
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**LES DETERMINANTS DU TAUX DE MARGE EN
FRANCE ET QUELQUES AUTRES GRANDS PAYS
INDUSTRIALISES : ANALYSE EMPIRIQUE SUR
LA PERIODE 1970-2000**

Mustapha Baghli, Gilbert Cette et Arnaud Sylvain

Janvier 2003

NER # 99



DIRECTION GÉNÉRALE DES ÉTUDES ET DES RELATIONS
INTERNATIONALES
DIRECTION DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES ET DE LA RECHERCHE

**LES DETERMINANTS DU TAUX DE MARGE EN
FRANCE ET QUELQUES AUTRES GRANDS PAYS
INDUSTRIALISES : ANALYSE EMPIRIQUE SUR
LA PERIODE 1970-2000**

Mustapha Baghli, Gilbert Cette et Arnaud Sylvain

Janvier 2003

NER # 99

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-France.fr ».

The Working Paper Series reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "www.banque-France.fr".

Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000

Mustapha Baghli*, Gilbert Cette* et Arnaud Sylvain*

* : Banque de France. e-mail : mustapha.baghli@banque-france.fr ; gilbert.cette@banque-france.fr ;
arnaud.sylvain@banque-france.fr

Cette étude s'inscrit dans le cadre d'un projet d'évaluation des tensions inflationnistes à partir de la construction d'indicateurs d'écart de production en France (cf. Banque de France (2002)). Des commentaires précieux ont été apportés par Sanvi-Avouyi Dovi, Jean-Philippe Cotis, Patrick Sevestre, Xavier Timbeau, ainsi que les participants à un atelier de recherche de la Banque de France, au 51^{ème} congrès de l'AFSE, à un séminaire Claude Fourgeaud de la Direction de la Prévision, et à un séminaire de l'école Doctorale de l'Université de la Méditerranée. Les analyses développées dans cette étude n'engagent aucunement la Banque de France. La partie de ce travail portant sur la France a bénéficié de l'assistance technique de Laurent Baudry et Marie-Pierre Leclair que nous remercions.

Résumé :

La présente étude se donne pour objet de dégager, par une approche économétrique, les déterminants du taux de marge (part des profits bruts dans la valeur ajoutée) des entreprises en France, en Allemagne, aux Etats-Unis, au Japon et au Royaume-Uni sur les trois décennies 1970-2000. L'analyse est plus approfondie sur la France pour laquelle l'accès et la connaissance du contenu des données statistiques à un niveau fin sont plus faciles. L'une des originalités de l'étude repose sur le travail méthodologique et statistique détaillé déployé pour construire les indicateurs de taux de marge.

Compte tenu de l'existence de fortes inerties d'ajustement des facteurs et du salaire, le long terme économétrique estimé sur des données s'étendant sur quelques décennies seulement correspond davantage à un moyen terme économique dans lequel le niveau du taux de marge est influencé non seulement par le taux d'intérêt réel mais également par les chocs de termes de l'échange (ici les évolutions du prix relatif de l'énergie) et par les déséquilibres « keynésiens » sur les marchés des biens et du travail. Les principaux enseignements de l'analyse sont les suivants :

- Dans les cinq pays étudiés, mais surtout pour la France, l'Allemagne et le Japon, la mesure du taux de marge est très sensible aux diverses conventions statistiques retenues, et en particulier à la correction de la non-salarisation. En neutralisant les effets de la non-salarisation, le taux de marge des entreprises françaises apparaît stable depuis la fin des années 1980 à un niveau équivalent à celui d'avant le premier choc pétrolier ;
- Le niveau du taux de marge des entreprises françaises semble déterminé, à moyen terme, par le prix relatif de l'énergie et, dans une moindre mesure, le coût du capital et les tensions sur l'outil de production. Sur la sous-période 1970-1973 précédant les deux chocs pétroliers, et sur la sous-période 1990-2000 récente, la relative stabilité du taux de marge provient de variations de ces trois déterminants qui s'équilibrent. La baisse marquée du taux de marge sur la sous-période 1974-1981 des deux chocs pétroliers s'explique par l'impact à la baisse de l'augmentation du prix réel de l'énergie et de moindres tensions sur l'outil de production, ces influences étant toutefois légèrement contrebalancées par l'impact à la hausse du coût réel du capital. Sur la sous-période 1982-1989 suivant les deux chocs pétroliers, la forte hausse du taux de marge, équivalente à la baisse de la sous-période précédente, s'explique par l'impact conjoint de la baisse du prix de l'énergie, de la hausse du coût réel du capital et de l'augmentation des tensions sur l'outil de production ;
- Le niveau du taux de marge des entreprises allemandes et japonaises semble pouvoir s'expliquer, à moyen terme, par les mêmes déterminants que pour les entreprises françaises. Aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, le taux de marge semble stationnaire, ce qui peut s'expliquer à la fois par des chocs moins importants, en particulier concernant le prix relatif de l'énergie et sans doute aussi par de plus fortes flexibilités sur le marché du travail ;
- La dynamique de court terme du taux de marge des entreprises françaises semble transitoirement influencée par les évolutions de nombreuses variables, dont (positivement) celle du taux de chômage. Cela confirmerait que l'importance du déséquilibre sur le marché du travail influence significativement (et négativement) le pouvoir de négociation salariale.

Mots-clés : partage primaire du revenu, calcul du taux de marge, moyen terme économique, salarisation de la main d'oeuvre

Abstract:

This study explores the factors driving the observed movements in the profit share in several major industrialised countries (France, Germany, United States, United Kingdom and Japan) over the period 1970-2000. Because of easier access to more detailed data and a better understanding of what the data represent, the analysis is more developed in the case of France. Thus, the different profit shares computed for France rely on a deep methodological and statistical analysis.

Due to long process of adjustment of the production factors and the real wage, the econometric long term corresponding to the span of the data appears to be too short to be considered as an economic long term. Within such a limited period, profit share could then be influenced by the real interest rate and also by external terms of trade shocks and keynesian disequilibriums on the goods or the labour markets.

Our analysis suggests the following conclusions :

- Within the group of countries we studied, and especially in France, Germany and Japan, both the level and the fluctuations of the profit share strongly depend on the self employment correction. Thus, when controlling for the influence of self employment, the level of the profit share in the nineties is equivalent to its level at the beginning of the seventies ;
- In France, the profit share seems driven in the middle term by the relative price of energy and in a minor way by the real interest rate and the capacity utilisation rate. In the subperiod 1970-1973 preceding the oil shocks and during the nineties, these three determinants balance each other out leading to profit share stability. The sharp decrease of the profit share during the oils shocks period (1974-1981) can be explained by rising oil price and lower capacity utilisation rate. In the period 1982-1989, the recovery of the profit share is due to the joint impact of falling oil price, higher real interest rate and strained production ;
- While in France, Germany and Japan, the profit share is integrated of order one, it appears to be stationary in the United States and in the United Kingdom, which could be the result of smaller shocks on relative oil price and also by more flexible labour market ;
- In France, the short term dynamic of the profit share seems driven by the growth rate of different variables, one of which is the change of unemployment rate. This could confirm the impact of the disequilibrium on the labour market on bargaining power.

Keywords: sharing of value added, profit shares, economic medium-term, increasing share of wage-earners in workforce

JEL: C22, C82, E25

1. Introduction

Le taux de marge, ou part des profits bruts dans la valeur ajoutée, est, dans une approche aux coûts des facteurs, le complément de la part des coûts salariaux. Une croissance équilibrée sur le long terme nécessite un niveau de taux de marge et un rendement du capital aboutissant à une évolution de l'investissement et du capital productif fixe adapté à cette croissance économique. Dans l'hypothèse réaliste d'une plus forte mobilité du capital que des autres facteurs de production et d'un pouvoir de marché des entreprises constant, le taux de marge ne dépend à long terme que du coût réel du capital. Autrement dit, dans une économie ouverte, le déterminant de long terme du taux de marge est grandement exogène et lié aux normes de rendement internationales. Cependant, compte tenu de fortes inerties d'ajustements sur les marchés des biens et du travail, d'autres déterminants s'ajoutent sur le moyen terme.

L'analyse des déterminants du taux de marge est utile non seulement pour celle des conditions d'une rémunération des facteurs favorable à la croissance, mais également pour celle des tensions inflationnistes. En effet, l'évolution des tensions inflationnistes internes directes¹ est liée à celle des coûts salariaux unitaires d'une part et du taux de marge d'autre part². Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation (baisse) du taux de marge a un impact inflationniste (désinflationniste). Pour cette raison, l'identification et le suivi des déterminants du taux de marge peuvent aider au diagnostic sur les tensions inflationnistes.

De nombreuses analyses empiriques ont été proposées concernant les évolutions du taux de marge sur la France et d'autres pays industrialisés. Certaines se limitent à une approche descriptive : Cette et Mahfouz (1996) et Doisy, Lefebvre et Mahieu (2001) sur la France; Sylvain (1998) et Cette et Sylvain (2001) sur la France, l'Allemagne, les Etats-Unis, le Japon et le Royaume-Uni; la Commission Européenne (European Commission, 2000) sur l'ensemble des pays de la zone euro, les Etats-Unis et le Japon. D'autres analyses s'efforcent également de dégager les déterminants du taux de marge en recourant à une approche économétrique, sur la France pour Prigent (1999) ; la France et les Etats-Unis pour Cotis et Rignols (1998) ; la France et l'Allemagne pour Mihoubi (1999) ; la France, l'Allemagne, le Canada, l'Espagne, les Etats-Unis, l'Italie et le Royaume-Uni pour Blanchard (1997) ; 14 pays de l'OCDE et plus particulièrement les Etats-Unis et l'Allemagne pour Bentolila et Saint-Paul (1999).

Les enseignements de ces travaux sont globalement cohérents entre eux. Les évolutions à long terme du taux de marge sont singulièrement différentes dans les pays anglo-saxons (Etats-Unis, Canada et Royaume-Uni) d'une part et en Europe continentale et au Japon d'autre part : le taux de marge connaît des fluctuations de court-moyen terme d'une ampleur relativement réduite autour d'un niveau assez stable dans le premier groupe de pays, tandis qu'il connaît des fluctuations de moyen-long terme de grande ampleur dans le second groupe. Plus précisément, dans ce second groupe, le taux de marge connaît une forte diminution au moment du premier choc pétrolier, accentuée au moment du second choc pétrolier, puis une longue phase d'augmentation qui l'amène à la fin des années 1980 à un niveau proche de celui d'avant le premier choc pétrolier. La décennie 1990 se caractérise ensuite par une quasi-stabilité. Les modifications des termes de l'échange et, dans une moindre mesure, celles du taux d'intérêt réel expliqueraient la plus grande part de ces évolutions, l'ampleur de ces modifications ayant été sensiblement plus importante pour le second groupe de pays que pour le premier. Pour autant, ces deux facteurs (termes de l'échange et taux d'intérêt réels) ne suffisent pas, pour Blanchard (1997), à expliquer complètement les niveaux élevés des taux de marge dans les pays du continent européen depuis la fin des années 1980. Une hausse du taux de *mark-up* (coefficient que les entreprises ajoutent à leur coût de production en vue de dégager un profit non nul) pourrait aussi

¹ L'approche aux coûts des facteurs retient l'écarte la question des effets sur l'inflation de la fiscalité indirecte.

² A court-moyen terme, la modification des termes de l'échange influence indirectement les tensions inflationnistes internes, via l'indexation des salaires sur les prix de consommation. Cet impact inflationniste peut en partie être transitoirement amorti par des fluctuations du taux de marge, comme on le verra plus loin.

expliquer ces niveaux élevés. Cette hausse du taux de *mark-up* ne serait pas localisée sur le marché des biens, la concurrence y ayant plutôt été accrue par la construction du marché unique, mais plutôt sur le marché du travail. Quant à Bentolila et Saint-Paul (1999), à partir d'un modèle théorique, ils mettent en évidence le rôle du rapport capital / production, du prix de l'énergie, des coûts d'ajustement du travail, et du pouvoir de négociation salariale dans les évolutions de la part salariale (le complément à l'unité du taux de marge).

La présente étude prolonge l'analyse descriptive proposée par Cette et Sylvain (2001) et se donne également pour objet de dégager, par une approche économétrique, les déterminants du taux de marge sur les mêmes pays et sur les trois décennies 1970-2000. Cette analyse économétrique y est plus approfondie sur la France pour laquelle l'accès et la connaissance du contenu des données statistiques à un niveau fin sont plus faciles. Les évolutions du taux de marge ne sont que très rapidement rappelées. L'originalité de l'analyse réside dans le travail statistique approfondi effectué dans la construction du taux de marge, et dans l'analyse économétrique très détaillée.

Les taux de marge sont évalués aux coûts des facteurs : les rémunérations du travail (coût du travail, toutes formes de rémunérations et charges sociales incluses) et du capital (marge brute, c'est à dire excédent brut d'exploitation, y compris les frais financiers et les impôts directs) sont exactement complémentaires dans la valeur ajoutée. Par rapport aux autres travaux déjà réalisés sur ce thème, l'une des originalités de la présente étude empirique repose sur le travail méthodologique et statistique très détaillé déployé pour construire les indicateurs de taux de marge³. Les analyses économétriques confirment que cet aspect statistique, et principalement le mode de correction de la non-salarisation, influence sensiblement le diagnostic concernant les évolutions de moyen terme et les déterminants du taux de marge.

On commence par rappeler les déterminants du taux de marge (2.), avant d'en proposer une analyse empirique pour la France (3.) et d'autres pays industrialisés (4.).

2. Les déterminants du taux de marge

On commence par quelques considérations générales (2.1.) avant de préciser les spécifications retenues dans la suite de l'étude (2.2.).

2.1. Quelques considérations générales

Le taux de marge d'équilibre est généralement déterminé en supposant que les entreprises maximisent leur profit sans coûts d'ajustement. Le salaire et le volume du capital sont supposés flexibles dans le long terme, le capital est supposé être le facteur de production le plus mobile. Sa rémunération (le coût du capital) peut être considérée comme exogène et déterminée par l'extérieur. Cette hypothèse, acceptable pour une économie de petite ou moyenne dimension, est sans doute plus critiquable pour les Etats-Unis.

Si la représentation de la combinaison productive est une fonction de production à deux facteurs (capital et travail), on obtient une relation univoque entre le coût réel du travail et celui du capital (la frontière de prix des facteurs)⁴. Parce que le capital est plus mobile que le travail, le coût du travail est

³ La difficulté liée à la prise en compte de la non-salarisation n'est pas la seule rencontrée dans la mesure des taux de marge. Pour plus de détails sur les difficultés rencontrées sur données américaines, voir par exemple Krueger (1999).

⁴ L'analyse théorique des déterminants du taux de marge dans le cas d'une fonction de production à deux facteurs est développée par Cotis et Rignols (1998, Annexe 1) à laquelle nous renvoyons pour plus de détails.

entièrement déterminé par le coût du capital et la formalisation du marché du travail n'est pas nécessaire à la définition du taux de marge de long terme. Les déterminants du niveau d'équilibre du taux de marge dépendent alors de l'hypothèse retenue concernant le degré de substituabilité entre ces deux facteurs :

- Dans le cas d'une élasticité de substitution unitaire, le niveau d'équilibre du taux de marge est constant ;
- Dans le cas le plus général d'une élasticité de substitution non-unitaire (le cas le plus usuel étant celui d'une fonction de production CES), un terme de progrès technique neutre au sens d'Harrod (c'est à dire que son action porte exclusivement sur le niveau du facteur travail) est nécessaire pour assurer la possibilité d'une croissance équilibrée avec une stabilité du taux de marge d'équilibre et une dérive à taux constant du coût relatif des facteurs de production. Le niveau d'équilibre du taux de marge dépend alors du coût du capital. Si l'élasticité de substitution est inférieure (supérieure) à l'unité, le taux de marge d'équilibre est croissant (décroissant) avec le coût du capital.

Outre le coût réel du capital, d'autres déterminants du taux de marge de long terme peuvent être mis en évidence selon le cadre théorique et la formalisation de la fonction de production retenus. On présente ici les principaux facteurs additionnels rencontrés dans la littérature⁵ :

- La maximisation du profit dans un cadre de concurrence monopolistique, où les entreprises disposent d'un pouvoir de marché leur permettant de rémunérer les facteurs de production en dessous de leur productivité marginale à l'équilibre (Blanchard et Kiyotaki (1987)), ajoute le taux de mark-up (indicateur du pouvoir de marché des entreprises) comme déterminant du taux de marge de long terme ;
- Lorsque la combinaison productive incorpore les consommations intermédiaires ou, plus particulièrement, l'énergie comme facteur de production, alors la frontière de prix des facteurs relie le coût du capital, le coût du travail et le prix de ce troisième facteur supposé exogène (par exemple parce que le prix de ce troisième facteur est largement influencé par un prix étranger). Le niveau d'équilibre du taux de marge dépend alors de l'hypothèse de substituabilité retenue entre ce troisième facteur et les deux autres. Dans le cas d'une élasticité de substitution unitaire, le prix du troisième facteur n'influence pas le taux de marge d'équilibre. Dans le cas d'une élasticité de substitution non-unitaire avec au moins un des deux autres facteurs, le prix relatif de ce troisième facteur influence le taux de marge d'équilibre. Cette approche est par exemple celle retenue par Prigent (1999) et Bentolila et Saint-Paul (1999) qui introduisent l'énergie dans la fonction de production ;
- Dans un cadre analytique où la main-d'œuvre est considérée comme hétérogène, si l'on décompose l'emploi salarié entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés et que l'on suppose que le coût des travailleurs non-qualifiés (correspondant par exemple au SMIC réel) est exogène, alors en cas de substituabilité imparfaite entre la main d'œuvre non-qualifiée et l'un des autres facteurs, ou entre la main d'œuvre qualifiée et le capital (hypothèse par exemple retenue par Laffargue (1999)), le coût exogène de la main d'œuvre non-qualifiée intervient alors dans la détermination du taux de marge d'équilibre (voir également Bentolila et Saint-Paul (1999)) ;
- Dans une approche « *Wage Setting - Price Setting* » (WS-PS), le coin social, qui correspond à l'ensemble des prélèvements sociaux expliquant l'écart entre le coût du travail payé par l'employeur et le salaire net perçu par le salarié, peut également intervenir dans le mode de détermination de long terme du taux de marge si la taxation du facteur travail est considérée par les travailleurs comme un prélèvement pur plutôt qu'un revenu différé, une prime d'assurance et/ou une contribution visant à financer une offre future de biens publics (Cahuc et Zylberberg, (1996)).

⁵ D'autres variables, parfois présentes dans certaines modélisations, sont susceptibles d'influencer le taux de marge d'équilibre et ne seront pas évoquées ici. Il peut s'agir de variables fiscales sur les profits des entreprises qui introduisent un écart entre le taux de marge d'équilibre et la rentabilité du capital nette de ces prélèvements qui est exogène (voir par exemple Laffargue (1999) ou Cahuc et Zylberberg (1996)).

Les développements qui précèdent se rapportent à un long terme théorique dans lequel il est supposé que le marché du travail et le taux de marge sont dans une situation d'équilibre. En d'autres termes, tous les ajustements consécutifs à un éventuel choc exogène (de prix du capital, de termes de l'échange ou de productivité par exemple) ont été réalisés. Dans la réalité économique, de tels ajustements peuvent être longs et progressifs, pour diverses raisons. Les deux principales sont les suivantes :

- L'ajustement du volume du stock de capital à un éventuel choc (de coût du capital par exemple) est par nature progressif. Si la technologie est putty-clay, et la durée de vie des équipements de dix à quinze ans en moyenne, le délai moyen d'ajustement du capital à un choc peut dépasser cinq ans⁶ ;
- La flexibilité des salaires peut être également très progressive. Aussi par exemple, l'ajustement des salaires à un choc de termes de l'échange ou de productivité peut nécessiter des délais importants et une modification assez longue du taux de chômage d'équilibre (le NAIRU) sur le marché du travail. Cette « résistance salariale » est d'ailleurs souvent l'une des principales raisons évoquées dans les travaux empiriques sur le taux de marge pour expliquer la baisse puis les faibles niveaux des taux de marge consécutifs aux deux chocs pétroliers constatés en France : l'indexation des salaires sur les prix de consommation poussés à la hausse par les chocs pétroliers a conduit une baisse du taux de marge et à une augmentation du NAIRU (Bean (1989), Cotis et Rignols (1998)).

Le long terme de l'économètre, dont les séries statistiques mobilisées s'étendent en général sur quelques décennies au mieux, correspond à une distance temporelle souvent trop courte pour appréhender pleinement le long terme théorique, compte tenu de la progressivité de certains ajustements. Ce long terme économétrique correspond plutôt à un moyen terme théorique dans lequel les variables peuvent s'expliquer à la fois par leurs déterminants théoriques de long terme mais aussi par les facteurs à l'origine d'ajustements progressifs⁷. C'est ainsi que Blanchard (1997) ou Cotis et Rignols (1998) justifient l'influence des termes de l'échange parmi les facteurs explicatifs du long terme statistique du taux de marge, à partir de modèles n'intégrant pourtant pas les consommations intermédiaires dans la formalisation explicite de la combinaison productive.

Compte tenu des inerties évoquées, d'autres variables peuvent influencer le taux de marge à moyen terme et peuvent donc prétendre à être introduites dans les spécifications du long terme économétrique, sans nécessairement être justifiée par une formulation théorique du long terme économique :

- Des variables caractérisant un déséquilibre « keynésien » sur le marché du travail (taux de chômage) ou le marché des biens (taux d'utilisation des capacités de production), ou simultanément sur les deux marchés (l'écart de PIB, choix également exploré par Cotis et Rignols (1998)). L'histoire économique des dernières décennies, surtout celle des pays d'Europe continentale, montre en effet que de tels déséquilibres peuvent être persistants. En toute logique, les variables à prendre en compte devraient être plus exactement l'écart entre le taux de chômage

⁶ Cf. par exemple Blanchard (1997) : « ... technology is putty-clay. Thus, in response to the adverse labor supply shifts in 1970s, firms have taken a long time to shift to technologies that use relatively less labor and relatively more capital, to decrease their labor-capital ratio. [...] In a world in which production was strictly putty-clay, only the newly installed capital stock, thus roughly 10 % of the total capital stock each year, would embody the new desired factor proportions. This would imply a mean lag of adjustment of 4.5 years ».

⁷ Cotis et Rignols (1998) insistent longuement sur cet aspect. Par exemple : « L'économie française s'est rarement trouvée dans une situation d'équilibre au cours de 30 dernières années. Le long terme du théoricien ne rejoint donc pas complètement, à cet horizon, le long terme de l'économètre ». Blanchard (1997) également : « I look for evidence of lags in the response of labor-capital ratios to real wages. I find evidence of long lags ».

ou le taux d'utilisation des capacités de production et leur niveau d'équilibre de long terme⁸. Mais la détermination de ces niveaux d'équilibre est problématique et appelle par exemple pour le taux de chômage une modélisation spécifique de l'équilibre sur le marché du travail que la modélisation réduite du seul taux de marge s'efforce justement de contourner⁹. La prise en compte, telles quelles, des variables de taux de chômage ou de taux d'utilisation des capacités de production suppose implicitement que les niveaux d'équilibre de ces variables sont constants. Or, il semble généralement admis que les niveaux de long terme du PIB et du taux de chômage sont tous deux non-constants ;

- Des variables influençant la formation du salaire, principalement la productivité et les composantes du coït social. Toutes choses égales par ailleurs, un choc négatif (positif) de productivité ou une hausse (une baisse) du coït social doit s'accompagner d'une contraction (augmentation) équivalente du salaire net afin que l'égalité marginale entre rémunération et productivité du capital n'aboutisse pas à une baisse (augmentation) de l'équilibre macro-économique de moyen terme, avec un niveau de chômage plus (moins) élevé. A ce titre, le niveau réel du salaire minimum réglementé (le SMIC pour la France) peut également prétendre à jouer un rôle dans la formation du taux de marge à moyen terme¹⁰.

Sur le court terme, les évolutions de toutes les différentes variables évoquées peuvent également prétendre rendre compte de désajustements plus instantanés entre le taux de marge observé et son niveau d'équilibre de moyen terme.

2.2. Les spécifications retenues

Pour des raisons de disponibilité des données utilisées, les estimations économétriques réalisées sur la France (en 3.) sont plus développées que celles réalisées en comparaison internationale (en 4.). Par exemple, les données mobilisées sur la France sont trimestrielles et se rapportent aux seules entreprises non-financières tandis que celles utilisées en comparaison internationale sont annuelles et concernent l'ensemble du secteur privé. Nous nous sommes cependant efforcés de retenir les spécifications les plus proches pour les différentes estimations. La construction des données est détaillée dans les Annexes 1 (données trimestrielles sur les SNF-EI françaises) et 3 (données annuelles sur le secteur privé pour différents pays).

- Sur les données détaillées concernant l'économie française

Sur la France, la relation (1) de long terme (économétrique) estimée est la suivante¹¹ :

$$(1) \quad \text{tmcf} = \alpha_1 \cdot \text{TIRL} + \alpha_2 \cdot \text{pre} + \alpha_3 \cdot \text{tu} + \text{cte} \quad \text{où :}$$

- « tmcf » correspond au logarithme du taux de marge aux coûts des facteurs. Cinq indicateurs différents sont construits pour la France, qui diffèrent par le mode de correction de la non-

⁸ Chacune de ces deux variables (ou son écart au niveau d'équilibre de long terme) ne peut influencer le niveau de moyen-long terme des taux de marge que si elle est non-stationnaire. Si elle est stationnaire, son influence se limite alors à la dynamique de court terme des taux de marge.

⁹ Cette modélisation n'est cependant pas nécessairement structurelle, et peut être réduite via par exemple des modèles de *Time-Varying NAIRU* (cf. Gordon (1997)).

¹⁰ Les variables salaire minimum et prélèvement social sont ici retenues sans référence explicite à un modèle théorique où la main-d'œuvre serait hétérogène et sans avoir à supposer que les variables de coït social interviennent dans la maximisation du profit.

¹¹ Pour simplifier, nous omettons dans la présentation des relations le terme aléatoire.

salarisation ou par le champ retenu. L'un des indicateurs concerne les seules sociétés non-financières tandis que les autres intègrent également les entreprises individuelles ;

- « TIRL » correspond au taux d'intérêt réel lissé. Plus exactement, le taux nominal retenu est (comme pour Cotis et Rignols (1998)) la demie-somme des taux court (à trois mois) et long (à dix ans). Les résultats obtenus étaient moins satisfaisants en retenant le seul taux long. Le taux réel est calculé en diminuant ce taux nominal du taux de croissance du déflateur de la consommation des ménages. Les résultats étaient moins convaincants en déflatant par les prix de production ou les prix de valeur ajoutée. Enfin, le lissage résulte de la mise en œuvre d'un filtrage Hodrick-Prescott (avec $\lambda = 1600$). Un tel lissage permet d'atténuer l'inconvénient d'une prise en compte de l'inflation constatée plutôt qu'anticipée. Cet indicateur est un proxy du coût réel du capital, ce dernier faisant également intervenir l'effet de la dépréciation et du niveau du prix de l'investissement. Par ailleurs, compte tenu d'une prime de risque, il minore le taux d'intérêt effectivement connu des entreprises. S'il est constant, cet écart est sans conséquence sur les résultats des estimations. L'effet attendu du coût du capital sur le niveau à moyen terme du taux de marge est positif ($\alpha_1 > 0$) ;
- « pre » est le logarithme du prix relatif de l'énergie. Plus exactement, il s'agit du logarithme du déflateur de la consommation des ménages en produits énergétiques diminué du logarithme du déflateur de la production de l'ensemble des branches. Cet indicateur est corrigé de son évolution tendancielle déterministe et ne conserve donc que sa composante stochastique. Il a été préféré au prix relatif des consommations intermédiaires ou à ceux correspondant plus exactement aux termes de l'échange comme le rapport entre les prix de consommation et les prix de valeur ajoutée, ou le rapport entre les prix d'importations et les prix d'exportations, qui aboutissaient à des résultats économétriquement moins satisfaisants (par exemple à des relations non cointégrées ou à un coefficient de signe aberrant). Pour tout pays importateur d'énergie, l'effet attendu du prix relatif de l'énergie sur le niveau à moyen terme du taux de marge est négatif ($\alpha_2 < 0$) ;
- « tu » est le logarithme du taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie. L'effet attendu du taux d'utilisation sur le niveau à moyen terme du taux de marge est positif ($\alpha_3 > 0$).

