

La baisse récente du taux de marge est-elle transitoire ?

Julien Deroyon
Nathalie Fourcade

*Division croissance et politiques
macroéconomiques*

Le taux de marge constitue le complément de la part des coûts salariaux dans la valeur ajoutée ⁽¹⁾. Il donne des informations sur la situation financière et la rentabilité des entreprises, et s'interprète comme la part de la richesse créée au cours du processus de production qui sert à rémunérer le facteur capital. Depuis une décennie, il enregistre des fluctuations d'ampleur limitée entre 39% et 41%.

En fin d'année 2002, le taux de marge des sociétés non financières et des entrepreneurs individuels a connu sur deux ans une baisse de 1,1 point et atteint 39,1%. Cette baisse est d'abord à relier au ralentissement de la productivité du travail. Cette dernière a en effet moins bénéficié qu'à la fin des années quatre-vingt-dix des gains de progrès technique et de l'investissement et a aussi baissé sous l'effet du ralentissement économique. La baisse du taux de marge est cependant limitée en 2001-2002 par la modération salariale : d'après une simulation effectuée avec le modèle macro-économétrique Mé-sange, la baisse du taux de marge aurait été plus accentuée en l'absence de modération salariale, de 1,5 point entre 2001 et 2002. Au cours de l'année 2003 le taux de marge devrait remonter de 0,4 point, principalement sous l'effet de la baisse des prix du pétrole.

Depuis une décennie le taux de marge fluctue modérément entre 39% et 41%

La richesse créée au cours du processus de production sert à rémunérer les facteurs de production, travail et capital, sous forme de salaires et de profits, avant toute redistribution. Le taux de marge se définit comme le ratio de l'excédent brut d'exploitation sur la valeur ajoutée, et s'interprète comme la part allouée au facteur capital. Dans cette définition la rémunération du capital est comprise au sens large puisque l'excédent brut d'exploitation inclut le revenu de l'entrepreneur, mais également, entre autres, les frais financiers supportés par l'entreprise (qui constituent la rémunération du capital d'autres établissements créanciers de l'entreprise) et les variations de stocks.

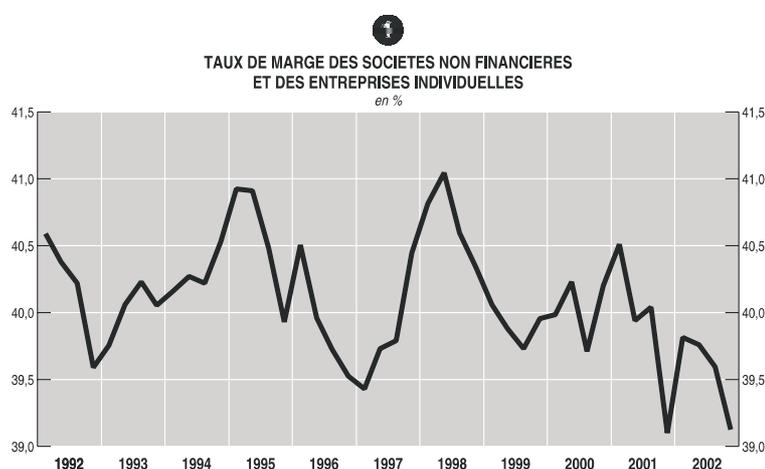
Le taux de marge est une mesure économique permettant d'illustrer certaines interactions entre le marché du travail et le marché des biens. Elle dépend de plusieurs éléments simultanément : organisation de la production, incorporation du progrès technique, modalités de rémunération du travail et du capital,

fiscalité, réaction de l'économie face à des chocs tels que la variation des prix du pétrole.

Depuis une décennie, le taux de marge des sociétés non financières et des entrepreneurs individuels connaît des fluctuations d'ampleur limitée entre 39% et 41% (cf. graphique 1). Au cours de la période récente, plusieurs mouvements se superposent, rendant la lecture de ses évolutions difficile. De manière générale le taux de marge a un profil procyclique. En effet, en cas de choc, l'excédent brut d'exploitation réalise l'essentiel de l'ajustement, la variation de la masse salariale (volume d'emploi et salaires) requérant des délais. Lors du ralentissement de 2001 et 2002 on observe effectivement une baisse du taux de marge de 1,1 point (entre les quatrième trimestres de 2000 et de 2002).

Depuis la fin des années quatre-vingt-dix, des chocs exogènes se sont superposés à cette com-

(1) Outre la part des coûts salariaux, on retranche aussi celle des impôts nets des subventions à la production.



posante cyclique. Ainsi l'augmentation du prix des matières premières a contribué négativement aux variations du taux de marge en 1999 et 2000. L'impact de la mise en place de la réduction du temps de travail (RTT) est plus complexe car il met en jeu l'effet de la RTT sur la productivité du travail et sur son coût, y compris cotisations des employeurs.

Une décomposition comptable des variations du taux de marge permet de mesurer ces effets, de manière très descriptive (cf. encadré ci-contre).

La contribution du ratio des prix de la consommation et de la valeur ajoutée reflète en partie les variations du prix du pétrole

Lors d'une augmentation du prix des importations, notamment du prix du pétrole, le prix de la consommation augmente plus rapidement que celui de la valeur ajoutée. La contribution du ratio des prix de la consommation et de la valeur ajoutée reflète en partie les variations du prix du pétrole. Elle est négative en moyenne en 1999 et 2000 (cf. graphique 2), alors que le prix du pétrole en euros augmente fortement ⁽²⁾.

