



CEPII

**CENTRE
D'ÉTUDES PROSPECTIVES
ET D'INFORMATIONS
INTERNATIONALES**

No 1997 – 16
Novembre

Cycles de production industrielle :
une analyse historique dans le domaine
des fréquences

Pierre Villa

TABLE OF CONTENTS

RESUME	3
SUMMARY	4
1. LA PROBLEMATIQUE	5
2. ANALYSE ECONOMIQUE HISTORIQUE	6
2.1. <i>L'entre-deux-guerres</i>	7
2.2. <i>L'Après-guerre</i>	9
3. L'ANALYSE DES FLUCTUATIONS DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE PAR DES PROCESSUS FRACTIONNAIRES	15
4. L'ANALYSE DES FLUCTUATIONS DU TAUX DE CHOMAGE PAR DES PROCESSUS FRACTIONNAIRES.	24
CONCLUSION	27
ANNEXE : PROCESSUS FRACTIONNAIRE ET MEMOIRE LONGUE	29
REFERENCES.	30
LIST OF WORKING PAPERS RELEASED BY THE CEPII	31

RÉSUMÉ

Les études de cycles de la production se sont développées dans les années récentes à partir du filtre de Hodrik et Prescott. Dans cet article nous proposons une autre méthode qui tient compte de la mémoire longue. Nous commençons par calculer à partir des enquêtes des séries longues mensuelles, depuis le début du siècle, de taux de chômage et d'indices de la production industrielle. Ensuite nous proposons de les filtrer tout d'abord par la méthode de Holt et Winters de façon à retirer la saisonnalité; puis par la méthode de Geweke et Porter-Husak de façon à retirer la tendance à mémoire longue correspondant à un processus d'intégration fractionnaire. Ensuite nous estimons les fluctuations mesurées par la différence entre la série corrigée des variations saisonnières et la tendance longue mesurée par la Fourier inverse du processus fractionnaire. Nous utilisons pour cela une méthode de Box et Jenkins. L'ensemble de la méthode s'apparente à l'estimation d'un processus ARFIMA.

Les résultats économiques sont les suivants :

- Il n'y a pas de cycle régulier de la production industrielle et du taux de chômage sur longue période en France.

- Les fluctuations de ces deux variables s'apparentent plutôt à des chocs aléatoires correspondant à la théorie des cycles réels.

- La production et le taux de chômage correspondent à des processus de mémoire longue dont le degré d'intégration est de l'ordre de 1,3.

- C'est seulement sur l'entre-deux-guerres qu'il y a une corrélation forte entre le taux de chômage et l'indice de la production industrielle.

Le concept de « tendance stochastique à mémoire longue » nous paraît donc adapté à l'analyse de la production industrielle et du taux de chômage sur longue période.

Mots clefs : intégration fractionnaire, mémoire longue, indice de la production industrielle, cycle industriel.

SUMMARY

Studies about production cycles have been developed in recent years by using the Hodrik and Prescott filter. In this paper we suggest an other method, which takes into account the long memory. We begin by calculating, with surveys, long monthly data about industrial production and the rate of unemployment in France since the beginning of the century. Then we propose to filter them by the « Holt and Winters » method in order to deasonnalize them. Then we filter them by the Geweke-Porter-Husak method in order to take into account of the long memory trend, which corresponds to a fractional degree of integration. We use for this the inverse Fourier transform. Lastly we estimate the fluctuations, which are measured by the discrepancies between the series which are deasonnalized by Holt and Winters and the long memory trend which is measured by the inverse Fourier transform. We use for this a Box and Jenkins method. The whole method is close to a ARFIMA estimation method.

The economic results are the following :

- There is no regular cycle of the industrial production and of the rate of unemployment in France over a long period.

- Fluctuations of these two variables are close to idiosyncratic stochastic shocks corresponding to the real business cycle theory.

- Industrial production and the rate of unemployment corresponds to long memory processes, the degree of integration of which is near 1.3.

Only during the interwar, there is a big correlation between the rate of unemployment and the index of industrial production.

The concept of « stochastique trend with long memory » seems to be adapted to the understanding of the evolution of the industrial production and the rate of unemployment over a long period in France.

Key words : fractional integration, long run memory, index of industrial output, industrial cycle.

J. E. L. Classification numbers : C6, C8, N1.

Cycles de production industrielle : une analyse historique dans le domaine des fréquences

*Pierre Villa*¹

1. LA PROBLÉMATIQUE

Existe-t-il un cycle de la production industrielle en France sur longue période ? Les aléas économiques font redécouvrir la théorie du cycle en France dans les années récentes. En effet l'interrogation majeure concerne les politiques de stabilisation de la production et du chômage qui sont l'apanage des gouvernements. Selon les théoriciens de la croissance, les fluctuations de l'activité auraient un impact différent. Pour certains [Aghion-Saint-Paul (1991)], l'alternance de récessions et de booms serait bénéfique parce qu'elle serait à l'origine d'un processus shumpétérien de destructions créatrices. Pour d'autres au contraire [Nelson et Plosser (1982) et Martin et Rogers (1995)] les fluctuations cycliques provoqueraient des pertes du savoir faire associé au « learning-by-doing » et auraient un impact négatif sur la croissance de long terme. Sans vouloir nous engager dans ce débat, nous voulons dans cet article, étudier les fluctuations du chômage et de la production industrielle sur longue période en France par des méthodes purement statistiques.

Les études statistiques sont habituellement menées en utilisant le PIB et le filtre de Hodrik et Prescott (P. Allard (1994) ou en utilisant la méthode des cycles de Harvey (1985), par exemple : Fayolle et Mathis(1993). Ces méthodes nous semblent justifiées par la limite du nombre d'observations qui empêche d'utiliser les séries de Fourier. En outre elle ont le défaut de ne pas prendre en compte les processus à mémoire longue et de ne pas mettre en évidence la dissymétrie des cycles comprenant une rupture à la baisse de la production industrielle et une lente reprise à la hausse. De même ces méthodes ne semblent pas adaptées pour étudier l'évolution du taux de chômage qui présente une tendance stochastique longue sur données françaises avec des périodes de croissance durable suivies de période de réduction courte dans les années récentes. C'est pourquoi nous proposons dans cet article une autre méthode d'estimation des cycles de chômage et de production industrielle en France, basée sur des processus à mémoire longue et fractionnaire.

¹ Conseiller scientifique au CEPII, Professeur associé à l'Université de Paris IX-Dauphine.

Pour cela nous procédons à l'étude des séries temporelles en trois étapes. Tout d'abord nous procédons à un lissage par la méthode de Holt et Winters de façon à retirer la saisonnalité. Dans un deuxième temps nous cherchons le degré d'intégration de la série en procédant à l'analyse de Geweke et Porter-Husak qui dans le domaine des fréquences permet de calculer un degré d'intégration fractionnaire. Après avoir estimé ce degré d'intégration fractionnaire dans le domaine des fréquences, nous calculons la transformée de Fourier de la série correspondante. Puis nous reconstruisons la série temporelle différenciée de manière fractionnaire en appliquant la transformation inverse de Fourier. Dans un troisième temps, nous appliquons la méthode de Box et Jenkins sur le résultat de manière à estimer un ARMA sur la série résultat, afin de faire apparaître d'éventuels cycles réguliers sur la série obtenue. Cette méthode d'analyse du signal revient à estimer un processus ARFIMA (Auto-Regressive Fractionnally Integrated Moving Average model) sur la série brute dont on a enlevé la saisonnalité.

L'article montre ainsi que les séries ne présentent pas de cycle régulier sur longue période. Le taux de chômage présente une tendance à la croissance qui ne dépend qu'avec des retards de la production industrielle et cette dernière montre plutôt - qu'on exclut le Bâtiment et les Travaux Publics ou non - des fluctuations de court terme très violentes plutôt que des cycles réguliers proches du cycle des affaires tel que le suggérait Juglar il y a de nombreuses années.

Pour procéder à cette analyse nous examinons tout d'abord par une étude descriptive les séries du taux de chômage et de la production industrielle, puis nous procédons à une analyse de série temporelle faisant principalement appel à la méthode de la transformée de Fourier. Cette méthode a l'avantage de passer dans le domaine des fréquences et donc permettre d'étudier facilement la périodicité des séries mais aussi leur degré d'intégration, fût-il fractionnaire. Cela nous permet de montrer qu'en général, sur plusieurs séries étudiées, le taux de chômage, la production industrielle au sens large et la production industrielle au sens restreint hors BTP, il n'y a pas, sur longue période, de cycle régulier de la production en France. En fait le phénomène majeur est un effet de cliquet. Le taux de chômage augmente et cette situation est acquise une fois pour toute (effet d'hystérésis). La production industrielle connaît des récessions brutales et des reprises rapides proches du taux de croissance de long terme jusqu'en 1977. Depuis 1977, elle fluctue fortement autour d'une tendance de croissance faible, mise à part la récession qui a suivi la réunification allemande.

2. ANALYSE ÉCONOMIQUE HISTORIQUE

Avant de procéder à une analyse économétrique, nous proposons dans ce paragraphe une analyse descriptive et historique succincte de l'évolution des indices du taux de chômage et de la production industrielle au sens large (y compris BTP)². Pour cela nous utiliserons les séries proposées dans Villa (1997). Ces données ont ensuite été désaisonnalisées par la méthode de Holt et Winters et leur méthode de construction est présentée plus en détail dans Villa (1995) pour le chômage et dans Villa (1997) pour la production industrielle. Après cette analyse descriptive nous procéderons à une analyse

² Les résultats de la décomposition par période sont aussi données pour la production industrielle au sens restreint (hors BTP), mais ils ne sont pas commentés dans la mesure où ils sont similaires aux résultats pour la production au sens large (y compris BTP) avec quelques décalages temporels.

dans le domaine des fréquences afin de retirer la tendance. Le résidu de ce travail correspond au cycle, aux fluctuations et aux erreurs d'observation.