Les estimations ajoutant le taux de chômage (autre variable traduisant un déséquilibre keynésien) à la liste des variables explicatives du taux de marge n'ont pas abouti à des résultats satisfaisants : le coefficient de cette variable était non-significatif ou la relation estimée n'était plus cointégrée. Ces mauvais résultats s'expliquent sans doute en bonne partie par le fait que la variable pertinente à prendre en compte serait l'écart entre le taux de chômage observé et son niveau d'équilibre¹². Aussi, cette variable a finalement été écartée des spécifications retenues. De plus, au lieu du taux de chômage (ou de son écart à son niveau de long terme), il peut sembler plus opportun d'insérer une mesure de l'écart de PIB (qui correspondrait plus au déséquilibre keynésien). Cependant, son caractère stationnaire sur la période (pour la France notamment) et la multiplicité des évaluations possibles (par des approches statistiques uni- ou multi-variées ou par des approches structurelles...), ainsi que l'apparition d'un sérieux problème d'identification (avec le TU), nous ont conduit à renoncer à une telle démarche.

Nous avons également envisagé d'introduire dans la relation de long terme pour la France alternativement le SMIC horaire réel ou le coin social (dont la construction est détaillé en Annexe 2). En raison des résultats obtenus (absence de cointégration et coefficients non significatifs et de signe non-intuitif pour le coût réel du capital et le SMIC réel), La prise en compte d'une mesure d'hétérogénéité de la main d'œuvre (et/ou d'une inertie dans l'ajustement des salaires) n'a pas été retenue. De même, l'indicateur de taxation sur le facteur travail a conduit à des résultats d'estimation peu convaincants (non significativité des paramètres du coût du capital et des termes de l'échange) et

¹² Concernant les tensions sur le marché des biens, la variable appropriée serait également l'écart entre les niveaux observé et d'équilibre du taux d'utilisation des capacités de production. Pour autant, l'hypothèse implicitement faite d'une stabilité de ce niveau d'équilibre est sans doute beaucoup moins forte que pour le taux de chômage.

incompatibles avec la théorie économique (négativité et positivité du paramètre associé respectivement au coût du capital et au coin social). Ainsi, les influences de chacune de ces deux variables sur les mouvements du taux de marge ont été écartées.

L'ajustement dynamique du taux de marge à son niveau d'équilibre est représenté par un modèle à correction d'erreur correspondant à la relation de court terme (2), dans laquelle diverses variables additionnelles ont une influence transitoire sur le taux de marge. Cette relation est la suivante :

$$(2) \quad \Delta \text{tmcf} = \beta_1 \cdot \Delta \text{tmcf}_{.1} + \beta_2 \cdot \text{ec}_{.1} + \beta_3 \cdot \Delta \text{pre} + \beta_4 \cdot \Delta \text{prod} + \beta_5 \cdot \Delta \text{CS} + \beta_6 \cdot \Delta^2 \text{tu} \\ + \beta_7 \cdot \Delta \text{tcho}_{.1} + \beta_8 \cdot \Delta^2 \text{tcho}_{.1} + \beta_9 \cdot \Delta \text{smicr} + \text{cte}$$

Les variables statistiquement retenues dans cette relation (2) pour expliquer la dynamique (ici la croissance) du taux de marge sont :

- La croissance retardée du taux de marge « $\Delta \text{tmcf}_{.1}$ » qui introduit un effet d'inertie ou de correction. L'effet attendu sur le niveau de moyen terme du taux de marge est positif dans le premier cas, négatif dans le second, mais toujours inférieur à 100 % ($-1 < \beta_1 < 1$) ;
- Le terme de rappel « $\text{ec}_{.1}$ » qui corrige en partie l'écart à la cible constaté le trimestre précédent. L'effet attendu est négatif et supérieur à -100 % ($-1 < \beta_2 < 0$) ;
- La croissance du prix relatif de l'énergie « Δpre », dont l'influence attendue sur la dynamique de court terme du taux de marge est négative ($\beta_3 < 0$), et qui traduit l'impact immédiat d'une indexation rapide des salaires sur l'inflation des prix à la consommation qui sont sensibles au prix de l'énergie ;
- La croissance de la productivité du travail « Δprod », dont l'influence attendue est positive ($\beta_4 > 0$), et qui traduit le retard d'indexation des salaires sur la productivité ;
- La variation du coin social « CS » qui traduit le fait que les salariés ne considèrent pas immédiatement les modifications des prélèvements sociaux comme une même modification différée de revenu. Si les salariés ne considèrent en rien ces prélèvements comme un revenu différé, pour un taux de marge d'environ un tiers, le coefficient de cette variable de coin social est égal à moins trois environ. Si au contraire ils considèrent totalement ces prélèvements comme un revenu différé, ce coefficient est nul. La valeur attendue du coefficient de la variable de coin social est donc comprise entre ces deux valeurs extrêmes ($-3 < \beta_5 < 0$) ;
- L'accélération du taux d'utilisation des capacités de production « $\Delta^2 \text{tu}$ », dont l'influence attendue est positive ($\beta_6 > 0$). Sont donc pris en compte uniquement les effets liés aux rigidités de l'appareil de production (phénomènes d'inerties dans l'ajustement des capacités productives notamment dans l'industrie). La simple croissance du taux d'utilisation « Δtu » ne ressort pas significativement à l'estimation ;
- La croissance « $\Delta \text{tcho}_{.1}$ » et l'accélération « $\Delta^2 \text{tcho}_{.1}$ » du taux de chômage, dont l'influence globale doit être positive, une hausse du taux de chômage réduisant le pouvoir de négociation des salariés ($\beta_7 + \beta_8 > 0$) ;
- Les hausses de pouvoir d'achat du SMIC « Δsmicr », dont l'influence attendue est négative sur le taux de marge par l'effet direct de la hausse du coût des salariés au SMIC, et aussi par l'effet d'entraînement éventuel sur l'échelle des salaires ($\beta_9 < 0$).

La spécification de cette relation (2) est pragmatique et résulte d'un travail économétrique assez large. A partir d'un modèle plus général, de nombreuses autres spécifications de cette relation (2) de court terme ont été estimées : dissociation en variables explicatives spécifiques des variations des trois composantes du coin social (CSG + CRDS, cotisations sociales salariées et cotisations sociales patronales), des variations des composantes se retranchant (CSG + CRDS + cotisations sociales salariées) ou s'ajoutant au salaire brut (cotisations sociales patronales) ; hausse du pouvoir d'achat du SMIC mesurée en déflatant ce dernier par les prix de valeur ajoutée ou de production plutôt que par les prix de consommation ; composante coup de pouce réel sur le SMIC plutôt que variation du pouvoir

d'achat du SMIC ; ajout à la liste des variables explicatives des variations du coût du capital ou des variations du pouvoir d'achat des salaires (par tête ou horaire) mesurées en déflatant le salaire par les prix de consommation, de valeur ajoutée ou de production... Ces tentatives ont abouti à des résultats d'estimations économétriques aberrants (effet de signe contraire de celui attendu) ou non significatifs et n'ont en conséquence pas été retenues.

- Sur les données permettant une comparaison internationale

Les données utilisées pour la comparaison internationale ne permettent pas d'approfondir la question de la correction de la non-salarisation via la construction de différents indicateurs (cf. Encadré). Pour autant, la correction réalisée influence non seulement le niveau des indicateurs mais aussi leurs évolutions de moyen terme, du fait de la salarisation croissante de la main d'œuvre¹³. Aussi, comme les taux de marge construits pour la comparaison internationale dépendent par construction du poids de la non-salarisation, les spécifications retenues approfondissent cet aspect en intégrant explicitement dans la liste des variables expliquant le taux de marge le (logarithme du) rapport entre le nombre de non-salariés et celui des salariés¹⁴. Pour autant, l'hypothèse d'un écart constant sur les trois décennies 1970-2000 implicite aux estimations réalisées sur cette période est sans doute forte, ne serait-ce que via des effets de structure : la part de chacune des différentes activités se modifie et l'écart entre le coût salarial moyen et l'équivalent salarial des non-salariés n'a pas de raison d'être le même dans les différentes activités à fort recours d'emplois non-salariés, comme l'agriculture et les commerces par exemple.

La relation de long terme (économétrique) estimée est la suivante :

$$(3) \text{ tmcf} = \alpha_1 \cdot \text{TIRL} + \alpha_2 \cdot \text{pre} + \alpha_3 \cdot \text{tu} + \alpha_4 \cdot (\text{ns} - \text{n}) + \text{cte} \quad \text{où :}$$

- « tmcf », « TIRL », « pre » et « tu » ont la même signification que dans la relation (1). Dans un souci de cohérence, leur mesure est identique ;
- « ns – n » correspond au logarithme du rapport entre les effectifs non-salariés et les effectifs salariés.

Compte tenu de disponibilités statistiques et d'un nombre d'observations plus réduits, la relation de court terme estimée sur données annuelles pour chaque pays diffère de la relation estimée pour la France sur données trimestrielles : seules ont été retenues dans la dynamique de court terme (outre le terme de correction d'erreur) les différences premières des variables intervenant dans la cible de long terme, l'évolution retardée du taux de marge et l'évolution de la productivité apparente du travail et du taux de chômage.

La relation (4) de court terme retenue est la suivante :

$$(4) \Delta \text{tmcf} = \beta_1 \cdot \Delta \text{tmcf}_{-1} + \beta_2 \cdot \text{ec}_{-1} + \beta_3 \cdot \Delta \text{pre} + \beta_4 \cdot \Delta \text{prod} + \beta_5 \cdot \Delta \text{tu} \\ + \beta_6 \cdot \Delta \text{cho}_{-1} + \beta_7 \cdot \Delta \text{TIRL} + \beta_8 \cdot \Delta (\text{ns} - \text{n}) + \text{cte}$$

¹³ Parmi les pays retenus dans la comparaison, l'influence de la correction est particulièrement forte au Japon mais aussi en Europe continentale, avec d'ailleurs un saut en Allemagne au moment de la réunification. Au Royaume-Uni, elle joue par ailleurs dans un sens opposé à celui des autres pays, le nombre et la proportion des non-salariés y augmentant continûment depuis la fin des années 1970 (voir Tableau 4).

¹⁴ Cette variable d'importance relative des effectifs non-salariés n'a pas été introduite dans l'analyse plus détaillée sur la France parce que l'influence de la correction de la non-salarisation est déjà en partie appréhendée par différents indicateurs relevant de diverses conventions de correction.

Les variables intervenant dans cette relation (4) ont la même signification que celles intervenant dans la relation (2). La relation retenue pour chaque pays est une forme simplifiée de cette relation (4), certaines variables statistiquement pertinentes pour un pays ne l'étant pas nécessairement pour les autres. Ici encore, le choix de spécification retenu pour chaque pays est pragmatique et résulte d'un travail économétrique assez large. Ont été écartées pour chaque pays les variables explicatives de la dynamique de court terme aboutissant à des résultats aberrants (effet de signe contraire de celui attendu) ou non significatifs.

Encadré : **Les notations**

Toutes les variables sont construites en base 1995, avec pour certaines une rétopolation nécessaire. Les Annexes 1 et 3 détaillent cette construction.

TMCF : Taux de marge aux coûts des facteurs calculé en rapportant l'excédent brut d'exploitation (EBE) au coût des facteurs à la valeur ajoutée (VA) aux coûts des facteurs. Dans cette approche, l'EBE est l'exact complément du coût du travail dans la VA. Sauf pour l'indicateur SNF-EI4, les impôts sur salaires sont considérés comme une composante du coût du travail.

- Sur les données françaises trimestrielles, le taux de marge est calculé sur le seul champ des entreprises non-financières. Cinq évaluations sont proposées. Quatre (notées SNF-EI) concernent les sociétés non-financières et les entreprises individuelles, la cinquième (notée SNF) les seules sociétés non-financières. Les trois premières évaluations concernant les sociétés non-financières et les entreprises individuelles se distinguent par une correction différente de la non-salarisation. L'indicateur SNF-EI1 affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des SNF-EI. L'indicateur SNF-EI2 affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial des salariés des SNF-EI hors tous allègements de charges sociales dont peuvent bénéficier les salariés. L'indicateur SNF-EI3 affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des EI. L'indicateur SNF-EI4 repose sur un autre calcul de la VA et donc de l'EBE aux coûts des facteurs. Par rapport aux précédents indicateurs, il y est supposé que les impôts sur salaires ne sont pas un élément de rémunération du travail et ne sont donc pas inclus dans la VA aux coûts des facteurs. La correction de la non-salarisation y est réalisée selon le même principe que pour l'indicateur SNF-EI1. Enfin, l'indicateur SNF concerne les seules sociétés non-financières (et n'inclut pas les EI). Compte tenu de la faible présence des non-salariés dans les SNF, aucune correction de la non-salarisation n'y est effectuée
- Sur les données internationales annuelles, le taux de marge est calculé de façon homogène sur l'ensemble du champ du secteur privé. Pour l'Allemagne, deux séries sont construites à partir de 1990, selon que l'on considère ou non l'évolution du passif de la Treuhandanstalt comme une subvention aux entreprises. Ces deux séries sont identiques à partir de 1995. Pour tous les pays, la correction de non-salarisation repose sur le même principe que pour l'indicateur SNF-EI1 présenté ci-dessus.

Les données de base du calcul de ces indicateurs viennent des comptes nationaux. Le calcul des indicateurs est détaillé dans les Annexes 1 et 3, et leur contenu économique est également commenté dans Cette et Sylvain (2001).

pre : Logarithme du prix relatif de l'énergie corrigé de sa tendance. Plus exactement, il s'agit du logarithme du déflateur de la consommation des ménages en produits énergétiques diminué du déflateur de la production de l'ensemble des branches, cet indicateur étant corrigé de son évolution tendancielle. Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux. Cet indicateur a été préféré au prix relatif des consommations intermédiaires ou à une mesure plus exacte des termes de l'échange pour des raisons expliquées dans le texte.

TIRL : Taux d'intérêt réel lissé. Plus exactement, demi-somme des taux courts (à trois mois) et longs (à dix ans) moins le taux de croissance du déflateur de la consommation des ménages. Cet indicateur est lissé par la mise en œuvre d'un filtrage Hodrick-Prescott (avec $\lambda = 1600$ sur données trimestrielles, 7 sur données annuelles). Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux ou des Perspectives Economiques de l'OCDE pour la comparaison internationale.

SMICR : SMIC réel, calculé en divisant le SMIC nominal par le déflateur de la consommation des ménages. Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux, et du Ministère de l'Emploi.

TU : Taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie. Source : Enquête Mensuelle de Conjoncture de la Banque de France ; sources diverses pour les autres pays (cf. Annexe 1).

TCHO : Taux de chômage. Source : comptes nationaux ou Perspectives Economiques de l'OCDE pour les autres pays.

N et NS : Effectifs respectivement salariés et non-salariés. Source : comptes nationaux.

PROD : Productivité du travail, calculée en rapportant le volume de la valeur ajoutée aux coûts des facteurs aux effectifs (salariés et non-salariés). Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux.

CS : Coin social exprimé en points de salaire brut. Pour les données françaises trimestrielles, il s'agit de la somme des cotisations sociales employeurs, salariées et de la partie de la CSG et de la CRDS s'appliquant sur l'assiette salariale divisée par les salaires bruts versés. Pour les données internationales annuelles, il s'agit de la somme des cotisations sociales employeurs et salariées divisée par les salaires bruts versés. Les données de base du calcul de cet indicateur viennent des comptes nationaux, à l'exception de la partie de la CSG et de la CRDS s'appliquant sur l'assiette salariale calculée par Franck Sédillot (que nous tenons à remercier) sur la base des données de comptes nationaux.

ec : Ecart (en logarithme) entre la cible du taux de marge et son niveau observé.

α_i (i : 1 à 4) : Coefficients des variables explicatives dans les relations (1) et (3) spécifiant le niveau de long terme du taux de marge.

β_i (i : 1 à 11) : Coefficients des variables explicatives dans les relations (2) et (4) spécifiant la dynamique de court terme du taux de marge.

- Les noms des variables en minuscules correspondant à leur logarithme ;
- « Δ » devant une variable désigne son évolution d'une période sur l'autre, « Δ^2 » que cette différenciation est opérée une seconde fois ;
- « -1 » en indice d'une variable indique qu'il s'agit de sa valeur retardée d'une période.

3. Analyse empirique sur les données françaises détaillées

Cinq indicateurs de taux de marge des sociétés non-financières françaises ont été construits. Quatre d'entre eux (SNF-EI1 à SNF-EI4) comprennent les entreprises individuelles et se distinguent par leur convention de correction de la non-salarisation. Ces conventions de calcul sont explicitées dans l'Encadré 1 et détaillées dans l'Annexe 1.

On commence par rappeler les évolutions de moyen terme des différents indicateurs élaborés (3.1) pour présenter ensuite les principaux résultats des estimations des déterminants à moyen-long terme du taux de marge (3.2) et la lecture qu'ils permettent des évolutions longues de ces taux (3.3), puis les principaux résultats des estimations de l'ajustement de court terme (3.4).

3.1. Rappel descriptif¹⁵

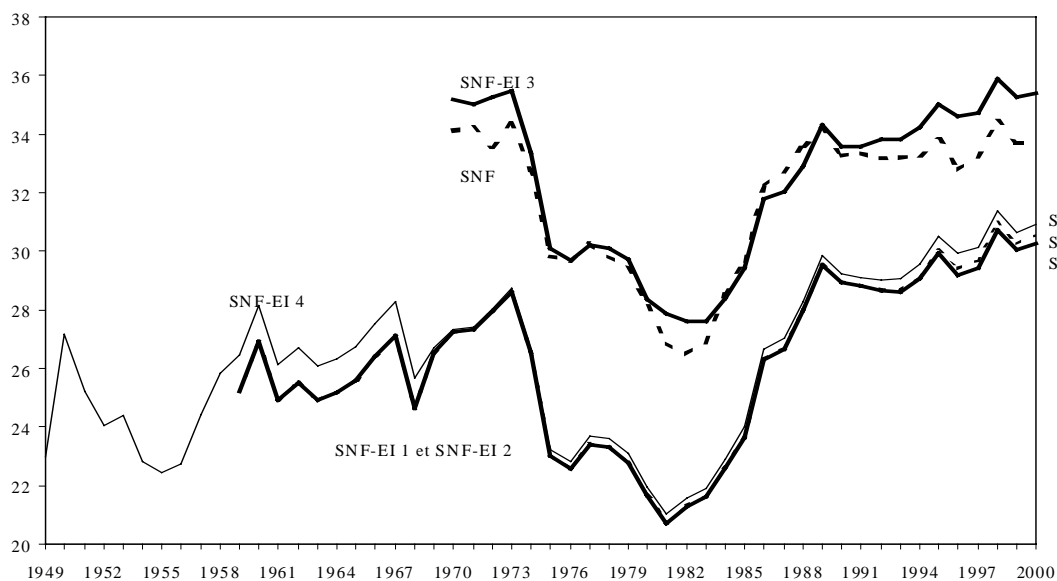
Les évolutions des cinq indicateurs connaissent des grandes phases relativement proches (Cf. Graphique 1) bien connues¹⁶ :

¹⁵ On reprend ici quelques développements de Cette et Sylvain (2001).

- Stabilité de moyen terme du taux de marge sur la décennie 1960 ;
- Au début des années 1970, hausse du taux de marge (pour les indicateurs SNF-EI1 et SNF-EI2) ou prolongement de la stabilité de moyen terme (pour SNF-EI4) selon les indicateurs ;
- Baisse du taux de marge au moment du premier choc pétrolier, puis relative stabilité avant une nouvelle baisse au moment du second choc pétrolier ;
- Augmentation continue et rapide du taux de marge sur presque une décennie jusqu'à la fin des années 1980 ;
- Durant la décennie 1990, poursuite de l'augmentation de moyen terme (pour les indicateurs SNF-EI1 à SNF-EI4) ou relative stabilité (pour l'indicateur SNF) du taux de marge, les niveaux atteints en 2000 étant identiques (pour les indicateurs SNF-EI3 et SNF) ou légèrement supérieurs (pour les indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI4) à ceux d'avant le premier choc pétrolier.

L'écart entre le niveau des indicateurs de taux de marge atteint en 2000 et le niveau de 1970 est ainsi négligeable pour les indicateurs SNF (-0,4 point) et SNF-EI3 (0,2 point). Il est de l'ordre de 3 points pour les trois autres indicateurs. Compte tenu du fait que les différences entre ces indicateurs (surtout pour SNF-EI1 à SNF-EI4, l'indicateur SNF intégrant aussi une différence de champ) tiennent à des choix conventionnels et fragiles de correction de la non-salarisation qui influencent non seulement le niveau moyen des indicateurs du taux de marge mais aussi leur évolution sur ces trois décennies, on peut considérer que les niveaux atteints en 2000 sont comparables à ceux de 1970.

Graphique 1 : **Taux de marge des entreprises non-financières françaises, aux coûts des facteurs (en %)**



Source des évaluations : Calcul des auteurs à partir des données de la comptabilité nationale. Cf. Annexe 1.

¹⁶ Cf. par exemple Cette et Mahfouz (1996), Cette (1997), Prigent (1999) et plus récemment, concernant les seules SNF, Doisy, Lefebvre et Mahieu (2001).

3.2. Les déterminants de moyen-long terme du taux de marge¹⁷

L'analyse économétrique est réalisée sur données trimestrielles et sur la période 1970-2000 (soit 124 observations). L'ordre d'intégration des diverses variables intervenant dans la relation (1) de long terme estimée est unitaire. Les coefficients résultant de l'estimation de la relation (1) sont résumés dans le Tableau 1 ci-dessous, les étapes et résultats d'estimation étant détaillés en Annexe 2.

Tableau 1 : **Résultats d'estimation de la relation (1) de long terme sur les sociétés non-financières françaises**

$$(1) \text{ tmc}f = \alpha_1 \cdot \text{TIRL} + \alpha_2 \cdot \text{pre} + \alpha_3 \cdot \text{tu} + \text{cte}$$

Données trimestrielles ; Période d'estimation : 1970:t1-2000:t4

Variable explicative	Indicateur de taux de marge				
	SNF-EI1	SNF-EI2	SNF-EI3	SNF-EI4	SNF
Taux d'intérêt réel : TIRL	2,74	2,69	1,26	2,81	1,09
Prix relatif de l'énergie : pre :	-0,44	-0,43	-0,36	-0,43	-0,29
Taux d'utilisation des capacités de production : tu	0,92	0,92	0,57	0,88	0,73
Constante : cte	-1,26	-1,26	-1,07	-1,26	-1,05

L'hypothèse de cointégration des variables (stationnarité des résidus) est acceptée pour ces cinq estimations, au seuil de 5 % pour les indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI3 à partir des tests ADF et KPSS, pour les indicateurs SNF-EI4 et SNF au seuil de 10 % pour le test ADF et 5 % pour la statistique KPSS.

Les coefficients estimés sont toujours significativement différents de zéro au seuil de 5 % (test de Student).

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'Encadré 1 et détaillé dans l'Annexe 1. Le détail de ces estimations est fourni dans l'Annexe 2.

Pour les cinq indicateurs de taux de marge, la relation est cointégrée et les coefficients ont le signe attendu : le taux de marge est croissant avec le coût réel du capital (taux d'intérêt réel « TIRL ») et les tensions sur le marché des biens (le taux d'utilisation des capacités de production « tu »), et décroissant avec le prix relatif de l'énergie (« pre »). L'influence sur le taux de marge de chacun des trois déterminants de long terme est proche et relativement importante sur les trois indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI4. Elle est plus réduite pour les indicateurs SNF-EI3 et SNF. Compte tenu du fait que la relation est estimée sur le logarithme des taux de marge et que les niveaux des indicateurs SNF-EI3 et SNF sont toujours sensiblement supérieurs à ceux des trois autres indicateurs, ces écarts n'aboutissent à un impact en point réellement différent d'une même modification des déterminants que pour le coût réel du capital.

Plus précisément, ces résultats d'estimation signifient qu'en 2000 (compte tenu des niveaux alors atteints par les taux de marge) :

- un point d'augmentation des taux d'intérêt réel aboutit à moyen terme à une augmentation du taux de marge d'environ 0,8 point pour les indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI4, et d'environ 0,4 point pour les indicateurs SNF-EI3 et SNF ;
- une augmentation de 1 % du prix relatif de l'énergie aboutit à moyen terme à une baisse du taux de marge d'environ 0,1 point pour tous les indicateurs ;
- une augmentation de un point du taux d'utilisation des capacités de production aboutit à moyen terme à une augmentation d'environ 0,2 point du taux de marge pour tous les indicateurs.

Ces résultats d'estimation ne sont pas directement comparables à ceux de Cotis et Rignols (1998) dont les spécifications et le champ couvert sont différents. Ils sont par contre assez cohérents avec ceux de la relation de long terme estimée par Prigent (1999).

¹⁷ Les estimations économétriques correspondantes et leurs résultats sont détaillés dans l'Annexe 2.

3.3. Lecture des évolutions de moyen terme du taux de marge

Les résultats des estimations de la relation (1) aboutissent à la décomposition donnée dans le Tableau 2 des grandes phases d'évolution des cinq indicateurs de taux de marge. Les déterminants de ces grandes phases sont proches pour les cinq indicateurs. L'ampleur de l'influence des différents déterminants sur les différentes sous-périodes est, par ordre décroissant, le prix réel de l'énergie, le coût réel du capital et les tensions sur l'outil de production. La lecture des évolutions par sous-périodes de la cible de moyen terme du taux de marge à laquelle conduisent les résultats d'estimation est la suivante :

Tableau 2 : **Décomposition des grandes phases d'évolution à moyen terme des cinq indicateurs de taux de marge des sociétés françaises (en points)**

	1970T2- 1973T4	1974T1- 1981T4	1982T1- 1986T4	1982T1- 1989T4	1990T1- 2000T4	1970T1- 2000T4
--	-------------------	-------------------	-------------------	-------------------	-------------------	-------------------

A - Indicateur SNF-EI1

Variation de l'indicateur	1,4	-6,2	3,2	4,2	1,3	3,9
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	0,5	-5,9	2,3	4,7	-0,6	1,0
- Du coût réel du capital	1,1	1,4	2,0	0,4	-2,2	2,7
- Du prix relatif de l'énergie	-1,0	-6,2	0,2	2,7	2,5	-1,8
- Du taux d'utilisation des capacités de production	0,4	-1,1	0,2	1,5	-0,9	0,1

B – Indicateur SNF-EI2

Variation de l'indicateur	1,5	-6,2	3,2	4,3	1,3	4,1
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	0,5	-5,8	2,0	4,9	-0,6	1,0
- Du coût réel du capital	1,1	1,4	2,0	0,3	-2,2	2,6
- Du prix relatif de l'énergie	-1,0	-6,1	-0,2	3,1	2,5	-1,7
- Du taux d'utilisation des capacités de production	0,4	-1,1	0,2	1,5	-0,9	0,1

C - Indicateur SNF-EI3

Variation de l'indicateur	0,1	-6,0	2,4	3,8	1,4	1,7
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	-0,5	-6,0	1,8	4,3	0,5	0,1
- Du coût réel du capital	0,5	0,9	1,2	0,2	-1,2	1,6
- Du prix relatif de l'énergie	-1,3	-6,1	0,3	2,8	2,3	-2,0
- Du taux d'utilisation des capacités de production	0,3	-0,8,	0,2	1,2	-0,6	0,3

D – Indicateur SNF-EI4

Variation de l'indicateur	1,6	-5,9	3,2	4,3	1,4	4,6
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	0,6	-5,7	2,3	4,7	-0,6	1,3
- Du coût réel du capital	1,2	1,6	2,1	0,4	-2,3	3,0
- Du prix relatif de l'énergie	-0,9	-6,1	0,2	2,7	2,5	-1,6
- Du taux d'utilisation des capacités de production	0,3	-1,1	0,3	1,4	-0,8	0,1

E – Indicateur SNF

Variation de l'indicateur	0,5	-6,1	3,5	3,2	0,1	1,2
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	0,2	-5,1	1,8	3,8	0,1	0,9
- Du coût réel du capital	1,1	0,5	1,1	0,2	-1,0	1,9
- Du prix relatif de l'énergie	-1,3	-4,5	0,4	2,1	1,8	-1,5
- Du taux d'utilisation des capacités de production	0,4	-1,0	0,3	1,5	-0,7	0,5

Source : Évaluations des auteurs, à partir des résultats d'estimations fournis dans le Tableau 1.

