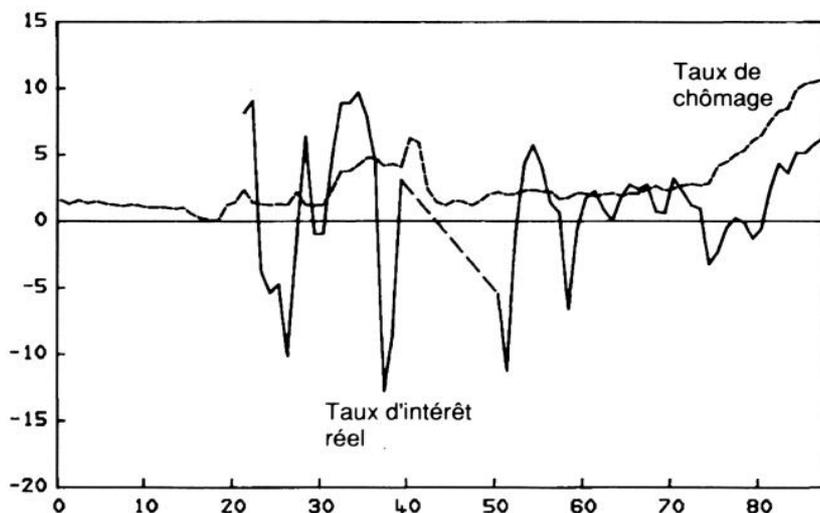


7. Taux d'intérêt réel et taux de chômage aux Etats-Unis

Sources : Taux de chômage (en pourcentage de la population active civile) :  
 — 1900-1970, *Historical Statistics of the United States* ;  
 — 1971-1980, *Statistical Abstract of the United States*,  
 US Department of Commerce, Bureau of the Census.

Taux d'intérêt (High graded municipal bond yields) :  
 — 1900-1970, *Historical Statistics of the United States* ;  
 — 1971-1985, *Statistical Abstract of the United States*.

Indice des prix à la consommation :  
 — 1900-1970, *Historical Statistics of the United States* ;  
 — 1970-1985, *US Bureau of Labor Statistics*.



7. Taux d'intérêt réel et taux de chômage en France

Sources : Taux de chômage (en pourcentage de la population active civile) :  
 — 1900-1985, «Séries macroéconomiques de longue période», Pierre Villa,  
 CEPREMAP, 1988 ;  
 — 1986-1987, *Annuaire de l'INSEE*, 1988.

Taux d'intérêt réel (à partir de 1921 ; série interpolée de 1940 à 1949),  
 Taux de rendement des obligations de l'ETAT :  
 — 1921-1965, *Annuaire statistique rétrospectif de la France*, INSEE, 1966 ;  
 — 1966-1987, *Annuaire de l'INSEE*.

Indice des prix de détail :  
 — 1900-1987, *Statistiques et études financières*, Direction de la prévision,  
 INSEE .

## Méthodes d'investigation empiriques

La réponse aux interrogations suscitées par l'observation des données exige l'utilisation de méthodes statistiques particulières. Certaines ont déjà été exposées dans un article antérieur de cette revue (Reichlin, 1989) ; d'autres seront davantage développées ici.

### La persistance

Bien que récemment le terme de persistance ait fréquemment été utilisé pour caractériser le chômage, sa signification n'en demeure pas moins floue et mérite clarification. Dans son sens faible la persistance signifie que les effets d'un choc sur le système économique sont durables. La propriété statistique des séries est alors que leur composante tendancielle est stochastique et générée par l'accumulation de chocs. Si, au contraire, une variable suit une tendance, fonction déterministe du temps, et oscille autour de cette tendance, alors cette variable n'est pas persistante : l'effet des chocs est transitoire et le sentier de long terme est stable<sup>(3)</sup>. Autrement dit, la présence d'une tendance n'implique pas la persistance. Ainsi lorsque nous affirmons que le taux de chômage est persistant, nous voulons dire non seulement qu'il suit une tendance ascendante, mais que cette tendance est une variable aléatoire, et que la moyenne et la variance des données sont croissantes. L'observation est donc à elle seule insuffisante pour juger de la persistance d'une série chronologique. Encore faut-il que cette série possède certaines caractéristiques statistiques supplémentaires.