2.1. L'entre-deux-guerres

L'étude de l'évolution économique sur l'entre-deux-guerres peut être menée en comparant l'évolution des indices du logarithme de la production industrielle lissée et du taux de chômage désaisonnalisé, tel qu'il est calculé dans Villa (1984 et 1985). Avant de décrire les évolutions, le plus simple est de les résumer dans un tableau synthétique qui utilise les données désaisonnalisées (tableau 1.1)³.

Les mouvements de la production et du chômage sont les suivants sur cette période.

La crise de reconversion peut être datée de mai 1920 sur données brutes et de décembre 1920 sur données désaisonnalisées. Elle s'achève en mai 1922, où l'indice de la production industrielle brut retrouve son niveau d'avant 1920, tandis que le taux de chômage atteint son étiage en juin 1922. Au cours de cette crise, la chute de la production industrielle est aussi rapide que sa hausse : il n'y a donc pas d'asymétrie du cycle. En outre il n'y a pas de décalage temporel entre l'indice de la production industrielle et le taux de chômage désaisonnalisé.

La deuxième récession est beaucoup moins accentuée : le cycle industriel va de novembre 1924 à novembre 1926, alors que celui du chômage va de août 1924 à novembre 1926. Il n'y a pas de décalage temporel entre production industrielle et chômage. Le cycle est très symétrique à la hausse et à la baisse. On peut attribuer cette récession à la première politique restrictive de Poincaré (stabilisation de la dette publique).

Par contre, dans le cycle suivant, novembre 1926 à mai 1930, il apparaît une profonde asymétrie. La chute de la production est très rapide de novembre 1926 à avril 1927 en données brutes et de novembre 1926 à septembre 1927 en données corrigées, tandis que pour le chômage, la crise correspond à la période novembre 1926 à juin 1928. Deux remarques peuvent être faites à propos de ces évolutions :

- le chômage suit exactement l'évolution de la production industrielle,
- la crise est asymétrique : la chute de la production est due à la politique budgétaire restrictive de Poincaré et à la stabilisation du franc.

Ensuite la reprise de la production industrielle est beaucoup plus lente. Elle atteint un plafond vers septembre 1928, puis elle reprend faiblement sa croissance jusqu'en mai 1930, qui est le point maximal atteint sur l'entre-deux-guerres. Cette période correspond à la plus profonde asymétrie au cours du cycle observable sur l'entre-deux-guerres et provient de la politique économique de la France, mais aussi de la politique restrictive menée à l'étranger (notamment en Angleterre) et du fait que la France se trouvait au plein-emploi. Il est à noter que, une fois encore, le chômage est en phase avec la production industrielle.

³ Les points de retournement sont évalués comme les extrema de la série désaisonnalisée.

*Tableau I.1.
Evolution des indices de l'activité entre les deux guerres.*

Dates	Production industrielle désaisonnalisée en logarithme, base 100 en 1938		Taux de chômage désaisonnalisé en % ⁽¹⁾	
	Niveau	Valeur	Niveau	Valeur
mai 1920			bas	0,63
décembre 1920	haut	4,11		
juillet 1921			haut	1,61
novembre 1921	bas	3,84		
juin 1922			bas	0,60
novembre 1922	haut	4,49		
janvier 1923			haut	0,79
mai 1923	bas	4,36		
août 1924			bas	0,64
novembre 1924	haut	4,71		
mars 1925			haut	0,79
septembre 1925	bas	4,60		
novembre 1926	haut	4,86	bas	0,65
juillet 1927			haut	1,45
septembre 1927	bas	4,56		
mai 1930	haut	4,92	bas	0,66
août 1932	bas	4,48	haut	2,10
juillet 1933	haut	4,71	bas	1,74
avril 1935	bas	4,52	haut	2,33
juin 1936	haut	4,67	bas	2,26
septembre 1936	bas	4,60		
novembre 1936			haut	2,37
juin 1937	haut	4,72		
octobre 1937			bas	1,88
juillet 1938			haut	2,17
novembre 1938	bas	4,58		

⁽¹⁾ Voir Villa P. : « Chômage et salaire en France sur longue période », Document de travail CEPII N°94-13, Novembre 1994, où sont fournies les séries.

Le cycle suivant (mai 1930 à juillet 1933) correspond aussi à une période où la production évolue en phase avec le chômage. Le cycle est relativement symétrique, du point de vue des rythmes d'évolution, mais la récession dure beaucoup plus longtemps (2 ans), tandis que l'expansion ne dure qu'un an. En outre, on observe une accélération de la récession à partir du milieu de l'année 1931 due à la dévaluation de la livre anglaise.

Au cours du cycle qui va de juillet 1933 à juin 1936, et qui est déclenché par la dévaluation du dollar et le maintien du franc dans le bloc or, la production évolue encore en phase avec le chômage et le cycle est symétrique du point de vue temporel.

A partir de juin 1936, le chômage n'évoluera plus en phase avec la production du fait de la politique sociale du Front Populaire et des dévaluations du franc. En outre, les cycles deviennent plus courts en raison des changements de politique économique.

Le cycle de juin 1936 à juin 1937 correspond à la période où le Front Populaire est effectivement au pouvoir. Le chômage est légèrement décalé, puisque son point bas est atteint en octobre 1937 alors que le point haut de la production industrielle lissée est obtenu en juin 1937.

Le cycle de juin 1937 à juillet 1939 correspond aux politiques économiques qui ont suivi la chute du Front Populaire, avec l'aménagement de la loi des quarante heures, la dépréciation du franc et la politique de réarmement. Il est asymétrique : la décroissance de la production brute de juin 1937 à novembre 1938 est lente et de faible amplitude; la reprise est rapide de novembre 1938 à juillet 1939 et au delà.

A partir de 1936, la production industrielle est très fluctuante en raison des grèves (1936), congés payés (à partir de l'été 1936) et selon certains économistes à cause des conflits socio-économiques en général (sous-investissement). Le lissage de la production industrielle prend alors toute son importance.

En conclusion, sur l'entre-deux-guerres, la production fluctue en général en phase avec le chômage. Cela suppose une grande flexibilité de l'emploi. Les cycles sont le plus souvent symétriques mais de longueur variable. La politique de Poincaré en 1924 a provoqué une faible récession; en 1926 une récession brutale. La croissance des années 1929 et 1930 fut très lente, mais la France est entrée tardivement dans la crise. La récession de 1930-1932 fut très longue. Les politiques de Front Populaire ont engendré des cycles courts. Au total, les fluctuations de la production industrielle dépendent plus de la politique économique et de la politique de change que de phénomènes internes autonomes comme ce fut le cas pour la crise de reconstruction des années 1920 et 1921.

2.2. L'Après-guerre

L'étude de la production industrielle dans l'après guerre montre des différences marquées par rapport à la période antérieure. Tout d'abord, il existe une tendance croissante forte jusqu'en 1975, coupée seulement par des récessions de courte durée. En revanche depuis 1977 l'indice est stagnant. Avant 1975, les récessions sont courtes et brutales et les phases d'expansion sont longues, durables et homogènes. Enfin les fluctuations des indices de la production industrielle sont de faible amplitude, sauf lorsqu'il y a une récession et curieusement ces fluctuations sont relativement plus faibles encore depuis 1977 qu'auparavant. Ce constat, qui va à l'encontre de l'idée communément répandue selon laquelle l'économie serait devenue plus fluctuante dans les années récentes doit être interprété. En effet si les fluctuations ou les cycles sont de plus faible amplitude depuis le premier choc pétrolier, les fluctuations aléatoires (mensuelles) sont devenues plus importantes. En quelque sorte la production industrielle varie moins, au sens où les cycles économiques de grande amplitude ont disparu, mais elle fluctue plus, au sens où elle dépend beaucoup plus à court terme de chocs aléatoires. La production industrielle est donc devenue depuis le premier choc pétrolier moins fluctuante mais aussi moins prévisible.

Tableau I.2.
Evolution des indices d'activité après guerre.

Dates	Production industrielle désaisonnalisée en logarithme, base 100 en 1938		Taux de chômage désaisonnalisé en % ⁽¹⁾	
	Niveau	Valeur	Niveau	Valeur
avril 1946	bas	4,39		
mai 1947			bas	0,27
août 1947	haut	4,66		
décembre 1947	bas	4,61		
juillet 1949	haut	4,85		
juin 1950	bas	4,79		
janvier 1952			bas	0,55
avril 1952	haut	5,01		
février 1953	bas	4,96		
juillet 1957			bas	0,33
juillet 1958	haut	5,42		
mars 1959	bas	5,35		
avril 1964	haut	5,78	bas	0,42
juillet 1964	bas	5,75		
juillet 1969	haut	6,03		
novembre 1969			bas	0,85
janvier 1970	bas	5,98		
août 1974			bas	1,14
octobre 1974	haut	6,19		
août 1975	bas	6,04		
mars 1977	haut	6,19		
février 1978	bas	6,14		
février 1980	haut	6,22		
septembre 1980			bas	2,76
novembre 1982	bas	6,15		
juillet 1983			bas	3,61
avril 1987			bas	4,67
novembre 1990	haut	6,33		
janvier 1991			bas	3,86
juin 1991	bas	6,30		
avril 1992	haut	6,34		
octobre 1993	bas	6,28		
novembre 1994	haut	6,34		

⁽¹⁾ Voir Villa P. : « Chômage et salaire en France sur longue période », Document de travail CEPII N°94-13, Novembre 1994, où sont fournies les séries.

Tableau I.3.
Evolution des indices d'activité après guerre.