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'Encadré 1 et détaillé dans l'Annexe 1.

- La relative stabilité de la cible de moyen terme du taux de marge sur la courte sous-période 1970-1973 précédant le premier choc pétrolier résulte globalement du fait que l'impact à la hausse de

l'augmentation du coût réel du capital et de plus fortes tensions sur l'outil de production est contrebalancé par l'impact à la baisse de l'augmentation du prix réel de l'énergie ;

- Sur la sous-période 1974-1981 des deux chocs pétroliers, la forte baisse de la cible de moyen terme du taux de marge est liée à l'impact de l'augmentation du prix réel de l'énergie et, à un moindre titre, de la baisse des tensions sur l'outil de production. Ces influences sont faiblement contrebalancées par l'impact de l'augmentation du coût réel du capital ;
- Sur la sous-période 1982-1989, la cible de moyen terme du taux de marge connaît une forte hausse équivalente par son ampleur à la forte baisse de la sous-période antérieure. Cette forte hausse résulte de l'impact conjoint de la baisse du prix réel de l'énergie, de la hausse du coût réel du capital et d'une augmentation des tensions sur l'outil de production ;
- Sur la dernière sous-période 1990-2000, la relative stabilité du taux de marge résulte globalement du fait que l'impact à la baisse de la diminution du coût réel du capital et de moindres tensions sur l'outil de production est contrebalancé par l'impact d'une baisse du prix réel de l'énergie¹⁸.

3.4. Les déterminants de la dynamique de court terme du taux de marge¹⁹

La relation estimée pour rendre compte de la dynamique de court terme du taux de marge est la relation (2). Les coefficients résultant de l'estimation de cette relation (2) sont résumés dans le Tableau 3 ci-dessous. Les étapes et résultats d'estimation sont détaillés en Annexe 2.

Tableau 3 : **Résultats d'estimation de la relation (2) de court terme sur les sociétés non-financières françaises**

$$(2) \quad \Delta t m c f = \beta_1 . \Delta t m c f_{-1} + \beta_2 . e c_{-1} + \beta_3 . \Delta p r e + \beta_4 . \Delta p r o d + \beta_5 . \Delta C S + \beta_6 . \Delta^2 t u + \beta_7 . \Delta t c h o_{-1} + \beta_8 . \Delta^2 t c h o_{-1} + \beta_9 . \Delta s m i c r + c t e$$

Données trimestrielles ; Période d'estimation : 1970:t4-2000:t4

Variable explicative	Indicateur de taux de marge				
	SNF-EI1	SNF-EI2	SNF-EI3	SNF-EI4	SNF
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta t m c f_{-1}$	-0,20	-0,19	-0,15	-0,19	-0,18
Terme de rappel : $e c_{-1}$	-0,13	-0,14	-0,19	-0,11	-0,15
Croissance du prix relatif de l'énergie : $\Delta p r e$	-0,24	-0,24	-0,20	-0,24	-0,21
Croissance de la productivité du travail : $\Delta p r o d$	2,43	2,43	1,75	2,45	1,86
Variation du coin social : $\Delta C S$	-0,08*	-0,09*	-0,07	-0,09*	-0,05**
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 t u$	0,24*	0,24*	0,13**	0,24*	0,20*
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta t c h o_{-1}$	0,32	0,32	0,23	0,30	0,24
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 t c h o_{-1}$	-0,24	-0,23	-0,16	-0,22	-0,15
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta s m i c r$	-0,30	-0,29	-0,20	-0,28	-0,27
Constante : $c t e$	-0,12	-0,13	-0,12	-0,11	-0,12

Les coefficients estimés sont toujours significativement différents de zéro (test de Student) au seuil de 5 %, de 10 % si *, 20 % si **.

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'Encadré 1 et détaillé dans l'Annexe 1. Le détail de ces estimations est fourni dans l'Annexe 2.

Le signe et l'ordre de grandeur des coefficients des variables explicatives sont conformes à ce qui était attendu. Par ailleurs, leur niveau est cohérent d'un indicateur à l'autre, les écarts des coefficients correspondant souvent aux écarts de niveau des différents taux de marge. Il ressort de ces estimations

¹⁸ L'opposition importante sur la dernière sous-période (1990-2000) entre l'évolution (négative) de la cible du taux de marge et l'évolution (positive) du taux de marge observé est liée à un écart inverse important sur les deux années extrêmes de la sous-période : le taux de marge est sensiblement inférieur à la cible en 1989 tandis qu'il lui est supérieur en 2000, ces écarts étant assez ponctuels (Cf. Annexe 2).

¹⁹ Les estimations économétriques correspondantes et leurs résultats sont détaillés dans l'Annexe 2.

que le délai moyen d'ajustement du taux de marge à sa cible de moyen terme est assez rapide : 6 à 10 trimestres environ²⁰. Les principaux enseignements supplémentaires sont les suivants :

- A l'effet de moyen terme sur le taux de marge d'une variation du prix relatif de l'énergie s'ajoute un effet de court terme assez sensible, liée à l'indexation rapide des salaires sur les prix de consommation influencés par les prix de l'énergie : une hausse (baisse) de 1 % du prix de l'énergie abaisse (élève) transitoirement le taux de marge d'un peu moins de 0,1 point ;
- Les variations de la productivité apparente du travail ont, du fait d'une indexation retardée des salaires sur la productivité, un impact très important sur le taux de marge : une augmentation (baisse) de 1 % de la productivité du travail induit transitoirement une augmentation (baisse) du taux de marge d'environ 0,7 point ;
- Les modifications du coin social ont un impact transitoire dont l'ampleur est faible sur le taux de marge : un point d'augmentation (de baisse) du coin social entraîne une baisse (hausse) transitoire du taux de marge d'environ 0,03 point. Ce résultat suggère que la plus grande part des variations du coin social seraient immédiatement considérées comme une même variation de revenu différé. Il est cependant fragile et peut aussi s'expliquer par une simultanéité entre les variations du coin social et celles du taux de chômage. En d'autres termes, une part de l'effet des variations du coin social sur le taux de marge serait captée par les variations du taux de chômage ;
- A l'effet de moyen terme sur le taux de marge d'une variation des tensions sur l'outil de production s'ajoute un effet de court terme assez important des accélérations de ces mêmes tensions : une accélération (ralentissement) de 1 point du taux d'utilisation des capacités de production élève (abaisse) transitoirement le taux de marge d'un peu moins de 0,1 point ;
- Les variations du taux de chômage ont (par leur influence sur le pouvoir de négociation salariale des salariés) un impact transitoire important sur le taux de marge : en 2000, une hausse (baisse) de un point du taux de chômage élève (abaisse) transitoirement, un trimestre plus tard, le taux de marge d'environ 0,3 point ;
- Les variations du pouvoir d'achat du SMIC, par leur effet direct et indirect (via leur report sur l'échelle salariale) influencent également la dynamique de court terme du taux de marge de façon assez sensible : une hausse (baisse) de 1 % du pouvoir d'achat du SMIC abaisse (élève) transitoirement le taux de marge d'environ 0,04 point ;
- Sur la période 1992-2000, le niveau effectif des taux de marge apparaît supérieur à sa valeur simulée pour les indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI4, alors qu'il la rejoint pour les indicateurs SNF-EI3 et SNF (cf. Annexe 2). Ce résultat suggère que la correction de la non-salarisation effectuée dans la construction des trois premiers indicateurs serait trop forte au moins sur cette période : l'équivalent salarial des non-salariés serait inférieur au coût salarial moyen des salariés des SNF-EI. La correction est plus faible pour l'indicateur SNF-EI3 (cf. Encadré et Annexe 1), qui suppose que l'équivalent salarial des non-salariés est le coût salarial moyen des salariés des EI, sensiblement inférieur au coût salarial moyen des salariés des SNF. En l'absence de non-salariés, cette correction n'est pas faite pour l'indicateur SNF.

4. Analyse empirique pour quelques grands pays industrialisés

La comparaison porte sur la France, l'Allemagne, les Etats-Unis, le Japon et le Royaume-Uni. Comme précédemment, l'indicateur de taux de marge construit sur chacun de ces pays est aux coûts des facteurs. En revanche, il se rapporte à l'ensemble du secteur privé. Les conventions de calcul de l'indicateur sont explicitées dans l'Encadré et détaillées dans l'Annexe 3. Pour la France, les légères différences de niveau et d'évolution du taux de marge avec ceux précédemment commentés tiennent à deux causes : (i) une différence de champ (ici le secteur privé, auparavant les SNF ou SNF-EI), (ii) un traitement homogène entre les différents pays qui est moins approfondi pour la France. Pour l'Allemagne, deux séries sont construites à partir de 1990, selon que l'on considère ou non l'évolution

²⁰ On rappelle qu'il s'agit d'un délai d'ajustement à une cible reflétant un équilibre de long terme statistique et non à un équilibre de long terme théorique.

du passif de la Treuhandanstalt²¹ comme une subvention aux entreprises. Ces deux séries sont identiques à partir de 1995.

Compte tenu de différences de niveau et d'évolution du poids des non-salariés (Cf. Tableau 4), la correction de la non-salarisation a un impact très différent sur le calcul du taux de marge selon les pays. Pour le Japon, la correction de la non-salarisation a beaucoup plus d'impact que dans les autres pays. A l'inverse, cette correction a un faible impact sur le niveau et un impact négligeable sur l'évolution du taux de marge pour les Etats-Unis. Dans le cas du Royaume-Uni, l'impact de cette correction sur l'évolution du taux de marge est de sens inverse à celui des autres pays en raison d'une augmentation de l'importance relative des non-salariés.

Tableau 4 : **Importance relative des effectifs non-salariés par rapport aux effectifs salariés (en %)**
Rapport non-salariés / salariés

	1970	1973	1981	1989	2000
France	32,4	28,0	23,7	20,0	15,4
Allemagne	22,7	19,8	15,8	14,7	13,0
Etats-Unis	11,3	10,8	10,9	10,5	8,5
Japon	55,3	46,7	38,0	28,4	19,5
Royaume-Uni	9,9	10,0	14,4	20,8	16,8

Source : Comptes nationaux.

On commence par rappeler les évolutions du taux de marge sur les cinq pays ici considérés (4.1) pour présenter ensuite les principaux résultats des estimations de ses déterminants à moyen-long terme (4.2) et la lecture qu'ils permettent des évolutions longues de ce taux dans chaque pays (4.3), avant d'aborder enfin la question des déterminants de la dynamique de court terme du taux de marge (4.4).

4.1. Rappel descriptif²²

Les principaux enseignements de cette comparaison sont également bien connus²³ (Cf. Graphique 2) :

- Les évolutions longues du taux de marge connaissent des séquences assez semblables en France, en Allemagne et au Japon : baisses assez marquées au moment des chocs pétroliers suivies d'un rétablissement progressif jusqu'à la fin des années 1980 et d'une relative stabilité ensuite ;
- Les chocs pétroliers ne semblent en revanche pas avoir eu d'effet prolongé aux Etats-Unis et au Royaume-Uni ;
- L'observation des taux de marge sur les années récentes amène à distinguer deux groupes de pays : les Etats-Unis, la France et l'Allemagne, où le taux de marge serait relativement élevé, et le Royaume-Uni et le Japon où il serait plus faible. Signalons que la comparaison des niveaux du taux de marge en fin de période avec celui d'avant le premier choc pétrolier est sensible à la convention comptable retenue pour corriger le calcul de la non-salarisation (tout particulièrement

²¹ Supposer que l'évolution du passif de Treuhandanstalt est une subvention aux entreprises revient à faire l'hypothèse réaliste que cet établissement financier, dont le passif a été consolidé avec celui de l'Etat allemand en 1995, a servi à financer à partir de la réunification allemande et jusqu'en 1995 l'écart entre la valeur de marché et le contenu en coûts des facteurs de la valeur ajoutée des entreprises des landers de l'Est. Signalons que cette correction peut minorer les transferts effectifs de la Treuhandanstalt vers les entreprises, compte tenu par exemple des cessions d'actifs réalisées par cet organisme sur la période.

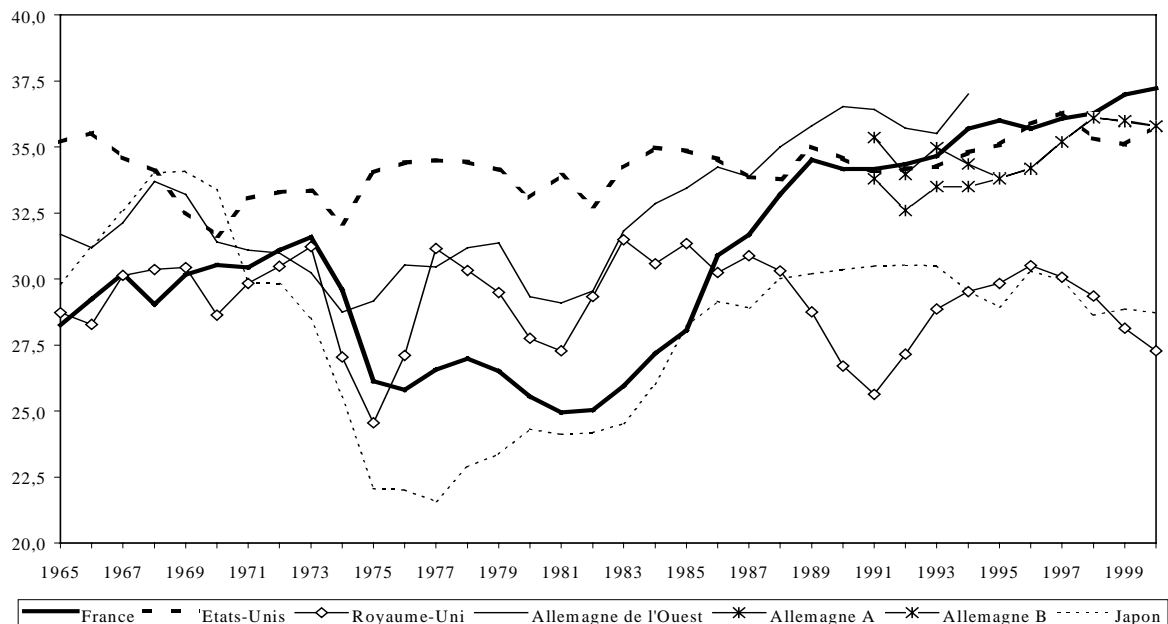
²² On reprend ici quelques développements de Cette et Sylvain (2001).

²³ Cf. par exemple Sylvain (1997) et (1998) ou Blanchard (1997). Par ailleurs, ces évolutions sont cohérentes avec celles des parts des salaires dans la valeur ajoutée des entreprises aux Etats-Unis et de l'ensemble de la zone Euro proposée dans European Commission (2000).

dans les pays où l'importance relative des non-salariés s'est fortement modifiée). On verra d'ailleurs plus loin qu'en France, l'indicateur corrigé de la dérive de la non-salarisation aboutit à un taux de marge stable depuis la fin des années 1980 et dont le niveau récent n'est pas différent de celui de l'avant premier choc pétrolier.

Rappelons par ailleurs que la plus grande flexibilité du taux de marge observée au Royaume-Uni au moment des chocs pétroliers est en partie trompeuse : hors secteur énergétique, le taux de marge des entreprises connaît dans ce pays une évolution assez proche de celle observée en France. Aux Etats-Unis en revanche, le taux de marge hors secteur énergétique semble peu affecté par les chocs pétroliers²⁴. Les chocs pétroliers (surtout le second) s'y sont donc en partie traduits par des transferts des entreprises hors secteur énergie vers les entreprises du secteur énergétique, l'impact global étant atténué. Cet effet de transfert serait beaucoup plus réduit aux Etats-Unis.

**Graphique 2 : Taux de marge des entreprises du secteur privé (y compris EI)
Aux coûts des facteurs, corrigé de la non-salarisation (en %)**



Source : calculs des auteurs à partir des comptes nationaux

4.2. Les déterminants de moyen-long terme du taux de marge²⁵

L'analyse économétrique est réalisée sur données annuelles et sur la période 1970-2000. Concernant le Japon, pour des raisons de disponibilité des données, l'analyse économétrique est réduite à la période 1978-2000. Compte tenu de la faible taille des échantillons à notre disposition (31 observations annuelles, 23 pour le Japon), les conclusions des tests standards de stationnarité et de cointégration sont moins robustes que celles obtenues avec des échantillons plus importants comme ceux précédemment mis en œuvre sur la France. Le détail de ces tests et des estimations est fourni en Annexe 4.

L'ordre d'intégration de l'indicateur de taux de marge est unitaire pour la France, l'Allemagne²⁶ et le Japon. Il est égal à zéro pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni, le taux de marge étant stationnaire en

²⁴ Sur ces aspects, l'Encadré 4 « Taux de marge et chocs pétroliers » de Sylvain (2001).

²⁵ Les estimations économétriques correspondantes et leurs résultats sont détaillés dans l'Annexe 4.

niveau pour le Royaume-Uni et autour d'une tendance déterministe (de pente assez faible) aux Etats-Unis. On retrouve ici l'opposition proposée par Blanchard (1997) entre les pays anglo-saxons et les pays du continent européen. Dans les premiers, les fluctuations du taux de marge seraient d'une ampleur réduite car les chocs y auraient été eux-mêmes d'une ampleur relativement réduite (cf. supra) et que certaines flexibilités (salariales par exemple) y seraient plus grandes. Dans les seconds, les fluctuations du taux de marge seraient d'une ampleur et d'une étendue importante pour les raisons inverses.

Concernant l'amplitude des chocs, il convient de rappeler que le second choc pétrolier a également été un choc dollar pour les autres pays que les Etats-Unis²⁷. De plus, aux Etats-Unis et surtout au Royaume-Uni, en raison de la stationnarité du taux de marge, les estimations économétriques réalisées ne reposent pas sur un modèle à correction d'erreur mais sur une relation exprimant la différence première du logarithme du taux de marge en fonction de variables stationnaires. En revanche, pour la France, l'Allemagne et le Japon, le taux de marge est modélisé à partir d'un modèle à correction d'erreurs estimé en deux étapes.

Pour la France, l'Allemagne et le Japon, les tests réalisés sur les résultats d'estimations rejettent toujours l'hypothèse d'une relation cointégrée. Néanmoins, parce qu'un tel résultat pourrait s'expliquer par la dimension réduite des échantillons mobilisés, qu'il semble fréquent sur données annuelles (Prigent, 1999), et qu'une relation de cointégration a été mise en évidence dans le cas de la France sur données trimestrielles²⁸, on a supposé l'existence d'une relation cointégrée. Les coefficients résultant de l'estimation de la relation (3) de long terme sont résumés dans le Tableau 5.

Tableau 5 : **Résultats d'estimation de la relation (3) de long terme sur l'ensemble du secteur privé**

$$(3) \text{ tmcf} = \alpha_1 \cdot \text{TIRL} + \alpha_2 \cdot \text{pre} + \alpha_3 \cdot \text{tu} + \alpha_4 \cdot (\text{ns} - \text{n}) + \text{cte}$$

Données annuelles ; Période d'estimation : 1970-2000 ; pour le Japon : 1978-2000

Variable explicative	Pays				
	France	Alle- magne	Etats- Unis	Japon	Royaume -Uni
Taux d'intérêt réel : TIRL	1,94	2,91	-	3,39	-
Prix relatif de l'énergie : pre :	-0,65	-0,18	-	-0,33	-
Taux d'utilisation des capacités de production : tu	0,80	0,74	-	0,97	-
Rapport effectifs non-salariés sur effectifs salariés : ns - n	-0,27	-0,27	-	-0,41	-
Constante : cte	-1,50	-1,59	-	-1,74	-

Sauf entreprendre une régression fallacieuse, l'estimation de la relation de long terme est non pertinente pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni, le taux de marge étant stationnaire dans ces deux pays.

La cointégration des variables n'est jamais acceptée sur les trois autres pays, pour les tests ADF. Pour autant, en raison de la taille réduite des échantillons mobilisés, ces résultats d'estimations seront considérées comme des relations de long terme.

Des variables muettes non indiquées sur ce tableau interviennent également en 1991, 1992, 1993 et 1994 pour l'Allemagne.

Le contenu de l'indicateur de taux de marge est indiqué dans l'Encadré 1 et détaillé dans l'Annexe 3.

Le détail des estimations est fourni dans l'Annexe 4.

²⁶ Pour l'Allemagne, la série de taux de marge retenue pour ces estimations est celle dans laquelle il est considéré que l'évolution du passif de la Treuhandanstalt est une subvention aux entreprises, c'est à dire la courbe supérieure pour ce pays dans le Graphique 2. Rappelons que ce choix conventionnel impacte significativement le taux de marge, mais sur la seule période 1990-1994 (Cf. Graphique 2).

²⁷ Sur la période 1979-1982, le prix relatif de l'énergie a ainsi été multiplié par 1,19 aux Etats-Unis, contre 1,27 en France, 1,23 en Allemagne et 1,33 au Japon.

²⁸ Prigent (1999) aboutit pour les mêmes raisons à l'absence de relation cointégrée sur données annuelles.

Les coefficients ont tous le signe attendu, correspondant à une influence sur le taux de marge positive pour le coût réel du capital (taux d'intérêt réel « TIRL »), les tensions sur le marché des biens (taux d'utilisation des capacités de production « tu »), et négative pour le prix relatif de l'énergie (« pre ») et l'importance des effectifs non-salariés (rapport entre effectifs non-salariés et effectifs salariés « ns – n »).

Compte tenu des écarts de niveau du taux de marge dans les différents pays et à l'exception du prix relatif de l'énergie, ces résultats d'estimation conduisent à des effets relativement proches d'une même modification des différents déterminants du taux de marge d'équilibre pour l'année 2000 (Tableau 6). Cela signifierait que les inerties dans les ajustements à l'un de ces chocs, si elles peuvent avoir des origines diverses dans ces trois différents pays, y ont finalement un impact semblable sur le niveau du taux de marge à moyen terme. Les variations du prix relatif de l'énergie auraient un impact plus importants sur le taux de marge en France qu'en Allemagne et au Japon. Concernant la variable « ns – n » caractérisant l'importance relative des effectifs non-salariés, l'impact sur le taux de marge traduit que l'hypothèse retenue pour effectuer la correction de la non-salarisation est sans doute trop forte (à supposer que le taux de marge d'équilibre soit le même dans les SNF et les EI) : le coefficient négatif de cette variable indique que l'équivalent salarial des non-salariés serait inférieur au coût salarial moyen des salariés. On constate également que, pour la France, ces résultats sont (hors la variable « ns – n » absente des estimations précédemment réalisées) très proches de ceux obtenus précédemment sur des données plus détaillées.

Tableau 6 : **Modification (en points) à moyen terme du taux de marge induite par une variation (en 2000) de chacun des différents déterminants du taux de marge**

Modification de 1 point (pour « TIRL » et pour « tu ») Ou de 1 % (pour « pre » et « ns – n ») de la variable explicative suivante :	Pays				
	France	Alle- magne	Etats- Unis	Japon	Royaume -Uni
Taux d'intérêt réel : TIRL	0,7	0,8	-	0,9	-
Prix relatif de l'énergie : pre :	-0,2	-0,1	-	-0,1	-
Taux d'utilisation des capacités de production : tu	0,3	0,3	-	0,3	-
Rapport effectifs non-salariés sur effectifs salariés : ns – n	-0,1	-0,1	-	-0,1	-

Source : Calculs des auteurs à partir des résultats d'estimations reportés dans le Tableau 5. Le calcul n'est pas fait pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni pour lesquels le taux de marge est stationnaire.

Au regard de ces résultats, il semble possible de tirer les enseignements suivants :

- Le taux de marge des entreprises du secteur marchand serait stationnaire en niveau au Royaume-Uni et autour d'un trend déterministe aux Etats-Unis. Les chocs de taux d'intérêt réel, prix de l'énergie, et les tensions sur l'outil de production n'auraient pas d'impact durable sur le taux de marge, ce qui pourrait témoigner également de fortes flexibilités sur les marchés des biens et du travail²⁹ ;
- En France, en Allemagne et au Japon, les chocs de taux d'intérêt réel et de prix de l'énergie ainsi que le niveau des tensions sur l'appareil productif ont un impact sur le niveau du taux de marge d'équilibre ;
- Enfin, dans les mêmes trois pays, l'impact de l'évolution de la non-salarisation sur le taux de marge influence significativement les évolutions du taux de marge. A cet égard, il est montré dans l'Annexe 4 qu'en France, le taux de marge corrigé de la dérive de l'importance relative des non-

²⁹ Notons qu'ici, la flexibilité évoquée signifie qu'en cas de hausse des tensions sur l'outil de production (le raisonnement étant symétrique à la baisse), les entreprises n'élèvent pas durablement leur mark-up. Cela suppose un environnement concurrentiel important (via par exemple la possibilité de nouveaux entrants, c'est à dire de nouveaux producteurs, sur le marché), ou qu'une hausse des coûts salariaux réduit la possibilité d'une hausse durable du mark-up.

salariés³⁰ est stable depuis la fin de la décennie 1980 à un niveau identique à celui d'avant le premier choc pétrolier. Ce résultat confirme que le constat d'un taux de marge apparent croissant sur la décennie 1990 et atteignant récemment un niveau supérieur à celui d'avant le premier choc pétrolier peut être un effet de la convention comptable sans doute excessive consistant à attribuer aux non-salariés un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés.

4.3. Lecture des évolutions de moyen terme du taux de marge

Les résultats des estimations de la relation (3) de long terme aboutissent à la décomposition présentée dans le Tableau 7 des grandes phases d'évolution du taux de marge dans les différents pays. La décomposition n'est pas proposée pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni, car le taux de marge y est stationnaire, ce qui a exclu l'estimation d'une relation de long terme. Rappelons également que, pour le Japon, la décomposition proposée dans le Tableau 7 ne concerne que la période 1978-2000.

Dans les trois pays (France, Allemagne et Japon), le niveau plus élevé du taux de marge d'équilibre en fin de période (2000) qu'au début (1970 ou 1978 pour le Japon) s'explique par la baisse de l'importance relative des effectifs non-salariés (Cf. Tableau 4). Cet effet pris en compte, l'écart de niveau du taux de marge entre le début et la fin de la période est négatif (ce qui signifie que le taux de marge d'équilibre a baissé sur l'ensemble de la période). L'écart est cependant faible, particulièrement pour la France (moins de un point).

Les évolutions du prix relatif de l'énergie apportent les plus fortes contributions aux fluctuations du taux de marge d'équilibre de moyen terme. Les chocs pétroliers de la décennie 1970 ont eu, du fait de rigidités sur le marché du travail, des effets à la baisse sur ce taux de marge particulièrement importants en France et plus réduits en Allemagne. Au Japon, le second choc pétrolier a également eu un impact important. Durant la décennie 1980, le contre-choc pétrolier a contrebalancé en partie (les 2/3) pour la France et totalement pour l'Allemagne l'impact sur le taux de marge des chocs des années 1970. Pour le Japon, la compensation du seul second choc n'a été que partielle, du fait d'une inflation nationale plus basse. Enfin, sur la décennie 1990, les évolutions du prix de l'énergie n'ont eu qu'un impact négligeable sur le taux de marge d'équilibre en France et en Allemagne, leur impact étant négatif au Japon en raison d'une faible inflation.

Les évolutions du coût du capital ont un impact sur le taux de marge d'équilibre sensiblement plus faible que celles du prix relatif de l'énergie. Pour les trois pays considérés, cet impact (du même sens que l'évolution du taux d'intérêt réel) est à la baisse au début des années 1970, à la hausse ensuite jusqu'à la fin des années 1980 et à la baisse enfin sur la décennie 1990. En outre, parce qu'elles sont de moindre ampleur, les variations du taux d'intérêt réel ont un impact sur le taux de marge sensiblement plus réduit en Allemagne qu'en France.

Enfin (à l'exception de la sous-période 1978-1981 au Japon), l'impact sur le taux de marge des variations du taux d'utilisation des capacités de production est de même signe que celui des variations du prix relatif de l'énergie.