Les allègements de cotisations des employeurs et la modération salariale limitent la contribution négative du coût du travail

Le taux de croissance du coût horaire réel du travail est positif sur toute la période excepté le premier trimestre de 2002 ⁽³⁾, ce qui reflète la prise en compte dans la formation des salaires des gains tendanciels de productivité. Sa contribution aux variations du taux de marge est dès lors négative. En revanche les allègements de cotisations employeurs qui accompagnent la mise en place de la RTT contribuent positivement aux variations du taux de marge, ainsi que les allègements antérieurs. Le taux de croissance du salaire hors cotisations employeurs est supérieur à

Décomposition comptable des variations du taux de marge

Le taux de marge se décompose comptablement en fonction de la productivité du travail et du coût salarial réel. Afin de prendre en compte l'impact du développement du temps partiel dans les années 1990 et de la RTT depuis 1996, on mesure le travail en nombre d'heures et le salaire en termes horaires. La décomposition peut être affinée en distinguant au sein du coût salarial le pouvoir d'achat du salaire (coût du travail nominal déflaté par le prix de la consommation) et l'écart entre le prix de la consommation et celui de la valeur ajoutée.

$$TM = 1 - \frac{W_h L_h}{P_{va} Y} = 1 - \frac{W_h}{P_c} \frac{L_h}{Y} \frac{P_c}{P_{va}} \quad (1)$$

où $\frac{W_h}{P_c}$ représente le pouvoir d'achat du salaire horaire, $\frac{Y}{L_h}$ la productivité horaire apparente du travail (rapport de la valeur ajoutée au volume d'heures travaillées) ⁽²⁾, et $\frac{P_c}{P_{va}}$ le ratio entre le prix de la consommation et le prix de la valeur ajoutée. Afin d'alléger la présentation, les variables ne sont pas indexées par le temps : par défaut une variable est représentée à la date t .

La variation du taux de marge ΔTM peut ainsi s'écrire en fonction du taux de croissance de ces trois éléments :

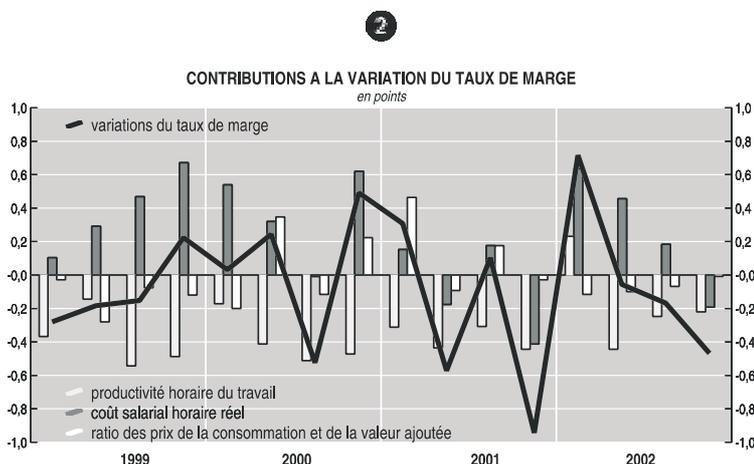
$$\Delta TM = (1 - TM)_{t-1} \left[-(\dot{W}_h - \dot{P}_c) + (\dot{Y} - \dot{L}_h) - (\dot{P}_c - \dot{P}_{va}) \right]$$

où le signe $\dot{}$ dénote le taux de croissance des variables.

Ainsi, lorsque la productivité du travail augmente plus vite que le coût salarial réel, le taux de marge augmente, autrement dit la part des salaires dans la valeur ajoutée diminue. ■

(1) Voir la note du bas de la page précédente.

(2) Selon la méthodologie présentée dans l'encadré 2.



Note de lecture :

La variation du taux de marge est égale à la somme des contributions de la productivité horaire du travail, du ratio des prix de la consommation et de la valeur ajoutée et du coût du travail horaire réel. Les impôts et subventions sur la production ont une contribution résiduelle qui n'est pas reproduite ici.

(2) Le prix du baril passe de 8,5 euros en décembre 1998 à 28,5 euros en décembre 2000, avec un maximum à 37,8 euros en novembre 2000.

(3) Au premier trimestre de 2002 le coût horaire du travail croît moins vite que le prix de la consommation, d'où un taux de croissance du coût horaire réel du travail négatif (-0,4%).

celui du coût du travail entre 1994 et 2001, l'écart allant jusqu'à 0,7 point de croissance en 2000. À l'issue de la période de baisse des taux de cotisation, lorsqu'ils sont stabilisés, leur impact sur les variations du taux de marge s'annule et seul demeure l'effet sur son niveau.

La modération salariale liée à la mise en place de la RTT a aussi contribué positivement aux variations de taux de marge, comme on le verra à l'aide d'un modèle macro-économétrique en dernière partie de ce dossier.

La contribution de la productivité du travail est procyclique et est modifiée par le développement du temps partiel, par la réduction du temps de travail et par la structure par qualification de l'emploi

Les évolutions de la productivité horaire du travail, et donc sa contribution aux variations du taux de marge, connaissent trois phases (cf. graphique 3a) :

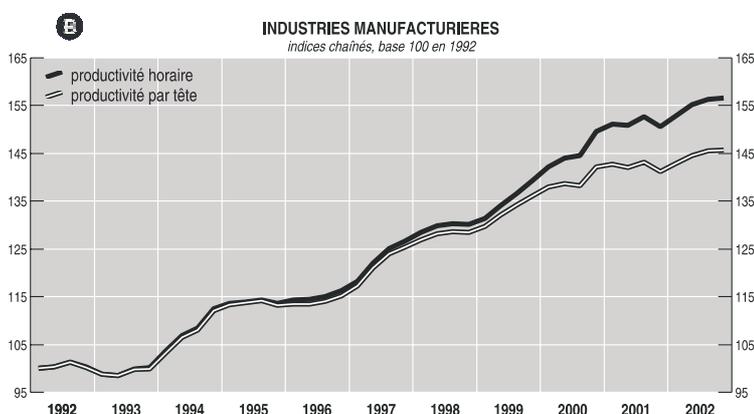
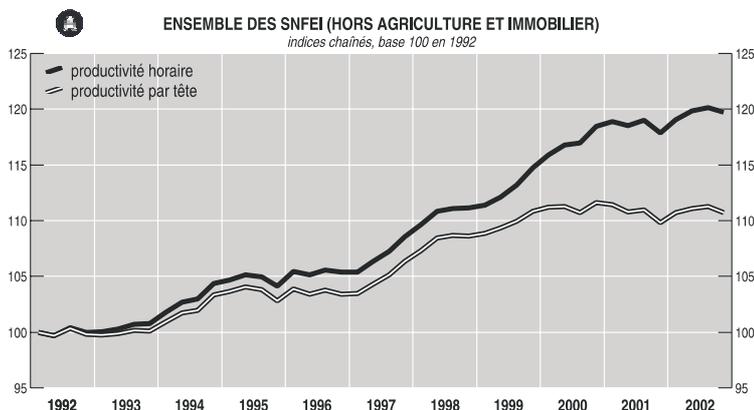
- de 1992 à 1996 : une croissance modérée ;
- de 1997 à 2000 : le passage à une croissance plus soutenue ;
- à partir de 2001 : un net infléchissement.