Dates	Production industrielle hors BTP désaisonnalisée en logarithme, base 100 en 1938		Taux de chômage désaisonnalisé en % ⁽¹⁾	
	Niveau	Valeur	Niveau	Valeur
avril 1946	bas	4,32		
mai 1947	haut	4,64	bas	0,27
décembre 1947	bas	4,57		
septembre 1948	haut	4,78		
octobre 1948	bas	4,76		
juillet 1949	haut	4,85		
novembre 1949	bas	4,84		
janvier 1950	haut	4,85		
juin 1950	bas	4,78		
juillet 1951	haut	4,98		
octobre 1951	bas	4,97		
janvier 1952			bas	0,55
avril 1952	haut	5,02		
mars 1953	bas	4,97		
juillet 1957			bas	0,33
juillet 1958	haut	5,46		
mars 1959	bas	5,39		
juin 1963	haut	5,77		
janvier 1964	bas	5,72		
avril 1964			bas	0,42
juillet 1964	bas	5,75		
juin 1969	haut	6,06		
novembre 1969			bas	0,85
janvier 1970	bas	5,98		
août 1974			bas	1,14
octobre 1974	haut	6,27		
août 1975	bas	6,09		
décembre 1976	haut	6,30		
décembre 1977	bas	6,26		
novembre 1979	haut	6,36		
septembre 1980			bas	2,76
novembre 1982	bas	6,30		
juillet 1983			bas	3,61
avril 1987			bas	4,67
novembre 1989	haut	6,46		
juin 1990	bas	6,44		
janvier 1991			bas	3,86
février 1991	haut	6,47		
août 1991	bas	6,46		
avril 1992	haut	6,47		
octobre 1993	bas	6,42		
décembre 1994	haut	6,50		

⁽¹⁾ Voir Villa P. : « Chômage et salaire en France sur longue période », Document de travail CEPII N°94-13, Novembre 1994, où sont fournies les séries.

Pour soutenir ce propos, nous allons comme dans le cas de l'entre-deux-guerres résumer les cycles ci-après (tableaux I.2 et I.3).

Tout d'abord, en ce qui concerne la tendance, l'évolution de l'indice industriel, comparativement aux pays étrangers, est forte jusqu'en 1976. Si on exclut le choc de 1968, la production industrielle croît comme le reste de l'OCDE jusqu'en 1975 et même plus vite dans les industries mécaniques, électriques et le matériel de transport. L'année 1977 marque une rupture, où la part de l'industrie manufacturière française commence à décroître dans le monde. A partir de 1979, la France ne suit pas la reprise mondiale et il apparaît un écart avec le reste du monde. Les principales raisons en sont l'essoufflement de la sidérurgie dès 1971, le désengagement du textile à partir de 1973 et la crise de la mécanique à partir de 1975. Trois explications expliquent cette tendance : les effets d'acquis, l'adaptation sectorielle et la compétitivité. Les « effets d'acquis » donnent une bonne position de départ pour les matériels électriques et mécaniques et pour la chimie. L'« effet d'adaptation sectorielle » est prédominant pour le textile, la métallurgie de base et la sidérurgie, c'est à dire les domaines où une restructuration forte eut lieu dès 1975. Les « effets de compétitivité » jouent un très grand rôle dans tous les secteurs car la France est beaucoup plus ouverte sur l'extérieur que dans le passé. La compétitivité se dégrade de 1967 à 1984, puis ensuite elle se stabilise : voir l'économie française depuis 1967 (1989).

Afin de mener une analyse descriptive de l'évolution de la production industrielle au sens large (y compris BTP) dans l'après-guerre, il faut distinguer deux périodes : la période 1946/1 à 1977/3 où la production possède une tendance croissante très forte et la période qui va de 1977/3 à nos jours, où l'indice ne croît presque plus et où son évolution décroche en partie de celle de la production industrielle étrangère. En outre, on ne peut plus vraiment parler de cycles comme dans l'entre-deux-guerres, mais plutôt de fluctuations. Celles-ci sont d'ailleurs de nature très différentes au cours des deux périodes que nous avons distinguées.

Lors de la première période, les fluctuations sont fortement asymétriques. De courtes récessions, de faible durée, assez brutales, interrompent la croissance; mais celle-ci reprend ensuite après quelques mois à un rythme comparable à celui de la période qui précédait le choc. Ainsi les chocs ne sont pas symétriques à la hausse et à la baisse : ils sont plus importants et de plus courte durée dans le deuxième cas. Au contraire, depuis le point haut de 1977/3, la production industrielle ne croît en moyenne qu'à un taux très faible : il n'apparaît pas de cycle qu'on puisse clairement identifier sauf pour le cas de la réunification allemande et finalement les fluctuations paraissent symétriques, aléatoires et de faible amplitude. Parmi les explications possibles de cette rupture et de ce changement des évolutions se trouve le fait que la production industrielle représente de moins en moins l'ensemble de la production française dans les années récentes.

Ce sont ces caractéristiques générales que nous allons essayer de retrouver en procédant à une analyse descriptive et historique des fluctuations de la production industrielle sur l'après-guerre.

2.2.1. La période 1946-1977

Le premier choc apparaît avec la courte récession de août 1947 à décembre 1947. Celle-ci est brutale et provient de la politique de stabilisation visant à lutter contre l'inflation.

Le deuxième choc dure un peu plus longtemps et est de plus grande amplitude : la récession va de juillet 1949 à juin 1950. Les raisons en sont là encore la politique de stabilisation mais aussi les tensions internationales liées à la guerre de Corée qui se déclenche en juin 1950 et dont la première phase s'achève en octobre 1950.

La troisième récession est du même type : mai 1952 à février 1953. Elle est aussi liée à la guerre de Corée qui s'achève en juillet 1953 et à la rareté des matières premières qu'elle a engendrée.

La quatrième récession est de nature différente. Elle va de juillet 1958 à mars 1959. Elle a plusieurs causes qui accumulent leurs effets. La crise financière liée à la guerre d'Algérie provoqua des politiques de stabilisation qui eurent un effet récessif. De plus, la stabilisation des salaires réduisit le pouvoir d'achat alors que le franc était dévalué à deux reprises, le 15 juin 1958 et le 27 septembre 1959 (pour un total de 35%). Ces politiques déprimèrent la demande intérieure et provoquèrent une récession avant que les effets positifs de compétitivité ne se fissent sentir.

La cinquième récession, de avril 1964 à août 1964 fut de très faible ampleur et de très courte durée. En effet, plusieurs éléments jouèrent de manière contradictoire. L'arrivée des rapatriés d'Algérie en 1962 soutint la demande et l'activité sans créer d'inflation forte, mais le plan de stabilisation de 1963 eut un impact négatif sur la demande.

La sixième récession est paradoxale (juillet 1969 à janvier 1970), mais aussi de très faible ampleur. Sa caractérisation comme phase descendante d'un cycle est sujette à discussion. En effet, au cours de cette période, le franc a été dévalué et la compétitivité de l'industrie française était importante. Selon l'une des explications possibles, la récession est le fruit de décalages temporels provoqués par les événements de mai 1968. Elle fut, en effet, précédée par un « boom » qui a toutes les caractéristiques d'une surchauffe : croissance rapide, inflation, dévaluation.

La septième récession (octobre 1974 à août 1975) est de grande ampleur et de courte durée. Elle a été déclenchée par le quadruplement du prix du pétrole à la fin de l'année 1973 et au début de 1974 et elle a surpris par son ampleur en France. C'est à partir d'octobre 1974 qu'une forte tendance à la croissance du chômage est née qui n'a jamais plus été contrôlée en France. Pour lutter contre la récession, le gouvernement a mis en place une politique de relance de l'activité par le truchement d'une baisse des coûts des entreprises. Celles-ci ont alors avancé leurs investissements, plutôt qu'elles ne les ont accru sur moyenne période, afin de bénéficier des déductions fiscales (notamment sur amortissement). La conséquence fut une reprise forte et rapide de l'activité en 1975, qui a longtemps fait croire que les rythmes de croissance antérieurs pourraient être retrouvés dans des délais assez brefs. Cette récession marque la fin de la période de croissance de l'activité industrielle, entrecoupée par de courtes périodes de stagnation ou de récession, dues essentiellement aux politiques de « stabilisation » que mettaient en oeuvre les gouvernements afin de lutter contre l'inflation.

2.2.2. La période 1977-1994

Sur cette période, l'évolution de la production industrielle est beaucoup plus heurtée, avec des successions de chocs positifs et négatifs, à la hausse et à la baisse, de fréquence très élevée et infra-annuelle. Il est pratiquement impossible de distinguer des cycles de grande amplitude et des asymétries marquées.

Le premier mouvement cyclique de cette période correspond à la récession de février 1980 à août 1981, qui correspond à la hausse du prix du pétrole du deuxième choc pétrolier. Cette phase est suivie d'une reprise de courte durée, puis d'un retour à la récession qui s'achève en novembre 1982. La chute de la production est donc lente mais de longue durée.

Cette période est suivie, de novembre 1982 à janvier 1986, par une période de stagnation, avec de nombreuses fluctuations à la hausse comme à la baisse. Ce mouvement correspond à la politique restrictive, dite politique de rigueur, visant à réduire l'inflation et à faire entrer la France dans un SME dur sans réaligement. Les réalignements du franc vis-à-vis du mark s'espacèrent donc à partir de 1983. Il s'en est suivi une suite de phases de récession, où la parité du franc était maintenu afin d'importer de la désinflation de l'Allemagne, mais où la compétitivité baissait et où le taux d'intérêt augmentait car il incorporait une prime de risque, du fait que les anticipations de la dévaluation s'accroissaient; et de phase d'expansion, juste après un réaligement, en raison de la baisse du taux d'intérêt (parce que les anticipations d'un réaligement proche étaient faibles), et en raison de la reprise de la compétitivité des exportations industrielles ainsi que de la reprise de la profitabilité autorisée par les hausses de prix.

A partir de janvier 1986, jusqu'en avril 1992, la croissance de la production industrielle est importante. Elle trouve son origine dans le contre choc pétrolier (baisse du prix du pétrole et des matières premières), dans la forte croissance en Europe, et dans une forte compétitivité et profitabilité à l'exportation. L'origine de cette dernière peut éventuellement être attribuée à la baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée (sous indexation des salaires par rapport à la productivité et aux prix depuis 1984). Le pic de la production industrielle correspond, avec un retard de presque 1 an, à la réunification allemande. Celle-ci a conduit l'Allemagne à mener une politique économique très spéciale⁴ : augmentation des dépenses publiques (aide aux chômeurs et aux retraités à l'Est), politique fiscale restrictive à l'Ouest pour équilibrer les finances publiques, et hausse du taux d'intérêt pour lutter contre l'inflation, tout en bonifiant les taux d'intérêts pour les provinces de l'Est. Ainsi l'Allemagne a transmis, par le biais du fonctionnement du SME, la récession aux autres pays d'Europe, par le canal des taux d'intérêts élevés. Pour ce qui nous intéresse ici, cette récession a commencé, au niveau industriel, en France, et sur données corrigées des variations saisonnières, en mai 1992, c'est à dire avec un retard par rapport à la date de réunification. La réunification allemande a, en effet, eu trois conséquences contradictoires liés en partie au SME :

⁴ L'étude des règles d'affectation de la politique économique allemande et de ses conséquences pour l'Allemagne elle-même et pour l'Europe est développée dans « A. Bénassy et P. Villa (1994) : « La réunification allemande du point de vue de la politique économique », Document de travail CEPII, N° 94-09, septembre.