Il ressort finalement de ces résultats que :

- La sous-période 1973-1981 se caractérise, tant en France qu'en Allemagne, par une baisse du taux de marge liée à l'augmentation du prix relatif de l'énergie et de moindres tensions sur l'outil de production, faiblement contrebalancées par la hausse du coût réel du capital ;

³⁰ Ce taux de marge corrigé « tmcfc » est calculé en appliquant la relation : $tmcfc = tmcf - \alpha_4.(ns - n)$, α_4 , étant paramétré avec le résultat de l'estimation de la relation (3).

- Sur la sous-période 1981-1989, dans les trois pays, la hausse du taux de marge s'explique à la fois par la hausse du coût réel du capital, la baisse du prix relatif de l'énergie (contre-choc pétrolier) et la hausse des tensions sur l'outil de production (ces deux derniers facteurs explicatifs étant d'ampleur moindre) ;
- Sur la sous-période 1989-2000, dans les trois pays à nouveau, la baisse du coût réel du capital, la hausse du prix relatif de l'énergie ainsi que la baisse des tensions sur l'outil de production contribuent à la baisse du taux de marge ;
- Pour la France, l'opposition importante sur la dernière sous-période (1990-2000) entre l'évolution (négative) de la cible du taux de marge et l'évolution (positive) du taux de marge observé est liée à un écart inverse important sur les deux années extrêmes de la sous-période : le taux de marge est sensiblement inférieur à sa cible en 1989 et supérieur en 2000 (Cf. Annexe 4). On retrouve ici un résultat obtenu précédemment sur les données françaises plus détaillées.

Tableau 7 : **Décomposition des grandes phases d'évolution à moyen terme du taux de marge des entreprises du secteur privé des différents pays étudiés (en points)**

	1970-1973	1974-1981	1982-1989	1990-2000	1970-2000
--	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------

A - France

Variation de l'indicateur	1,1	-6,6	9,57	2,7	6,7
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	1,9	-6,1	10,0	-0,6	5,2
- Du coût réel du capital	-1,7	1,2	2,3	-2,4	-0,6
- Du prix relatif de l'énergie	2,0	-7,3	4,7	-0,1	-0,7
- Du taux d'utilisation des capacités de production	0,4	-1,2	1,6	-0,4	0,4
- De l'importance relative des effectifs non-salariés	1,2	1,2	1,4	2,3	6,1

B - Allemagne

Variation de l'indicateur	-1,2	-1,2	6,7	-ε	4,1
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	-0,6	-0,5	5,3	-0,3	3,9
- Du coût réel du capital	-0,9	1,1	0,8	-1,6	-0,6
- Du prix relatif de l'énergie	-0,3	-2,2	2,2	-0,5	-0,8
- Du taux d'utilisation des capacités de production	-0,6	-1,2	1,5	-0,1	-0,4
- De l'importance relative des effectifs non-salariés	1,2	1,8	0,8	1,4	5,2

C – Etats-Unis

Variation de l'indicateur	1,7	0,3	1,2	0,2	3,5
---------------------------	-----	-----	-----	-----	-----

C – Royaume-Uni

Variation de l'indicateur	2,6	-3,9	1,5	-1,5	-1,4
---------------------------	-----	------	-----	------	------

D – Japon

	1978-1981	1981-1989	1989-2000	1978-2000
Variation de l'indicateur	1,2	6,1	-1,5	5,8
Variation de la cible de moyen terme, dont contribution :	1,3	6,0	-1,1	6,2
- Du coût réel du capital	2,4	0,2	-2,9	-0,3
- Du prix relatif de l'énergie	-2,4	1,9	-1,1	-1,6
- Du taux d'utilisation des capacités de production	0,1	0,7	-1,6	-0,8
- De l'importance relative des effectifs non-salariés	1,2	3,2	4,5	8,9

Source : Evaluations des auteurs, à partir des résultats d'estimations fournis dans le Tableau 5.

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'Encadré 1 et détaillé dans l'Annexe 3. La décomposition n'est pas proposée pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni, car le taux de marge y est stationnaire, ce qui exclut l'estimation d'une relation de long terme.

Pour le Japon, pour des raisons de disponibilité de données, les estimations de la relation (3) de long terme et en conséquence la décomposition proposée dans le Tableau ci-dessus ne sont réalisées que sur la période 1978-2000.

4.4. Les déterminants de la dynamique de court terme du taux de marge³¹

La relation de court terme estimée pour chaque pays est une forme simplifiée (selon la significativité des coefficients) de la relation (4). Pour la France, l'Allemagne et le Japon, la relation de court terme correspond à un modèle à correction d'erreur dans lequel la cible découle de l'estimation de la relation (3). Pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni, où le taux de marge est stationnaire, la relation estimée explique la croissance du taux de marge en fonction de variables stationnaires. Compte tenu du caractère stationnaire du taux de marge pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni, nous avons modélisé pour chacun des ces deux pays le niveau du taux de marge en fonction de ses retards et de déterminants stationnaires (en niveau et en différence). Nous sommes pour cela parti d'un modèle autorégressif à retards échelonnés. Le coefficient estimé associé au premier retard du taux de marge est ressorti très proche de 1 de sorte que la spécification adoptée a consisté en définitive à modéliser la différence première du taux de marge. Les résultats des estimations de la relation de court terme sont fournis dans le Tableau 8.

Bien que les coefficients des variables explicatives retenues aient le signe attendu, ces résultats doivent être considérés avec précaution. Pour les trois pays sur lesquels la dynamique de court terme correspond à un modèle à correction d'erreur, le délai d'ajustement moyen à la cible de moyen terme du taux de marge est très différent : court au Japon (environ 1,5 an), assez long en Allemagne (environ 3 ans) et très long en France (environ 4,5 ans, contre 1,5 à 2,5 ans sur données trimestrielles)³².

Les enseignements des estimations dynamiques semblent être les suivants :

Tableau 8 : **Résultats d'estimation de la relation (4) de court terme sur l'ensemble du secteur privé**

$$(3) \Delta t m c f = \beta_1 . \Delta t m c f_{-1} + \beta_2 . e c_{-1} + \beta_3 . \Delta p r e + \beta_4 . \Delta p r o d + \beta_5 . \Delta t u + \beta_6 . \Delta t c h o_{-1} + \beta_7 . \Delta T I R L + \beta_8 . \Delta (n s - n) + c t e$$

Données annuelles ; Période d'estimation : 1970-2000 ; pour le Japon : 1978-2000

	France	Alle- magne	Japon	Etats- Unis	Royaume -Uni
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta t m c f_{-1}$	0,29		0,29		0,26
Terme de rappel : $e c$	-0,26	-0,35	-0,75		
Croissance du prix relatif de l'énergie : $\Delta p r e$	-0,32	-0,08			
Croissance de la productivité du travail : $\Delta p r o d$			0,80	1,16	0,72
Croissance du taux d'utilisation : $\Delta t u$	0,78	0,78			
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta t c h o_{-1}$		0,12			0,17
Variation du coût réel du capital : $\Delta T I R L$					
Croissance du rapport effectifs non-salariés sur effectifs salariés : $\Delta (n s - n)$					-0,26
Constante : $c t e$	ϵ^{***}	$-\epsilon^{***}$	ϵ^*	-0,01	-0,02

Les coefficients estimés sont toujours significativement différents de zéro (test de Student) au seuil de 5 %, de 10 % si *, 20 % si **. Ils ne sont pas significatifs si ***.

Des variables muettes non indiquées sur ce Tableau interviennent également en 1973, 1974, 1991 et 1995 pour l'Allemagne, et en 1975 pour les Etats-Unis.

Le contenu de chacun des indicateurs de taux de marge est indiqué dans l'Encadré 1 et détaillé dans l'Annexe 3. Le détail de ces estimations est fourni dans l'Annexe 4.

³¹ Les estimations économétriques correspondantes et leurs résultats sont détaillés dans l'Annexe 4.

³² Les erreurs de mesure des indicateurs de taux de marge ont pour effet ici de biaiser les estimations dans le sens d'un allongement des délais d'ajustement à la cible.

- Les variations du coût réel du capital ne semblent pas avoir d'impact sur la dynamique de court terme du taux de marge quel que soit le pays considéré ;
- La dynamique de court terme du taux de marge présente des caractéristiques proches en France et en Allemagne : les variations des prix de l'énergie et du taux d'utilisation des capacités n'ont un impact significatif à court terme que pour ces deux pays ; la croissance de la productivité ne semble pas y influencer les fluctuations de court terme du taux de marge. En outre, bien que les coefficients obtenus pour les variables communes diffèrent, ils sont statistiquement proches (comme en témoignent les écart-types associés à ces coefficients). Des différences existent néanmoins puisque l'évolution du taux de chômage influence l'évolution du taux de marge positivement en Allemagne et non en France ;
- Au Japon, la dynamique de court terme du taux de marge dépend des évolutions de la productivité et du taux de marge retardé ;
- Aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, où le taux de marge est stationnaire, les évolutions de la productivité influencent positivement celles du taux de marge. Ce facteur explicatif est d'ailleurs finalement le seul retenu pour les Etats-Unis. En revanche, au Royaume-Uni, l'évolution de la non-salarisation, ainsi que celles du taux de marge et du taux de chômage retardés, semblent également expliquer les fluctuations du taux de marge.
- Dans ces deux pays, l'évolution du prix relatif de l'énergie n'influence pas directement les fluctuations du taux de marge.

Des échantillons réduits sur données annuelles étant peu adaptés pour appréhender les dynamiques de court terme, ces influences dynamiques doivent être considérées avec prudence : même si les estimations aboutissent à des ajustements relativement satisfaisants, il y a peu de raisons économiques de penser que certaines variables ont plus vocation à jouer un rôle significatif dans tel pays plutôt que tel autre. De plus, certaines variables qui avaient une influence importante dans la dynamique de court terme du taux de marge en France sur les données trimestrielles ne semblent plus significatives sur données annuelles.

5. Remarques conclusives

Dans une approche où les facteurs sont substituables, le capital mobile et le coût du capital exogène, le niveau d'équilibre du taux de marge dépend du coût réel du capital. Compte tenu de fortes inerties d'ajustement du volume des facteurs et du salaire, le long terme économétrique estimé sur des données empiriques s'étendant sur quelques décennies seulement correspond davantage à un moyen terme économique dans lequel le niveau du taux de marge est également influencé par les chocs de termes de l'échange (principalement les évolutions du prix de l'énergie) et par les déséquilibres « keynésiens » sur les marchés des biens et du travail. C'est dans cette perspective qu'ont été engagés les travaux réalisés dans cette étude. Les principaux enseignements qui en ressortent sont les suivants :

- Dans les cinq pays ici étudiés, mais surtout pour la France, l'Allemagne et le Japon, la mesure du taux de marge des entreprises est sensible aux diverses conventions statistiques retenues, et en particulier à la correction de la non-salarisation. Cet aspect statistique pris en compte, le taux de marge des entreprises françaises apparaît stabilisé depuis la fin des années 1980 à un niveau équivalent à celui d'avant le premier choc pétrolier ;
- Quelle que soit la périodicité des données, le niveau du taux de marge des entreprises françaises semble fortement déterminé, à moyen terme, par le prix réel de l'énergie, le coût du capital et, dans une moindre mesure, les tensions sur l'outil de production. Sur la sous-période 1970-1973 précédant les deux chocs pétroliers, la relative stabilité du taux de marge s'explique par le fait que l'impact à la hausse de l'augmentation du coût réel du capital et de plus fortes tensions sur l'outil de production est contrebalancé par l'impact à la baisse de l'augmentation du prix réel de l'énergie. La relative stabilité du taux de marge sur la sous-période 1990-2000 s'explique par les impacts de sens inverse des évolutions de chacun de ces trois déterminants. La baisse marquée du taux de marge sur la sous-période 1974-1981 des deux chocs pétroliers s'explique par l'impact à la

baisse de l'augmentation du prix réel de l'énergie et, à un moindre titre, par de plus faibles tensions sur l'outil de production, ces influences étant faiblement contrebalancées par l'impact à la hausse du coût réel du capital. Sur la sous-période 1982-1989 suivant les deux chocs pétroliers, la forte hausse du taux de marge équivalente à la baisse de la sous-période précédente s'explique par l'impact conjoint de la baisse du prix de l'énergie, de la hausse du coût réel du capital et de l'augmentation des tensions sur l'outil de production ;

- Le niveau du taux de marge des entreprises allemandes et japonaises semble pouvoir s'expliquer, à moyen terme, par les mêmes déterminants que pour les entreprises françaises.
- Aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, le taux de marge semble stationnaire, ce qui peut s'expliquer à la fois par des chocs moins importants, en particulier concernant le prix relatif de l'énergie, et sans doute par de plus fortes flexibilités sur le marché du travail ;
- La dynamique de court terme du taux de marge des entreprises françaises semble transitoirement déterminée, outre par les variations des déterminants de moyen terme et la correction de l'écart à la cible de moyen terme, positivement par les évolutions de la productivité du travail et du taux de chômage, et négativement par les évolutions du pouvoir d'achat du SMIC et du coin social. Ces résultats confirment l'idée intuitive que le taux de chômage influence significativement (et négativement) le pouvoir de négociation salariale des salariés et que les contributions au financement de la protection sociale ne sont pas spontanément et totalement considérées comme des formes de revenu différé.

Références bibliographiques citées dans le texte

- **Banque de France (2002)** : « Croissance potentielle et tensions inflationnistes », Bulletin de la Banque de France, Numéro Spécial, n° 103, juillet ;
- **C. Bean (1989)** : « Capital shortages and persistent unemployment », Economic Policy, April ;
- **S. Bentolila et G. Saint-Paul (1999)** : « Explaining Movements in the Labor Share », CEMFI, Document de travail n°9905 ;
- **O. Blanchard (1997)** : « The medium term », Brookings Papers on Economic Activity, n° 2 ;
- **O. Blanchard et N. Kiyotaki (1987)** : « Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand », American Economic Review, vol. 77 ;
- **P. Cahuc et A. Zylberberg (1996)** : « Economie du travail », De Boeck Université ;
- **G. Cette (1997)** : « Quelques éléments descriptifs concernant le partage primaire du revenu dans les entreprises non-financières françaises », Conseil d'Analyse Economique, rapport n° 2, Annexe A ;
- **G. Cette et S. Mahfouz (1996)** : « Le partage primaire du revenu : un constat descriptif sur longue période », Economie et Statistique, n° 296-297, 1996-6/7 ;
- **G. Cette et A. Sylvain (2001)** : « Partage primaire de revenu et rendement du capital : quelques repères empiriques pour plusieurs grands pays industrialisés », Bulletin de la Banque de France, n° 93, septembre ;
- **J.-P. Cotis et E. Rignols (1998)** : « Le partage de la valeur ajoutée : quelques enseignements tirés du paradoxe franco-américain », Revue de l'OFCE, n° 65, avril, p. 291-344 ;
- **J. E. H. Davidson, D. F. Hendry, F. Srba, S. Yeo (1978)** : « Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom », Economic Journal, n° 88, p. 661-692 ;
- **S. Doisy, E. Lefebvre et R. Mahieu (2001)** : « Le partage des fruits de la croissance », Les Notes Bleues de Bercy, n° 209, 16 au 30 juin ;
- **R.F. Engle et C. Granger (1987)** : « Cointegration and error correction : representation, estimation and testing », Econometrica, n° 55, p. 251-276 ;
- **R.F. Engle et B.S. Yoo (1987)** : « Forecasting and testing in cointegrated systems », Journal of Econometrics, n° 35, p. 143-159 ;
- **European Commission (2000)** : « Profitability in the Euro area and in the USA », ECFIN/426/00-EN, 26 juin ;
- **Eurostat (1996)** : « Système Européen des comptes, 1995 » ;
- **R. Gordon (1997)** : « The time-varying and its implications for economic policy », Journal of Economic Perspectives, Vol 11, n° 1 ;
- **A. B. Krueger (1999)** : « Measuring behor's share », American Economic Review, Vol. 89, n° 2, May ;
- **D. Kwiatkowski, P.C.B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin (1992)** : « Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root », Journal of Econometrics, n° 54, p. 159-178 ;
- **J.-P. Laffargue (1999)** : « Inégalités, biais de progrès technique et imperfections de marché en France, de 1974 à 1993 », Economie et Prévision, n° 138-139 ;
- **F. Mihoubi (1999)** : « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherches, n° 64, mars ;
- **J. MacKinnon (1991)** : « Critical values for cointegration tests », in R.F. Engle and C.W.J. Granger : « Long run economic relationships », Oxford University Press ;
- **C. Prigent (1999)** : « La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique », Economie et Statistique, n° 323, 1999-3, p73-91 ;
- **J. D. Sargan (1964)** : « Wages and prices in the United Kingdom : a study in econometric methodology », in D.F. Hendry et K.F. Wallis (eds) « Econometrics and quantitative economics », Basil Blackwell, Oxford, 1984, reprinted version ;
- **J. H. Stock et M.W. Watson (1993)** : « A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », Econometrica, n° 61(4), p. 113-144.
- **A. Sylvain (1997)** : « Quelques éléments de comparaison internationale concernant le partage primaire du revenu », Conseil d'Analyse Economique, rapport n° 2, Annexe B ;
- **A. Sylvain (1998)** : « Le partage primaire de la valeur ajoutée : évolution pour cinq pays entre 1965 et 1996 », Economie Internationale, n° 75, 1^{er} trimestre ;
- **A. Sylvain (2001)** : « Rentabilité et profitabilité du capital : le cas de six pays industrialisés », Economie et Statistique, n°341-342, 2001-1/2, p129-152.

Annexe 1 : La construction des indicateurs de taux de marge concernant la France³³

Après avoir rappelé le contenu des différents indicateurs (1.) on précise leur calcul (2.) et la construction des séries longues mobilisées à cette fin (3.).

1. Les différents indicateurs de taux de marge

Le taux de marge aux coûts des facteurs « TMCF » est la part de l'excédent brut d'exploitation aux coûts des facteurs « EBECF » dans la valeur ajoutée aux coûts des facteurs « VACF ».

Dans la présente étude, cinq taux de marge ont été calculés : quatre concernant les sociétés non-financières et les entreprises individuelles (notés respectivement SNF-EI 1, SNF-EI 2, SNF-EI 3 et SNF-EI 4) et un les seules sociétés non-financières (SNF). Les quatre indicateurs SNF-EI sont corrigés de la non-salarisation en affectant à chaque non-salarié un coût salarial fictif. La période sur laquelle les indicateurs ont été construits varie suivant la disponibilité des séries, de 1949-2000 pour la plus longue à 1970-2000 pour la plus courte. Le contenu de ces indicateurs est le suivant :

- *SNF-EI 1* : l'indicateur affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des SNF-EI. Ce taux de marge aux coûts des facteurs est calculé sur la période 1959-2000, les données de 1949 à 1958 n'étant pas directement disponibles pour les impôts sur salaires, qui sont une composante des impôts indirects (Cf. partie sur la construction des séries) ;
- *SNF-EI 2* : l'indicateur affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des SNF-EI hors allègements de charges sociales dont peuvent bénéficier les salariés. Comme le précédent indicateur et pour la même raison, ce taux de marge est calculé sur la période 1959-2000 ;
- *SNF-EI 3* : l'indicateur affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des EI. Ce taux de marge est calculé sur la période 1970-2000, l'information sur les effectifs salariés des EI n'étant pas disponibles avant 1970 ;
- *SNF-EI 4* : l'indicateur repose sur un calcul spécifique de la valeur ajoutée au coût des facteurs et du coût salarial, qui ne comprennent pas les impôts sur salaires contrairement aux quatre autres indicateurs. Comme pour SNF-EI 1, l'indicateur affecte à chaque non-salarié un coût salarial fictif égal au coût salarial moyen des salariés des SNF-EI. Ce taux de marge est le seul à pouvoir être calculé sur la période 1949-2000 ;
- *SNF* : l'indicateur concerne les seules sociétés non-financières. Le principe de correction de la non-salarisation est identique à celui des indicateurs SNF-EI 1 et 4. Ce taux de marge est calculé sur la période 1970-2000, pour les mêmes raisons de disponibilités de séries que l'indicateur SNF-EI 3.

2. Le calcul des indicateurs

Les expressions placées entre « [] » correspondent aux codes des postes comptables en Comptabilité Nationale, base 1995. La méthode de rétopolation des séries sur les différentes bases comptables mobilisées est explicitée dans la troisième partie de cette Annexe. Les suffixe « _SNF » ou « _EI » indiquent que la variable concerne respectivement les seules SNF ou les seules EI. L'absence de suffixe indique que la variable concerne l'ensemble SNF et EI.

³³ Cette Annexe et le travail de construction des données correspondantes ont bénéficié de la contribution de Laurent Baudry et Marie-Pierre Leclair.

- SNF-EI 1

Le taux de marge aux coûts des facteurs « TMCF » est donc la part de l'excédent brut d'exploitation aux coûts des facteurs « EBECF » dans la valeur ajoutée aux coûts des facteurs « VACF ».

- La valeur ajoutée aux coûts des facteurs « VACF » est la valeur ajoutée au prix de base « VAPB » [B1] augmentée des subventions d'exploitation « SE » [D39]³⁴ et diminuée des impôts liés à la production « IP » [D292] ;
- L'excédent brut d'exploitation aux coûts des facteurs « EBECF » correspond à la valeur ajoutée aux coûts des facteurs « VACF » diminuée de l'ensemble des coûts liés aux salariés « CS ». Les coûts salariaux « CS » sont la somme des coûts salariaux des salariés « CSS » et du coût salarial fictif des non-salariés « CSNS ». Les coûts salariaux des salariés « CSS » correspondent aux salaires et traitements bruts [D11] augmentés des diverses cotisations sociales [D121+D122] et des impôts sur salaires [D291]. Le coût salarial fictif des non-salariés « CSNS » est le produit du coût salarial total des salariés « CSS » par le rapport entre le nombre des non-salariés « NNS » et le nombre des salariés « NS ».

On a donc :

$$(1) \quad TMCF = (VACF - CS) / VACF$$

Avec (2) $VACF = B1 + D39 - D292$

$$(3) \quad CS = CSS + CSNS$$

$$(4) \quad CSS = D11 + D121 + D122 + D291$$

$$(5) \quad CSNS = CSS * (NNS) / NS$$

- SNF-EI 2

Le calcul est identique à celui du précédent indicateur SNF-EI 1, sauf pour le coût salarial fictif des non-salariés (relation (5)). Dans le calcul de « CSNS », il est maintenant supposé que les non-salariés ne bénéficient pas des allègements de charges « ALLEG ». On a donc les mêmes relations (1) à (4) que pour l'indicateur SNF-EI 1 et la relation (5) qui devient :

$$(5) \quad CSNS = (CSS + ALLEG) * (NNS / NS)$$

- SNF-EI 3

Ici encore, le calcul est identique à celui du précédent indicateur SNF-EI 1, sauf pour le coût salarial fictif des non-salariés (relation (5)). Dans le calcul de « CSNS », il est maintenant supposé que le coût salarial moyen fictif des non-salariés est égal au coût salarial moyen des salariés des EI. On a donc les mêmes relations (1) à (4) que pour l'indicateur SNF-EI 1 et les relations (4)' et (5) suivantes :

$$(4)' \quad CSS_EI = D11_EI + D121_EI + D122_EI + D291_EI$$

$$(5) \quad CSNS = CSS_EI * (NNS / NS_EI)$$

³⁴ En nouvelle base, ces subventions d'exploitation [D39] sont comptabilisées comme emplois négatifs. Afin de simplifier la présentation, on suppose ici que ces subventions sont comptabilisées en ressources positives.

- SNF-EI 4

La valeur ajoutée aux coûts des facteurs « VACF » est ici la valeur ajoutée aux prix de base « VAPB » [B1] augmentée des subventions d'exploitation « SE » [D39] et diminuée des impôts liés à la production « IP » [D292] et des impôts sur salaires « IS » [D291]. Le coût salarial des salariés « CSS » correspond uniquement aux salaires et traitements bruts [D11] augmentés des diverses cotisations sociales [D121+D122]. La correction de la non-salarisation est effectuée de la même façon que pour SNF-EI 1. On a donc les mêmes relations (1), (3) et (5) que pour le calcul de l'indicateur SNF-EI 1, et les relations (2) et (4) qui deviennent :

$$\begin{aligned} \text{Avec (2)} \quad & \text{VACF} = \text{B1} + \text{D39} - \text{D291} - \text{D292} \\ \text{(4)} \quad & \text{CSS} = \text{D11} + \text{D121} + \text{D122} \end{aligned}$$

- SNF

Le principe du calcul est identique à celui de l'indicateur SNF-EI 1, les différentes séries prises en compte concernant exclusivement les sociétés non-financières. Pour ce taux de marge, la correction de la non-salarisation n'a pas lieu d'être étant donné que les non-salariés ne concernent que les entreprises individuelles. On a donc les relations (1) (2) et (4) suivantes :

$$(1) \quad \text{TMC}_{\text{SNF}} = (\text{VACF}_{\text{SNF}} - \text{CS}_{\text{SNF}}) / \text{VACF}_{\text{SNF}}$$

$$\begin{aligned} \text{Avec (2)} \quad & \text{VACF}_{\text{SNF}} = \text{B1}_{\text{SNF}} + \text{D39}_{\text{SNF}} - \text{D292}_{\text{SNF}} \\ \text{(4)} \quad & \text{CS}_{\text{SNF}} = \text{D11}_{\text{SNF}} + \text{D121}_{\text{SNF}} + \text{D122}_{\text{SNF}} + \text{D291}_{\text{SNF}} \end{aligned}$$

3. Construction des séries

Les différents taux de marge ont été calculés en articulant plusieurs bases comptables à savoir :

- de 1949 à 1958 : données annuelles en base 1956 transformées en base 1962.
Source : INSEE (1972) : « Les comptes de la nation, base 1962 - Les comptes des années 1949-1959 » N°55 des collections de l'INSEE, série C, 13 ;
- de 1959 à 1969 : données annuelles en base 1980.
Source : données transmises par l'INSEE ;
- de 1970 à 1977 : données trimestrielles en base 1980.
Source : INSEE, comptes trimestriels ;
- de 1978 à 2000 : données trimestrielles en base 1995.
Source : INSEE, comptes trimestriels.

Pour chaque série, le principe de la rétopolation consiste à appliquer les taux de croissance de la série disponible sur d'anciennes bases sur la première donnée disponible dans la base la plus récente.