La théorie traditionnelle de la croissance est déterministe pour au moins deux raisons : d'une part elle suppose que les chocs ne sont pas persistants, d'autre part elle postule la constance du taux de chômage, du taux de participation et de la part des facteurs dans le revenu national. Dans les théories stochastiques, plus modernes, de la croissance, deux explications alternatives de la persistance sont proposées. La première considère que les chocs transitoires modifient structurellement le sentier d'équilibre et affectent donc le devenir de l'économie. Dans la seconde, il existerait une multiplicité de sentiers d'équilibre possibles. Dès lors un choc exogène aurait pour conséquences de faire passer l'économie d'un sentier à un autre. Toutes les coordonnées de l'économie s'en trouveraient modifiées. Ainsi, un peu comme dans la théorie des catastrophes, un changement, même mineur, peut engendrer de larges modifications de la position d'équilibre. Les équilibres sont donc fragiles et l'on ne peut plus raisonner comme si le sentier d'évolution de l'économie était stable (Summers, 1989).

---

(3) Pour une définition de ces concepts, voir Reichlin (1989).

Il est donc important de savoir si les séries étudiées ont les propriétés statistiques qui définissent la persistance : en ce cas le processus qui les décrit est caractérisé par l'existence d'une racine unitaire. Les tests de Dickey-Fuller<sup>(4)</sup> permettent précisément d'en juger : on dit qu'une série est intégrée d'ordre 1 (I(1)), si on ne peut rejeter l'hypothèse de racine unitaire et si ses différences premières sont stationnaires.

### Causalité des mouvements de court terme

Le concept de causalité, tel qu'il a été défini à l'origine par Granger (1969), s'interprète en termes de «prédictabilité». Si une variable  $x$  «cause» au sens de Granger une variable  $y$ , alors il est possible d'utiliser  $x$  pour prévoir les mouvements de court terme de  $y$ . La causalité ainsi définie est statistique. Elle n'implique pas nécessairement l'existence d'une causalité économique, mais elle en indique la probabilité.

L'encadré 1 donne une définition formelle du concept de causalité tel que nous l'avons utilisé dans les tests. Cette définition est fondée sur l'idée que la série «causale» contient des informations particulières

## 1. Causalité : définitions générales

Granger (1988)

Soit  $y_t$ ,  $x_t$  et  $w_t$  trois vecteurs de séries économiques, et soit deux ensembles d'informations :

$$\begin{array}{ll} J_t & : x_{t-j}, y_{t-j}, w_{t-j} & j \geq 0 \\ J'_t & : x_{t-j}, w_{t-j} & j \geq 0 \end{array}$$

Soit  $f(x|J)$ , la distribution conditionnelle de  $x$ , étant donné  $J$ , et soit  $E(x|J)$  la moyenne conditionnelle associée.

La définition du concept de causalité par Granger (1988) est la suivante :

- (i)  $y_t$  ne cause pas  $x_{t+1}$ , étant donné  $J_t$  si  $f(x_{t+1}|J_t) = f(x_{t+1}|J'_t)$
- (ii)  $y_t$  est une cause *prima facie* de  $x_{t+1}$ , étant donné  $J_t$  si  $f(x_{t+1}|J_t) \neq f(x_{t+1}|J'_t)$
- (iii)  $y_t$  ne cause pas  $x_{t+1}$  en moyenne, étant donné  $J_t$  si  $E(x_{t+1}|J_t) = E(x_{t+1}|J'_t)$
- (iv)  $y_t$  est une cause *prima facie* en moyenne de  $x_{t+1}$ , étant donné  $J_t$  si  $E(x_{t+1}|J_t) \neq E(x_{t+1}|J'_t)$

(4) Voir Reichlin (1989) «Fluctuations et croissance en Europe».

sur la série «causée», qui n'apparaissent pas dans cette dernière. La reformulation du concept de causalité dans l'encadré 2 explique les fondements des tests en termes statistiques.

## 2. Test de causalité

Granger (1969)

Soit  $(y_t, x_t)$  un processus stochastique, linéaire, sans composante déterministe, inversible, stationnaire, et de moyenne nulle.

Nous pouvons alors écrire :

$$(1a) \quad y_t = \Omega(L) y_{t-1} + \beta(L) x_{t-1} + u_t$$

$$(1b) \quad x_t = \mu(L) y_{t-1} + \partial(L) x_{t-1} + v_t$$

où  $\Omega(L)$ ,  $\beta(L)$ ,  $\mu(L)$  et  $\partial(L)$  sont des polynômes en  $L$  qui est un opérateur de retard et  $(u_t, v_t)'$  est un vecteur qui suit un processus de bruit blanc.

Alors  $y_t$  ne cause pas  $x_t$  au sens de Granger si, et seulement si,  $\mu(L) \equiv 0$ , i.e., la matrice des coefficients du système (1) est triangulaire supérieure.

Le test est un test de F pour l'hypothèse nulle.

La causalité ainsi définie ne concerne que le court terme, puisqu'elle ne s'applique qu'aux séries stationnaires. La plupart des séries temporelles économiques ne l'étant pas, il est habituel de les rendre stationnaires en utilisant la méthode des différences premières. Or on admet aujourd'hui que cette méthode conduit à une perte d'information lorsque les mouvements de long terme des séries sont liés, et qu'elle peut conduire à rejeter l'hypothèse de causalité alors même qu'une relation causale existe bien entre les variables étudiées.