Elles sont hétérogènes selon les branches : dans l'industrie manufacturière, la croissance de la productivité du travail est plus rapide et lisse au cours de la période (cf. graphique 3b).

Les évolutions récentes de la productivité du travail, en particulier son ralentissement au niveau agrégé par rapport à sa tendance de long terme au milieu des années 1990, demeurent difficiles à expliquer. La productivité dépend de l'ajustement de l'emploi à la production, de la durée du travail, de la structure par qualification de l'emploi, de l'intensité capitaliste et des gains de productivité globale des facteurs.

3

ÉVOLUTION DE LA PRODUCTIVITÉ DU TRAVAIL



Pour évaluer l'impact des deux premiers éléments on décompose la productivité horaire en fonction du nombre de travailleurs, du « taux de temps complet » (ratio du nombre apparent d'heures travaillées par tête à la durée moyenne d'un temps complet) et de la durée hebdomadaire du travail :

$$\frac{Y}{L_h} = \frac{Y}{L_p T_p D_h} \quad (1)$$

soit :

$$\dot{Y} - \dot{L}_h = (\dot{Y} - \dot{L}_p) - \dot{T}_p - \dot{D}_h$$

avec L_p l'emploi mesuré en personnes physiques, T_p le « taux de temps complet », D_h la durée moyenne d'un temps complet.

- Le volume d'emploi s'ajustant avec retard aux variations de la production, la croissance de la productivité du travail a un profil

cyclique. Elle augmente en phase de reprise, se stabilise lorsque le niveau d'activité est élevé et le volume d'emploi s'est ajusté, et diminue en phase de ralentissement.

Le cycle de productivité est visible sur la période récente (cf. tableau 1A, partie gauche). Après avoir fortement augmenté lors de la reprise (1997-2000) la productivité horaire diminue en 2001 dans l'ensemble de l'économie, principalement sous l'effet de la poursuite des embauches (nombreuses en 2000 et 2001) en période de ralentissement de l'activité. En 2002 l'emploi est moins dynamique. La productivité du travail par tête retrouve un taux de croissance positif, d'autant plus que la durée du temps complet, dont elle dépend positivement, diminue moins rapidement que les années précédentes.

- La durée moyenne du travail diminue depuis le début des années 1990, du fait dans un premier temps du développement du temps partiel, puis de la mise en place de la RTT. C'est pourquoi la croissance de la productivité horaire excède celle de la productivité par tête (cf. graphique 3).

Sur la période 1992-1996, le développement du temps partiel (baisse du taux de temps complet) est le phénomène prédominant concernant la durée du travail (cf. tableau 1A, partie gauche). Il représente près d'un tiers de l'évolution de la productivité horaire, la contribution de la durée du temps complet étant quasi nulle. Il concerne essentiellement les services : dans l'industrie manufacturière la contribution du développement du temps partiel aux variations de la productivité est deux fois plus faible que dans l'ensemble de l'économie (cf. tableau 1B, partie gauche).

En 1997-2002, en revanche, pour l'ensemble des sociétés non financières et des entreprises individuelles, la baisse de la durée du temps complet s'établit

à près de la moitié de la croissance de la productivité horaire, alors que l'augmentation du taux de temps partiel devient négligeable. Il semble que le développement des emplois à 35 heures se soit substitué à l'essor des emplois à temps partiel à partir de 1997. Dans l'industrie manufacturière, la croissance de la productivité horaire est accrue de la même manière que dans l'ensemble de l'économie par la RTT (+0,25 point), excepté en 2001 où la baisse de la durée du temps complet est plus marquée (contribution de +0,32 point).

- Les évolutions de la productivité du travail au niveau de chaque branche peuvent aussi être reliées à celles de la structure par qualification de l'emploi. En effet :

$$\dot{Y} - \dot{L}_h = \dot{Y} - \beta_{q(t-1)} \dot{L}_h^q - (1 - \beta_{q(t-1)}) \dot{L}_h^{nq}$$

où L_h^q est le volume horaire d'emploi qualifié, L_h^{nq} le volume horaire d'emploi non qualifié et β_q la part des qualifiés dans le volume horaire d'emploi total. Les évolutions de la productivité du travail pour

l'ensemble des branches sont obtenues après agrégation selon la méthodologie de l'encadré 2.

Sur l'ensemble des branches, on observe à la fin des années quatre-vingt-dix une baisse relative de la contribution de l'emploi non qualifié à la croissance de la productivité horaire, par rapport à celle de l'emploi qualifié (cf. tableau 1A partie droite). Cette évolution est accentuée dans l'industrie manufacturière (cf. tableau 1B partie droite). Ces déformations observées peuvent être rapprochées de l'évolution du coût relatif du travail non qualifié, qui a notamment bénéficié des baisses de cotisations employeurs.

L'accélération de la productivité du travail à la fin des années quatre-vingt-dix est essentiellement due à la productivité globale des facteurs

Outre la cyclicité et la durée moyenne du travail, la productivité du travail dépend positivement du stock de capital par employé (intensité capitalistique) et de la productivité globale des facteurs

Tableau 1 : Contributions comptables aux variations de la productivité horaire

A - Ensemble des sociétés non financières et des entrepreneurs individuels (hors agriculture et immobilier)

(moyenne annuelle des contributions trimestrielles, en %)

	Taux de croissance de la productivité horaire	Contributions : durée travaillée			Contributions : productivité horaire par qualification	
		Productivité par tête	Taux de temps complet	Durée du temps complet	Emploi horaire non qualifié	Emploi horaire qualifié
1992-1996	0,27	0,18	0,08	0,02	0,08	0,20
1997-2002	0,53	0,28	-0,01	0,25	0,07	0,46
1997-2000	0,73	0,48	-0,01	0,27	0,10	0,64
2001	-0,13	-0,40	0,02	0,25	0,00	-0,13
2002	0,39	0,20	0,00	0,19	0,04	0,34