Tableau A1-1 : **Séries rétrolées, utilisées pour le calcul du taux de marge aux coûts des facteurs en France**

Champ : sociétés non-financières et entreprises individuelles

En millions de francs et en milliers

Années	VA au prix de base « VAPB »	Subventions d'exploit. « SE »	Impôts sur la production « IP »	Salaires et cotisations sociales « CSS »	Allègements de cotisations sociales « ALLEG »	Impôts sur salaires « IS »	Effectifs salariés « NS »	Effectifs non-salariés « NNS »
1949	68293	565	2075	28051	0		9011	7314
1950	78915	675	2561	30932	0		9073	7175
1951	96413	774	3314	39435	0		9290	7023
1952	113281	942	4025	47516	0		9354	6884
1953	117475	1079	4262	49375	0		9315	6750
1954	123528	1283	4550	53664	0		9433	6639
1955	132283	1736	4810	58880	0		9561	6477
1956	146150	1988	5244	65902	0		9691	6316
1957	164387	1962	5945	73983	0		9935	6110
1958	189689	1944	6799	84978	0		10044	5929
1959	207454	1590	7497	92368	0	2933	9993	5812
1960	230460	1816	7856	101568	0	3276	10091	5696
1961	247934	2130	8573	113873	0	3597	10212	5547
1962	276864	2630	9617	128323	0	4055	10426	5407
1963	307903	3133	10714	146729	0	4634	10790	5280
1964	340732	3060	11792	164363	0	5316	11125	5166
1965	367614	3470	12766	178237	0	5795	11272	5058
1966	396746	3694	13615	192497	0	6118	11435	4957
1967	428206	4111	14247	207618	0	6694	11523	4858
1968	450298	5131	11559	230727	0	6786	11545	4713
1969	506978	5318	13232	264271	0	1385	11907	4530
1970	569929	4899	14162	299794	0	677	12203	4367
1971	634001	5096	15197	336785	0	819	12338	4233
1972	705854	5720	16991	375832	0	1147	12496	4096
1973	815745	6470	21341	433698	0	1920	12770	3994
1974	932501	7359	21061	516241	0	2180	12943	3910
1975	1037164	9973	25186	601620	0	3668	12728	3815
1976	1184897	11209	28403	695357	0	4805	12828	3737
1977	1347471	13808	33436	785996	350	6567	12958	3670
1978	1509202	16336	36967	885052	450	8970	12996	3602
1979	1698417	16280	41893	1005346	1100	9188	13045	3560
1980	1911396	20550	47679	1153293	1850	10471	13082	3512
1981	2129366	24408	57959	1300022	4450	11404	12966	3456
1982	2425238	26904	66790	1475117	3050	13475	12973	3389
1983	2654250	34497	73650	1613173	3850	14549	12892	3340
1984	2865970	44634	88212	1720701	3550	15502	12704	3276
1985	3061244	44648	89227	1813809	1950	20062	12549	3207
1986	3306652	48031	95361	1896300	3850	20773	12555	3170
1987	3477694	44332	99429	1988912	6550	21257	12645	3136
1988	3750595	40460	107797	2116943	4000	19734	12873	3103
1989	4068887	38434	111021	2264610	4250	22348	13202	3051
1990	4304562	40859	127901	2428118	3600	23679	13476	2993
1991	4456136	47130	137997	2526017	5550	24343	13407	2926
1992	4561685	49380	145784	2595086	7150	30670	13319	2832
1993	4542523	57005	154755	2585673	11000	34273	13017	2736
1994	4633096	55610	158187	2623040	20850	39539	12980	2671
1995	4806478	49407	163696	2693180	30200	44549	13162	2621
1996	4850416	61787	174911	2750432	52700	48202	13218	2576
1997	4991526	50280	184928	2821699	64900	43887	13312	2554
1998	5257575	50857	200433	2929506	66900	39788	13564	2541
1999	5418832	51651	200671	3066950	67000	40088	13902	2540
2000	5666595	50712	199824	3218165	93600	40142	14367	2527

Source : Cf. texte de cette Annexe 1

Tableau A1-1, suite

Années	Sociétés non-financières							Entreprises individuelles	
	VA au prix de base	Subv. d'exploit.	Impôts sur la prod.	Salaires*	Cotisations sociales*	Impôts sur salaires	Effectifs salariés	Salaires et cotisations sociales	Effectifs salariés
	« VAPB_SNF »	« SE_SNF »	« IP_SNF »			« IS_SNF »	« NS_SNF »	« CSS_EI »	« NS_EI »
1970	405260	4436	12022	200857	60569	627	9535	38419	2668
1971	458347	4518	12847	227393	67863	752	9737	41596	2601
1972	509640	5004	14263	255732	75631	1049	9981	44567	2515
1973	601383	5811	17945	298294	86659	1748	10362	48917	2408
1974	700312	5601	17780	356685	103971	1992	10615	55773	2328
1975	784556	7751	21225	408753	128944	3339	10480	64252	2248
1976	908728	8962	23879	472392	151750	4387	10611	71632	2217
1977	1037307	11308	28193	530955	174737	5989	10747	80882	2211
1978	1161109	14045	31052	597513	197061	8249	10751	91199	2245
1979	1313238	14947	34774	671479	232962	8437	10796	101656	2249
1980	1480514	18616	39531	775526	264066	9626	10920	114546	2162
1981	1654359	20803	49361	880451	298197	10535	10860	122243	2106
1982	1871799	24252	56945	995572	343894	12458	11025	136668	1948
1983	2059595	31801	62537	1082525	386930	13492	11069	144775	1823
1984	2246989	41880	75819	1146701	420332	14347	10923	154823	1781
1985	2413664	41959	74574	1207453	448473	18623	10819	159322	1730
1986	2626249	44722	79740	1272458	464574	19339	10888	160702	1667
1987	2788263	39390	83520	1332249	494129	19824	11014	163967	1631
1988	3012028	36869	91082	1419221	526067	18356	11266	173033	1607
1989	3257331	34841	94628	1518779	564981	20781	11553	182417	1649
1990	3462382	35657	109348	1639472	599910	22032	11846	190383	1630
1991	3617110	42534	119226	1717619	619584	22795	11814	190362	1593
1992	3732261	43918	127124	1759617	650097	28784	11706	187258	1613
1993	3745202	50066	136999	1758383	653302	32274	11516	175987	1501
1994	3829347	48134	140908	1789518	666843	37335	11558	168883	1422
1995	3986194	42599	147057	1850016	675952	42162	11734	169599	1428
1996	4028254	54009	157964	1896480	695567	45714	11833	160873	1385
1997	4186104	42672	171322	1958280	710217	41699	12006	155390	1307
1998	4432371	43920	185376	2039807	734916	37847	12259	156724	1305
1999	4586763	44265	185522	2136617	772128	38202	12566	160091	1336
2000	4809109	43162	184739	2262272	792390	38253	13002	165392	1364

* : La somme de ces deux colonnes correspond à la variable « CSS_SNF ».

Source : cf. texte de cette Annexe 1

Tableau A1-2 : **Les taux de marge calculés sur la France** (en moyenne annuelle, en %)
 Champ : SNF-EI ou SNF

Année	Indicateur de taux de marge				
	SNF-EI1	SNF-EI2	SNF-EI3	SNF-EI4	SNF
1949				22,97	
1950				27,14	
1951				25,20	
1952				24,06	
1953				24,39	
1954				22,83	
1955				22,43	
1956				22,72	
1957				24,41	
1958				25,82	
1959	25,21	25,21		26,45	
1960	26,91	26,91		28,14	
1961	24,93	24,93		26,13	
1962	25,51	25,51		26,69	
1963	24,94	24,94		26,09	
1964	25,16	25,16		26,33	
1965	25,59	25,59		26,75	
1966	26,40	26,40		27,52	
1967	27,13	27,13		28,26	
1968	24,65	24,65		25,66	
1969	26,52	26,52		26,70	
1970	27,23	27,23	35,19	27,31	34,10
1971	27,32	27,32	35,04	27,41	34,22
1972	27,94	27,94	35,27	28,04	33,57
1973	28,60	28,60	35,48	28,74	34,37
1974	26,53	26,53	33,38	26,67	32,77
1975	23,02	23,02	30,10	23,21	29,83
1976	22,57	22,57	29,70	22,79	29,68
1977	23,41	23,40	30,20	23,66	30,26
1978	23,30	23,29	30,11	23,61	29,83
1979	22,80	22,78	29,73	23,08	29,42
1980	21,66	21,63	28,37	21,93	28,12
1981	20,75	20,69	27,85	21,01	26,86
1982	21,29	21,26	27,62	21,56	26,49
1983	21,63	21,59	27,62	21,90	26,91
1984	22,62	22,59	28,39	22,89	28,54
1985	23,67	23,65	29,42	24,00	29,67
1986	26,33	26,30	31,80	26,66	32,22
1987	26,70	26,65	32,06	27,02	32,72
1988	28,01	27,98	32,92	28,29	33,61
1989	29,55	29,52	34,32	29,84	34,18
1990	28,95	28,93	33,58	29,24	33,27
1991	28,83	28,80	33,57	29,11	33,34
1992	28,69	28,66	33,83	29,04	33,17
1993	28,67	28,62	33,84	29,05	33,19
1994	29,14	29,04	34,23	29,58	33,26
1995	30,04	29,91	35,02	30,52	33,84
1996	29,41	29,19	34,61	29,91	32,78
1997	29,68	29,42	34,75	30,13	33,20
1998	30,98	30,73	35,89	31,37	34,45
1999	30,27	30,04	35,26	30,64	33,71
2000	30,56	30,26	35,39	30,91	33,74

Source : Calculs des auteurs.

Annexe 2 : **Analyse économétrique des déterminants macroéconomiques du taux de marge des entreprises françaises**

A partir de données trimestrielles construites en base 1995 sur la période 1970-2000 et dont la construction est décrite en Annexe 1, nous conduisons ici une étude économétrique sur les déterminants macroéconomiques du taux de marge en France. Les relations (1) de long terme et (2) de la dynamique de court terme qui ont été estimées sont détaillées dans le texte.

Avant de présenter les estimations réalisées, il faut souligner une limite inhérente à toute étude économétrique de cointégration : le long terme de l'analyse économique ou long terme théorique dépassent largement celui que les données permettront de tester statistiquement. Ainsi, des variables telles que le taux de marge ou le taux d'intérêt réel sont censées être du point de vue de la théorie économique stables dans le long terme ce qui devrait invalider tout examen statistique (en termes de cointégration) des déterminants à l'équilibre de la rémunération du facteur capital. Sur les trois décennies de la période étudiée ici (1970-2000), cette stabilité n'est pas vérifiée.

Compte tenu du fait que le but de l'examen économétrique est d'explicitier le mode de formation à long terme du taux de marge des entreprises françaises, nous avons effectué une analyse de la cointégration de type Engle et Granger (1987), pertinente dans un cadre univarié. La première étape de cette méthode consiste en l'estimation par les moindres carrés linéaires de la relation dite de long terme (forme réduite d'un modèle structurel), *i.e.* de l'équation du taux de marge. La seconde étape est celle de la vérification de la cointégration par un simple test de l'hypothèse de stationnarité sur les résidus de la régression précédente. La présence d'une racine unitaire peut être inférée au moyen de tests usuels tels que ceux Dickey-Fuller Augmenté (ADF) ou celui de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Les estimations, effectuées sur les 5 indicateurs de taux de marge détaillés en Annexe 1, sont le résultat d'un long et minutieux processus *ad hoc* de recherche de relations cointégrées. En fait, nous avons pris le parti de prendre comme équation de long terme de départ une relation expliquant le taux de marge *via* le taux d'intérêt réel et le prix relatif de l'énergie, ainsi que par des variables appropriées de tensions sur les marchés des biens et services (TU) et du travail (TCHO).

Par ailleurs, la construction des variables du coût réel du capital et des termes de l'échange se démarque des travaux de Cotis et Rignols (1998) et Prigent (1999) :

- Pour le coût réel du capital, alors que Prigent (1999) a opté pour le taux d'intérêt long déflaté par les prix de production, nous adoptons une formulation proche de Cotis et Rignols (1998)³⁵ en lissant la demie-somme de taux nominaux déflatés par les prix de consommation. En fait, la première mesure du coût du capital fournit des résultats peu satisfaisants voire aberrants (le coefficient associé a un signe négatif), particulièrement lorsque l'on déflate le taux nominal par les prix de valeur ajoutée. Cet écart de résultats s'explique, sans doute en partie, par les différences dans les données utilisées (année de base 1995 et/ou fréquence des données). Notons de plus que le lissage du taux d'intérêt réel atténue non seulement sa nature erratique mais aussi l'effet d'un passage du nominal au réel à partir des prix constatés au lieu de ceux anticipés ;
- Concernant les termes de l'échange, nous ne retenons ni l'indicateur intérieur (rapport entre les prix de consommation et les prix de valeur ajoutée) ni celui "extérieur" (rapport entre les prix d'importation et les prix d'exportation) et privilégions, à l'instar de Prigent (1999), une mesure en termes énergétiques³⁶ qui incorpore amplement les fluctuations liées aux chocs et contre-chocs pétroliers. Les disparités d'évolution entre les prix à la consommation et les prix de valeur ajoutée,

³⁵ Ces auteurs utilisent comme coût du capital la demie somme des taux nominaux à court et long termes (avec comme déflateur celui de la consommation privée), et du taux d'usure du capital qui est supposé constant.

³⁶ Au préalable, il nous a semblé opportun d'utiliser les prix de consommation intermédiaires. Cependant, nous avons décidé de délaissier une telle variable étant donné que les conclusions dans l'analyse de cointégration étaient largement plus satisfaisantes avec les prix de l'énergie.

consécutives à un contenu distinct en biens importés, n'ont pas suffi à expliquer la déformation du partage de la valeur ajoutée dans le long terme (absence de cointégration). De même, l'indicateur externe conduit à des résultats d'estimation incompatibles avec la théorie économique (paramètre négatif).

Au cours de nos investigations économétriques, il est apparu que l'ajout du taux de chômage dans l'équation de formation du taux de marge conduit invariablement à rejeter l'hypothèse de cointégration. En revanche, la seconde « variable keynésienne », à savoir le taux d'utilisation (TU), forme un système cointégré avec le taux de marge, le coût réel du capital et le prix relatif de l'énergie quel que soit l'indicateur de taux de marge considéré. Un tel résultat rejoint les conclusions de Cotis et Rignols (1998) qui préconisent l'emploi de variables tel que l'output gap. En outre, nous avons essayé de compléter cette relation statique par l'inclusion d'une quatrième variable traduisant soit un certain degré d'illusion fiscale de la part des salariés (ces derniers négocient sur leur rémunération soit brute/brute, brute ou nette), soit l'impact sur le taux de marge du niveau (en logarithme) du salaire minimum réglementé déflaté par les prix de consommation, qui en raison de sa nature institutionnelle peut être tel que l'on s'écarte de la frontière de prix des facteurs. Ces deux variables candidates sont apparues chacune non pertinentes et ont donc été non introduites. En effet, pour le SMIC réel, il y a d'une part absence de cointégration et d'autre part le coefficient du coût réel du capital est à la fois non significatif et négatif, alors que celui du SMIC réel est positif (non-conformité à la théorie économique). Quant au coin social, il s'est avéré que les paramètres du coût du capital et des termes de l'échange étaient non significatifs et que ceux du coût du capital (négatif) et au coin social (positif) étaient incompatibles avec la théorie économique. Les notations et le contenu des variables sont expliqués dans l'Encadré dans le texte.

On présente tout d'abord les résultats des tests de stationnarité sur les variables (1.), puis les résultats des tests de cointégration et des estimations des relations de long terme pour chacun des indicateurs de taux de marge (2.), et enfin les estimations de la dynamique d'ajustement vers le taux de marge cible pour l'ensemble des indicateurs de taux de marge (3.).

1. Tests de stationnarité des séries macroéconomiques

Le retard optimal « p » est déterminé au moyen des critères d'information Akaike et Schwarz. $\tau(p)$ et $\tau_{\mu}(p)$ sont respectivement les statistiques de test de Dickey-Fuller Augmenté ou ADF (augmentation de la régression de test de p retards sur la différence première de la variable testée) sans partie déterministe et avec constante dans la régression de test. De la même manière « $\eta_{\mu}(p)$ » et « $\eta_{\tau}(p)$ » représentent les statistiques KPSS calculées respectivement avec une constante seule et une constante et une tendance.

Tableau A2-1 : Tests de stationnarité

	Retard p Optimal	ADF $\tau(p)$	ADF $\tau_{\mu}(p)$	KPSS $\eta_{\mu}(p)$	KPSS $\eta_{\tau}(p)$	Ordre d'intégration
tmcf (SNF-EI1)	3	0,32	-0,78	1,68	0,51	<i>I(1)</i>
tmcf (SNF-EI2)	3	0,28	-0,84	1,64	0,58	<i>I(1)</i>
tmcf (SNF-EI3)	3	-0,002	-1,17	1,07	0,58	<i>I(1)</i>
tmcf (SNF-EI4)	3	0,36	-0,76	0,94	0,47	<i>I(1)</i>
tmcf (SNF)	1	-0,03	-1,27	1,27	0,39	<i>I(1)</i>
Coût réel du capital (TIRL)	1	-0,26	-0,35	1,64	0,23	<i>I(1)</i>
Prix relatif de l'énergie (pre)	5	-1,31	-1,32	0,48	0,48	<i>I(1)</i>
Taux d'utilisation (tu)	4	-0,57	0,57	0,46	0,11	<i>I(1)</i>

Les valeurs critiques utilisées pour le test ADF sont celles tabulées par MacKinnon (1991) et sont égales pour un seuil de 5 % à $-1,94$ pour la statistique $\tau(p)$ et $-2,89$ pour $\tau_{\mu}(p)$. Quant au test KPSS, les quantiles à 5 % correspondent à $0,463$ pour l'hypothèse nulle de stationnarité en niveau et $0,146$ pour celle de stationnarité en tendance.

Étant donné que les tests de stationnarité conduisent à l'acceptation de l'hypothèse d'intégration à l'ordre 1 pour chacune des séries, une étude des co-mouvements de long terme entre ces variables, avec comme variable expliquée le logarithme du taux de marge, requiert de recourir à une analyse dite de cointégration. Soulignons que bien que $I(1)$, le TU est économiquement stable à long terme ; sa non-stationnarité devant s'expliquer par la persistance des chocs de demande. Par ailleurs, nous ne produisons pas les tests de stationnarité sur les différences des séries qui se sont avérées ne pas être stationnaires (inférence de l'hypothèse $I(d)$ avec d un nombre entier positif tel que $d > 1$).

2. Estimations de relations de cointégration selon la méthode en deux étapes d'Engle-Granger

La méthodologie d'Engle et Granger (1987) est une procédure univariée d'estimation des coefficients de long terme et de test de la cointégration qui se scinde en deux étapes. La première étape consiste à estimer le vecteur de cointégration par moindres carrés linéaires et à tester l'hypothèse de cointégration sur les résidus de cette relation au moyen de tests classiques de type Dickey-Fuller. Cependant, en raison d'un biais de simultanéité et d'autocorrélation des erreurs en échantillon fini du fait de l'omission de termes dynamiques (Phillips et Durlauf (1986), Phillips et Hansen (1990)), plusieurs auteurs ont proposé des corrections visant à supprimer ces deux types de problèmes par l'ajout de régresseurs supplémentaires (Phillips et Hansen (1990), Saikkonen (1991), Phillips et Loretan (1991), Stock et Watson (1993)). Nous nous intéresserons à la correction de type Saikkonen-Stock-Watson qui consiste à corriger le biais en rajouter des régresseurs supplémentaires formés par des retards et des avances de la différence première de chacune des variables explicatives de l'équation statique (Tableau A2-2). La seconde étape réside en une spécification de la dynamique sous forme de modèle à correction d'erreur puisqu'une telle formulation du processus d'ajustement existe (théorème de représentation de Granger).

Tableau A2.2 : **Estimations Stock-Watson des coefficients de long terme (relation (1))**
Données trimestrielles ; Période d'estimation : 1970-2000

$$(1) \text{tmcf} = \alpha_1 \cdot \text{TIRL} + \alpha_2 \cdot \text{pre} + \alpha_3 \cdot \text{tu} + \text{cte}$$

Données trimestrielles ; Période d'estimation : 1970:t1-2000:t4

	Indicateur				
	SNF-EI1	SNF-EI2	SNF-EI3	SNF-EI4	SNF
Coût réel du capital (TIRL)	2,74 (-7,61)	2,69 (7,80)	1,26 (6,64)	2,81 (7,32)	1,09 (4,34)
Prix relatif de l'énergie (pre)	-0,44 (-11,61)	-0,43 (-11,98)	-0,36 (-17,95)	-0,43 (-10,74)	-0,29 (-10,98)
Taux d'utilisation (tu)	0,92 (3,56)	0,92 (3,73)	0,57 (4,18)	0,88 (3,21)	0,73 (4,09)
Constante	-1,26 (-23,73)	-1,26 (-24,75)	-1,07 (-38,01)	-1,26 (-22,21)	-1,05 (-28,35)
\bar{R}^2	0,93	0,91	0,95	0,92	0,90
AEG(p)	-4,46 [1]	-4,52 [1]	-4,89 [1]	-4,34 [1]	-3,91 [1]
KPSS(p)	0,12 [3]	0,11 [3]	0,05 [3]	0,14 [3]	0,12 [2]

Les nombres entre parenthèses correspondent aux t de Student associés à chacun des paramètres et corrigés par la méthode de Stock-Watson (1993). AEG(p) est la valeur de la statistique (ajout dans la régression de test de p retards de la différence première des résidus de long terme) de Engle et Granger (1987) qui teste l'hypothèse nulle d'absence de cointégration sur les résidus de la relation statique et KPSS(p) celle de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992) qui infère l'hypothèse nulle de stationnarité en niveau des résidus (calculée avec p retards de la différence première des résidus de long terme). Avec les statistiques entre [] sont fournis le nombre de retards déterminés de manière optimale à l'aide de critères d'information et/ou de la règle de Schwert. \bar{R}^2 représente le coefficient de détermination ajusté par le nombre de paramètres.

Pour chaque indicateur, les coefficients de long terme sont très significatifs (la probabilité marginale pour l'hypothèse d'omission de la variable est inférieure à 5 %), confirmant ainsi leur rôle

prépondérant dans la répartition de la valeur ajoutée. Plus précisément, pour les différents indicateurs, les résultats sont les suivants :

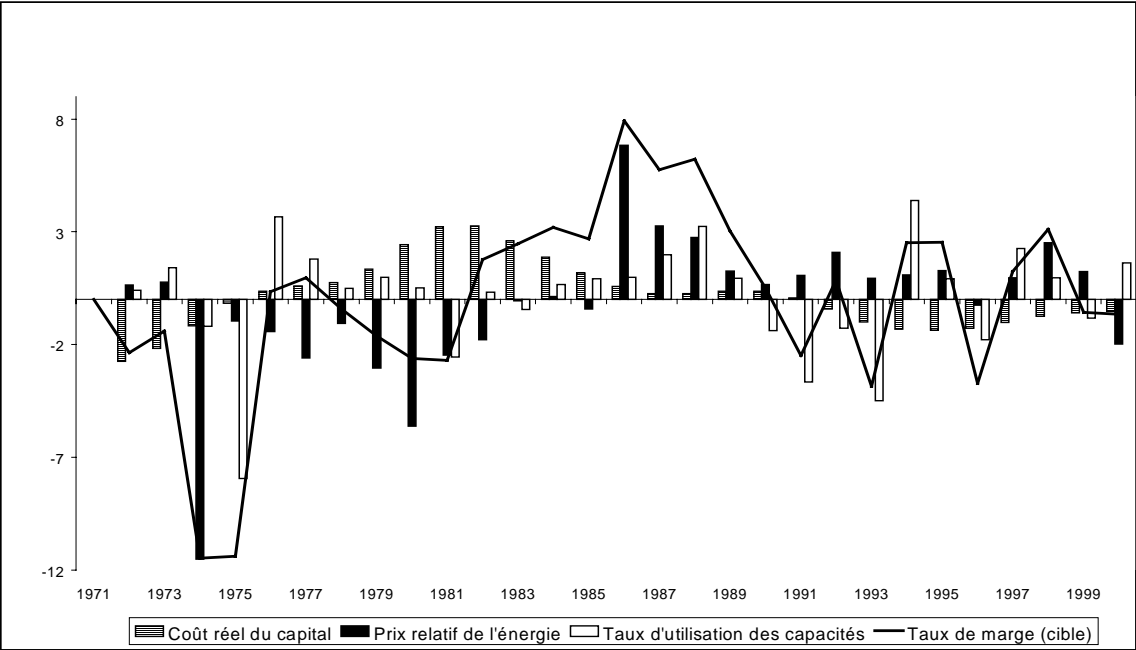
- SNF-EI1 : selon le test ADF, l'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % puisque la statistique de test est inférieure à la valeur critique qui est égale à $-4,22$ (table de Engle et Yoo (1987)). En revanche, au moyen du test KPSS, la cointégration est acceptée au seuil de 5 % étant donné que la statistique est inférieure à la valeur critique $0,463^{37}$;
- SNF-EI2 : pour un test de type Dickey-Fuller, l'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % pour 1 seul retard et à 10 % pour 3 retards puisque la statistique de test est inférieure à la valeur critique à 10 % de Engle et Yoo (1987) égale à $-3,89$. La cointégration est acceptée au seuil de 5 % pour le test KPSS ;
- SNF-EI3 : quelque soit le retard p et pour les deux tests de stationnarité des résidus, l'hypothèse de cointégration est acceptée au seuil de 5 % ;
- SNF-EI4 : l'hypothèse cointégration est acceptée pour un seuil de 10 % puisque la statistique de test ADF est inférieure à la valeur critique de Engle et Yoo (1987) égale à $-3,89$. L'hypothèse nulle de stationnarité des résidus est acceptée au seuil de 5 % pour le test KPSS ;
- SNF : l'hypothèse cointégration est acceptée pour un seuil de 10 % puisque la statistique de test ADF est inférieure à la valeur critique de Engle et Yoo (1987) égale à $-3,89$. L'hypothèse nulle de stationnarité des résidus est acceptée au seuil de 5 % (pour tout retard p) pour le test KPSS.

Pour l'ensemble des relations de cointégration, on peut constater un manifeste impact de long terme du taux d'intérêt réel, du prix relatif de l'énergie et du taux d'utilisation des capacités de production sur la rémunération du capital en France pour la période 1970-2000 ; ce caractère nettement significatif étant illustré par les importants t de Student des paramètres attachés à ces différents déterminants (Graphique A2-1). Les contributions des diverses variables expliquant le niveau du taux de marge à moyen terme sont commentées dans le texte et ne sont donc pas ici analysées.

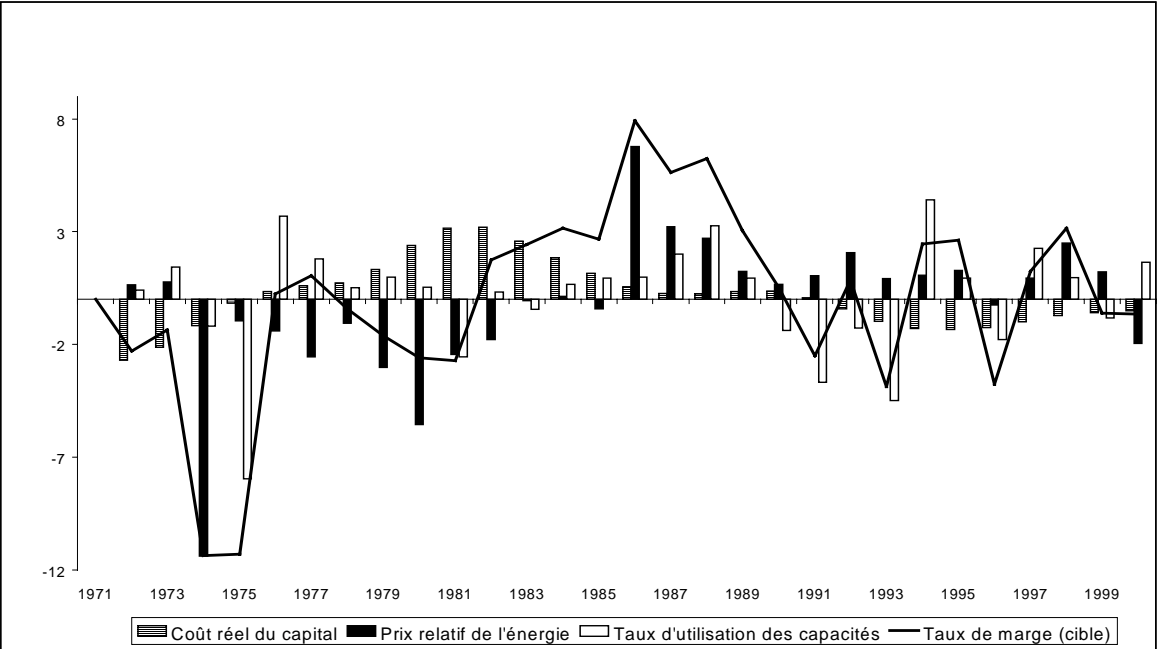
³⁷ Les valeurs critiques de la statistique KPSS qui infère l'hypothèse nulle de stationnarité des résidus (cointégration), sont identiques à celles utilisées pour tester la stationnarité d'une série non-issu d'une régression.