### Causalité et corrélation de long terme

Lorsque les séries sont intégrées, l'analyse de la causalité en niveau est pertinente seulement si les séries en question sont cointégrées et si une relation d'équilibre existe entre ces séries.

Une définition formelle de la relation entre la cointégration et la causalité figure dans l'encadré 3, où l'on montre que si les séries sont cointégrées, une causalité en moyenne doit exister dans au moins un sens. Bien que la causalité en moyenne, telle que définie par Granger, s'applique à la prévision de court terme et que la cointégration concerne l'équilibre de long terme, la relation entre les deux concepts est intuitivement

claire. Les ajustements à court terme nécessaires à la réalisation d'une relation d'équilibre à long terme entre deux séries implique l'existence d'un lien de causalité entre ces séries.

### 3. Causalité et cointégration

Soit  $x_t$  et  $y_t$  intégrées d'ordre 1,  $I(1)$ , sans trend de la moyenne, telles que leurs variations soient stationnaires et de moyennes nulles.

$x_t$  et  $y_t$  sont cointégrées si il existe une constante telle que

$$z_t = x_t - \beta y_t \text{ est stationnaire}$$

Si tel est le cas alors  $x_t$  et  $y_t$  sont solutions d'un modèle à « correction d'erreurs » de la forme :

$$\Delta x_t = \mu_1 z_{t-1} + \Delta x_t, \Delta y_t \text{ retardées} + e_{1t}$$

$$\Delta y_t = \mu_2 z_{t-1} + \Delta x_t, \Delta y_t \text{ retardées} + e_{2t}$$

où un des  $\mu_1, \mu_2 \neq 0$ , et  $e_{1t}, e_{2t}$  sont des moyennes mobiles d'ordre fini ;  $\Delta x_t$  et  $\Delta y_t$  étant les variables exprimées en différences premières. Ainsi, les variations de  $x_t, y_t$  sont partiellement déduits des valeurs précédentes de  $z_t$ .

Une des conséquences du modèle à correction d'erreurs est que soit  $\Delta x_t$ , soit  $\Delta y_t$ , ou les deux, doivent être causés par  $z_{t-1}$  qui est lui-même fonction de  $x_{t-1}, y_{t-1}$ . Ainsi, soit  $x_{t-1}$  est causé en moyenne par  $y_t$ , ou  $y_{t-1}$  par  $x_t$  si les deux séries sont cointégrées.

### Causalité et exogénéité

Il est à noter que lorsque les séries sont cointégrées, l'application des tests traditionnels de causalité peut conduire à accepter une causalité en niveau mais non en différences premières, la méthode utilisant les différences premières aboutirait donc à un résultat faux.

Nous pouvons énoncer les deux propriétés suivantes, afin de préciser le lien entre causalité et cointégration :

(1) Si  $x$  et  $y$  sont intégrées d'ordre 1,  $I(1)$ , mais non cointégrées,  $x$  cause  $y$  seulement si  $\Delta x$  cause  $\Delta y$  (seule la corrélation entre les composants de court terme est pertinente) ;

(2) Si  $x$  et  $y$  sont  $I(1)$  et cointégrées, il doit exister une relation de causalité entre les niveaux au moins dans un sens (cf. encadré 4).

## 4. Causalité et exogénéité

Réécrivons le modèle à correction d'erreurs de l'encadré 3 :

$$(1) \Delta x = c_1 - \mu_1(x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \sum_{i=1}^k f1_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta1_i \Delta y_{t-i} + e1$$

$$(2) \Delta y = c_2 - \mu_2(y_{t-1} - \beta'x_{t-1}) + \sum_{i=1}^k f2_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta2_i \Delta y_{t-i} + e2$$

La cointégration entraîne :

$$|\mu_1| + |\mu_2| \neq 0$$

De plus, suivant Engle, Hendry et Richard (1983), on peut déduire que :

— à court terme :

- (i) si  $\mu_1 \neq 0$ ,  $\mu_2 = 0$ ,  $\delta1_i \neq 0$ , pour certains  $i$ , alors  $x$  est faiblement exogène ;
- (ii) si  $\mu_1 = 0$ ,  $\mu_2 \neq 0$ ,  $\delta1_i = 0$ , quelque soit  $i$  alors  $x$  est fortement exogène (une exogénéité forte implique à la fois une exogénéité simple et pas de causalité au sens de Granger) ;
- (iii) si  $\mu_1 = 0$ ,  $\mu_2 \neq 0$ ,  $f2_i \neq 0$ , pour certains  $i$ , alors  $y$  est faiblement exogène ;
- (iv) si  $\mu_1 \neq 0$ ,  $\mu_2 = 0$ ,  $f2_i = 0$ , quelque soit  $i$ , alors  $y$  est fortement exogène ;
- (v) si  $\mu_1 \neq 0$  et  $\mu_2 \neq 0$  alors  $x$  et  $y$  sont tous les deux endogènes.