B - Industries manufacturières

(moyenne annuelle des contributions trimestrielles, en %)

	Taux de croissance de la productivité horaire	Contributions : durée travaillée			Contributions : productivité horaire par qualification	
		Productivité par tête	Taux de temps complet	Durée du temps complet	Emploi horaire non qualifié	Emploi horaire qualifié
1992-1996	0,79	0,74	0,04	0,01	0,29	0,51
1997-2002	1,24	0,98	0,01	0,25	0,15	1,09
1997-2000	1,57	1,32	0,00	0,25	0,22	1,36
2001	0,18	-0,19	0,05	0,32	-0,17	0,35
2002	0,98	0,79	0,00	0,19	0,20	0,78

Note de lecture :

Le taux de croissance de la productivité horaire est égal à la somme des contributions de la productivité par tête, du taux de temps partiel et de la durée du temps complet. Il est aussi égal à la somme des contributions des productivités horaires de l'emploi qualifié et de l'emploi non qualifié.

(PGF). La PGF mesure les influences jointes du progrès technique, des rendements d'échelle, et d'une meilleure utilisation des facteurs de production ⁽⁴⁾. Elle se définit comme le ratio entre le volume de production et le volume agrégé des facteurs de production mis en oeuvre dans le processus. La mesure de l'influence respective de l'intensité capitaliste et de la PGF dépend de la forme de la fonction de production retenue.

Sous les hypothèses de concurrence pure et parfaite et de rendements d'échelle unitaires, la part des facteurs dans la production est égale à leur part dans la rémunération. Ainsi, dans le cas simple où il existe deux facteurs de production, capital et travail :

$$\dot{Y} - \dot{L}_h = PGF + \alpha_{t-1}(\dot{K} - \dot{L}_h)$$

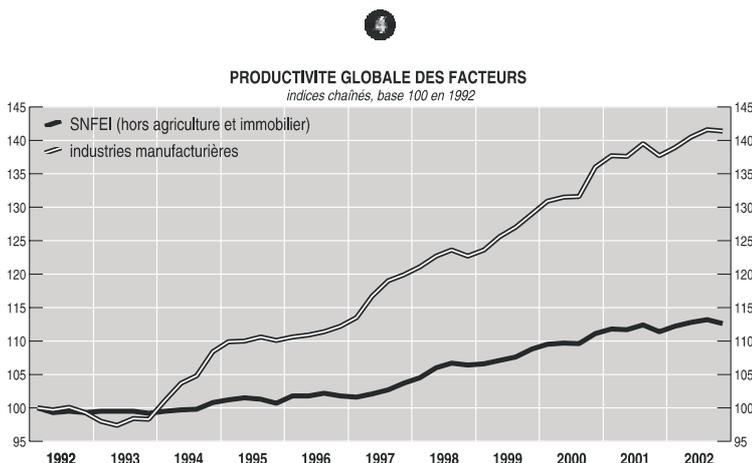
avec Y la production en volume, K le capital en volume et α la part de la rémunération du capital dans la valeur ajoutée, autrement dit le taux de marge. Afin d'alléger la présentation les variables ne sont pas indexées par le temps : par défaut une variable est représentée à la date t .

L'évolution de la productivité horaire du travail se décompose comme le taux de croissance de la PGF et celui de l'intensité capitaliste pondérée par la part du capital dans la valeur ajoutée.

Dans le cas plus général d'un nombre n de facteurs de production, la PGF se définit comme le résidu du taux de croissance de la production duquel on déduit l'accumulation des facteurs de production, d'où le nom souvent utilisé de résidu de Solow, du nom du Prix Nobel d'économie qui a défini cette méthodologie en 1957 :

$$PGF = \dot{Y} - \sum_{i=1}^n \alpha_{i(t-1)} \dot{X}_i$$

avec X_i les facteurs de production et $\alpha_{i(t-1)}$ la part du facteur X_i dans la rémunération à la date précédente.



L'accélération de la productivité du travail à la fin des années quatre-vingt-dix est essentiellement due à la PGF (cf. graphique 4). L'augmentation de son taux de croissance ne traduit pas forcément un progrès technique accru, mais elle peut provenir d'une meilleure utilisation des facteurs de production en place, capital et travail. L'intensité de leur utilisation varie en effet au cours du cycle. Concernant le travail, on a déjà évoqué le cycle de productivité. Les délais d'ajustement sont encore plus longs pour le stock de capital.

On corrige une partie de cette composante cyclique en prenant en compte dans le volume de capital mesuré le taux d'utilisation des capacités de production. Ce taux est mesuré pour l'industrie manufacturière à partir de questions sur l'intensité d'utilisation des installations productives. Il ne concerne donc pas le facteur travail. En l'absence de meilleure mesure, on utilise ce taux pour les branches non manufacturières également (cf. encadré 3).

En 2001 la baisse de la productivité horaire du travail est due à la fois à la stabilisation de la PGF et à la baisse de l'investissement, qui réduit l'intensité capitaliste (cf. tableau 2A). La baisse de l'intensité capitaliste traduit la dégradation des anticipations des chefs d'entreprise français, dans un

contexte de ralentissement économique chez nos principaux partenaires commerciaux. En 2002 la contribution de l'intensité capitaliste redevient positive.

Les gains de productivité plus élevés dans les industries manufacturières s'expliquent par une contribution supérieure à la fois de la PGF et de l'intensité capitaliste (cf. tableau 2B et encadré 1).

La modération salariale en partie liée à la réduction du temps de travail aurait limité la baisse du taux de marge en 2001 et 2002

L'approche comptable développée jusqu'ici permet d'étudier de façon détaillée les déterminants du taux de marge. On a ainsi pu mettre en évidence l'influence du ratio des prix de la consommation et de la valeur ajoutée, du coût du travail, de sa durée, de la structure par qualification de la population active, de l'intensité capitaliste et de la PGF. Mais si elle fournit une description assez fine du passé, l'intérêt de l'approche comptable pour la prévision demeure limité.

(4) Elle peut provenir d'une augmentation de l'intensité de leur utilisation ou de leur réallocation en fonction de l'évolution des prix relatifs.