Graphiques A2-1 : Contributions au taux de croissance annuel du taux de marge cible (en %)

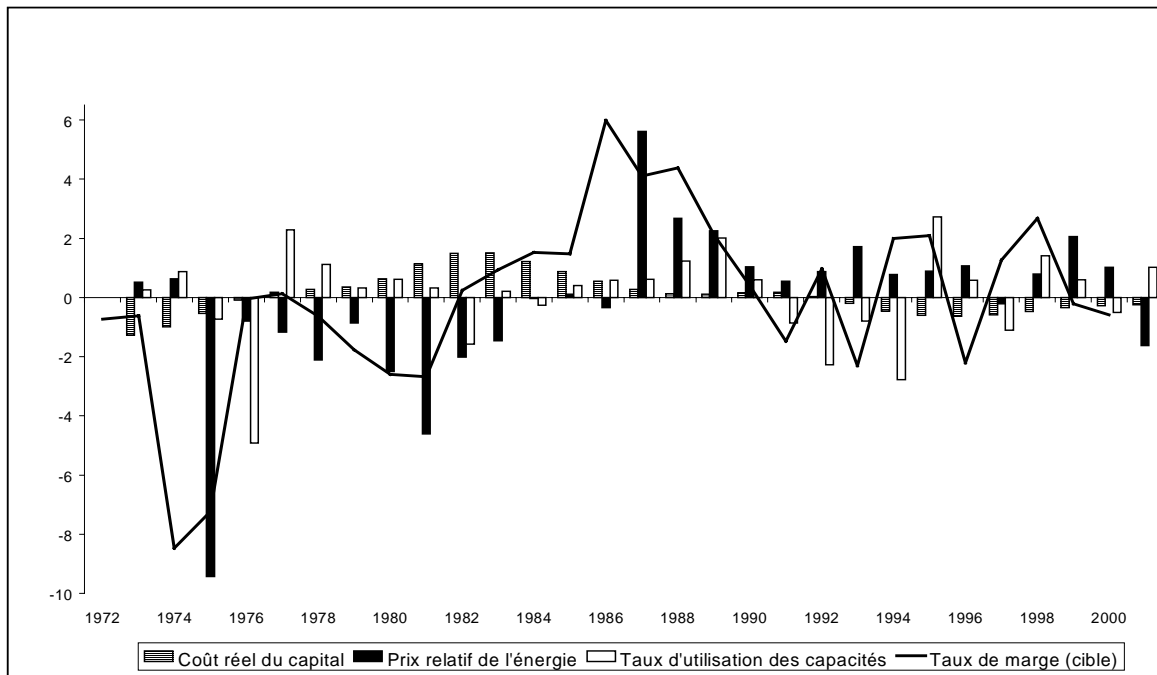
A - SNF-EI1



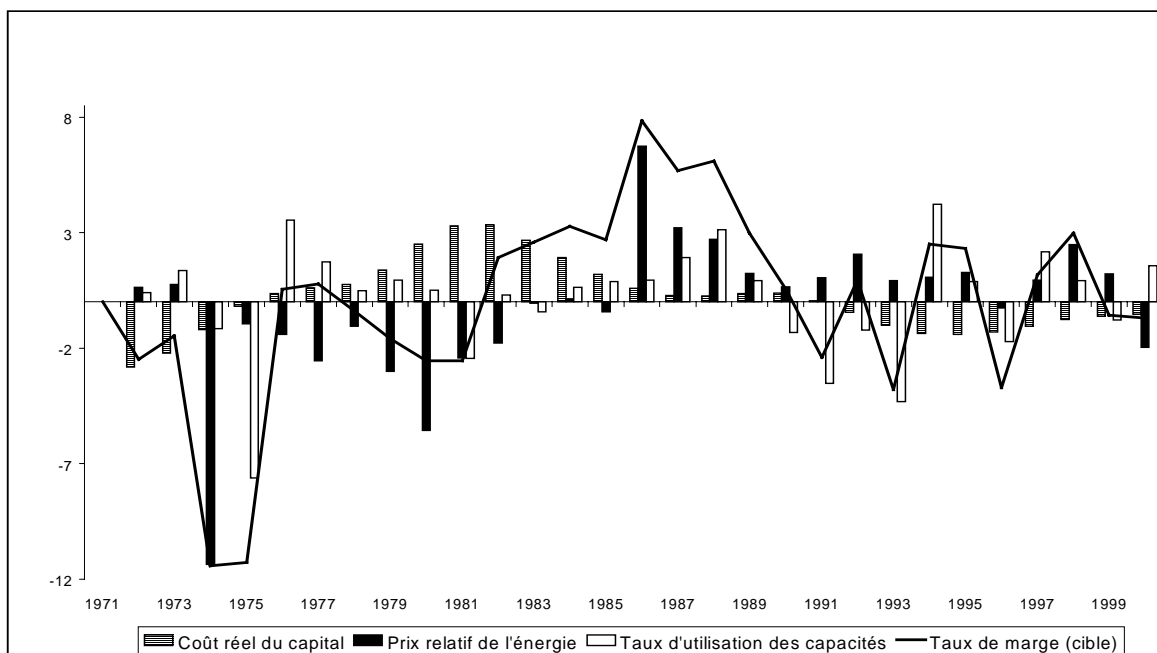
B - SNF-EI2

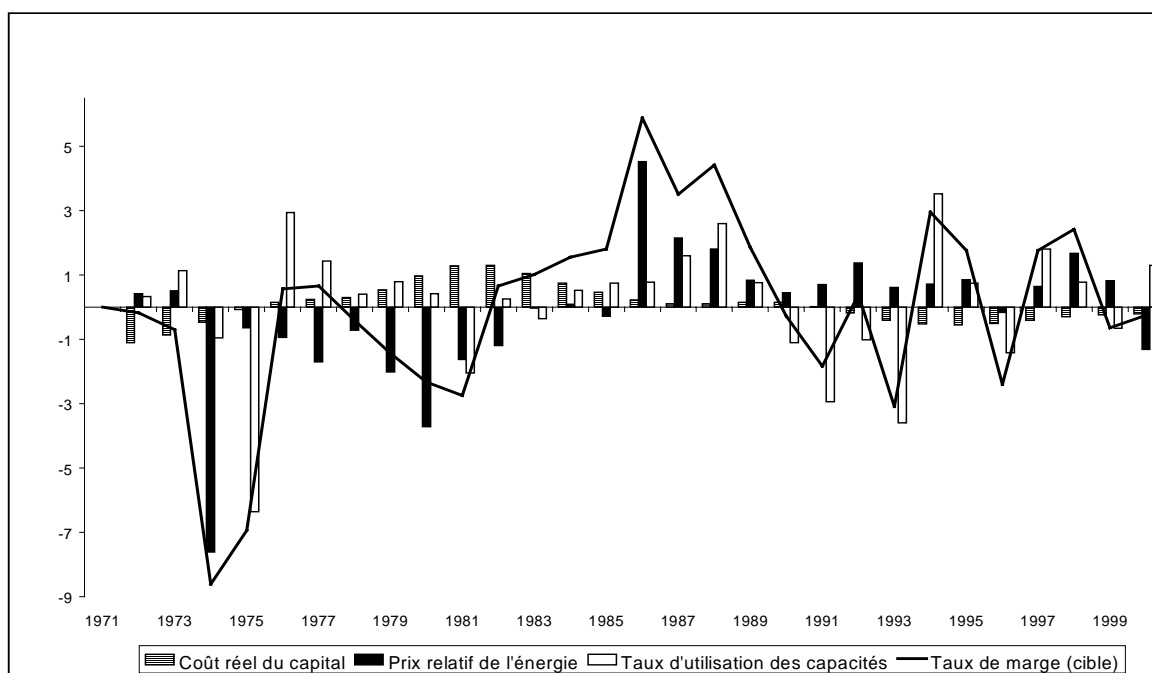


C – SNF-EI3



D – SNF-EI4





3. Dynamique de court terme

Il apparaît opportun d'examiner la dynamique d'ajustement à travers laquelle la cible de long terme est valide (*i.e.* l'obtention de la relation de cointégration) et d'établir si certains facteurs additionnels ont contribué, plus ou moins temporairement, à l'évolution du taux de marge. La modélisation à correction d'erreur de type univarié, popularisée par Sargan (1964) et Davidson, Hendry, Srba, et Yeo (1978), permet d'atteindre ce double objectif. La stratégie de modélisation de la dynamique d'ajustement adoptée ici s'apparente à la méthodologie de Hendry dite du général au particulier. La recherche de la spécification adéquate consiste à introduire un nombre, trois en l'occurrence, relativement élevé de retards de chacune des séries introduites dans la relation de long terme et à progressivement supprimer au moyen de tests économétriques les variables jugées statistiquement non significatives ou économiquement contre-intuitives.

En outre, nous avons pris le parti d'inclure des variables décrivant la situation prévalant sur le marché du travail afin d'exhiber certains mécanismes provisoires pouvant interagir avec celui conduisant vers l'équilibre. Plus précisément, nous avons considéré des séries telles que le taux de chômage, la rémunération du facteur travail (salaire horaire réel et salaire minimum réel avec ou sans l'influence discrétionnaire des "coups de pouce"), la productivité apparente du travail, et le coin social qui s'interprète comme un indicateur expliquant les sources de l'écart entre le coût du travail supporté par l'employeur et le salaire net perçu par le salarié. Traditionnellement, le coin est agrégé et comprend les cotisations sociales employeurs (CSE), celles salariales (CSS) et l'impôt sur le revenu (IR) y compris la contribution sociale généralisée. Toutefois, contrairement à des études précédentes sur le sujet, nous avons délibérément exclu de prendre en compte l'effet de la fiscalité directe, à savoir l'impact du taux d'imposition sur le revenu, car une telle démarche intégrerait implicitement la taxation sur des revenus non purement salariaux, voire financiers. Ainsi, nous avons corrigé notre mesure du coin social, et plus particulièrement les taux associés à la contribution sociale généralisée (CSG) et au remboursement de la dette sociale (RDS) afin que celles-ci ne concernent que la taxation de la seule masse salariale. Par ailleurs, au cours de la recherche de spécification, nous avons décidé de désagréger le coin afin de mieux cerner l'impact de court terme de chacun des prélèvements (CSE, CSS et CSG-RDS) sur la répartition salaire-marge.

La spécification optimale, *i.e.* décrivant correctement le comportement des données, qui a été retenue pour chacun des indicateurs de taux de marge est présentée dans les Tableaux A2-3. Différentes spécifications ont été testées, notamment l'introduction de différents retards et/ou degrés de différenciation des variables présentes ou non dans la cible de long terme. Les résultats retenus sont ceux qui fournissent le meilleur ajustement et pour lesquels les variables sont les plus significatives.

Les modèles à correction d'erreur sont évalués au moyen de tests dits de mauvaise spécification et de simulations dynamiques (prévisions "in-sample") jugées à l'aide de l'écart quadratique moyen :

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T - T_1} \sum_{t=1+T_1}^T (\Delta tmcf_t - \overline{\Delta tmcf_t})^2}$$

et du coefficient de Theil :

$$Theil = \frac{RMSE}{\sqrt{\frac{1}{T - T_1} \sum_{t=1+T_1}^T \overline{\Delta tmcf_t}^2 + \frac{1}{T - T_1} \sum_{t=1+T_1}^T \Delta tmcf_t^2}}$$

avec $\overline{\Delta tmcf_t}$ le taux de croissance trimestriel du taux de marge estimé pour les cinq indicateurs.

Tableau A2-3 : **Estimation du modèle à correction d'erreur pour l'indicateur (relation (2))**

Données trimestrielles ; Période d'estimation : 1970-2000

$$(2) \Delta t m c f = \beta_1 . \Delta t m c f_{-1} + \beta_2 . e c_{-1} + \beta_3 . \Delta p r e + \beta_4 . \Delta p r o d + \beta_5 . \Delta C S + \beta_6 . \Delta^2 t u \\ + \beta_7 . \Delta t c h o_{-1} + \beta_8 . \Delta^2 t c h o_{-1} + \beta_9 . \Delta s m i c r + c t e$$

Données trimestrielles ; Période d'estimation : 1970:t4-2000:t4

A - Indicateur SNF-EI1

Variable	Paramètre estimé	Ecart-type	t de Student	p-value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta t m c f_{-1}$	-0,193	0,063	-3,06	0,002
Terme de rappel : $e c_{-1}$	-0,129	0,048	-2,69	0,008
Croissance du prix relatif de l'énergie : $\Delta p r e$	-0,242	0,061	3,94	0,000
Croissance de la productivité du travail : $\Delta p r o d$	2,428	0,265	9,14	0,000
Variation du coin social : $\Delta C S$	-0,090	0,046	-1,94	0,054
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 t u$	0,0243	0,135	1,80	0,074
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta t c h o_{-1}$	0,316	0,117	2,68	0,008
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 t c h o_{-1}$	-0,233	0,063	-3,703	0,000
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta s m i c r$	-0,294	0,091	-3,24	0,001
Constante : $c t e$	-0,125	0,044	-2,79	0,006

B - Indicateur SNF-EI2

Variable	Paramètre estimé	Ecart-type	t de Student	p-value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta t m c f_{-1}$	-0,191	0,063	-3,04	0,003
Terme de rappel : $e c_{-1}$	-0,136	0,048	-2,81	0,005
Croissance du prix relatif de l'énergie : $\Delta p r e$	-0,243	0,061	-3,96	0,000
Croissance de la productivité du travail : $\Delta p r o d$	2,430	0,264	9,18	0,000
Variation du coin social : $\Delta C S$	-0,089	0,046	-1,93	0,055
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 t u$	0,238	0,134	1,77	0,079
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta t c h o_{-1}$	0,315	0,117	2,68	0,008
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 t c h o_{-1}$	-0,232	0,063	-3,71	0,000
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta s m i c r$	-0,290	0,090	-3,21	0,002
Constante : $c t e$	-0,131	0,045	-2,91	0,004

C - Indicateur SNF-EI3

Variable	Paramètre estimé	Ecart-type	t de Student	p-value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta t m c f_{-1}$	-0,149	0,065	-2,29	0,023
Terme de rappel : $e c_{-1}$	-0,194	0,062	-3,13	0,002
Croissance du prix relatif de l'énergie : $\Delta p r e$	-0,196	0,043	-4,49	0,000
Croissance de la productivité du travail : $\Delta p r o d$	1,748	0,186	9,37	0,000
Variation du coin social : $\Delta C S$	-0,066	0,033	-2,04	0,044
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2 t u$	0,128	0,095	1,35	0,180
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta t c h o_{-1}$	0,216	0,083	2,59	0,011
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2 t c h o_{-1}$	-0,155	0,044	-3,49	0,000
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : $\Delta s m i c r$	-0,200	0,064	-3,11	0,002
Constante : $c t e$	-0,116	0,036	-3,25	0,001

D - Indicateur SNF-EI4

Variable	Paramètre estimé	Ecart-type	t de Student	p-value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta\text{tmcf}_{.1}$	-0,187	0,062	-2,99	0,003
Terme de rappel : $\text{ec}_{.1}$	-0,115	0,045	-2,53	0,013
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,238	0,060	-3,94	0,012
Croissance de la productivité du travail : Δprod	2,451	0,262	9,34	0,000
Variation du coin social : ΔCS	-0,086	0,046	-1,87	0,063
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2\text{tu}$	0,241	0,133	1,81	0,073
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta\text{tcho}_{.1}$	0,302	0,116	2,59	0,011
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2\text{tcho}_{.1}$	-0,225	0,062	-3,61	0,000
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : Δsmicr	-0,283	0,089	-3,16	0,002
Constante : cte	-0,106	0,040	2,65	0,009

E - Indicateur SNF

Variable	Paramètre estimé	Ecart-type	t de Student	p-value
Croissance retardée du taux de marge : $\Delta\text{tmcf}_{.1}$	-0,183	0,061	-2,97	0,003
Terme de rappel : $\text{ec}_{.1}$	-0,152	0,049	-3,08	0,002
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,209	0,049	-4,25	0,000
Croissance de la productivité du travail : Δprod	1,861	0,166	11,1	0,000
Variation du coin social : ΔCS	-0,053	0,034	-1,56	0,121
Accélération du taux d'utilisation : $\Delta^2\text{tu}$	0,196	0,106	1,85	0,067
Croissance du taux de chômage retardé : $\Delta\text{tcho}_{.1}$	0,236	0,094	2,50	0,014
Accélération du taux de chômage retardé : $\Delta^2\text{tcho}_{.1}$	-0,154	0,050	-3,07	0,002
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC : Δsmicr	-0,269	0,073	-3,69	0,000
Constante : cte	-0,119	0,037	-3,24	0,001

Nous avons effectué des tests de stationnarité sur l'intégralité des séries introduites dans chacun des modèles à correction d'erreur ; les résultats ne sont pas reportés ici mais sont disponibles.

Concernant la spécification retenue pour la relation de court terme, les précisions suivantes peuvent être apportées :

- Le coût réel du capital n'est introduit (en différence) dans aucun des modèles ECM car d'une part cela apparaît très peu pertinent statistiquement (très faible t de Student) et d'autre part son signe négatif est économiquement erroné. Notons qu'un tel résultat est peu surprenant puisqu'on le retrouve dans de précédentes études sur la part des salaires en France (Prigent (1999), Mihoubi (1999)). De la même manière, la variable de tensions sur le marché des biens n'apparaît significative qu'en différence seconde et ne capte ainsi que les effets liés aux accélérations des tensions sur l'appareil productif ;
- Plusieurs indicateurs de prix (prix de production ou de valeur ajoutée) ont été utilisés pour déflater le salaire minimum, les prix de consommation ont été retenus parce qu'ils aboutissaient à un effet très significatif pour le SMIC réel. De plus, cela permet de neutraliser approximativement la composante purement inflationniste de son évolution (la revalorisation du SMIC hors coups de pouce dépend de 2 facteurs : le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation et la moitié de la progression du pouvoir d'achat de l'indice du salaire horaire de base ouvrier). De même, un indicateur alternatif de coût du travail a été examiné, il s'agit du salaire horaire (des SNF-EI ou SNF suivant l'indicateur étudié). Quel que soit l'indice de prix choisi, les résultats sont apparus moins convaincants pour chacun des indicateurs de taux de marge de sorte que nous avons décidé d'introduire le SMIC réel ;
- Le coin social a été introduit dans chacune des régressions agrégé puis désagrégé : insertion dans la relation estimée soit des cotisations sociales employeurs seules, ou de la somme des cotisations salariés et de la CSG-RDS, ou encore de chacune des composantes du coin. Les estimations des composantes du coin désagrégé sont apparues dans les deux cas peu significatives (t de Student

très faible) voire aberrantes (signe aberrant). Nous avons retenu une variable de coin social agrégé bien que le coefficient apparaisse peu élevé (problème de forte collinéarité potentielle avec le taux de chômage) ;

- Enfin, le taux de chômage entre sous la forme en différences première et seconde ($\Delta u_{t-1} + \Delta^2 u_{t-1}$) afin de tenir compte de phénomènes de rigidités provisoires inhérents à toute brusque accélération de l'emploi.

Des tests de mauvaises spécifications ont été effectués à partir des estimations des ajustements dynamiques. Les résultats de ces tests sont reportés dans le Tableau A2-4.

Tableau A2-4 **Tests de mauvaises spécifications des ajustements dynamiques**
p-value des tests

Statistique	Indicateur				
	SNF-EI1	SNF-EI2	SNF-EI3	SNF-EI4	SNF
h	0.42	0.40	0.37	0.48	0.36
$Ar(4)$	0.22	0.27	0.20	0.53	0.98
$Au(2)$	0.64	0.65	0.55	0.72	0.39
$Au(4)$	0.93	0.93	0.85	0.95	0.74
$R(2)$	0.48	0.56	0.50	0.44	0.73
\bar{R}^2	0.61	0.61	0.62	0.61	0.64
DW	2.07	2.09	2.01	2.06	2.01
$RMSE$ (%)	0.5496	0.4604	0.2397	0.6228	0.3044
$Theil$ (%)	0.9049	0.7633	0.3378	1.0143	0.4468

Les statistiques h , $R(2)$, $Ar(k)$ et $Au(k)$ testent respectivement la linéarité de l'ECM (test RESET de Ramsey (1969)), l'autocorrélation à l'ordre 1 avec la variable endogène retardée (Durbin (1970)), la présence d'hétéroscédasticité de type ARCH d'ordre k (Engle (1982)) et l'autocorrélation d'ordre k (Breusch et Godfrey (1986)). Elles sont distribuées sous l'hypothèse nulle suivant respectivement une loi normale $N(0,1)$, une distribution de Student à T-k degrés de libertés, χ_k^2 et χ_k^2 .

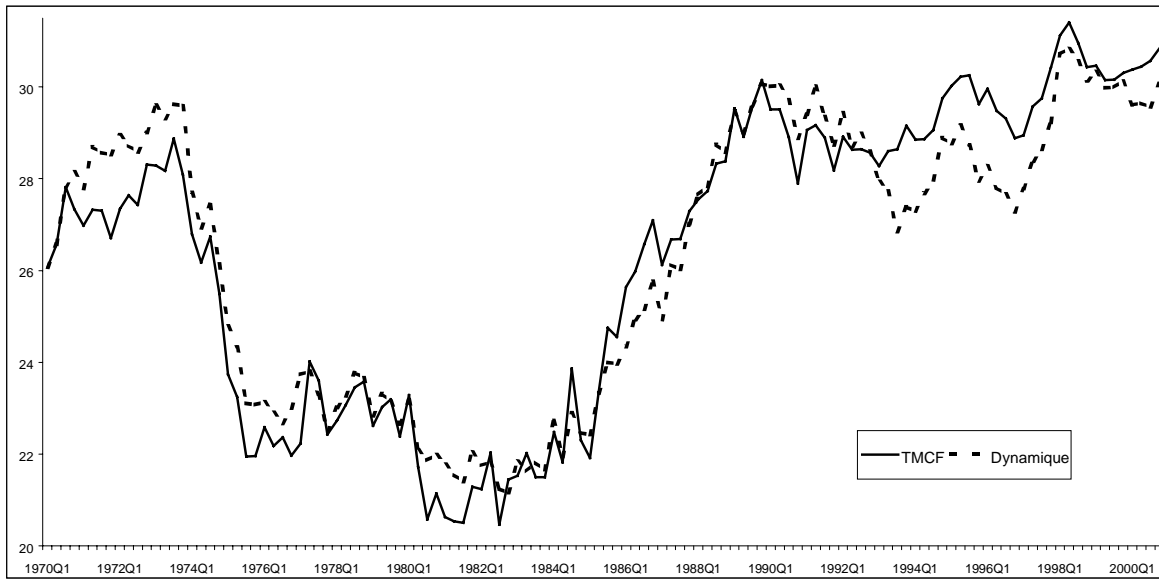
L'ensemble des modèles ECM rejette les hypothèses de mauvaises spécifications (autocorrélation, non-linéarité et hétéroscédasticité) et indiquent donc leur validité d'un point de vue statistique.

Le contenu économique de ces résultats d'estimation est déjà commenté dans le texte et n'est donc pas ici analysé. Des simulations dynamiques permettant de juger de la qualité des ajustements réalisés ont été menées et sont présentées dans les Graphiques A2-2 ci-après.

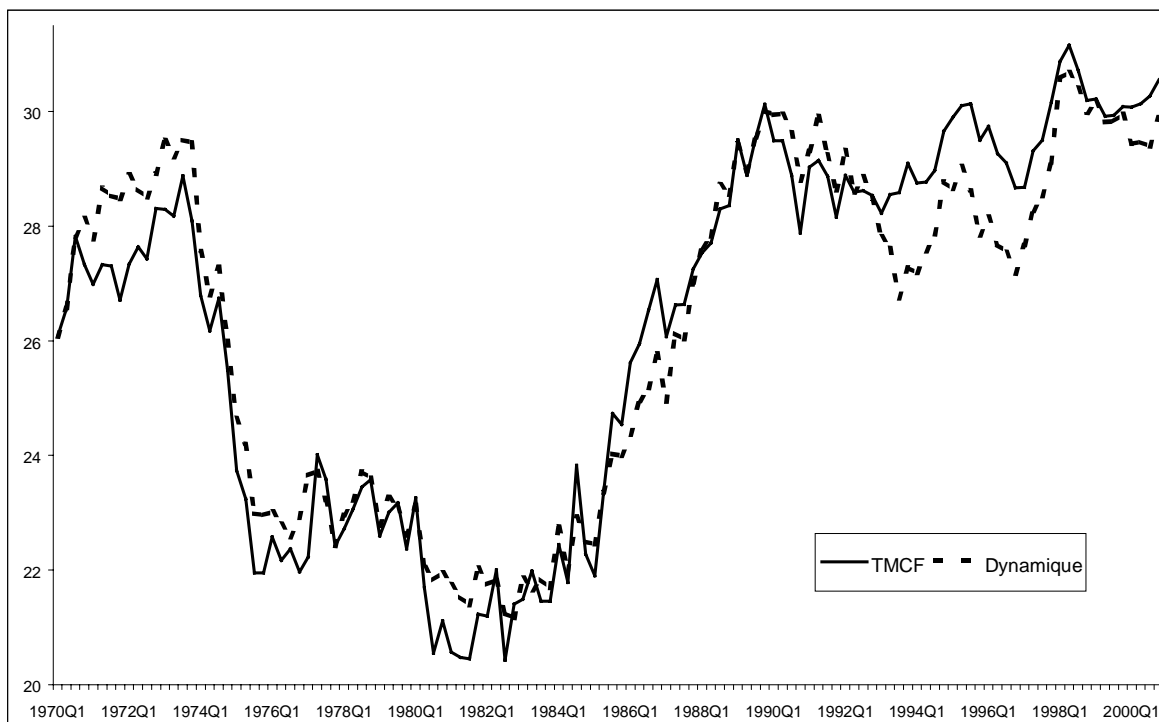
Globalement pour l'ensemble des indicateurs, la simulation dynamique indique que le modèle à correction d'erreur retrace correctement l'évolution du taux de marge et nous conduit donc à considérer que l'ajustement est valide. Pour la période 1993-2000 et les indicateurs SNF-EI1, SNF-EI2 et SNF-EI4, il apparaît cependant que le taux de marge effectif est supérieur à sa cible. Or, comme ce résultat n'est pas obtenu pour les indicateurs SNF et SNF-EI3, cet écart vient probablement de la correction de la non-salarisation réalisée et plus particulièrement de la convention retenue quant à l'équivalent salarial des non-salariés (cf. Texte et Annexe 4 pour une discussion plus détaillée de l'impact de la non-salarisation sur le diagnostic sur l'évolution du taux de marge).

Graphique A2-2 : Simulation dynamique de l'ajustement de la relation de court terme (en %)

A – Indicateur SNF-EI1



B – Indicateur SNF-EI2



C – Indicateur SNF-EI3



D – Indicateur SNF-EI4

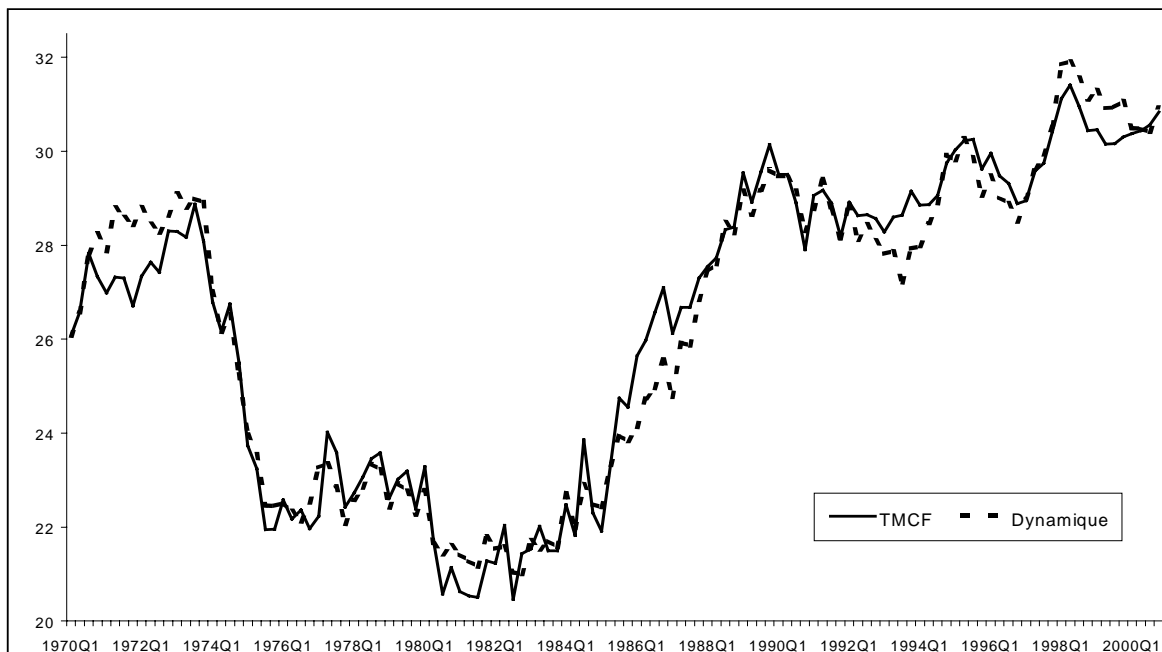


E – Indicateur SNF



Pour ce premier groupe d'indicateurs, nous avons mené une estimation des modèles à correction d'erreur en intégrant la possibilité d'une rupture dans la constante : plus précisément est insérée une variable muette qui vaut 0 avant le premier trimestre 1993 et 1 ensuite. Les estimations des coefficients autres que la constante restent identiques, seule la simulation dynamique est modifiée. De manière non-exhaustive, nous présentons uniquement dans le Graphique A2-3 la simulation dynamique pour l'estimation ainsi réalisée sur l'indicateur SNF-EI1, les graphiques étant équivalents pour les indicateurs SNF-EI2 et SNF-EI4.