— à long terme :

- (i) si  $\mu_1 \neq 0$  et  $\mu_2 = 0$  alors  $y$  cause  $x$  ;
- (ii) si  $\mu_1 = 0$  et  $\mu_2 \neq 0$  alors  $x$  cause  $y$  ;
- (iii) si  $\mu_1 \neq 0$  et  $\mu_2 \neq 0$  alors un lien de causalité bidirectionnel (effet de retour) existe entre  $x$  et  $y$ .

Notre démarche empirique a consisté à tester à la fois la causalité de long terme en utilisant le modèle à « correction d'erreurs », et celle de court terme par la méthode des différences premières en utilisant les tests de Granger.

## Les résultats

Les tableaux 1 et 2 donnent les résultats des différents tests de cointégration réalisés sur les séries dont l'analyse a montré au préalable qu'elles étaient intégrées d'ordre 1<sup>(5)</sup>. Les tests de causalité ont également été effectués pour la sous-période 1945-1987, moins perturbée que la première moitié du siècle.

### 1. Analyse de longue période : tests de cointégration 1900-1987

	CRDW <sup>a</sup>		ADF <sup>b</sup>		ARVAR <sup>c</sup>		Résultat	
	France	USA	France	USA	France	USA	France	USA
Population/production réelle	0,098	0,211	2,33	2,85	5,31	21,35°	N	N/O
Salaire réel/productivité	0,207	0,305	3,71*	2,76	7,40	9,78	N/O	N
Taux de participation/taux de chômage	0,086	0,547°	1,19	3,0	9,90	13,76*	N	O
Emploi/production réelle	0,147	0,272	1,29	2,11	5,53	3,76	N	N
Population/population active	0,113	0,100	1,30	1,14	6,95	2,17	N	N
Salaire réel/emploi	0,346	0,123	2,07	0,62	6,89	1,99	N	N
Coût unitaire du travail/emploi	0,176	0,262	1,24	0,99	7,27	0,02	N	N
Taux d'intérêt réel à long terme/taux de chômage	0,610°	0,497*	9°	3,92	81,09°	8,15	O	O/N
Population active/emploi	0,172	0,274	1,85	2,88	3,37	6,78	N	N
Salaire réel/taux de chômage	0,584	0,005	2,26	0,79	14,63*	10,87	N/O	N

(\*) Indique que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de non-cointégration au seuil de 5 %. Les valeurs critiques sont : 0,386 (CRDW) ; 3,17 (ADF) ; 11,8 (ARVAR).

(°) Indique que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de non-cointégration au seuil de 1 %. Les valeurs critiques sont : 0,511 (CRDW) ; 3,77 (ADF) ; 15,8 (ARVAR).

(a) Test de Durbin-Watson (Engle, Granger, 1987) sur la régression de cointégration.

(b) Test de Dickey-Fuller sur la régression augmentée (Engle, Granger, 1987).

(c) Test VAR contrainte augmentée (Engle, Granger, 1987).

Note : O indique que le test est positif

N indique que le test est négatif

N/O indique que la majorité des tests sont négatifs

O/N indique que la majorité des tests sont positifs.

(5) Les résultats des tests de racine unitaire sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

2. Analyse de longue période : tests de cointégration  
1945-1987

	CRDW <sup>a</sup>		ADF <sup>b</sup>		ARVAR <sup>c</sup>		Résultat	
	France	USA	France	USA	France	USA	France	USA
Population/production réelle	0,518 <sup>°</sup>	0,615 <sup>°</sup>	2,33	1,77	3,74	4,60	N/O	N/O
Salaire réel/productivité	0,391 <sup>*</sup>	0,291	7,41 <sup>°</sup>	0,6	50,33 <sup>°</sup>	1,87	O	N
Taux de participation/ taux de chômage	0,061	0,406 <sup>*</sup>	0,92	0,88	21,45 <sup>°</sup>	7,24	N/O	N
Emploi/production réelle	0,124	0,259	1,75	1,82	7,91	2,66	N	N
Population/population active	0,057	0,103	0,46	2,26	10,2	6,95	N	N
Salaire réel/emploi	0,256	0,068	1,40	0,17	8,79	0,98	N	N
Coût unitaire du travail/ emploi	0,033	0,134	0,81	0,88	20,41	4,14	N	N
Taux d'intérêt réel à long terme/taux de chômage	0,390	1,06 <sup>°</sup>	4 <sup>°</sup>	3,72 <sup>*</sup>	48,36 <sup>°</sup>	10,83	O	O/N
Population active/emploi	0,170	1,22 <sup>°</sup>	0,98	3,33 <sup>*</sup>	4,70	6,39	N	N/O
Salaire réel/taux de chô- mage	0,214	0,245	0,69	2,28	2,02	14,59 <sup>*</sup>	N	N/O

(\*) Indique que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de non-cointégration au seuil de 5 %. Les valeurs critiques sont : 0,386 (CRDW) ; 3,17 (ADF) ; 11,8 (ARVAR).