La baisse récente du taux de marge est-elle transitoire ?

Tableau 2 : Contributions de la PGF et de l'intensité capitalistique à la productivité horaire du travail

A - Ensemble des sociétés non financières et des entrepreneurs individuels (hors agriculture et immobilier)

(moyenne annuelle des contributions trimestrielles, en %)

	Taux de croissance de la productivité horaire	Productivité globale des facteurs	Contributions		
			Intensité capitalistique		
			Ensemble du capital	Capital NTIC	Capital hors NTIC
1992-1996	0,27	0,10	0,18	0,02	0,16
1997-2002	0,53	0,42	0,11	0,04	0,07
1997-2000	0,73	0,55	0,19	0,05	0,14
2001	-0,13	0,05	-0,17	0,03	-0,20
2002	0,39	0,28	0,11	0,03	0,08

B - Industries manufacturières

(moyenne annuelle des contributions trimestrielles, en %)

	Taux de croissance de la productivité horaire	Productivité globale des facteurs	Contributions		
			Intensité capitalistique		
			Ensemble du capital	Capital NTIC	Capital hors NTIC
1992-1996	0,79	0,61	0,19	0,01	0,18
1997-2002	1,24	0,96	0,28	0,03	0,25
1997-2000	1,57	1,20	0,37	0,03	0,34
2001	0,18	0,30	-0,12	0,02	-0,14
2002	0,98	0,68	0,30	0,02	0,28

Les outils économétriques permettent au contraire de quantifier l'impact de chaque déterminant, même si l'objectif d'obtenir un outil facilement utilisable en prévision impose de limiter le niveau de désagrégation des variables explicatives. La valeur du taux de marge

est déterminée par les interactions entre le marché du travail et le marché des biens. Elle dépend de plusieurs éléments simultanément : modalités de rémunération du travail et du capital, de fixation des prix, incorporation du progrès technique, etc.

Ainsi, l'utilisation d'un modèle macro-économétrique de l'économie française, le modèle Mésange (cf. encadré 4), permet de tenter une approche structurelle en confrontant les prévisions des équations de détermination des prix, des salaires et de l'emploi pour en déduire les évolutions du taux de marge.

Entre 2001 et 2002 le taux de marge des sociétés non financières et des entreprises individuelles a connu une baisse de 1,1 point, passant de 40,2% au quatrième trimestre de 2000 à 39,1% au quatrième trimestre de 2002. Cette baisse est liée au ralentissement conjoncturel, qui s'accompagne d'une diminution du taux de croissance de l'investissement et de la PGF.

Le modèle surestime les salaires en 2001 et 2002. La surestimation des salaires entraîne celle du pouvoir d'achat et de la consommation des ménages, et donc de la demande adressée aux entreprises. Le modèle Mésange est keynésien à court terme : la production est déterminée par la demande. Par conséquent, la surestimation de la demande contribue à celle du pro-

ENCADRÉ 1 : LA CONTRIBUTION DU CAPITAL DE TYPE NOUVELLES TECHNOLOGIES DE L'INFORMATION ET DE LA COMMUNICATION À LA PRODUCTIVITÉ DU TRAVAIL EST STABLE ET FAIBLE DEPUIS 1992

Au sein du capital, on isole le capital de type Nouvelles Technologies de l'Information et de la Communication (NTIC), soit le capital en biens informatiques, en logiciels et en matériel de communication. Sa contribution est inférieure à 0,05% par an et stable au cours des années quatre-vingt-dix (cf. tableau 2A). Deux principales raisons expliquent cette faible contribution. Premièrement, le volume de capital de type NTIC, et par conséquent sa part dans la rémunération, demeure faible en comparaison du capital hors NTIC. D'autre part, la mesure même de ce volume est problématique. En effet les biens de type NTIC se renouvellent très rapidement, ce qui rend difficile le calcul d'un indice de prix à qualité constante, et donc le partage volume/prix. La méthode dite des prix hédoniques constitue un moyen de traiter cette difficulté. Elle consiste à évaluer économétriquement, grâce à des données de marché, le prix de certaines caractéristiques des ordinateurs telles que la taille de la mémoire ou la vitesse d'horloge. Grâce à un progrès technique rapide dans le secteur des NTIC, l'indice de prix obtenu baisse plus rapidement que le prix des biens eux-mêmes. Ainsi

l'utilisation de prix hédoniques donne pour les biens NTIC un partage volume-prix plus favorable aux volumes que les méthodes traditionnelles. La comptabilité nationale utilise des prix hédoniques pour les micro-ordinateurs et les imprimantes légères seulement. On peut supposer que le taux de croissance du volume des autres biens de type NTIC (ici les logiciels et le matériel de communication) est sous-estimé, et donc que leur contribution aux variations de la productivité du travail est elle aussi sous-estimée.

La contribution de l'accumulation de capital NTIC est plus faible dans l'industrie manufacturière que dans l'ensemble de l'économie (cf. tableau 2B). Ce sont en effet les branches des services qui ont le plus investi dans les ordinateurs, les logiciels et le matériel de communication. L'industrie manufacturière a pu investir dans d'autres biens de type NTIC, qu'on ne peut isoler ici car ils n'apparaissent pas en tant que tels dans les comptes de patrimoine. C'est en particulier le cas des machines-outils riches en composants électroniques. ■

duit intérieur brut (PIB) : la prévision du modèle est de 2,7% en 2001 contre 2,1% observé, et de 1,8% en 2002 contre 1,2%. L'ajustement de l'emploi aux variations de l'activité se faisant avec délai, le modèle surestime la productivité du travail par tête.

La surestimation des salaires et celle de la productivité ont des conséquences opposées pour les variations du taux de marge. Le premier effet l'emporte : en 2001-2002 le modèle Mésange aurait prévu une baisse supérieure de 1,5 point à celle observée, soit un taux de marge de 37,6% au dernier trimestre de 2002. Ainsi, en l'absence de modération salariale, la baisse du taux de marge aurait été supérieure à ce qui a été observé. On passe maintenant en revue les contributions des principales équations participant à la détermination du taux de marge dans le modèle : salaires, emploi et prix.

L'équation de salaire du modèle est de type « Wage Setting » (WS). Elle s'inscrit dans la tradition des modèles de négociation salariale : à long terme les salaires dépendent du niveau du taux de chômage, qui mesure le pouvoir de négociation des salariés sur le marché du travail. On suppose que les revendications salariales prennent en compte les gains tendanciels de productivité du travail, de sorte que les salaires réels sont à long terme indexés de manière unitaire sur la productivité du travail. À court terme l'indexation n'est pas parfaite : d'une part, la réévaluation des salaires se fait avec délai, et d'autre part les agents font des erreurs d'anticipation.

En 2001 et 2002 le résidu de l'équation de salaire est systématiquement négatif, et élevé. Même en tenant compte de l'évolution observée de ses déterminants (y compris les allègements de cotisations employeurs), la prévision conduit à un taux de croissance des salaires nominaux supérieur de 0,2 point par trimestre à celui qui est observé. La modération salariale observée semble en partie attribuable à la mise en place de la RTT. Sans

elle la baisse du taux de marge aurait été plus accentuée, puisqu'il atteindrait, d'après le modèle, 37% au quatrième trimestre de 2002 au lieu des 39,1% observés.

L'effet de la RTT est également visible dans les résidus des équations d'emploi. Le modèle distingue l'industrie manufacturière des autres branches marchandes. L'emploi s'ajuste sur une cible de long terme dépendant de la PGF et des salaires réels.

En 1999 et 2000 le modèle sous-estime fortement le taux de croissance de l'emploi dans les branches non manufacturières, de 0,5 point en moyenne par trimestre. Dans la mesure où l'emploi est mesuré en nombre d'équivalents temps plein, et non pas en nombre d'heures travaillées, le plus grand dynamisme de l'emploi observé s'explique en partie par la mise en place de la RTT. Dans l'industrie manufacturière en revanche l'observé est proche du simulé et on ne décèle pas d'effet particulier de la RTT.

En 2001 et 2002 au contraire, le modèle surestime le taux de croissance de l'emploi, de 0,3 point en moyenne dans les branches non manufacturières et 0,2 point dans les industries manufacturières. Ceci est lié à l'inertie présente dans

les équations d'emploi du modèle. Selon cette modélisation, une période de forte croissance de l'emploi dans le passé, comme en 1999 et 2000, exerce une influence à la hausse sur le taux de croissance de l'emploi pendant plusieurs trimestres. L'influence de la surestimation de l'emploi sur les variations du taux de marge est limitée, puisqu'elle explique une baisse de 0,1 point par rapport à ce qui a été observé.

Les équations de prix à correction d'erreurs sont de type « Price Setting » (PS) : la cible de prix des producteurs correspond à l'application d'une marge constante sur le coût unitaire de production. En 2001 et 2002, si l'on retient pour les valeurs des variables explicatives, en particulier les salaires, leur valeur observée, il n'existe pas de différence notable entre les prévisions de prix du modèle et les observations.

À partir des hypothèses de taux d'intérêt et d'environnement international de la France retenues dans la note, le modèle obtient pour 2003 des prévisions proches de celles publiées : le modèle prévoit que le taux de marge atteint 39,4% au dernier trimestre 2003, la prévision de la note étant de 39,5% (cf. *fiche « résultats des entreprises »*). ■

BIBLIOGRAPHIE

- Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchêne S. et Pesin F., « *Présentation du modèle MESANGE* », document de travail de la Direction de la prévision, n° 05-2002.
- Baghli M., Cette G. et Sylvain A., « *Les déterminants du taux de marge en France et dans quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000* », Notes d'études et de recherche de la Banque de France, janvier 2003.
- Cotis J.-P. et Rignols E. « *Le partage de la valeur ajoutée : quelques enseignements tirés du paradoxe franco-américain* », Revue de l'OFCE - n° 65, avril 1998.
- Diewert W. E. « *Exact and superlative index numbers* », Journal of Econometrics, n° 4, 1976, pp. 115-145.
- Divisia, « *L'indice monétaire et la théorie de la monnaie* », 1926.
- Prigent C. « *La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique* », Économie et Statistique n° 323, 1999-3.
- Solow R. « *Technical change and aggregate production function* », The Review of Economics and Statistics, 1957. ■

ENCADRÉ 2 : UNE MESURE ALTERNATIVE DE LA PRODUCTIVITÉ

Pour les calculs relatifs à la productivité du travail et à la PGF, on utilise une méthode de partage volume-prix à l'aide d'indices de Törnqvist. Ces indices diffèrent des indices de Laspeyres retenus par la comptabilité nationale française. Ils sont en revanche utilisés par le Bureau of Economic Analysis (BEA) et le Bureau of Labor Statistics (BLS) aux États-Unis.

Dans le cas d'un panier de N biens caractérisés par leur volume et leur prix (q_{it}, p_{it}), Divisia (1926) montre que les évolutions en temps continu des prix et volumes agrégés (q_t, p_t) sont égales à :

$$\frac{\dot{p}_t}{p_t} = \sum_{i=1}^N \frac{q_{it} \dot{p}_{it}}{q_t p_t} \quad \text{et} \quad \frac{\dot{q}_t}{q_t} = \sum_{i=1}^N \frac{p_{it} \dot{q}_{it}}{p_t q_t}$$

Le taux de croissance du volume peut se réécrire :

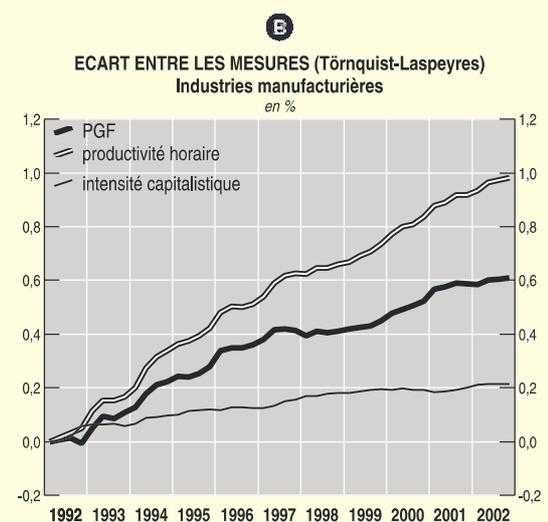
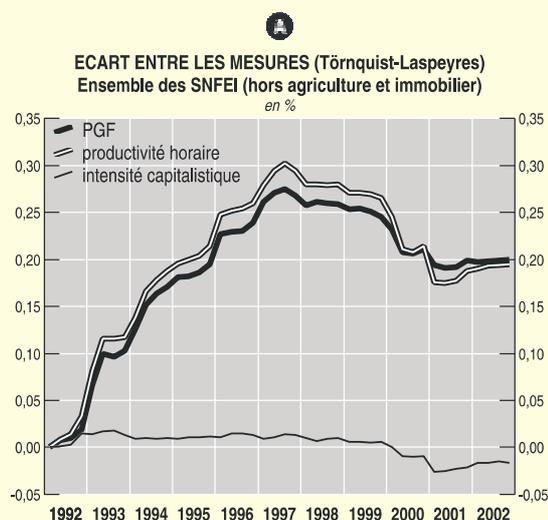
$$\frac{\dot{q}_t}{q_t} = \sum_{i=1}^N \frac{p_{it} \dot{q}_{it}}{p_t q_t} = \sum_{i=1}^N \frac{p_{it} q_{it}}{p_t q_t} \frac{\dot{q}_{it}}{q_{it}} = \sum_{i=1}^N \alpha_{it} \frac{\dot{q}_{it}}{q_{it}}$$

Où α_{it} est la part en valeur du bien i dans le panier total.

Cette formule décrivant l'évolution du volume agrégé d'un panier de biens peut également décrire l'évolution du volume de production en fonction des facteurs dans un cadre de concurrence pure et parfaite.

Dans le cas d'une mesure en temps discret le problème du choix de la date de pondération se pose. On peut envisager une pondération à l'aide des parts de la date précédente, de la date présente, ou de la moyenne arithmétique des parts aux dates présente et précédente.

Le premier calcul correspond à un indice de Laspeyres : on pondère les évolutions des volumes à l'aide des prix prévalant à la date précédente. Le second calcul correspond à un indice de Paasche : les évolutions des volumes sont pondérées à l'aide des prix actuels. Enfin le troisième calcul, intermédiaire entre les précédents, introduit les indices de Törnqvist. Si les prix relatifs se déforment au cours du temps, et si les biens sont substituables, un bien dont le prix relatif baisse verra son volume plus fortement augmenter que les autres. Il en résulte qu'un indice de Laspeyres utilisant des pondérations antérieures à cette baisse aura tendance à sur-estimer l'évolution des



volumes alors qu'un indice de Paasche pondérant les évolutions des volumes à l'aide des nouveaux prix aura tendance à la sous-estimer.

Tableau A : Écart entre les taux de croissance des volumes (Törnqvist-Laspeyres) cumulés sur la période

(moyenne annuelle des écarts trimestriels, en %)

	Sociétés non financières et entrepreneurs individuels (hors agriculture et immobilier)				Industries manufacturières			
	Valeur ajoutée	Agrégat travail et capital	Travail	Capital	Valeur ajoutée	Agrégat travail et capital	Travail	Capital
1992-1996	0,41	0,17	0,16	0,16	0,60	0,28	0,16	0,40
1997-2002	0,18	0,24	0,26	0,16	0,35	0,24	0,17	0,28
1997-2000	0,13	0,18	0,20	0,11	0,25	0,18	0,13	0,20
2001	0,04	0,05	0,06	0,03	0,08	0,04	0,03	0,05
2002	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,00	0,03

ENCADRÉ 2 (SUITE) : UNE MESURE ALTERNATIVE DE LA PRODUCTIVITÉ

Intuitivement, l'évolution effective des volumes se situe entre les deux estimations. On montre que les indices de Törnqvist sont exacts pour une fonction d'utilité ou de production quadratique, qui prend mieux en compte les effets de substitution entre les biens dus à des évolutions de prix relatifs qu'une fonction Cobb-Douglas par exemple.

Le calcul de la PGF peut ainsi être affiné en introduisant ces indices de Törnqvist pour le chaînage des indices de valeur ajoutée, d'emploi et de capital. Les calculs ont été effectués pour l'ensemble des sociétés non financières et des entrepreneurs individuels (hors agriculture et immobilier), et pour la branche manufacturière. L'analyse des

différences entre les méthodes d'agrégation nécessite un calcul au niveau le plus désagrégé ce qui explique l'utilisation de séries de valeur ajoutée, d'emploi et de capital au niveau 36.

Les résultats se présentent comme l'écart entre les mesures de Törnqvist et de Laspeyres.

Les indices de Laspeyres sous-estiment les évolutions des volumes, principalement pour la valeur ajoutée (cf. *tableau A*). Dans l'industrie manufacturière les écarts de mesure sont nettement plus élevés que dans l'ensemble de l'économie, du fait de plus grandes variations des prix relatifs, notamment entre les biens de consommation, les biens d'équipement et les biens intermédiaires. ■

ENCADRÉ 3 : LES DONNÉES UTILISÉES

Le champ retenu est celui des sociétés non financières et des entrepreneurs individuels. Les activités financières ne sont pas prises en compte car la mesure de la valeur ajoutée y repose sur une définition spécifique.

Pour le calcul de la productivité du travail et de la PGF on a également exclu l'agriculture (du fait d'une très forte proportion d'indépendants) et l'immobilier (qui peut difficilement être comparé aux autres branches du fait d'une intensité capitalistique très forte).

Les données relatives à la valeur ajoutée, au nombre de travailleurs et au capital sont issues de la comptabilité nationale. Pour le calcul du taux de marge on utilise les séries distinguant 7 secteurs dont les sociétés non-financières et les entrepreneurs individuels. Afin d'affiner l'analyse les calculs relatifs à la productivité du travail et à la productivité globale des facteurs sont menés au niveau le plus désagrégé possible soit le niveau F de la nomenclature des branches (36 branches).

Pour la durée travaillée (taux de temps complet et heures) on utilise l'enquête Emploi, en distinguant 36 branches.

Les données d'emploi

La prise en compte du travail des indépendants

Pour les calculs relatifs à la contribution de la productivité du travail au taux de marge (contributions de la production, de la durée hebdomadaire du travail, de sa structure par qualification, de la PGF et de l'intensité capitalistique) on prend en compte le travail des indépendants. Dans la comptabilité nationale, leur rémunération n'est pas distincte de l'excédent brut d'exploitation de leur entreprise. Afin de calculer la part de la rémunération du travail, y compris celui des indépendants, on la reconstitue en leur attribuant le salaire horaire des salariés qualifiés de leur branche.

La structure par qualification de la population active et les heures travaillées

La désagrégation de la population active suivant deux niveaux de qualification ainsi que la durée moyenne d'un temps complet sont calculées pour chaque branche au niveau F de la nomenclature (36 branches) à l'aide de l'enquête Emploi de 1992 à 2001.

On définit comme non qualifiés les ouvriers non-qualifiés et parmi les employés les agents de services (52), les employés de commerce (55) et les personnels de services (56), suivant la nomenclature des catégories socioprofessionnelles. Selon cette définition, les non-qualifiés représentent 17% de la masse salariale totale.

Dans l'enquête Emploi on dispose pour chaque qualification des effectifs à temps partiel ou à temps complet et du nombre d'heures travaillées par semaine. On peut construire, pour chaque niveau de qualification et pour chaque branche, quatre séries : l'effectif de salariés à temps complet, l'effectif de salariés à temps partiel et les durées hebdomadaires moyennes d'un temps complet et d'un temps partiel.

On peut ainsi calculer la durée hebdomadaire du travail (notée $T_p D_h$ dans l'équation (1)) par qualification et par branche ⁽¹⁾ :

$$T_p D_h = (1 - P_p) D_h + P_p D_p$$

avec P_p la proportion de salariés à temps partiel (ratio entre l'effectif personnes physiques de salariés à temps partiel et l'effectif personnes physiques total), D_h la durée hebdomadaire moyenne d'un temps complet et D_p la durée hebdomadaire moyenne d'un temps partiel.

ENCADRÉ 3 (SUITE) : LES DONNÉES UTILISÉES

Les données de capital

Pour le capital, on utilise les séries des comptes de patrimoine de la comptabilité nationale. Elles distinguent onze biens, notamment le capital en matériel informatique, en matériel de communication et en logiciels pour les biens de type Nouvelles Technologies de l'Information et de la Communication (NTIC).

Ces séries annuelles de formation brute de capital fixe et de stock de capital sont trimestrialisées en utilisant les séries des comptes trimestriels. Pour intégrer dans nos calculs le stock de capital effectivement mis en œuvre lors du processus de production, on effectue une correction du cycle d'activité en multipliant les séries de capital par les taux d'utilisation des capacités de production (TUC). Ces taux sont disponibles pour les branches manufacturières (biens de consommation, automobile, biens d'équipement, biens intermédiaires). Pour les branches

des activités de services, en l'absence d'un meilleur indicateur, le stock de capital est corrigé de la série des TUC de la branche manufacturière globale.

Les calculs sont effectués en taux de croissance au niveau le plus désagrégé (par branche et par degré de qualification ou type de capital). L'agrégation est opérée dans un premier temps à l'aide d'indice de Laspeyres soit une pondération à l'aide des parts en valeur à la date précédente (cf. encadré 2). Les taux de croissance ainsi agrégés sont ensuite chaînés depuis le premier trimestre de l'année 1992 (base 100). ■

(1) La comptabilité annuelle calcule de la même manière le coefficient de temps partiel mais utilise les enquêtes ACEMO pour la proportion des salariés à temps partiel. On privilégie ici l'homogénéité des sources en utilisant uniquement l'enquête Emploi. D'une manière générale, les déclarations de durée enquête Emploi (déclarations des employés) majorent les déclarations ACEMO (déclarations des employeurs).

ENCADRÉ 4 : LE MODÈLE MACRO-ÉCONOMÉTRIQUE MÉSANGE

Le modèle utilisé ici est le modèle Mésange, élaboré par la Direction de la prévision avec la collaboration de l'Insee. Assis sur les comptes nationaux trimestriels publiés selon le Système européen des comptes (SEC 95), il comprend environ 450 équations comptables et une quarantaine d'équations économétriques à correction d'erreurs décrivant les principaux comportements économiques des agents : décisions de consommation des ménages, d'investissement des entreprises, de formation des stocks, détermination des prix, etc. La majorité des équations sont estimées sur la période 1978-1999 et les prévisions du modèle supposent que les comportements des agents sont conformes à leur moyenne sur cette période.

On mesure l'emploi en nombre d'équivalents temps plein. Ainsi, le volume d'emploi prend en compte le développement du temps partiel mais pas la baisse de la durée hebdomadaire du travail. De même, le salaire modélisé est un salaire par équivalent temps plein.

Le modèle contient des variables endogènes, dont on peut faire des prévisions, et des exogènes. Pour les endogènes on utilise en prévision l'information disponible à la première date de prévision : les prévisions pour 2001-2002 reposent sur les données des comptes trimestriels jusqu'au dernier trimestre 2000, et celles

relatives à 2003 utilisent l'information disponible aujourd'hui. Les exogènes concernent l'environnement international (taux de change, prix à l'exportation de nos principaux partenaires, prix du baril de pétrole et demande mondiale adressée à la France), les taux d'intérêt et les variables de politique économique, telles que la dépense publique ou les taux d'imposition. Pour les prévisions sur 2001 et 2002 on utilise la chronique connue aujourd'hui de ces variables. Les prévisions pour 2003 nécessitent de faire des hypothèses pour les deux derniers trimestres.

Pour étudier dans quelle mesure les comportements diffèrent de leur tendance passée, on procède à l'inversion du modèle. Les variables observées qui dépendent d'une équation économétrique sont alors exogènes et les résidus des équations correspondantes endogènes. Ils traduisent l'écart de la variable expliquée à ce qu'elle aurait été, compte tenu de ses déterminants, à comportements inchangés.

Pour chaque équation on peut quantifier l'impact de cet écart sur les variations du taux de marge. Ainsi, pour mesurer l'effet de la modération salariale en 2001 et 2002 on exogénéise toutes les variables dépendant d'une équation économétrique excepté les salaires. ■