Graphique A2-3 Simulation dynamique de l'indicateur SNF-EI1 (en %) à partir du modèle intégrant une rupture en 1993Q1



Annexe 3 : **La construction d'indicateurs de taux de marge aux coûts des facteurs pour cinq pays industrialisés**³⁸

Cette annexe détaille la construction d'indicateurs de taux de marge du secteur privé pour cinq grands pays industrialisés (France, Etats-Unis, Japon, Allemagne, Royaume-Uni) sur la période 1965-2000. Le secteur privé correspond à l'ensemble de l'économie hors administrations publiques³⁹.

Alors que, pour le Japon et les Etats-Unis, les données utilisées proviennent d'une base comptable unique (base 1996 pour les Etats-Unis, base 1991 pour le Japon), les séries mobilisées pour les pays européens combinent des données issues de différentes bases comptables : pour les années les plus anciennes où les données en base 1995 ne sont pas disponibles, les séries sont rétropolées à partir des taux de croissance des séries correspondantes dans l'ancienne base comptable. Les taux de marge reposent sur des données en base 1995 pour la période 1978-2000 pour la France, 1990-2000 pour le Royaume-Uni, et 1991-2000 pour l'Allemagne. Dans le cas de l'Allemagne, le taux de marge de l'Allemagne de l'Ouest repose intégralement sur des données antérieures à la base 1995 tandis que les taux de marge calculés pour l'Allemagne sont en base 1995.

Afin de rendre ces indicateurs homogènes entre pays, plusieurs retraitements ont été effectués à partir des données de comptabilité nationale⁴⁰. Le taux de marge ici construit pour la France est ainsi moins précis que ceux dont l'élaboration est détaillée dans la précédente Annexe 1. Les aspects suivants sont à signaler :

- *La rémunération des salariés* a été réduite aux rémunérations directe et indirecte des salariés qui constituent les seuls postes homogènes entre les pays considérés ;
- *La correction de la non-salarisation* a été réalisée en affectant à chaque non-salarié un salaire fictif correspondant à la rémunération moyenne des salariés ;
- *Les services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM⁴¹)* correspondent aux ressources (principalement des intérêts) que les institutions financières retirent de leurs activités d'intermédiation. Ils peuvent être considérés comme une consommation intermédiaire ou comme une consommation finale, ce qui modifie le calcul de la valeur ajoutée, et donc du taux de marge. On a adopté la convention des systèmes de comptabilité nationale des pays étudiés qui considèrent, à l'exception des Etats-Unis, les SIFIM comme une consommation intermédiaire. La valeur ajoutée du secteur privé aux Etats-Unis a donc été corrigée du montant des SIFIM ;
- *L'Allemagne et la Treuhandanstalt* : de 1991 à 1994, les comptes de la Treuhandanstalt sont retracés dans les comptes nationaux allemands sous la forme de transferts en capital. Or, une partie de ces transferts sont des éléments de rémunération des facteurs liés à l'activité des entreprises et peuvent à ce titre être pris en compte dans le calcul du taux de marge. Les subventions versées par cet organisme sont par ailleurs intégrées dans les subventions versées par les administrations publiques depuis 1995. Bien que le montant des subventions versées par la Treuhandanstalt ne soit pas précisément disponible, on dispose du montant de la dette brute de cet organisme. Il est alors possible de construire un indicateur de taux de marge qui considère la variation de cette dette brute comme une approximation de ces subventions. Selon que l'on tient compte ou non de ces subventions on obtient donc, de 1991 à 1994, deux indicateurs alternatifs du taux de marge sont ainsi calculés pour l'Allemagne. Signalons que, compte tenu des cessions d'actifs réalisées par le Treuhandanstalt de 1991 à 1994, l'évolution du passif de cet organisme minore sans doute les subventions qu'il a versées aux entreprises.

³⁸ La construction des indicateurs de taux de marge décrite dans cette Annexe a été réalisée par Arnaud Sylvain.

³⁹ Soit un champ équivalent au «Business Sector» défini par l'OCDE.

⁴⁰ Pour une présentation détaillée de ces retraitements, voir Sylvain (1998).

⁴¹ Ancienne Production Imputée de Services Bancaires

La France, l'Allemagne et le Royaume-Uni ayant adopté un système identique de comptabilité nationale (le SEC 95⁴²), on s'attachera à définir précisément la construction du taux de marge dans le cas de la France avant de passer plus rapidement sur le cas de l'Allemagne et du Royaume-Uni. Une attention plus particulière sera accordée à la construction de cet indicateur au Japon, et surtout aux Etats-Unis.

1. Le calcul du taux de marge pour la France, le Royaume-Uni et l'Allemagne

Pour les trois pays ayant adopté le SEC 95, le secteur privé correspond aux secteurs S11 (sociétés non-financières), S12 (sociétés financières), S14 (ménages y compris entrepreneurs individuels) et S15 (institutions sans but lucratif au service des ménages). La méthode de construction du taux de marge à partir des données en base 95 étant identique pour ces trois pays, elle ne sera détaillée que pour la France.

- France

Les données utilisées sont les données de comptabilité nationale de l'INSEE. De 1978 à 2000, le taux de marge du secteur privé est calculé à partir de données en base 1995. Le calcul obéit aux conventions suivantes :

- *La valeur ajoutée [B1] du secteur privé* correspond à la somme des valeurs ajoutées des différents secteurs institutionnels composant le secteur privé (S11, S12, S14 et S15) à laquelle est retranchée la valeur ajoutée de la branche unité fictive (la production imputée de services bancaires, désormais appelée Services d'Intermédiation Financière Indirectement Mesurés⁴³). Il s'agit d'une valeur ajoutée au prix de base, déjà corrigée des impôts indirects et subventions sur les produits⁴⁴ ;
- *Le solde impôts indirects moins subventions du secteur privé* est obtenu en retranchant les subventions du secteur privé [D39] des impôts indirects [D29] ;
- *La valeur ajoutée aux coûts des facteurs* s'obtient en diminuant la valeur ajoutée du solde impôts indirects moins subventions ;
- *La rémunération des salariés du secteur privé* comprend les salaires et traitements bruts [D11], les cotisations sociales effectives [D121] et imputées [D122] à la charge des employeurs ;
- *Les effectifs totaux du secteur privé* sont calculés à partir des comptes de branches comme la différence entre l'ensemble de l'emploi intérieur total (personnes physiques) et l'emploi dans les services administrés [DQ]. De même, les effectifs salariés du secteur privé correspondent à l'ensemble de l'emploi intérieur salarié des branches diminué de l'emploi salarié dans les services administrés.

De 1965 à 1977, le taux de marge du secteur privé est calculé en réropolant les séries en base 95 à partir des taux de croissance des séries correspondantes en base 80 (Tableau A3-1). Pour la France, comme pour le Royaume-Uni et l'Allemagne, on a directement réropolé la valeur ajoutée aux coûts des facteurs puisque si celle-ci est comparable entre les différentes bases (tel n'est pas le cas de la valeur ajoutée au prix de base qui n'existait pas dans les anciennes bases). De même, les impôts indirects et les subventions dans les anciennes bases comptables incorporaient les impôts indirects et

⁴² Système Européen des Comptes, Eurostat (1996).

⁴³ Les SIFIM n'étant pas ventilés selon les secteurs institutionnels, on suppose implicitement que les SIFIM affectés aux APU sont nuls.

⁴⁴ Dans le SEC 95, la somme des valeurs ajoutées des différents secteurs institutionnels ne correspond pas au PIB puisque ce dernier est augmenté des impôts indirects sur les produits et diminué des subventions sur les produits.

les subventions sur les produits qui se trouvent désormais dans le compte de production et non plus le compte d'exploitation.

Tableau A3-1 : **Code des séries mobilisées dans les différentes bases, pour le calcul du taux de marge au coût des facteurs du secteur privé en France**

	Base 1995 1978-2000	Base 1980 1965-1977
Valeur ajoutée	B1	N1
Impôts indirects	D291+D292	R20
Subventions	D39	R30
Rémunération des salariés	D11+D121+D122	R10

- Royaume-Uni

Les données utilisées sont les données de comptabilité nationale de l'*Office for National Statistics*. De 1990 à 2000, le taux de marge du secteur privé au Royaume-Uni est calculé à partir de données en base 1995. Comme pour la France et l'Allemagne, les effectifs sont issus de données de branches. Les effectifs salariés et non-salariés du secteur privé correspondent à l'ensemble des salariés diminués des salariés des services administrés. Avant 1990, les séries sont rétropolées à partir des évolutions des séries correspondantes dans l'ancienne base comptable. Comme celle-ci fournissait directement une valeur ajoutée aux coûts des facteurs, on a directement rétropolé cette dernière.

- Allemagne

Les données sont celles du *Statistisches Bundesamt*. De 1991 à 2000, le taux de marge calculé pour l'Allemagne utilise de données en base 1995. Comme il n'est pas possible d'obtenir des données complètes permettant de calculer le taux de marge du secteur privé pour l'Allemagne de l'Ouest en base 1995, le taux de marge calculé pour l'Allemagne de l'Ouest sur la période 1965-1994 est obtenu à partir de données provenant de l'ancienne base comptable.

2. Le calcul du taux de marge pour les Etats-Unis

Parce que le système de comptabilité nationale des Etats-Unis diffère du SEC 95, la construction du taux de marge sera détaillée plus précisément. Comme la présentation de ces comptes est identique d'une année sur l'autre, on fournit le nom des Tableaux permettant de calculer les différentes composantes du taux de marge. Les données utilisées proviennent du *Bureau of Economic Analysis*. Les précisions suivantes sont utiles au calcul :

- *La valeur ajoutée nette du secteur privé* est issue du Tableau 1.12 *Net Domestic Product by Sector* et correspond à la somme des valeurs ajoutées nettes des deux secteurs suivants : *Business* et *Households and institutions* ;
- *La consommation de capital fixe du secteur privé* est calculée à partir du Tableau 8.14 *Consumption of Fixed Capital by Legal Form of Organization*, en additionnant les deux postes suivants : *Private* et *Government Enterprises* ;
- *Les services d'intermédiation financière indirectement mesurés* sont estimés à partir du Tableau 8.21 *Imputations in the National Income and Product Accounts*. Les SIFIM retranchés à la valeur ajoutée brute du secteur privé correspondent au poste *Services furnished without payment by financial intermediaries except life insurance carriers (imputed interest received)* diminué de la partie de ces services fournis aux Administrations Publiques (*Government*) ;
- Les différentes variables permettent de calculer *la valeur ajoutée brute du secteur privé corrigée des SIFIM*. La valeur ajoutée du secteur privé est obtenue en ajoutant la consommation de capital

- fixe du secteur privé à la valeur ajoutée nette du secteur privé, et en y retranchant une estimation des services d'intermédiation financière indirectement mesurés ;
- *Les impôts indirects du secteur privé* sont obtenus à partir du Tableau 3.5 *Indirect business tax and nontax accruals*, en prenant le montant total de ce poste ;
 - *Les subventions du secteur privé* proviennent du Tableau 3.13 *Subsidies Less Current Surplus of Government Enterprises*. Elles sont obtenues en sommant les deux postes suivants : *federal – subsidies* et *state and local – subsidies* ;
 - *La rémunération des salariés du secteur privé* provient du Tableau 1.15 *National Income by Sector, Legal Form of Organization, and Type of Income*. Les rémunérations directe et indirecte (*compensation of employees*) des secteurs suivants sont sommés : *Corporate business, Sole proprietorships and partnerships, Other private business, Government enterprises, Households and institutions* ;
 - Le Tableau 6.4b *Full-Time and Part-Time Employees by Industry* permet d'obtenir *les salariés du secteur privé*. Ceux-ci correspondent à l'ensemble des salariés (*Full-time and part-time employees*) diminués des salariés des branches administrées (*Federal-general government* et *State and Local – General Government*) ;
 - *Les non-salariés du secteur privé* sont obtenus à partir des Tableaux 6.7B (jusqu'en 1987) et 6.7C (à partir de 1987), *Self-Employed Persons by Industry Group*. Comme pour les pays européens, on suppose que les non-salariés appartiennent tous au secteur privé.

3. Le calcul du taux de marge pour le Japon

Les données utilisées proviennent de l'*Economic Planning Agency*. Les références des tableaux sont celles du CD-Rom édité chaque année par l'EPA. Les précisions suivantes sont utiles au calcul :

- *La valeur ajoutée du secteur privé* s'obtient à partir du Tableau 70FCM3N. Elle correspond au PIB (*Gross domestic product*) diminués des taxes à l'importation (*Import duties*), des autres taxes (*Others*, qui inclut la TVA) et de la valeur ajoutée des administrations publiques (*Producers of government services*) ;
- *Les impôts indirects nets de subventions du secteur privé et la rémunération des salariés* proviennent des Tableaux 70S2N (1970-1979) 80S2N (1980-1989) 90S2N (1990-1999). Ces agrégats sont calculés en soustrayant aux agrégats totaux la partie provenant des administrations publiques (*Producers of government services*) ;
- *Les effectifs salariés et non-salariés du secteur privé* sont issus du Tableau 70S3. Ils sont calculés en diminuant les valeurs globales des effectifs liés aux administrations publiques ;
- Du fait d'absence de données complètes pour les années 1965-1970, les séries sont *rétrapolées* à partir de la base BSDB⁴⁵ de l'OCDE qui fournit l'ensemble des composantes nécessaires au calcul du taux de marge sur cette période ;
- Compte tenu du décalage dans la parution des comptes nationaux, les séries sont calculées pour l'année 2000 à partir des estimations fournies par les *Perspectives Economiques* de l'OCDE du mois de juin 2001 relatives à l'ensemble de l'économie. On suppose, pour cette année 2000, que l'évolution des agrégats du secteur privé est équivalente à celle de l'ensemble de l'économie (Tableau A3-2).

⁴⁵ Business Sector DataBase

Tableau A3-2 : **Correspondance comptes nationaux / perspectives économiques de l'OCDE**
pour le calcul du taux de marge au coût des facteurs du secteur privé au **Japon**

Comptes nationaux (secteur privé)	Perspectives économiques (ensemble de l'économie)
Valeur ajoutée	Produit intérieur brut
Impôts indirects	Impôts indirects
Subventions	Subventions
Rémunération des salariés	Rémunération totale des salariés
Salariés	Emploi total de salariés
Non-salariés	Nombre de travailleurs indépendants

Tableau A3-3 : **Les taux de marge calculés sur différents pays (en %)**
Champ : secteur privé

Années	France	Allemagne de l'Ouest	Allemagne A	Allemagne B	Etats-Unis	Japon	Royaume Uni
1965	28,25	31,70			34,76	29,83	28,73
1966	29,25	31,19			35,12	31,22	28,27
1967	30,21	32,13			34,17	32,60	30,13
1968	29,04	33,70			33,62	34,02	30,36
1969	30,16	33,21			32,01	34,08	30,43
1970	30,52	31,40			31,08	33,39	28,63
1971	30,44	31,10			32,58	29,88	29,84
1972	31,09	30,98			32,84	29,83	30,48
1973	31,58	30,24			32,82	28,52	31,22
1974	29,59	28,74			31,49	25,55	27,04
1975	26,13	29,17			33,47	22,05	24,55
1976	25,80	30,54			33,92	22,01	27,10
1977	26,56	30,45			34,03	21,58	31,15
1978	26,98	31,18			33,90	22,89	30,32
1979	26,52	31,36			33,51	23,37	29,49
1980	25,55	29,34			32,38	24,31	27,75
1981	24,95	29,09			33,15	24,11	27,28
1982	25,04	29,55			31,93	24,17	29,33
1983	25,95	31,83			33,50	24,53	31,49
1984	27,19	32,85			34,27	26,00	30,57
1985	28,06	33,45			34,16	28,21	31,34
1986	30,89	34,25			33,86	29,15	30,25
1987	31,68	33,89			33,19	28,90	30,88
1988	33,20	35,00			33,13	30,01	30,31
1989	34,52	35,80			34,38	30,20	28,75
1990	34,18	36,54			33,96	30,35	26,70
1991	34,17	36,43	35,36	33,80	33,40	30,49	25,64
1992	34,35	35,71	33,96	32,60	33,56	30,53	27,15
1993	34,66	35,51	34,98	33,50	33,64	30,50	28,86
1994	35,69	37,00	34,36	33,50	34,19	29,54	29,52
1995	36,01		33,84	33,84	34,44	28,93	29,83
1996	35,70		34,17	34,17	35,26	30,30	30,50
1997	36,08		35,20	35,20	35,67	29,96	30,07
1998	36,27		36,14	36,14	34,56	28,62	29,35
1999	36,98		35,95	36,95	34,21	28,87	28,13
2000	37,22		35,78	35,78	34,53	28,72	27,28

Pour l'Allemagne, comme indiqué dans le texte, deux séries sont construites à partir de 1990, selon que l'on considère (Allemagne A) ou non (Allemagne B) l'évolution du passif de la Treuhandanstalt comme une subvention aux entreprises. Ces deux séries sont identiques à partir de 1995.

Source : Calculs des auteurs.

Annexe 4 : Analyse économétrique pour quelques grands pays industrialisés

Cette annexe détaille les différentes étapes d'estimation des modèles visant à expliquer les fluctuations du taux de marge au coût des facteurs et corrigé de la non-salarisation du secteur privé dans cinq grands pays industrialisés.

La démarche est identique à celle effectuée dans l'Annexe 2 et correspond à la procédure en deux étapes d'Engle et Granger (1987). Brièvement, cette méthodologie consiste aux deux étapes suivantes : estimation de la relation statique pour chaque pays et, après acceptation de l'hypothèse de cointégration (stationnarité des résidus de long terme), estimation de la dynamique de court terme également pour chaque pays.

La relation de long terme estimée est la relation (3) détaillée dans le texte. La construction de l'indicateur de taux de marge pour les différents pays et les sources des données mobilisées pour cette construction sont détaillées dans l'Annexe 3. Les sources des données mobilisées pour la construction des variables explicatives sont indiquées dans le Tableau A4-1 ci-dessous.

Tableau A4-1 : Source des données nécessaires à la construction des variables explicatives

	France	Allemagne	Etats-Unis	Japon	Royaume-Uni
Taux d'intérêt à court terme (i_{CT})	OCDE, Perspectives Economiques				
Taux d'intérêt à long terme (i_{LT})					
Indice des prix de la valeur ajoutée (pva)*	Comptes nationaux.				
Indice des prix de la consommation (pc)*					
Indice des prix de l'énergie (pe)*	Indice des prix à la consommation de l'énergie (comptes nationaux)			Indice des prix à la consommation, fuel et électricité (comptes nationaux)	
Taux d'utilisation des capacités** (tu)	Banque de France	Ifo	Bea	Miti	Commission Européenne

* : Pour l'ensemble des pays, ces prix sont exprimés en base 95 (1995=1).

** : Les taux d'utilisation des différents pays ont été corrigés pour présenter une moyenne et un écart-type équivalents à ceux utilisés pour la France. Ils concernent tous l'industrie.

1. Tests de stationnarité des séries intervenant dans la relation de long terme

L'ordre d'intégration des différentes variables intervenant dans la relation de long terme a été déterminé à partir d'un test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) :

- Le retard optimal utilisé pour le test de racine unitaire a été déterminé en retenant le retard significatif le plus élevé à partir d'un nombre maximal de cinq retards (le biais de sur-paramétrisation est moins important et peu substantiel par rapport à celui résultant d'une sous-paramétrisation) ;
- Plusieurs spécifications ont été testées : sans composante déterministe (CD), avec la constante seule, avec constante et tendance. Seule la spécification ayant permis de déterminer l'ordre d'intégration est présentée. Par ailleurs, nous ne produisons pas les tests de stationnarité sur les différences des séries qui se sont avérées ne pas être stationnaires (inférence de l'hypothèse I(d) avec d un entier positif tel que $d > 1$).

On rappelle que les tests de stationnarité ont été réalisés sur un nombre limité d'observations annuelles (31 au maximum) et que leurs résultats doivent être considérés avec précaution. Il ressort de ces tests que (Tableaux A4-2) :

- L'ensemble des variables explicatives est intégré d'ordre 1 dans le cas de la France et du Japon ;
- L'ensemble des variables, hormis le coût d'usage du capital qui en l'occurrence est I(0), est intégré d'ordre 1 pour l'Allemagne⁴⁶ ;
- Le taux de marge est stationnaire aux Etats-Unis (autour d'une tendance) et au Royaume-Uni (autour d'un niveau), ce qui exclue l'estimation d'une relation de long terme dans ces deux pays.

Tableaux A4-2 : Tests de stationnarité

	Retard optimal	Spécification	Statistique ADF	Seuil 5 %	Seuil 1 %	ordre d'intégration
--	----------------	---------------	-----------------	-----------	-----------	---------------------

A - France

Taux de marge (tmcf)	1	Constante et tendance	-2,4	-3,60	-4,37	I(1)
Coût réel du capital (TIRL)	2	Constante	-2,8	-2,98	-3,72	I(1)
Prix relatif de l'énergie (pre)	0	Sans CD	-1,6	-1,96	-2,66	I(1)
Taux d'utilisation (tu)	0	Constante	-3,0	-2,98	-3,72	I(1)
Effet structurel de la non-salarisation (ns - n)	1	Constante et tendance	-3,0	-3,60	-4,37	I(1)

B - Allemagne

Taux de marge (tmcf)	1	Constante et tendance	-3,2	-3,60	-4,37	I(1)
Coût réel du capital (TIRL)	3	Constante	-4,0	-2,98	-3,72	I(0)
Prix relatif de l'énergie (pre)	1	Sans CD	-2,2	-1,96	-2,66	I(1)
Taux d'utilisation (tu)	0	Constante	-2,8	-2,98	-3,72	I(1)
Effet structurel de la non-salarisation (ns - n)	0	Constante	-2,5	-2,98	-3,72	I(1)

C - Etats-Unis*

Taux de marge (tmcf)	0	Constante Et tendance	-4,4	-3,60	-4,37	I(0)
----------------------	---	--------------------------	------	-------	-------	------

D - Japon

Taux de marge (tmcf)	1	Constante	-2,3	-2,98	-3,72	I(1)
Coût réel du capital (TIRL)	3	Sans CD	-2,6	-1,96	-2,66	I(1)
Prix relatif de l'énergie (pre)	0	Constante	-1,9	-1,96	-3,72	I(1)
Taux d'utilisation (tu)	1	Constante	-2,6	-2,98	-3,72	I(1)
Effet structurel de la non-salarisation (ns - n)	1	Constante et tendance	-2,8	-3,60	-4,37	I(1)

E - Royaume-Uni

Taux de marge (tmcf)	1	Constante	-4,9	-3,0	-3,72	I(0)
----------------------	---	-----------	------	------	-------	------

⁴⁶ Un test de non-stationnarité stochastique contre l'alternative de stationnarité stochastique avec rupture dans la constante a été mis en œuvre pour l'Allemagne et a conduit au rejet de l'hypothèse alternative.

2. Estimation de la relation de long terme selon la méthode d'Engle-Granger

Compte tenu des considérations développées dans le corps du texte, afin de spécifier une relation de long terme pertinente pour chacun des pays dans lesquels le taux de marge n'est pas stationnaire (c'est à dire pour la France, l'Allemagne et le Japon), nous avons retenu le coût réel du capital, le prix relatif de l'énergie, le taux d'utilisation des capacités, ainsi qu'un terme correctif de la non-salarisation, comme variables explicatives du taux de marge (Cf. relation (3) dans le texte). A l'inverse de l'estimation réalisée dans l'Annexe 2, en raison du nombre réduit d'observations, nous n'avons pas pu réaliser une estimation de l'équation statique pour chaque pays qui soit prémunie contre la présence potentielle d'un biais de simultanéité et d'autocorrélation des erreurs fréquemment rencontrés en petit échantillon. Nous avons été conduit à rejeter systématiquement l'hypothèse de cointégration au moyen de tests de stationnarité sur les résidus de long terme (statistique AEG, Tableau A4-3). Ces résultats étant relativement communs sur données annuelles comportant un nombre d'observations limité (Cotis et Rignols (1998), Prigent (1999)), on a supposé que la cointégration était vérifiée pour ces trois pays mais que la taille d'échantillon était trop faible pour pouvoir appréhender correctement les mouvements entre les variables. Notons qu'en échantillon de taille réduite, les tests AEG sont relativement peu puissants et nous amènent à rejeter à tort l'hypothèse de cointégration.

Tableau A4-3 : **Résultats d'estimation de la relation (3) de long terme sur l'ensemble du secteur privé**

$$(3) \text{ tmcf} = \alpha_1 \cdot \text{TIRL} + \alpha_2 \cdot \text{pre} + \alpha_3 \cdot \text{tu} + \alpha_4 \cdot (\text{ns} - n) + \text{cte}$$

Données annuelles ; Période d'estimation : 1970-2000 ; pour le Japon : 1978-2000

	France	Allemagne	Japon
Coût réel du capital (TIRL)	1,94 (5,1)	2,92 (2,7)	3,39 (5,9)
Prix relatif de l'énergie (pre)	-0,65 (-10,9)	-0,18 (-2,5)	-0,33 (-4,7)
Taux d'utilisation (tu)	0,80 (2,6)	0,74 (1,8)	0,97 (2,6)
Importance relative de la non-salarisation (ns - n)	-0,27 (-6,0)	-0,27 (-3,6)	-0,41 (-15,7)
Constante	-1,50 (21,4)	-1,59 (-11,9)	-1,74 (-24,9)
2 ^e me constante*		-0,01* (-0,5)	
D 1991		-0,06 (-1,9)	
D 1992		-0,07 (-2,0)	
D 1993		-0,04 (1,0)	
D 1994		-0,03 (-0,7)	
AEG**	-2,7	-2,6	-3,8
\bar{R}^2	0,92	0,82	0,94

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients estimés correspondent aux valeurs des t de Student et sont donnés à titre indicatif car de telles statistiques ne sont correctes qu'après avoir s'être prémuni de l'omission de la dynamique dans la relation de long terme. Une telle correction est ici impossible du fait du faible nombre de données.

Concernant l'Allemagne, compte tenu de la forte influence de la convention retenue pour prendre en compte les subventions accordées aux entreprises par la Treuhandaanstalt, nous avons introduit des variables muettes sur chacune des quatre années concernées (1991 à 1994). Par ailleurs, la seconde constante vise à prendre en compte un effet de changement structurel lié à la réunification.

* : Cette seconde constante vaut 0 jusqu'en 1990 et 1 à partir de 1991.