(°) Indique que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de non-cointégration au seuil de 1 %. Les valeurs critiques sont : 0,511 (CRDW) ; 3,77 (ADF) ; 15,8 (ARVAR).

(a) Test de Durbin-Watson (Engle, Granger, 1987) sur la régression de cointégration.

(b) Test de Dickey-Fuller sur la régression augmentée (Engle, Granger, 1987).

(c) Test VAR contrainte augmentée (Engle, Granger, 1987).

Note : O indique que le test est positif

N indique que le test est négatif

N/O indique que la majorité des tests sont négatifs

O/N indique que la majorité des tests sont positifs.

Le tableau 3 résume les résultats des tests de causalité de Granger appliqués aux séries des différences premières. Les résultats reportés au tableau 4 concernent directement les propositions théoriques que nous souhaitons soumettre à enquête statistique. Nous les interpréterons tour à tour.

3. Analyse de court terme : tests de causalité de Granger  
(variables en différences premières)

	France	USA	France	USA
	F(2,80)	F(2,78)		
Produit réel-population Population-produit réel	2,52 1,08	1,38 1,33	causalité refusée « »	causalité refusée « »
Taux de chômage-taux de participation	1,05	3,30 *	causalité refusée	causalité acceptée
Taux de participation-taux de chômage	0,15	1,40	« »	causalité refusée
Emploi-produit réel Produit réel-emploi	0,29 1,53	0,27 1,93	causalité refusée « »	causalité refusée « »
Productivité-salaire réel Salaire réel-productivité	26,22° 0,63	3,80 * 0,01	causalité acceptée causalité refusée	causalité acceptée causalité refusée
Population active- population	0,13	0,90	causalité refusée	causalité refusée
Population-population active	10,07 °	3,91 *	causalité acceptée	causalité acceptée
Salaire réel-emploi Emploi-salaire réel	0,737 6,27°	0,13 1,70	causalité refusée causalité acceptée	causalité refusée causalité refusée
Coût unitaire du travail- emploi	1,35	3,03*	causalité refusée	causalité acceptée
Emploi-coût unitaire du travail	2,47	2,52	causalité refusée	causalité refusée
Taux d'intérêt à long terme- taux de chômage	2,43 *	3,46*	causalité acceptée	causalité acceptée
Taux de chômage-taux d'intérêt à long terme	1,09	0,78	causalité refusée	causalité refusée
Emploi-population active Population active-emploi	0,99 0,04	0,96 0,05	causalité refusée causalité refusée	causalité refusée causalité refusée

(\*) Significativité : 5 %.

(°) Significativité : 1 %.

#### 4. Sommaire des résultats de causalité

	France	Etats-Unis
Causalité de long terme <sup>a</sup> Causalité de court terme <sup>b</sup> ]	Productivité→salaire réel Taux d'intérêt réel→taux de chômage	Taux d'intérêt réel→taux de chômage Taux de chômage→taux de participation Population active →emploi*
Causalité de long terme ] Pas de causalité de court terme	Population→production réelle (c)	Population→production réelle (c)
Pas de causalité de long terme Causalité de court terme	Emploi→salaire réel Population→population active	Productivité→salaire réel Coût unitaire du travail→emploi Population→population active
Pas de causalité	Emploi-coût unitaire du travail Emploi-production réelle Emploi-population active Taux Participation-taux de chômage Taux de chômage-salaire réel	Emploi-salaire réel Emploi-production réelle Taux chômage-salaire réel

(a) Les séries sont cointégrées.

(b) Tests sur les différences premières.

(c) Résultat ambigu.

(\*) 1945-1987.

#### Coût du travail et taux de chômage

La tendance de longue période du chômage semble indépendante de l'évolution du coût unitaire du travail et de celle du salaire réel, tant en France qu'aux Etats-Unis. L'hypothèse d'une relation entre taux de chômage et salaire réel, avancée notamment par Rueff dans les années trente et reprise aujourd'hui par l'école de la London School of Economics, n'est pas confirmée par nos résultats.

Il ne semble pas non plus, sur longue période, exister de relation entre taux de variation des salaires nominaux (dont la série est intégrée d'ordre 0, c'est-à-dire stationnaire) et le taux de chômage (dont la série est intégrée d'ordre 1, c'est-à-dire caractérisée par un phénomène de persistance). Cette relation connue sous le nom de courbe de Phillips, avait été testée par son auteur sur la période 1876-1957 pour l'Angleterre. Elle fut par la suite largement critiquée, sous cette forme simple,

et la version qui aujourd'hui semble faire l'objet du plus large des consensus est qualifiée de courbe de Phillips «augmentée», car elle prend en compte les anticipations des agents. Or, nos deux premiers résultats remettent en cause à la fois l'ancienne et la nouvelle version.

Au surplus, salaire réel et productivité ne semblent pas évoluer en longue période selon une relation linéaire simple. En France ces deux variables ne sont cointégrées que dans la période qui suit la Seconde Guerre mondiale, alors qu'aux Etats-Unis la causalité n'est vérifiée qu'à court terme. Aussi, les explications du chômage fondées sur la divergence d'évolution entre productivité et salaires réels perdent-elles quelque crédibilité.

### **Offre de travail et taux de chômage**

Pour l'ensemble de la période, il n'existe pas de corrélation entre emploi et population active. Cependant, après la Seconde Guerre mondiale, les deux variables apparaissent liées de façon stable aux Etats-Unis jusqu'à nos jours et en France jusqu'à la fin des années soixante. En ce pays, emploi et population active n'évoluent plus conjointement depuis le début des années soixante-dix et la rupture de cette relation apparaît brutale.

Il n'est pourtant guère possible d'invoquer la modification de la population active pour expliquer la montée du chômage en France. Nos résultats montrent qu'il n'existe dans ce pays aucune corrélation de long ou de court terme entre taux de participation et taux de chômage. Aux Etats-Unis, par contre, le taux de chômage semble «causer» le taux de participation en longue comme en courte période, phénomène que l'on qualifie de flexion des taux d'activité.

Enfin il apparaît que dans les deux pays l'évolution à long terme de la population active soit indépendante de celle de la population totale, mais que les variations à court terme de la première sont causées par celles de la seconde.

### **Demande et taux de chômage**

Un résultat assez surprenant est que, semble-t-il, l'évolution de l'emploi soit indépendante de celle de la production en France comme aux Etats-Unis, que l'on considère le niveau des variables ou leurs variations. L'instabilité de la relation est suffisante pour que soient remises en question les explications simples du niveau de l'emploi par celui de la demande globale. Il paraît plus probable que la relation entre emploi et demande globale soit non linéaire.

## **Taux d'intérêt réel et chômage**

Les tests confirment l'existence d'une relation entre taux d'intérêt réel et taux de chômage dans la longue comme dans la courte période, aussi bien en France qu'aux Etats-Unis. Un fait notable est qu'il s'agit de la seule relation concernant le chômage dont l'existence soit corroborée par notre enquête statistique.

## **Reconsidération des théories concurrentes**

Nos résultats doivent être considérés pour l'instant comme exploratoires. Ils n'ont pas le caractère général qu'on pourrait leur prêter et ceci pour au moins trois raisons. D'abord, ils ne concernent que deux pays, et il faudrait étendre le champ géographique de l'étude. Ensuite et surtout nous avons isolé des relations partielles bivariées, dont chacun des éléments subit l'influence d'une multitude de causes. Enfin il est normal, surtout sur longue période, que les bouleversements structurels, l'évolution des attitudes et des comportements, que connaissent les économies, affectent les paramètres des relations entre variables, ce qui suscite leur instabilité. Ils conduisent cependant à de nouvelles interrogations quant aux déterminants fondamentaux du chômage en ce qu'ils semblent indiquer qu'il n'existe, à une exception près, pas de relation simple et systématique entre le chômage et ses causes les plus fréquemment supposées.

Nos résultats contredisent certaines des conclusions du modèle néo-classique de croissance (Solow, 1956), notamment celle de la constance de la part des facteurs dans le revenu national : dans ce modèle, en effet, le taux de croissance du salaire réel doit égaler celui de la productivité du travail. Mais cette conclusion résulte elle-même d'au moins deux hypothèses, l'une fondamentale — les facteurs sont rémunérés selon leur productivité marginale — l'autre, qui l'est moins (pour la théorie) et qui concerne la spécification de la fonction de production et la forme du progrès technique, supposé exogène. Il n'est pas possible de juger sur la base de notre étude laquelle de ces hypothèses n'est pas confirmée.

D'autres résultats sont plus embarrassants pour la théorie de la croissance : la non stationnarité du taux de chômage, qui implique que les évolutions ne sont ni déterministes, ni réversibles. La cointégration entre taux d'intérêt réel et chômage, qui remet en cause les mécanismes de régulation supposés prévaloir à moyen-long terme.

5. Niveaux moyens des taux de participation, d'emploi et de chômage

Période	Participation <sup>a</sup>		Emploi <sup>b</sup>		Chômage <sup>c</sup>	
	France	USA	France	USA	France	USA
1900-1913	46,57	38,72	98,69	95,64	1,25	4,36
1919-1929	51,21	38,83	98,54	95,86	1,46	4,14
1930-1939	47,43	40,51	96,26	82,74	3,74	17,26
1946-1960	45,51	39,74	98,06	95,65	1,54	4,33
1961-1973	41,48	39,37	97,67	95,10	2,33	4,90
1974-1985	42,19	46,11	53,43	92,54	6,57	7,46
1900-1985*	46,40	40,02	97,56	93,26	2,42	6,74
1919-1939	49,41	39,82	97,45	89,61	2,55	10,39
1946-1985	43,20	41,53	96,54	94,54	3,46	5,45

(a) Taux de participation = Population active/population totale.

(b) Taux de l'emploi = Emploi/population active.

(c) Taux de chômage = Chômage/population active.

(\*) Les années de guerre 1914-18 et 1940-45 ne sont pas prise en compte pour la France.

Sources : France – Population totale (y compris le contingent) :

\*1900-1949 : *Annuaire de l'INSEE*, 1965 ;

\* 1950-1987 : «La situation démographique en 1987», (C. Couet et Y. Court) Collections de l'INSEE, série D 1989.

– Population active civile et personnes employées civiles :

\* 1900-1985 : «Série macroéconomique de longue période» (P. Villa, CEPREMAP, 1988) ;

\* 1986-1987 : *Annuaire de l'INSEE*, 1988.

Etats-Unis – Population totale, population active civile, personnes employées civiles :

\*1900-1970 : «Historical Statistics of the United States» ;

\* 1971-1985 : «Statistical Abstract of the United States», US Department of Commerce, Bureau of the Census.

Seule l'absence d'une corrélation de longue période entre la croissance de la population et le taux de chômage est confirmée dans les tests. Ce résultat, qui conforte celui de Nickell (1988) sur la neutralité de la croissance démographique, est l'une des hypothèses du modèle néoclassique de croissance.

Les explications traditionnelles du chômage reposent également sur la courbe de Phillips et ses différentes versions. Là encore, les résultats des tests ne permettent pas de vérifier empiriquement les relations théoriques et rejettent sans ambiguïté l'hypothèse de l'existence d'un taux naturel de chômage. Au vrai, cette hypothèse est rejetée d'emblée en raison de la non stationnarité de la série des taux de chômage.

6. Taux de croissance moyens du produit réel par tête, du salaire réel et de la productivité du travail

Période	Produit réel par tête		Salaire réel		Productivité du travail	
	France	USA	France	USA	France	USA
1900-1913	2,22	1,99	2,94	1,78	1,83	1,49
1919-1929	4,21	0,91	2,57	1,92	3,47	0,66
1930-1939	- 1,20	- 0,90	- 0,20	1,03	- 0,80	0,56
1946-1960	4,75	6,28	2,54	1,79	5,23	0,52
1961-1973	5,25	2,90	5,95	1,97	5,19	2,18
1974-1985	1,58	1,29	3,02	- 0,81	2,07	0,41
1900-1985*	2,61	1,16	2,71	1,45	2,51	1,04
1919-1939	1,64	0,05	1,25	1,50	1,44	0,61
1946-1985	3,96	1,44	3,94	1,07	4,27	1,02

(\*) Les années de guerre 1914-1918 et 1940-1945 ne sont pas prises en compte pour la France.

Sources : France : – Salaire réel (salaires annuels bruts versés par les entreprises, corrigés de l'indice des prix à la consommation, divisés par le nombre d'employés civils).

– Production (valeur ajoutée réelle) :

\*1900-1969 : «Croissance sectorielle et accumulation en longue période», (M. Baslé, J. Mazierat et P. Vidal) ;

\*1970-1987 : Comptes nationaux trimestriels, INSEE.

Etats-Unis : – Salaire réel (rémunérations brutes annuelles corrigées de l'indice des prix à la consommation, divisées par le nombre d'employés civils).

– Production (Produit national brut réel) :

\*1900-1970 : «Historical Statistics of the United States», US Department of Commerce, Bureau of the Census ;

\*1971-1985 : «Survey of Current Business», US Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis.

Plus généralement, les données statistiques sont plus instables que ne le supposent les théories traditionnelles. Aussi semble-t-il que les approches dites des «équilibres fragiles» soient plus réalistes que les modèles fondés sur l'hypothèse de fluctuations du taux de sentiers stables d'évolution.

Une série de travaux récents (Fitoussi, Le Cacheux, Lecointe et Vasseur, 1986 ; Fitoussi et Phelps, 1986 et 1988 ; Fitoussi et Le Cacheux, 1988 et 1989 ; Phelps, 1989), ont proposé un cadre d'analyse permettant

de mieux appréhender les effets des variations des taux d'intérêt sur l'activité économique. Les mouvements des taux d'intérêt réels y affectent notamment le comportement de prix des entreprises en situation de concurrence imparfaite. En particulier, les marges des entreprises sont déterminées par un arbitrage entre profits présents et profits futurs dont les termes sont directement affectés par le niveau du taux d'intérêt. Plus ce dernier est élevé, plus le poids du présent relativement à l'avenir devient important, et plus les profits et les marges d'aujourd'hui sont élevés. Par ailleurs, les effets des taux d'intérêt sont persistants, en raison de leurs conséquences sur les stocks de capital et d'endettement public ou privé. Il serait ainsi possible d'expliquer non seulement l'existence d'une relation de court comme de long terme entre taux d'intérêt et taux de chômage, mais aussi l'absence d'une corrélation systématique entre emploi et salaires réels. Cette thèse fait l'objet d'un exposé synthétique dans le même numéro de cette revue (Fitoussi et Le Cacheux). Elle doit être distinguée de la thèse plus traditionnelle qui lie taux d'intérêt et chômage via l'effet de demande agrégée, bien qu'elles ne soient pas exclusives l'une de l'autre.

Nos résultats ne constituent certes pas une confirmation empirique suffisante de cette thèse. D'autres recherches sont nécessaires et elles devront être conduites à un niveau plus désagrégé que celui choisi dans cet article. Ces recherches devraient en particulier porter sur les comportements de marge des entreprises et sur les conséquences des variations des taux d'intérêt sur la répartition des revenus.

Pour l'instant, il suffit de souligner que l'existence d'une relation de court et de long terme entre taux d'intérêt et taux de chômage dans des pays aussi différents que la France et les Etats-Unis est un résultat important en ce qu'il pourrait susciter d'autres stratégies politiques de lutte contre le chômage au niveau national comme à celui de la coopération internationale.

## **Références bibliographiques**

- ENGLE R.F., et GRANGER C.W.J., 1987 : «Cointegration and Error Correction, Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, 55, 251-276.
- ENGLE R.F., HENDRY D.F. et RICHARD J.F., 1983 : «Exogeneity», *Econometrica*, 51, 277-304.
- FITOUSSI J.-P., LE CACHEUX J. , LECOINTE F. et VASSEUR C., 1986 : «Taux d'intérêt réels et activité économique», *Observations et diagnostics économiques*, 15, 145-173.

- FITOUSSI J.-P., et LE CACHEUX J., 1988 : «On Macroeconomic Implications of Price Setting in the Open Economy», *American Economic Review, Papers & Proceedings*, 78.
- FITOUSSI J.-P., et LE CACHEUX J., 1989 : «Recession and Recovery in Europe», document de travail de l'OFCE n°89-06.
- FITOUSSI J.-P., et PHELPS E.S., 1986 : «Causes of the 1980s Slump in Europe», *Brookings Papers on Economic Activity* n° 2.
- FITOUSSI J.-P., et PHELPS E.S., 1988 : *The Slump in Europe*, Oxford, Basil Blackwell.
- GOURIEROUX C. et MONTFORT A., 1983 : «Cours de séries temporelles», *Economica*, Paris.
- GRANGER C.W.J., 1969 : «Investigating Causal relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods», *Econometrica* n° 37, 424-438.
- GRANGER C.W.J., 1988 : «Some Recent Developments in a Concept of Causality», *Journal of Econometrics* n° 39, 199-211.
- LAYARD R. et NICKELL S., 1986 : «Unemployment in Britain», *Economica*, supplément n° 210.
- NEWELL A. et SYMONS J., 1985 : «Wages and Employment in OECD Countries», Centre for Labour Economics, document de travail n° 219, London School of Economics.
- NICKELL S., 1988 : «Unemployment and Population Growth», European University Institute, Mimeo.
- PHELPS E.S., 1989 : «Testing "Keynesian" Unemployment Theory against "Structuralist" Theory: Global Evidence from the last two Decades», 9<sup>ème</sup> Congrès mondial de l'Association internationale des sciences économiques, Athènes, août-septembre.
- REICHLIN L., 1989 : «Fluctuations et croissance en Europe : une analyse empirique», *Observations et diagnostics économiques* n° 26, 71-93.
- SOLOW R., 1956 : «A Contribution to the Theory of Growth», *Quarterly Journal of Economics*.
- SUMMERS L.M., 1989 : «Should Keynesian Economics Dispense with the Phillips Curve ?», Harvard University, Mimeo.