- Tout d'abord, la hausse de la demande allemande et la chute de l'offre dans les provinces de l'Est, augmentèrent mécaniquement la demande allemande pour les produits français, ce qui eut un effet positif en période de sous-utilisation des capacités de production.

- Ensuite, la politique monétaire restrictive allemande s'est transmise, sous la forme de taux d'intérêts réels élevés, en France, ce qui eut un effet négatif à court terme sur la demande d'investissement et négatif à moyen terme sur l'offre de biens.

- Enfin, la politique monétaire allemande a eu pour conséquence de réévaluer le mark en termes réels, et donc le franc, dans le cadre de la fixité des taux de change dans le SME.

La récession industrielle (sur données corrigées des variations saisonnières) se déclencha, en France, lorsque les effets négatifs d'offre et de compétitivité, l'emportèrent sur les effets positifs de la demande allemande. Elle dura de mai 1992 à novembre 1993, elle fut rapide et d'assez forte amplitude. Bien que déclenchée par des phénomènes européens, elle ressemble aux récessions d'avant le premier choc pétrolier, car elle interrompt une longue période de croissance, faible toutefois par rapport aux années cinquante et soixante. Il reste à savoir si la reprise récente de la production industrielle sera de courte durée, comme les reprises qui caractérisèrent les années 1976 à 1986, ou de longue durée, comme dans les années 1950 et 1960. Le degré d'ouverture de la France rend cette prévision difficile et dépendante de la politique économique française et européenne.

Au total, depuis 1977, la production industrielle française est relativement stagnante, très fluctuante et ne présente pas de cycles de grande amplitude comme dans l'entre-deux-guerres. Elle évolue de manière plus aléatoire, mais elle reste scandée par les grands événements internationaux : chocs pétroliers (1974, 1979), contre-choc pétrolier (1985) et réunification allemande (1990).

3. L'ANALYSE DES FLUCTUATIONS DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE PAR DES PROCESSUS FRACTIONNAIRES

Afin d'étudier les fluctuations des séries de production industrielle, nous avons tout d'abord procédé à une désaisonnalisation par la méthode de Holt et Winters additif. Cette méthode est présentée dans Gourieroux-Montfort (1983) page 136-139 et les résultats sont donnés dans Villa (1997). L'intérêt de cette méthode est d'être facilement reproductible, de ne pas avoir à imposer des coefficients puisque ceux-ci sont calculés par une méthode économétrique et de ne pas introduire de cycle pervers par effet Slutsky-Yule.

Ensuite, comme les séries désaisonnalisées sont intégrées au minimum d'ordre 1, ainsi que le montre le pic des transformées de Fourier obtenu dans les basses fréquences, nous les avons différenciées.

Enfin, pour calculer leur degré d'intégration fractionnaire, nous avons calculé la transformée de Fourier des séries différenciées. Selon la méthode de Geweke et Porter-Husak, il est possible d'estimer le degré d'intégration fractionnaire d'une série en procédant dans le domaine des fréquences.

Supposons qu'un processus aléatoire puisse être modélisé par un processus fractionnaire d'ordre d et qu'il puisse être écrit sous la forme :

$$(1) \quad \Delta^d(X_t) = e_t$$

e_t est un processus bruit blanc de moyenne nulle et de variance S^2 , Δ est l'opérateur différentiation : $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ et d est l'ordre d'intégration compris entre $-0,5$ et $+0,5$. Appelons $F(W)$, la transformée de Fourier du processus aléatoire X_t ; il est alors facile de montrer que la transformée de Fourier du processus $\Delta^d(X_t)$ est la fonction $\Phi(W)$ telle que :

$$(2) \quad \Phi(W) = [1 - e^{iW}]^d F(W)$$

où W est la pulsation telle que $W = \frac{2\pi}{T}$, T étant la période, et i est l'imaginaire tel que : $i^2 = -1$.

Or on connaît la densité spectrale du bruit blanc e_t , elle vaut $\frac{S^2}{2\pi}$. La densité spectrale du processus $\Delta^d(X_t)$ est donc la fonction $j(W)$ telle que :

$$(3) \quad j(W) = \Phi(W)\overline{\Phi(W)} = \frac{S^2}{2\pi} = A$$

où $\overline{\Phi(W)}$ est la conjuguée de sa transformée de Fourier $\Phi(W)$.

Appelons (4) $f(W) = F(W)\overline{F(W)}$, la densité spectrale du processus X_t , où $\overline{F(W)}$ est l'imaginaire conjugué de F .

On sait que si un processus est intégré d'ordre $d > 0$ (respectivement $d < 0$), sa densité spectrale tend vers $+\infty$ (resp. $-\infty$) pour les basses fréquences ($W \rightarrow 0$). Mais en outre Geweke et Porter-Husak montrent que pour les fréquences faibles ($W \rightarrow 0$), la densité spectrale est équivalente au premier ordre à :

$$(5) \quad \text{Log}[f(W)] = a - 2d \text{Log}\left(2 \sin \frac{W}{2}\right)$$

Ce résultat est intuitivement évident du point de vue algébrique, même s'il est difficile à obtenir du point de vue probabiliste. En effet, compte tenu des équations (2), (3) et (4), on peut écrire :

$$j(\omega) = \Phi(\omega)\overline{\Phi(\omega)} = 4 \left[\sin^2 \frac{\omega}{2} \right]^d f(\omega) = \frac{S^2}{2p}$$

d'où en prenant les logarithmes :

$$(6) \quad \text{Log}[f(\omega)] = \text{Log}A - 2d\text{Log}\left(2 \sin \frac{\omega}{2}\right)$$

Pour estimer le paramètre d , il suffit d'estimer l'équation (6) dans le domaine des fréquences par la méthode des M.C.O. Evidemment le résultat dépend du nombre de pulsations qu'on considère. Geweke et Porter-Husak proposent de prendre $T^{0.6}$ où T est le nombre de division de l'intervalle $[0, p]$ qui sert d'échantillonnage de la densité spectrale. Compte tenu du nombre de points disponibles dans l'échelle du temps et de notre méthode de calcul de la transformée de Fourier par un algorithme normalisé appelé « fast Fourier transform »⁵, le nombre d'intervalles de fréquence est de $T=256$ entre 1920 et 1939 et de $T=512$ pour la période 1946-1994. Les estimations doivent donc être faites avec 28 et 43 points environ.

Nous avons donc estimé la relation :

$$\text{Log}(DF) = a - 2d\text{Log}\left(2 \sin \frac{\omega}{2}\right)$$

par les moindres carrés ordinaires. DF est la densité spectrale de la variation de la production industrielle désaisonnalisée et ω est la pulsation sur l'intervalle $[0, p]$. Les résultats économétriques sont les suivants :

Tableau III.1.
Variation de la production industrielle de 1920/1 à 1939/8.

Nombre de points	a	d	R^2	DW	Degré d'intégration total
$\omega = 1$ à 25	-2,15 (0,86)	0,17 (0,10)	0,10	1,20	1,17
$\omega = 1$ à 50	-4,62 (0,54)	0,45 (0,16)	0,40	1,33	1,45
$\omega = 1$ à 124	-5,13 (0,20)	0,51 (0,04)	0,58	1,34	1,51

Entre parenthèses sont indiqués les écart-types.

Tableau III.2.
Variation de la production industrielle de 1946/1 à 1994/12.

Nombre de points	a	d	R^2	DW	Degré d'intégration total
$\omega = 1$ à 30	-2,12 (0,51)	0,12 (0,06)	0,12	1,94	1,12

⁵ Nous avons programmé la transformée de Fourier et la transformée inverse par l'algorithme de Danielson et Lanczos, Numerical Recipes, pp. 390 et sq.

$w = 1 \text{ à } 50$	-1,33 (0,36)	0,07 (0,10)	0,01	1,97	1,07
$w = 1 \text{ à } 510$	-2,45 (0,04)	0,42 (0,03)	0,27	1,45	1,42

Entre parenthèses sont indiqués les écart-types.

Tableau III.3.
Variation de la production industrielle hors BTP de 1946/1 à 1994/12.

Nombre de points	a	d	R^2	DW	Degré d'intégration total
$w = 1 \text{ à } 30$	-1,96 (0,44)	0,12 (0,05)	0,15	2,04	1,15
$w = 1 \text{ à } 50$	-1,25 (0,32)	0,09 (0,09)	0,02	1,90	1,09
$w = 1 \text{ à } 510$	-2,34 (0,04)	0,45 (0,03)	0,30	1,43	1,45

Entre parenthèses sont indiqués les écart-types.

Du fait que nous nous intéressons aux faibles fréquences, nous avons retenu les degrés d'intégration 1,17 pour la production industrielle entre 1920/1 et 1938/9 ; 1,12 pour la production industrielle entre 1946/1 et 1994/12 et 1,15 pour la production industrielle hors BTP entre 1946/1 et 1994/14.

Le travail suivant consiste à calculer la transformée de Fourier du processus fractionnaire d'ordre d ; puis à remonter dans le domaine de l'échelle des temps en calculant la transformée de Fourier inverse.

La transformée de Fourier de la différentielle de la production industrielle désaisonnalisée s'écrit d'après les notations : $F(w)$. La transformée de Fourier du processus fractionnaire :

$$\Phi(w) = (1 - e^{iw})^d F(w)$$

La série processus fractionnaire reconstituée est donc :

$$Y_t = \Phi^{-1}[(1 - e^{iw})^d F(w)]$$

On définit alors le cycle comme la différence entre la variable observée et la tendance fractionnaire⁶ :

$$Z_t = X_t - Y_t$$

⁶ Dans ce texte le mot « tendance fractionnaire » représente la moyenne mobile infinie qui représente le « processus fractionnaire ». Il s'agit donc, plutôt que d'une tendance au sens où l'entendent les économistes, d'une mémoire longue. On pourrait aussi parler d'une « tendance stochastique à mémoire longue » de façon à se démarquer de la définition de Harvey : voir Annexe, Harvey (1985) et Fève (1996).

Les transformées de Fourier du processus fractionnaire et les séries inverses dans le domaine du temps sont présentées dans les graphiques 2,4 et 5 ci-dessous. Ces séries représentent donc la partie cyclique de la production industrielle à laquelle on a retiré la « saisonnalité » par Holt et Winters et la « tendance fractionnaire » par la méthode de Porter-Husak. Il ne reste donc plus qu'à estimer cette partie cyclique par la méthode de Box et Jenkins pour voir si elle possède des cycles réguliers.

Supposons que la série Z_t représente le résidu après avoir enlevé la saisonnalité par Holt et Winters et la tendance fractionnaire par Porter-Husak, cette série ne présente un cycle régulier que si elle peut se mettre sous la forme :

$$(Z_t - aBZ_t)(Z_t - \bar{a}BZ_t) = h_t$$

où h_t est un bruit blanc centré et où B est l'opérateur retard.

Pour que cette décomposition soit licite, il faut que a soit complexe (les deux racines sont imaginaires conjuguées) et que $|a| > 1$. Dans ce cas la série présente un cycle déterministe et un « quasi-cycle » aléatoire qui correspond au maximum de la densité spectrale du processus. Le cycle et le quasi-cycle ne correspondent pas. Evidemment une décomposition de la série en un produit de tels polynômes du deuxième degré à racines complexes donnera tous les cycles (voir Gourieroux-Montfort, p. 352-353.).

Nous avons donc ensuite estimé la série de cycle, c'est à dire l'écart entre la série initiale brute (corrigée de la saisonnalité par Holt et Winters) et la tendance mesurée par le processus d'intégration fractionnaire dans le domaine des temps, obtenue par la fonction Fourier inverse, par une méthode de Box et Jenkins. On effectue la régression suivante :

$$DLI(t) = aDLI(t-1) + bDLI(t-2) + a_1u(t-1) + a_2u(t-2) + a_3u(t-3) + a_4u(t-4) + a_0u(t)$$

DLI est l'écart entre la série brute et la « Fourier inverse » du processus de mémoire longue de la variation de la production industrielle sur la période considérée. DLI représente donc la variable Z_t définie précédemment.

Les résultats sont donnés dans le tableau suivant :

Tableau III.4 : régressions par Box et Jenkins de la variation de la production industrielle filtrée par Porter-Husak(1).

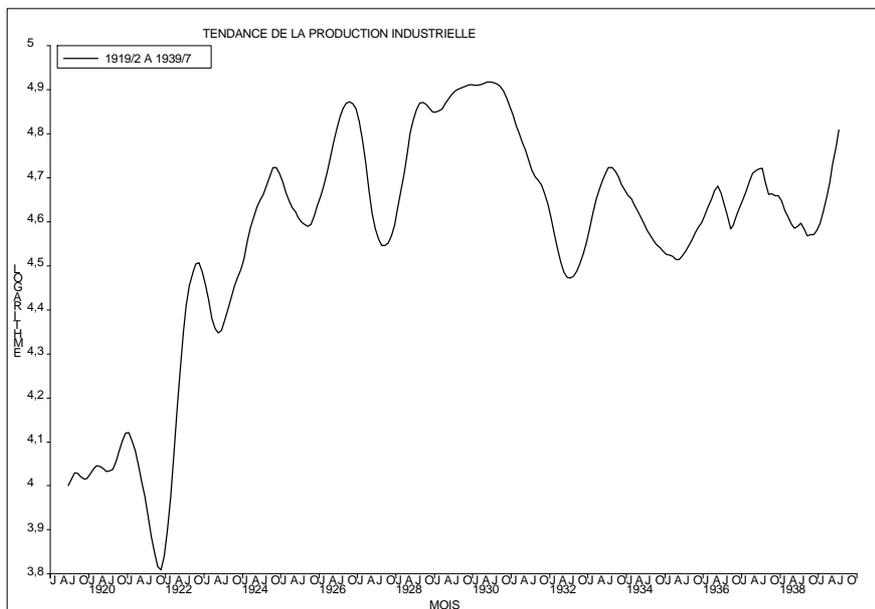
DLI	DLI(-1)	DLI(-2)	cons- tante	u(t)	u(t-1)	u(t-2)	u(t-3)	u(t-4)	R2	DW
1919/2 1939/7	0,62 (0,08)	-	0,0	1,0 normalisé	-0,37 (0,09)	-0,61 (0,07)	-0,54 (0,07)	-0,23 (0,08)	0,38	1,99

total 1946/1 1994/12	-0,67 (0,11)	-0,52 (0,11)	-	1,0 normalisé	-0,90 (0,10)	-0,80 (0,11)	-0,34 (0,04)	-	0,12	1,97
hors BTP 1946/1 1994/12	0,59 (0,15)	-	-	1,0 normalisé	0,30 (0,15)	-0,013 (0,060)	-	-	0,12	2,00

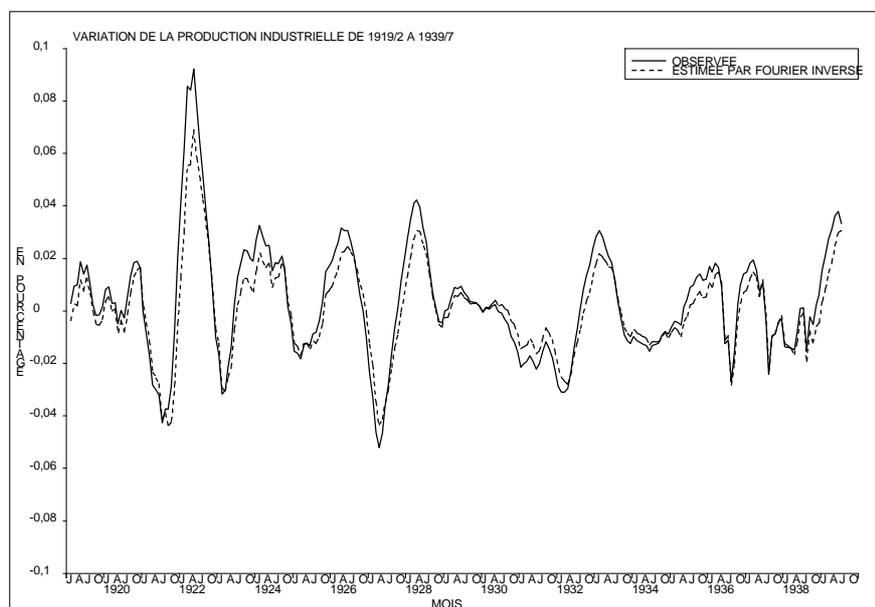
Entre parenthèses sont indiqués les écart-types.

Ainsi les estimations par la méthode de Box et Jenkins montrent que la production industrielle, quel que soit le domaine d'estimation, ne présente pas de cycle régulier, puisque les racines du polynôme caractéristique sont toujours réelles. Les graphiques 1 à 5 ci-dessous décrivent la tendance et les fluctuations de la production industrielle depuis 1919. Ils montrent que la tendance fluctue beaucoup mais que l'estimation des fluctuations (le résidu) est extrêmement précise. Deux interprétations peuvent être données de ce résultat. La première est économique : la tendance est difficile à séparer des fluctuations parce qu'une récession peut avoir des effets permanents. Ainsi sur l'entre-deux-guerres une récession pouvait provoquer une sous-accumulation du capital, qui se traduisait ensuite par une plus faible croissance. Sur l'après-guerre depuis 1975 la tendance à la croissance de la production industrielle a disparu en raison du sous investissement qui a suivi les chocs pétroliers. La deuxième interprétation est statistique : comme nous estimons un processus à mémoire longue avec un degré d'intégration supérieur à 1, le lissage est très fort. Sur l'entre-deux-guerres les fluctuations marquent la tendance qui fluctue beaucoup. Sur l'après-guerre deux régimes différents apparaissent parce que les fluctuations sont beaucoup plus faibles et ont peu d'impact sur la tendance, c'est à dire sur le processus de mémoire longue. Dans les années 1950 et 1960 jusqu'en 1975, la croissance est le processus le plus important et imprime sa marque sur la tendance de long terme par l'intermédiaire de l'estimation d'un processus de mémoire longue. Dans les années récentes (depuis 1975) la mémoire longue apparaît comme la disparition de la tendance de croissance. Elle peut s'interpréter aussi bien comme une disparition de la croissance en France que comme une réduction durable de la production industrielle qui n'est plus un indicateur pertinent de la croissance du PIB en raison du développement du secteur tertiaire.

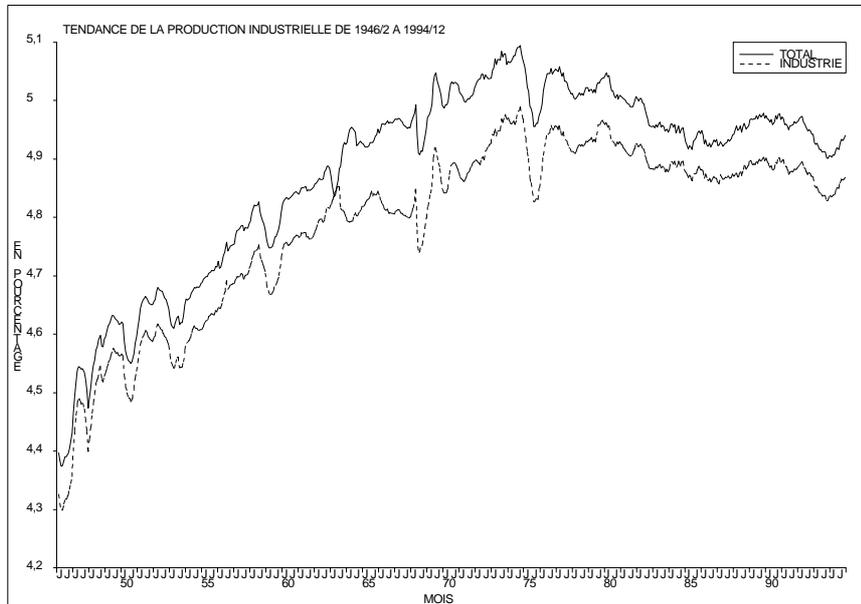
Graphique 1 : mémoire longue.



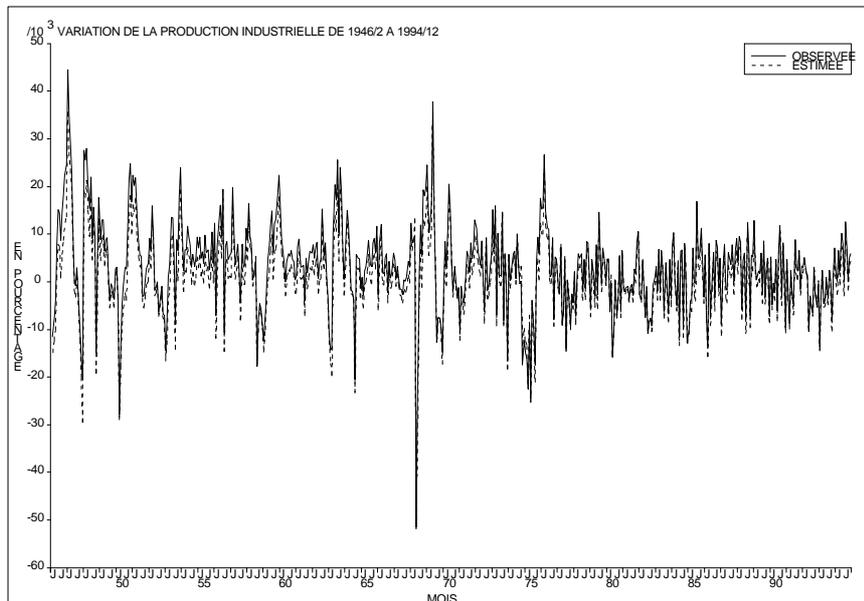
Graphique 2 : écart de la série désaisonnalisée à la mémoire longue.



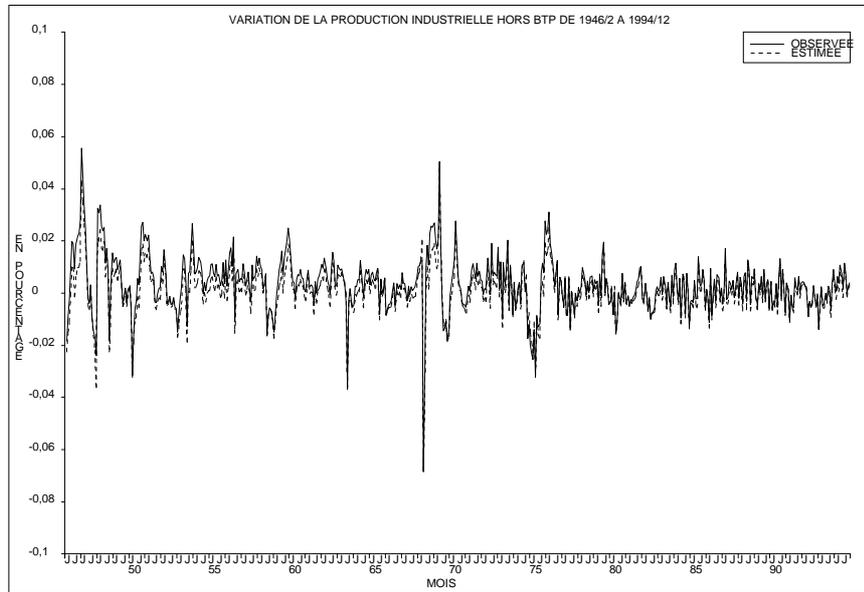
Graphique 3 : mémoire longue.



Graphique 4 : écart de la série désaisonnalisée à la mémoire longue.



Graphique 5 : écart de la série saisonnalisée à la mémoire longue.



4. L'ANALYSE DES FLUCTUATIONS DU TAUX DE CHÔMAGE PAR DES PROCESSUS FRACTIONNAIRES.

Nous avons procédé à la même analyse pour le taux de chômage. Après avoir désaisonnalisé par la méthode de Holt et Winters, nous avons procédé à l'estimation du degré d'intégration fractionnaire de la variation mensuelle du taux de chômage. En appelant DF la densité spectrale de la variation du taux de chômage désaisonnalisé et W est la pulsation en part de l'intervalle $[0, \rho]$. Les résultats économétriques sont les suivants.

Tableau IV.1
Variation du taux de chômage de 1896/3 à 1914/7

Nombre de points	a	d	R^2	DW
W = 1 à 30	-0,20 (0,44)	0,28 (0,17)	0,08	0,80
W = 1 à 40	-0,44 (0,33)	0,07 (0,14)	0,006	0,84
W = 1 à 128	-2,08 (0,11)	0,39 (0,08)	0,16	0,90

Tableau IV.2
Variation du taux de chômage de 1920/1 à 1939/8

Nombre de points	a	d	R^2	DW
W = 1 à 30	-1,18 (0,49)	0,48 (0,19)	0,18	1,51
W = 1 à 40	-1,71 (0,65)	0,65 (0,16)	0,30	1,58
W = 1 à 128	-2,53 (0,09)	0,96 (0,07)	0,63	1,47

Tableau IV.3
Variation du taux de chômage de 1946/1 à 1994/5

Nombre de points	a	d	R^2	DW
W = 1 à 30	-0,75 (0,54)	0,30 (0,14)	0,14	1,57
W = 1 à 40	-0,47 (0,44)	0,24 (0,12)	0,09	1,61
W = 1 à 510	-3,12 (0,05)	1,08 (0,03)	0,70	1,12

Les résultats sont dans l'ensemble très instables comme le montrent les tableaux IV à IV.3 (mais seules comptent les régressions avec un petit nombre de points, puisque la

propriété qui nous intéresse concerne les basses fréquences). On peut toutefois tirer de cet exercice deux leçons (en utilisant les régressions avec 30 points). Tout d'abord, sur la période 1896-1913, le taux de chômage est une série intégrée d'ordre $1+0,28=1,28$. Sur la période 1920-1939, c'est une série intégrée d'ordre : $1+0,48=1,48$. Enfin, sur la période 1946-1994, c'est une série intégrée d'ordre : $1+0,30=1,30$. Il n'y a donc pas d'augmentation au cours du temps du degré d'intégration du taux de chômage. La seconde leçon est donc négative : le phénomène d'hystérésis du taux de chômage n'est donc pas nouveau (il apparaît déjà sur l'entre-deux-guerres). Il y a donc peu à attendre d'une analyse purement statistique du taux de chômage global pour expliquer le chômage de masse dans les années récentes, puisque le comportement de la série, du point de vue statistique et dans le domaine des fréquences, est le même au début du siècle et de nos jours.

Ensuite nous avons estimé la composante cyclique de la variation du taux de chômage, c'est à dire l'écart entre la tendance fractionnaire et le taux de chômage effectif désaisonnalisé. L'équation est la suivante :

$$Dtcho = a * dtcho(-1) + b * dtcho(-2) + c0 * e + c1 * e(-1) + c2 * e(-2) + c3 * e(-3) + c4 * e(-4)$$

par la méthode de Box et Jenkins où *dtcho* est l'écart entre la variation du taux de chômage désaisonnalisé et la tendance longue de la variation du taux de chômage calculée par la méthode de Geweke et Porter-Husak.

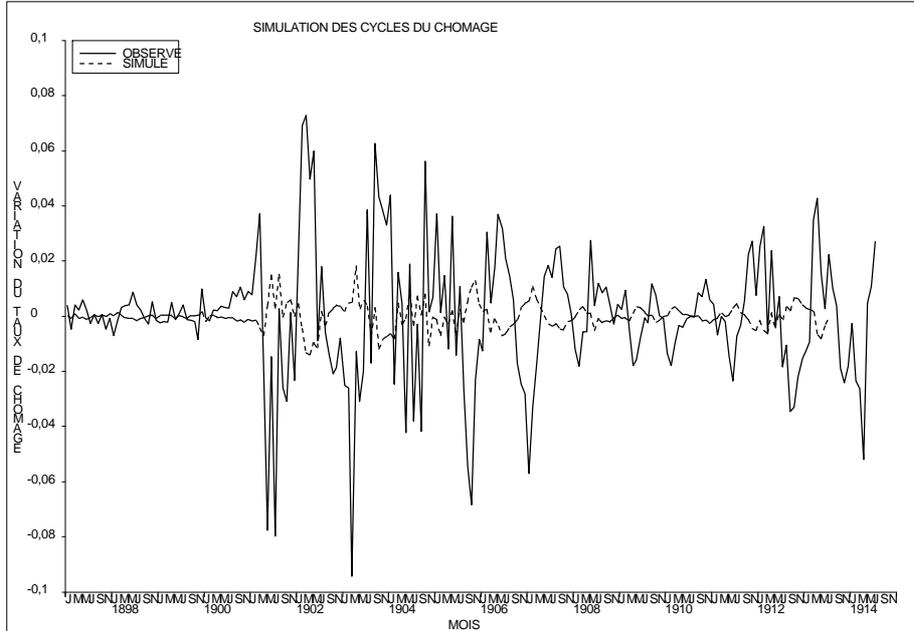
Tableau IV.4

variable	a	b	c0	c1	c2	c3	c4	R2	DW
dtcho 1/1997- 7/1914	1,50 (0,13)	-0,58 (0,13)	1.0 normalisé	1,24 (0,15)	-0,52 (0,14)	0,26 (0,09)	-	0,41	2,18
dtcho 1/1921- 7/1939	0,58 (0,16)	-	1.0 normalisé	-0,32 (0,17)	-0,27 (0,15)	-0,13 (0,13)	-0,11 (0,09)	0,67	1,92
dtcho 1/1947- 5/1994	0,96 (0,08)	-0,08 (0,08)	1.0 normalisé	0,25 (0,07)	-0,53 (0,03)	-	-	0,84	2,00

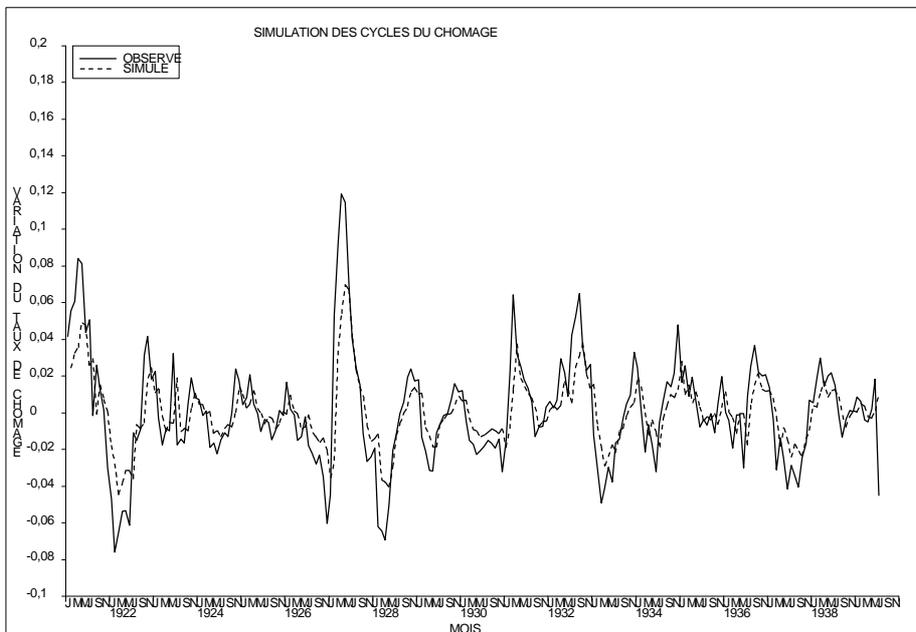
Entre parenthèses sont indiqués les écart-types.

Les résultats du tableau IV-4 montrent qu'il n'y a pas de cycle régulier du taux de chômage sur les trois périodes considérées puisque les racines du polynôme autorégressif sont réelles dans tous les cas. En outre les fluctuations du taux de chômage sont plus proches au début du siècle et sur la période récente que sur l'entre-deux-guerres. Cela signifie que le chômage évoluait beaucoup plus en phase avec la production industrielle sur l'entre-deux-guerres que dans la période récente, ce qui confirme les résultats économétriques obtenus dans Villa (1995). En fait l'estimation d'avant la première guerre mondiale est assez mauvaise parce que, comme le montrent les graphiques ci-dessous, il y a une rupture de série vers 1900 provenant de la rupture de série de l'enquête qui a servie de base au calcul de la série de taux de chômage.

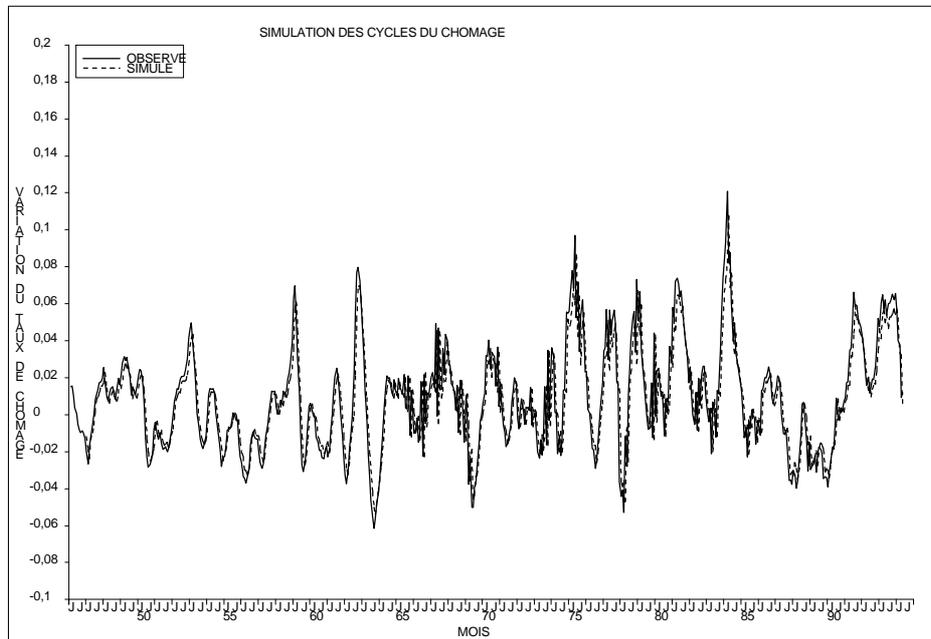
Graphique 6 : écart de la série désaisonnalisée à la mémoire longue.



Graphique 7 : écart de la série désaisonnalisée à la mémoire longue.



Graphique 8 : écart de la série désaisonnalisée à la mémoire longue.



Les simulations de la variable de cycle sont présentées dans les graphiques 6, 7 et 8. Elles montrent, étant donnés les coefficients, qu'il n'y a pas de cycle régulier du taux de chômage de même qu'il n'y avait de cycle régulier de la production. Les évolutions du taux de chômage sont erratiques comme celles de la production industrielle, malgré la précision des estimations sur l'entre-deux-guerres et sur l'après-guerre. Cela signifie qu'on enregistre plutôt des fluctuations erratiques que des cycles réguliers au cours du temps. Ce résultat est compatible avec la théorie actuelle des cycles réels plutôt qu'avec les vieilles théories des cycles de Juglar ou de Kuznetz.

CONCLUSION

La séparation de l'indice de la production industrielle sur longue période en France en trois séries : la saisonnalité que nous retirons par la méthode de Holt et Winters, la tendance que nous estimons par un filtrage utilisant la méthode de Geweke et Porter Husak (processus à mémoire longue et à intégration fractionnaire) et le résidu que nous assimilons aux fluctuations de court terme donne des résultats assez frappants. Sur l'entre-deux-guerres, la tendance est très fluctuante et présente un trend croissant dans les années 1920 et un arrêt de ce trend dans les années 1930. Dans l'après deuxième guerre mondiale la tendance est beaucoup moins fluctuante. Elle montre une croissance jusqu'en 1977 puis un arrêt de cette croissance ensuite. Les fluctuations sont aussi très spécifiques de la période considérée. Sur l'entre-deux-guerres, elles sont de grande amplitude et irrégulières au point qu'on ne peut faire apparaître de cycle régulier. Sur l'après-guerre les fluctuations sont de plus faible amplitude et ont une forte fréquence. Il n'est guère possible de savoir si la fréquence des fluctuations a diminué au cours du temps; en revanche il est clair que leur amplitude s'est réduite. On peut donc conclure en disant que la production industrielle est

devenue plus fluctuante, dans les années récentes, mais que les fluctuations sont de faible amplitude et proches d'une moyenne mobile de bruits blancs de deux à trois mois seulement. Ce résultat suggère qu'une économie comme la France est fortement stabilisée à court terme par la politique économique, ce qui n'était pas le cas sur l'entre-deux-guerres. En revanche la stabilisation dans les années 1950 et 1960 était plus due à la forte croissance qui uniformisait les anticipations qu'à la politique économique, puisque les chocs négatifs, liés à un arrêt de la croissance, sont beaucoup plus forts que les chocs positifs. L'analyse de la série de taux de chômage confirme ce diagnostic avec une fluctuation dépendant de la production industrielle dans l'entre-deux-guerres et une fluctuation plus indépendante de la production industrielle dans les années récentes.

En conclusion, pour la production industrielle, comme pour le chômage, au début du siècle comme dans la période contemporaine, mais contrairement à l'entre-deux-guerres, la mémoire longue est importante. On peut parler de « tendance stochastique à mémoire longue ». Les politiques économiques devront en tenir compte.

ANNEXE : PROCESSUS FRACTIONNAIRE ET MÉMOIRE LONGUE.

Un processus fractionnaire est un processus de mémoire longue qui peut s'écrire sous forme d'une moyenne mobile infinie.

Soit le processus : $(1 - B)^d X_t = e_t$ où :

$-1/2 < d < 1/2$ et e_t est un bruit blanc. On peut alors écrire :

$$X_t = (1 - B)^{-d} e_t$$

Le terme $(1 - B)^d$ admet un développement

$$(1 - B)^d = \sum_{i=0}^{\infty} a_i B^i$$

$$\text{avec : } a_{j+1} = \frac{j-d}{j+1} a_j$$

$$a_0 = 1$$

$$a_j = (-1)^j \frac{d(d-1)(d-2)\dots(d-j+1)}{j!}$$

Ainsi le processus fractionnaire peut-il être assimilé à une mémoire longue et l'intégration fractionnaire à une moyenne mobile infinie. C'est pourquoi nous sommes passés par la transformée de Fourier et la Fourier inverse, parce que la formulation est beaucoup plus simple dans le domaine des fréquences; même si la transformée de Fourier est difficile à calculer du point de vue numérique.

REFERENCES.

- AGHION P ET G. SAINT-PAUL** (1991) : « On the virtues of bad times : an analysis of the interaction between economic fluctuations and productivity growth », *CEPR discussion paper*, n°578, 1991.
- ALLARD P.** (1994) : « Un repérage des cycles du PIB en France depuis l'après-guerre », *Economie et Prévision*, n°112, pp.19-34.
- BENASSY A. ET P. VILLA** (1994) : « La réunification allemande du point de vue de la politique économique », *Document de travail CEPII, n°94-09*, repris partiellement dans *Economie internationale*, n°61, 1995.
- FAYOLLE J. ET A. MATHIS** (1993) : Tendances et cycles stylisés dans les pays du G7. Une approche stochastique », *Observations et diagnostics Economiques*, N°47, pp. 201-233, octobre.
- FEVE P.** (1996) : « Hétérogénéité, mémoire longue et dynamique du taux de change réel », *Economie et Prévision*, n°123-124, pp 23-43.
- FLANERY B., S. A. TULKOWSKI ET W. K. VETERLING** (1988) : « *The Art of Scientific Computer* », Numerical Recipes, Algorithme de Danielson et Lanczos (p390 et sq.), Cambridge University Press.
- GEWEKE J. ET PORTER-HUSAK** (1983) : « The estimation and application of long memory time series models », *Journal of Time Series Analysis*, vol 4, n°4, pp. 221-238.
- GOURIEROUX C ET A. MONFORT** (1983) : « *Cours de séries temporelles* », Economica, Paris, 1983.
- HARVEY A.C.** (1985) : « Trends and Cycles in Macroeconomics Time Series », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.3, n°3, pp. 216-227, Juillet.
- HODRICK R.J. ET E.C. PRESCOTT** (1980) : « Post-War US Business Cycles : an Empirical Investigation », Carnegie Mellon University, *Discussion Paper*, n°451, Janvier.
- MARTIN P. ET C.A. ROGERS** (1995) : « Long Term Growth and Short Term Economic Stability », *CEPR discussion paper*, n°1281, 1995.
- OFCE** (1989) : « *L'économie française depuis 1967* », sous la direction de J. M. Jeanneney, Seuil, Paris.
- VILLA P.** (1995) : Chômage et salaire en France sur longue période », *Economie et Statistiques*, INSEE, n°282.
- VILLA P.** (1997) : « Séries macroéconomiques historiques : méthodologie et analyse économique », INSEE méthodes, n°62-63, Paris.

LIST OF WORKING PAPERS RELEASED BY THE CEPII⁷

1997

« International and External Policy Coordination : a Dynamic Analysis », Fabrice Capoen et Pierre Villa, *document de travail n° 97-15*, novembre.

« Optimal Pegs for Asian Currencies », Agnès Bénassy-Quéré, *document de travail n° 97-14*, octobre.

« Pour ou contre le système commun de TVA? », Stéphanie Guichard et Claire Lefebvre, *document de travail n° 97-13*, juin.

« The Euro and Exchange Rate Stability », Agnès Bénassy-Quéré, Benoit Mojon, Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 97-12*, juin.

« Estimation du cycle à l'aide d'un modèle à tendance stochastique et application au cas du Royaume-Uni », Laurence Boone, *document de travail n° 97-11*, juin.

« Looking for French Monetary Policy », Benoit Mojon, *document de travail n° 97-10*, juin.

« Incertitude sur le choix du modèle et rationalité », Pierre Villa, *document de travail n° 97-09*, avril.

« Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? », Olivier Cortès et Sébastien Jean, *document de travail n° 97-08*, avril.

« Trade Patterns Inside the Single Market », Lionel Fontagné, Michael Freudenberg et Nicolas Péridy, *document de travail n° 97-07*, avril.

« The Exchange Rate Policy of the Euro : A Matter of Size ? », Philippe Martin, *document de travail n° 97-06*, avril.

« Ces taux de change réels qui bifurquent », Pierre Villa, *document de travail n° 97-05*, avril.

« Chômage non qualifié et imitation : les raisons d'un accord sur la propriété industrielle », Lionel Fontagné et Jean-Louis Guérin, *document de travail n° 97-04*, mars.

« Symmetry and Assymetry of Supply and Demand Shocks in the European Union : a Dynamic Analysis », Laurence Boone, *document de travail n° 97-03*, février.

« Interest Rate in East Asian Countries : Internal Structures and International Linkages », Isabelle Bensedoun, Virginie Coudert et Laurence Nayman, *document de travail n° 97-02*, janvier.

« Intra-Industry Trade : Methodological Issues Reconsidered », Lionel Fontagné et Michael Freudenberg, *document de travail n° 97-01*, janvier.

1996

« The Cost of Fiscal Revisited : How Strong is the Evidence? », Philippine Cour, Eric Dubois, Selma Mahfouz et Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 96-16*, décembre.

⁷ Working papers are circulated free of charge as far as stocks are available; thank you to send your request to CEPII, Sylvie Hurion, 9, rue Georges Pitard, 75015 Paris, or by fax (33.1.53.68.55.03) or by **e-mail : HURION@CEPII.FR**

« Les dynamiques sectorielles de la croissance industrielle en Europe Centrale », Françoise Lemoine, *document de travail n° 96-15*, décembre.

« Growth and Agglomeration », Philippe Martin et G.I.P. Ottaviano, *document de travail n° 96-14*, décembre.

« La coordination interne et externe des politiques économiques : une analyse dynamique », Fabrice Capoen et Pierre Villa, *document de travail n° 96-13*, octobre

« L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation » Philippine Cour et Frédéric Rupprecht, *document de travail n° 96-12*, octobre

« Croissance et contrainte financière dans les PED », Pierre Villa, *document de travail n° 96-11*, octobre.

« Bulgaria From Entrepise to Financial Crisis », Roumen Avramov et Jérôme Sgard, *document de travail n° 96-10*, juillet.

« Potentialities and Opportunities of the Euro as an International Currency », Agnès Bénassy-Quéré, *document de travail n° 96-09*, août.

« Credit Crisis and the Role of Banks During Transition : a Five-Country Comparison », Jérôme Sgard, *document de travail n° 96-08*, août.

« Exchange Rate Regimes and Policies in Asia », Agnès Bénassy-Quéré, *document de travail n° 96-07*, juillet.

« France in the Early Depression of the Thirties », Pierre Villa, *document de travail n° 96-06*, juillet.

« Pays émergents, emploi defficient? », Olivier Cortès et Sébastien Jean, *document de travail n° 96-05*, mars.

« Trade with Emerging Countries and the Labor Market : the French Case », Olivier Cortès, Sébastien Jean et Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 96-04*, mars.

« The Transmission of Monetary policy in the European Countries », Fernando Barran, Virginie Coudert et Benoit Mojon, *document de travail n° 96-03*, février.

« Trade Policy and Trade Patterns During Transition : A Comparison Between China and CEECs », Françoise Lemoine, *document de travail n° 96-02*, février.

« Financial Markets Failures and Systemic Risk », Michel Aglietta, *document de travail n° 96-01*, janvier.

1995

"Why NAFTA Might be Discriminatory", Lionel Fontagné, *document de travail n° 95-12*, décembre.

"Régionalisation et échanges de biens intermédiaires", Lionel Fontagné, Michael Freudenberg et Deniz Ünal-Kesenci, *document de travail n° 95-11*, décembre.

"The Geography of Multi-speed Europe", Philippe Martin et Gianmarco I.P Ottaviano, *document de travail n° 95-10*, novembre.

"The Political Economy of French Policy and the Transmission to EMU", Christian de Boissieu et Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 95-09*, octobre (épuisé).

"L'importance des exclus de l'intégration monétaire en Europe", Philippe Martin, *document de travail n° 95-08*, novembre.

"Asymétries financières en Europe et transmission de la politique monétaire", Virginie Coudert et Benoît Mojon, *document de travail n° 95-07*, septembre (épuisé).

"La mesure du capital éducatif", Pierre Villa, *document de travail n° 95-06*, septembre.

"Capital humain, mobilité des capitaux et commerce international", Pierre Villa, *document de travail n° 95-05*, juin.

"L'Europe à géométrie variable : une analyse économique", Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 95-04*, avril.

"Comparaison de l'efficacité énergétique des pays d'Europe centrale et orientale avec celle des pays de l'OCDE", Nina Kounetzoff, *document de travail n° 95-03*, mars.

"L'organisation de la politique économique dans un cadre stratégique", Pierre Villa, *document de travail n° 95-02*, mars.

"Interest Rates, Banking, Spreads and Credit Supply: The Real Effects", Fernando Barran, Virginie Coudert, Benoît Mojon, *document de travail n° 95-01*, mars.

1994

"L'après-CAEM : La dynamique des échanges entre les pays de Visegrad", Dominique Pianelli, *document de travail n° 94-16*, décembre.

"CEEC Export to the EC from 1988 to 1993: Country Differentiation and Commodity Diversification", Françoise Lemoine, *document de travail n° 94-15*, décembre.

"Union monétaire et convergence : qu'avons nous appris ?", Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 94-14*, décembre.

"Chômage et salaire en France sur longue période", Pierre Villa, *Document de travail n° 94-13*, novembre, (épuisé).

"Croissance et spécialisation", Frédéric Busson et Pierre Villa, *Document de travail n° 94-12*, novembre, (épuisé).

"The International Monetary System in Search of New Principales", Michel Aglietta, *doucument de travail n° 94-11*, septembre.

"French and German Productivity Levels in Manufacturing: a Comparison Based on the Industry of Origin Method", Michael Freudenberg et Deniz Unal-Kesenci, *document de travail n° 94-10*, septembre, (épuisé).

"La réunification allemande du point de vue de la politique économique", Agnès Bénassy, Pierre Villa, *document de travail n° 94-09*, septembre, (épuisé).

"Commerce international, emploi et salaires", Olivier Cortes et Sébastien Jean, *document de travail n° 94-08*, août.

"La fonction de consommation sur longue période en France", Pierre Villa, *document de travail n° 94-07*, juillet.

"Réglementation et prise de risque des intermédiaires financiers : la crise des prix d'actifs au début des années 1990", Benoit Mojon, *document de travail n° 94-06*, juillet.

"Turquie : d'une stabilisation à l'autre", Isabelle Bensedoun, *document de travail n° 94-05*, juillet.

"Economic Policy Strategies to Fight Mass Unemployment in Europe: An Appraisal.", Henri Delessy et Henri Sterdyniak, *document de travail n° 94-04*, juillet.

"Transmission de la politique monétaire et crédit bancaire, une application à cinq pays de l'OCDE", Fernando Barran, Virginie Coudert et Benoît Mojon, *document de travail n° 94-03*, juin.

"Indépendance de la banque centrale et politique budgétaire", Agnès Bénassy et Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 94-02*, juin.

"Les systèmes de paiements dans l'intégration européenne", Michel Aglietta, *document de travail n° 94-01*, mai.