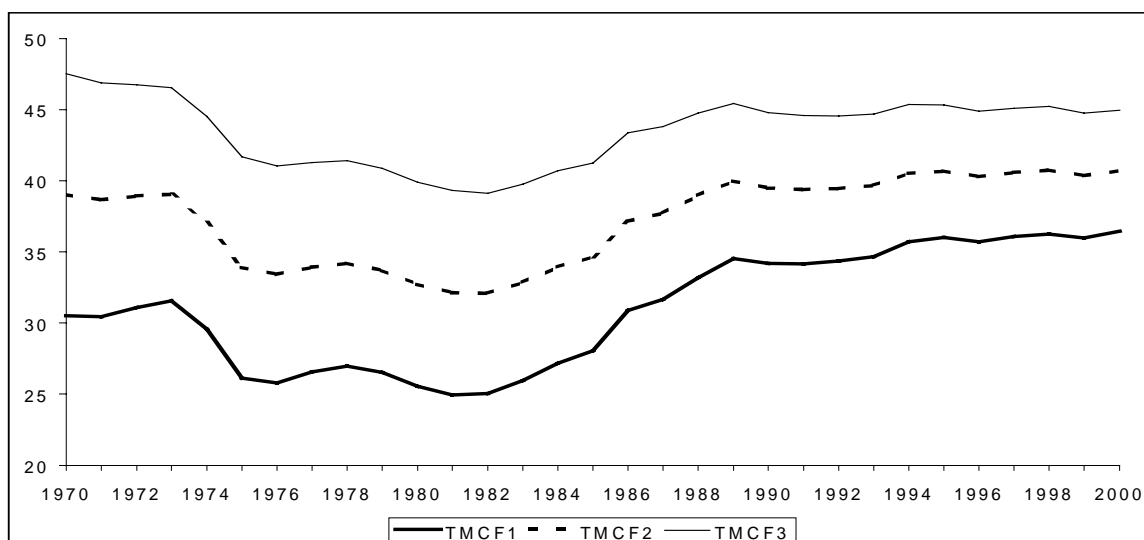
** : Valeurs critiques pour un échantillon de taille n = 50 : -4,76 au seuil de 5 % ; -4,42 au seuil de 10 %.

3. Retour sur l'introduction d'un effet de structure non-salariés / salariés dans la cible de long terme : illustration dans le cas de la France

La correction de la non-salarisation est réalisée avec une hypothèse inévitablement conventionnelle quant à l'équivalent en termes de coût salarial de la rémunération des non-salariés. Le niveau et les évolutions du taux de marge au coût des facteurs calculés sur un champ comprenant des non-salariés sont affectés par cette correction. Plus précisément, le niveau et les évolutions du taux de marge dépendent du poids relatif des non-salariés (NS / N) et du niveau supposé de l'équivalent salarial des non-salariés. Le Graphique A4-1 illustre ces deux influences dans le cas de la France. Trois taux de marge au coût des facteurs y sont représentés, correspondant chacun à des hypothèses différentes quant au montant de la rémunération des non-salariés. On suppose que le coût salarial moyen des non-salariés est équivalent à celui des salariés (hypothèse retenue par la suite dans la construction des indicateurs), ou qu'il est la moitié de ce niveau moyen, ou enfin qu'il est nul.

On constate que ce diagnostic sur le niveau du taux de marge est fortement influencé par l'hypothèse retenue pour corriger la non-salarisation. Ainsi, le taux de marge connaîtrait une augmentation depuis la fin des années 1980 dans le cas de la correction consistant à attribuer à chaque non-salarié le coût du travail moyen des salariés, alors qu'il est plutôt stable sur cette sous-période avec les deux autres conventions de corrections retenues dans cette illustration. De même, le niveau atteint par le taux de marge sur les années les plus récentes serait sensiblement supérieur à celui d'avant le premier choc pétrolier avec la première convention (équivalent salarial égal au coût salarial moyen), alors qu'il lui serait équivalent dans la seconde (équivalent salarial égal à la moitié du coût salarial moyen) et même légèrement supérieur dans la dernière convention (équivalent salarial nul). Cette illustration montre que le diagnostic descriptif doit être prudent, et explique pourquoi nous avons considéré dans le texte que le niveau atteint depuis la fin des années 1980 est stable et équivalent à celui d'avant le premier choc pétrolier.

Graphique A4-1 : **Taux de marge au coût des facteurs corrigé de la non-salarisation.**
France - Champ : secteur privé - en %
Impact de l'hypothèse de l'équivalent salarial des non-salariés



Source : calcul des auteurs.

TMCF1 correspond au taux de marge calculé en supposant un coût salarial moyen des non-salariés identique à celui des salariés ; TMCF2 suppose que ce coût moyen est la moitié de celui des salariés ; TMCF3 suppose qu'il est nul.

Comme le poids des non-salariés et l'hypothèse d'équivalent salarial qui leur est affecté modifient le niveau et l'évolution du taux de marge, les estimations de la relation de long terme pourraient être affectées par la convention retenue sans la présence, comme variable explicative, de celle représentant

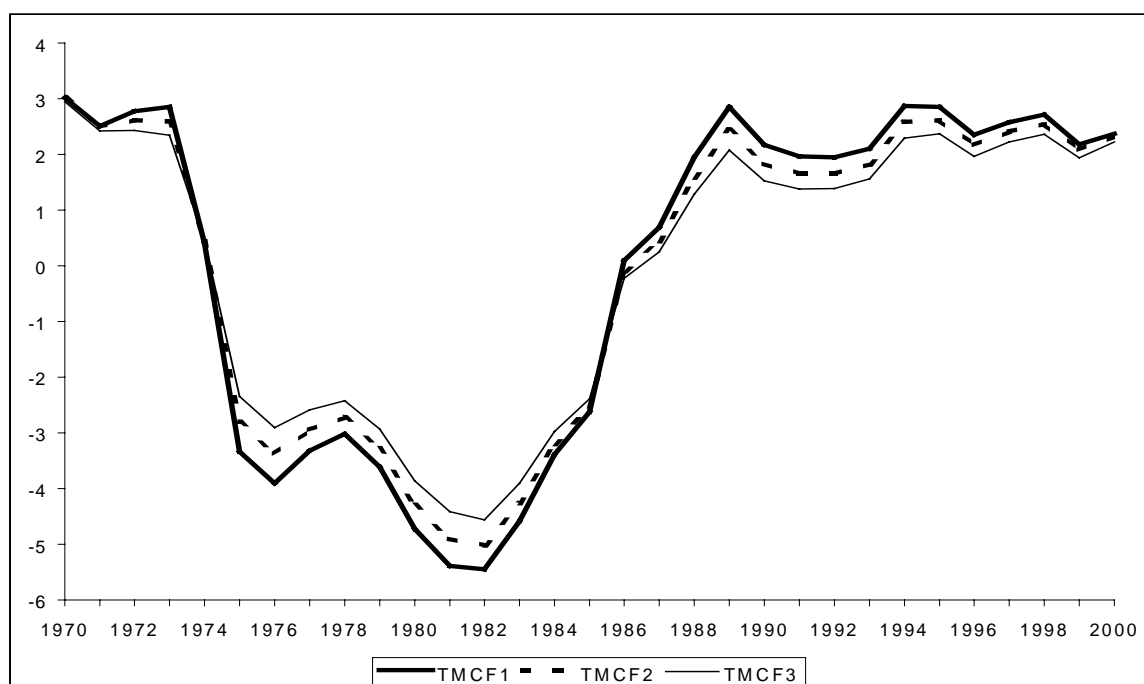
l'importance relative des non-salariés. On peut ainsi aboutir pour les autres variables à des paramètres qui dépendent moins de l'hypothèse conventionnelle adoptée pour la correction de la non-salarisation.

La prise en compte du poids relatif des non-salariés dans l'estimation de la relation de long terme permet de calculer une cible corrigée des évolutions de la non-salarisation. Cette cible corrigée TMCFC est calculée à partir de la relation (A4-1) suivante :

$$(A4-1) \text{ TMCFC} = \exp[\epsilon\alpha_1 \cdot \text{TIRL} + \epsilon\alpha_2 \cdot \text{pre} + \epsilon\alpha_3 \cdot \text{tu} + \text{ecte}]$$

où $\epsilon\alpha_1$, $\epsilon\alpha_2$, $\epsilon\alpha_3$ et ecte correspondant aux valeurs estimées des coefficients α_1 , α_2 , α_3 et cte de la relation (3) estimée pour chacun des trois taux de marge obtenus avec les trois conventions de corrections précédemment évoquées. Ces évolutions du taux de marge de long terme corrigé de l'évolution de la non-salarisation, recalculé à partir des résultats d'estimation, sont faiblement influencées par l'hypothèse retenue pour évaluer le niveau moyen de l'équivalent salarial des non-salariés (Graphique A4-2). Les trois taux de marge corrigés apparaissent stabilisés depuis la fin des années 1980, à un niveau équivalent à celui d'avant le premier choc pétrolier. Ce résultat important montre à nouveau qu'il est pertinent de considérer, comme nous l'avons fait dans le texte, que le niveau du taux de marge atteint en France depuis la fin des années 1980 est stable et non significativement différent de celui d'avant le premier choc pétrolier.

Graphique A4-2 : **Cible de long terme du taux de marge corrigée des évolutions de la non-salarisation. France - Champ : secteur privé - en %**
Indicateurs centrés



source : calcul des auteurs.

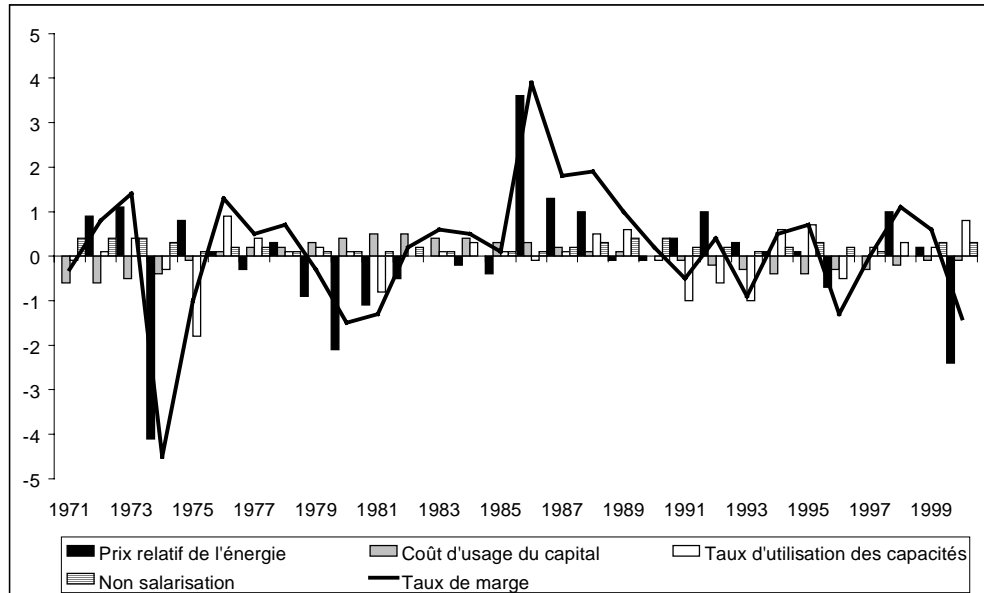
TMCF1 correspond au taux de marge calculé en supposant un coût salarial moyen des non-salariés identique à celui des salariés ; TMCF2 suppose que ce coût moyen est la moitié de celui des salariés ; TMCF3 suppose qu'il est nul.

4. Contributions des déterminants de long terme à la formation du taux de marge d'équilibre

L'estimation de cibles de long terme pour la France, l'Allemagne et le Japon permet de calculer les contributions de chacune des variables explicatives à l'évolution de la cible. Ces contributions, qui ont été commentées dans le texte, sont illustrées par les Graphiques A4-3.

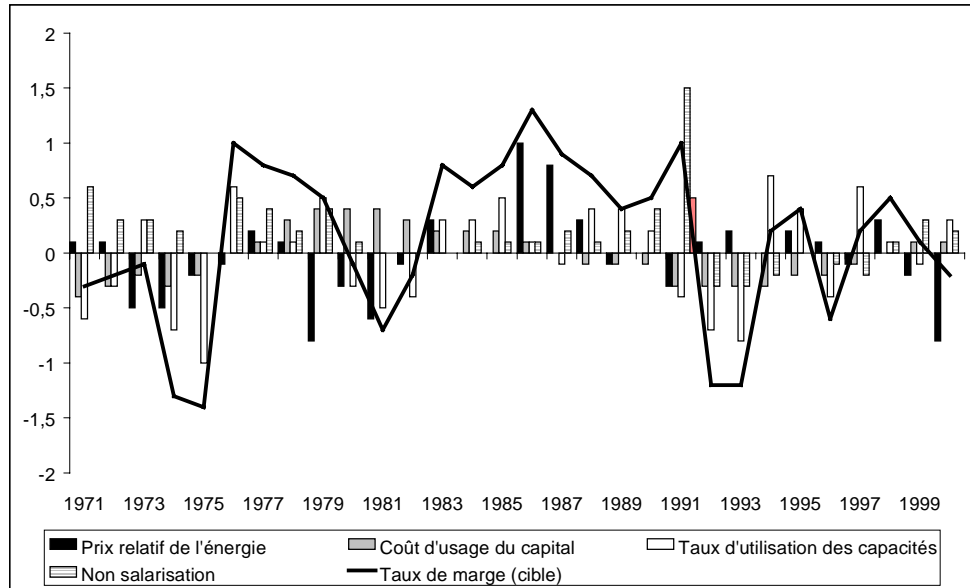
Graphiques A4-3 : **Contributions des variables explicatives à l'évolution de la cible de long terme**
Champ : secteur privé – En %

A - France



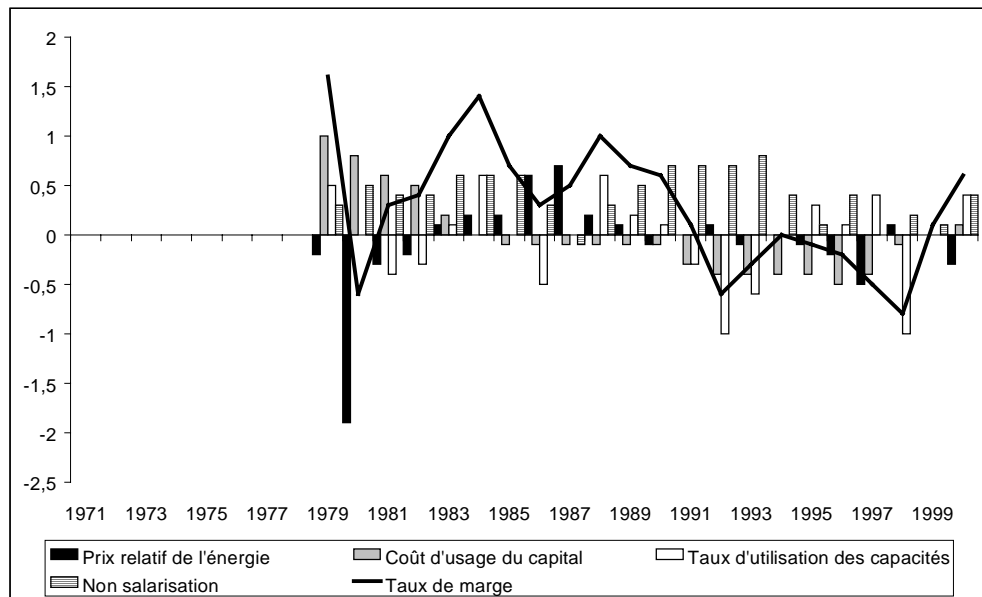
Source : calcul des auteurs.

B - Allemagne



Source : calcul des auteurs.

C - Japon



Source : calcul des auteurs.

5. Dynamique de court terme et simulations

Les résultats complets des estimations de la dynamique de court terme (relation (4)) sont fournis ci-dessous (Tableau A4-4). Différentes spécifications ont été testées à partir des taux de croissance courants et retardés des variables présentes dans la cible de long terme et des deux variables supposées refléter les déséquilibres sur le marché du travail : la productivité apparente du travail (en volume) et le taux de chômage. Les résultats retenus sont ceux qui fournissent le meilleur ajustement et pour lesquels les variables présentent des seuils de significativité acceptables. Des variables muettes ont été introduites pour l'Allemagne et les Etats-Unis, en raison de fortes divergences entre le taux de marge estimé et le taux de marge observé. Le contenu économique de ces résultats d'estimations est déjà commenté dans le texte.

Nous avons effectué des tests de stationnarité sur l'intégralité des séries introduites dans chacun des modèles à correction d'erreur, les résultats ne sont pas ici reportés mais sont disponibles.

Puisque les taux de marge des Etats-Unis et du Royaume-Uni sont stationnaires, afin d'établir un diagnostic des évolutions des profits bruts dans ces deux pays, nous avons modélisé pour chacun des deux pays le niveau du taux de marge en fonction de ses retards et de déterminants stationnaires (en niveau et en différence). Le modèle de départ a consisté en une modélisation autorégressive (retards sur le taux de marge) à retards échelonnés (déterminants et leurs retards). Étant donné que le coefficient estimé attaché au premier retard du taux de marge était très proche de 1, nous avons décidé par la suite de modéliser la différence première du taux de marge.

Tableau A4-4 : **Résultats d'estimation de la relation (4) de court terme sur l'ensemble du secteur marchand**

$$(4) \Delta \text{mcf} = \beta_1 \cdot \Delta \text{mcf}_{-1} + \beta_2 \cdot \text{ec}_{-1} + \beta_3 \cdot \Delta \text{pre} + \beta_4 \cdot \Delta \text{prod} + \beta_5 \cdot \Delta \text{tu} \\ + \beta_6 \cdot \Delta \text{tcho}_{-1} + \beta_7 \cdot \Delta \text{TIRL} + \beta_8 \cdot \Delta (\text{ns} - \text{n}) + \text{cte}$$

Données annuelles ; Période d'estimation : 1970-2000 ; pour le Japon : 1978-2000

	France	Alle- magne	Etats- Unis	Japon	Royaume- Uni
Croissance retardée du taux de marge : Δmcf_{-1}	0,29 (2,7)			0,29 (2,5)	0,26 (2,7)
Terme de rappel : ec_{-1}	-0,26 (-2,1)	-0,35 (-2,5)		-0,75 (-5,0)	
Croissance du prix relatif de l'énergie : Δpre	-0,32 (-4,9)	-0,08 (-2,3)			
Croissance de la productivité du travail : Δprod			1,16 (5,5)	0,80 (4,3)	0,72 (2,2)
Croissance du taux d'utilisation : Δtu	0,78 (4,7)	0,78 (4,9)			
Croissance du taux de chômage retardé : Δtcho_{-1}		0,12 (6,2)			0,17 (4,3)
Croissance du rapport effectifs non-salariés sur effectifs salariés : $\Delta (\text{ns} - \text{n})$					-0,26 (-2,3)
Constante : cte	ε^{***} (1,1)	$-\varepsilon^{***}$ (-0,3)	-0,01 (-3,3)	$-\varepsilon^*$ (-1,9)	-0,02 (-2,1)
2 ^{ème} constante*		0,01** (1,3)			
Variables muettes					
D 1973		-0,05 (-3,0)			
D 1974		-0,04 (-2,4)			
D 1975			-0,01 (-3,3)		
D 1991		-0,03* (-1,8)			
D 1995		-0,06 (-3,4)			
\bar{R}^2	0,70	0,72	0,75	0,59	0,77

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients estimés correspondent aux valeurs du t de Student.

Les coefficients estimés sont significativement différents de zéro (test de Student) au seuil de 5 %, de 10 % si *, 20 % si **. Ils ne sont pas significatifs à de dernier seuil si ***.

Concernant l'Allemagne, des variables muettes et une seconde constante sont nécessaires pour aboutir à un ajustement satisfaisant sur la période postérieure à la réunification.

* : Cette seconde constante vaut 0 jusqu'en 1990 et 1 à partir de 1991.

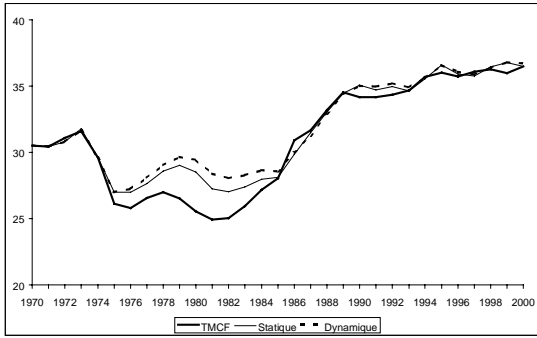
** : Valeurs critiques pour un échantillon de taille $n = 50$: -4,76 au seuil de 5 % ; -4,42 au seuil de 10 %.

L'estimation de la dynamique de court terme permet de simuler les taux de marge des différents pays. Ces simulations sont présentées ci-dessous (Graphiques A4-4). Lorsque le taux de marge retardé intervient dans la dynamique de court terme, une simulation statique (taux de marge retardé correspondant à sa valeur observée) et une simulation dynamique (taux de marge retardé correspondant à sa valeur estimée) ont été effectuées. Ces simulations permettent de constater la bonne qualité générale des ajustements réalisés.

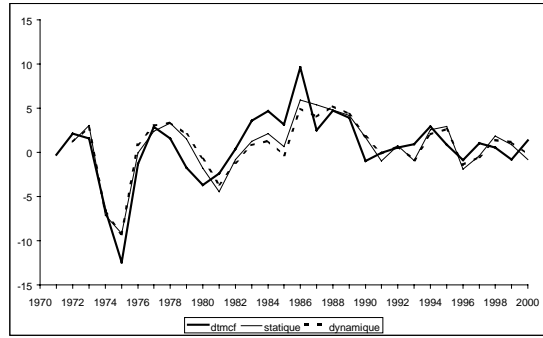
Graphiques A4-4 : **Taux de marge observé et simulé à partir des résultats d'estimation**
Champ : secteur privé – En %

A - France

Niveau du taux de marge

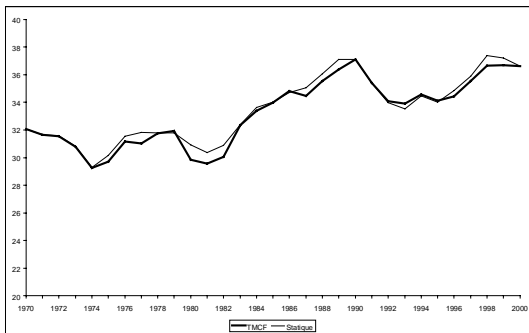


Croissance du taux de marge

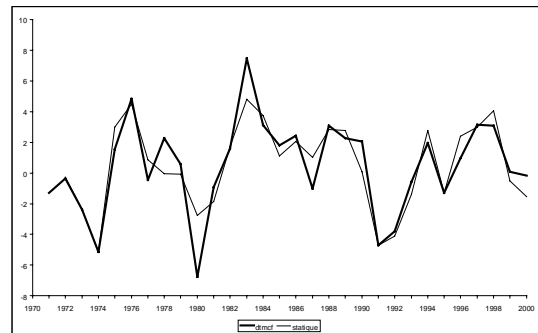


B - Allemagne

Niveau du taux de marge

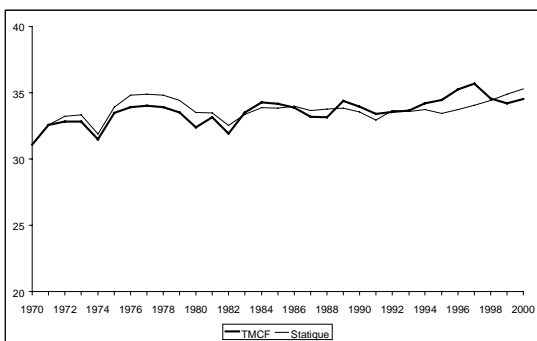


Croissance du taux de marge

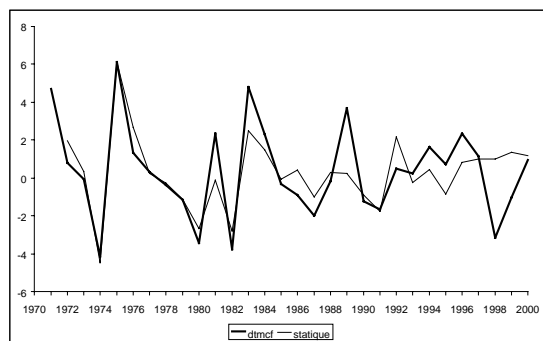


C - Etats-Unis

Niveau du taux de marge

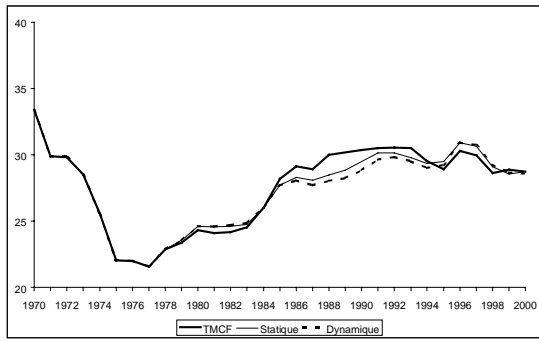


Croissance du taux de marge

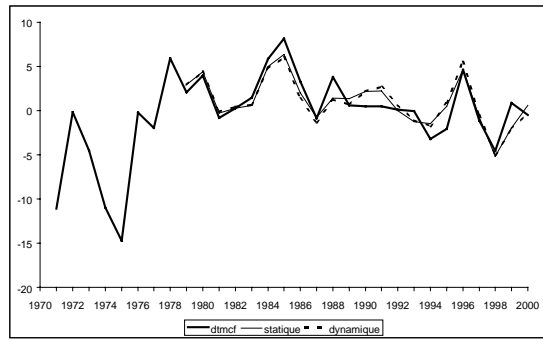


D - Japon

Niveau du taux de marge

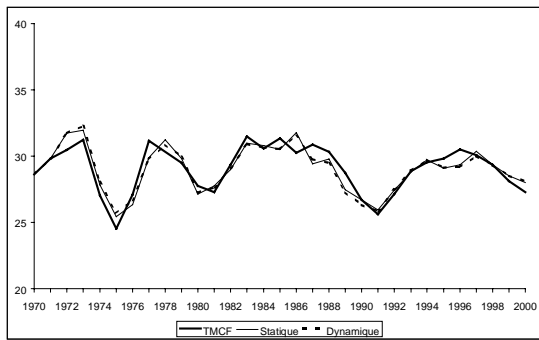


Croissance du taux de marge

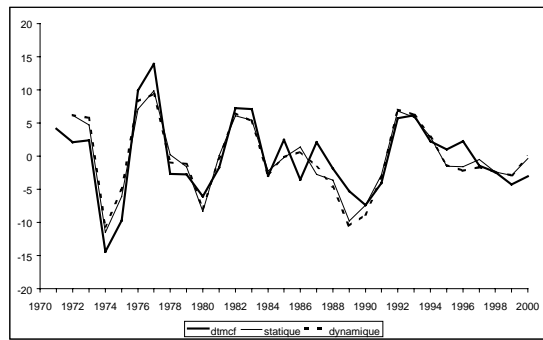


E - Royaume-Uni

Niveau du taux de marge



Croissance du taux de marge



Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaïd, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaïd, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaïd and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaïd and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation VAR », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaïd et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaïd et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.
37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.

38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières “gagnantes” et “perdantes” », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets “volume”, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaïd et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, “On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note,” October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur and P. Sicsic, “Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period,” January 1998.
51. P. Jacquinot, « L’inflation sous-jacente à partir d’une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l’Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau and E. Jondeau, “Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates,” June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau and M. Rockinger, “Reading Interest Rate and Bond Futures Options’ Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election,” June 1998.
55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d’un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.

56. E. Jondeau and M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?," February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The French Case," September 1999.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.
74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.
75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.

76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.
77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinot et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la Conjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Clette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.
90. E. Jondeau and M. Rockinger, "Asset Allocation in Transition Economies," October 2002.
91. H. Pagès and J.A.C Santos, "Optimal Supervisory Policies and Depositor-Preferences Laws," October 2002.
92. C. Loupias, F. Savignac and P. Sevestre, "Is There a Bank Lending Channel in France ? Evidence from Bank Panel Data," November 2002.
93. M. Ehrmann, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, "Financial systems and The Role in Monetary Policy transmission in the Euro Area," November 2002.
94. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, « Une mesure de la persistance dans les indices boursiers », décembre 2002.

95. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, “What is the Best Approach to Measure the Interdependence between Different Markets? ,” December 2002.
96. J.-B. Chatelain and A. Tiomo, “Investment, the Cost of Capital and Monetary Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation,” December 2002.
97. J.-B. Chatelain, A. Generale, I. Hernando, U. von Kalckreuth and P. Vermeulen, “Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area,” December 2002.
98. J.-S. Mésonnier, « Banque centrale, taux de l’escompte et politique monétaire chez Henry Thornton (1760-1815) »,décembre 2002.
99. M. Baghli, G. Cette et A. Sylvain, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000 »,janvier 2003.

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d’Études et de Recherche, contacter la bibliothèque du Centre de recherche à l’adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Notes d’Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address :

BANQUE DE FRANCE
41-1391 - Centre de recherche
75049 Paris Cedex 01
tél : 01 42 92 49 55
fax : 01 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr