

Accélération de la productivité et stabilité monétaire : l'exemple des États-Unis durant la décennie quatre-vingt-dix

Gilbert CETTE

Direction des Études économiques
et de la Recherche

Laure FREY

Direction des Études économiques et de la Recherche
Service des Économies étrangères

Gilles MOEC

Quels sont les effets sur l'inflation d'une accélération de la productivité ? Cette question intéresse directement la conduite de la politique monétaire dont le rôle est d'assurer la stabilité des prix. Elle a suscité un intérêt accru sur la dernière décennie dans le contexte d'une accélération de la productivité du travail aux États-Unis.

La littérature économique souligne que les anticipations des agents, c'est-à-dire leur appréciation des perspectives futures construites sur l'analyse des faits observés, jouent un rôle essentiel sur les dynamiques de l'offre et de la demande, et donc des prix dans le contexte d'une accélération de la productivité. La présente analyse compare les diagnostics des tensions inflationnistes élaborés aux États-Unis à la fin des années quatre-vingt-dix avec les faits que le recul actuel permet de caractériser avec davantage de robustesse. Cette comparaison témoigne de façon frappante des difficultés de l'élaboration d'un diagnostic en temps réel ou avec un faible recul. Les analyses proposées à cette période n'attribuaient pas l'absence de tensions inflationnistes dans le contexte d'un faible chômage à une érosion, par essence non soutenable, du taux de marge, mais plutôt un retard d'ajustement des salariés à l'accélération de la productivité. Cette érosion ne semblait d'ailleurs pas nettement révélée par les données mobilisables à l'époque. Or, sur la base des données maintenant disponibles, il apparaît clairement qu'une baisse transitoire du taux de marge μ , au moins partiellement, contribué à expliquer la faiblesse des tensions inflationnistes vers la fin de la période d'accélération de la productivité.

Mots clés : productivité, choc de productivité, stabilité monétaire, inflation, NAIRU, taux de marge, répartition, coûts salariaux unitaires, États-Unis, temps réel, ajustement
Codes JEL : J24, E31, E25, E24, O47

NB : Cette note n'engage que les auteurs et en aucune façon la Banque de France. Les auteurs remercient Pierre Sicsic pour ses utiles suggestions.

Quels sont les effets sur l'inflation d'une accélération de la productivité ? Cette question intéresse directement la conduite de la politique monétaire dont la mission est d'assurer la stabilité des prix. Elle a suscité un intérêt accru sur la dernière décennie dans le contexte d'une accélération de la productivité du travail aux États-Unis.

La littérature sur le sujet est abondante. Deux publications récentes de Issing (2004) de la BCE et de Bowman, Madigan, de Michelis, Oliner, Reifschneider et Sichel (2004) du Système fédéral de réserve témoignent d'une grande proximité d'analyse, dans ces deux grandes banques centrales, des conséquences sur la stabilité monétaire et la conduite de la politique monétaire d'une accélération durable de la productivité. Les deux articles s'accordent sur l'idée que, sur le long terme, l'accélération de la productivité qui peut être induite par la diffusion des TIC doit aboutir à des niveaux plus élevés des taux d'intérêt réels. Sur le court terme, ces articles soulignent tous deux que la conduite de la politique monétaire commandée par l'objectif de stabilité des prix doit porter son attention sur la dynamique comparée de l'offre et de la demande et sur la façon dont ces deux grandeurs peuvent être différemment influencées par l'accélération de la productivité. Si l'effet sur l'offre de l'accélération de la productivité est direct, l'effet sur la demande est plus complexe. Il dépend de multiples facteurs, par exemple des délais de l'indexation des salaires sur la productivité ou encore de l'effet de l'accélération de la productivité sur les prix d'actifs, financiers en particulier. Une modification des prix d'actifs peut influencer la demande privée des ménages en cas d'effets de richesse dans le comportement de consommation et la demande des entreprises en cas d'effets du type « Q » de Tobin dans le comportement d'investissement.

Les anticipations des agents, c'est-à-dire leur appréciation des perspectives futures construites sur l'analyse des faits observés, jouent un rôle essentiel sur les dynamiques de l'offre et de la demande, et donc des prix, dans le contexte d'une accélération de la productivité. Ces aspects sont plus largement développés dans la synthèse des travaux du forum organisé à la Banque de France sur le thème « Productivité et politique monétaire » le 5 janvier 2005 publiée dans le présent *Bulletin*. L'objet de la présente analyse est de comparer les diagnostics des tensions inflationnistes élaborés

aux États-Unis à la fin des années quatre-vingt-dix (partie 1) avec les faits que le recul actuel permet de caractériser avec davantage de robustesse (partie 2). Cette comparaison amène à quelques remarques conclusives.

I | Accélération de la productivité et tensions inflationnistes aux États-Unis durant la décennie quatre-vingt-dix

L'analyse des effets de court terme d'une accélération de la productivité a fait l'objet d'une abondante littérature sur la dernière décennie, dans le contexte de l'accélération de la productivité aux États-Unis. En effet, cette accélération de la productivité s'est accompagnée d'une réduction du taux de chômage à des niveaux (environ 4 % en 2000) inférieurs aux évaluations les plus courantes du NAIRU à cette époque (généralement entre 5,5 et 6 %), sans pour autant que des tensions inflationnistes marquées se manifestent. De multiples travaux ont interprété cette baisse non inflationniste du chômage comme l'effet transitoire, dans le contexte d'une accélération de la productivité, d'un ajustement retardé des salaires sur la productivité. Un tel ajustement retardé amène la croissance du salaire moyen à être inférieure à celle de la productivité durant la période d'accélération de cette dernière. En conséquence, un écart croissant apparaît entre le salaire moyen et son niveau d'équilibre durant la période d'accélération de la productivité. Une fois cette phase d'accélération de la productivité terminée, la croissance du salaire moyen rattrape progressivement celle de la productivité et, en conséquence, l'écart entre le salaire moyen et son niveau d'équilibre se réduit jusqu'à s'annuler. Quand l'ajustement est réalisé et en l'absence d'autre choc, la croissance du salaire moyen est égale à celle de la productivité.

Durant toute la période transitoire où le salaire moyen est inférieur à son niveau d'équilibre, le NAIRU est abaissé et en conséquence le taux de chômage peut diminuer sans que des tensions inflationnistes se manifestent. Ce mécanisme est décrit dans de nombreux travaux, par exemple Meyer (2000), Blinder (2000), Ball et Moffit (2001), Yellen (2001) ou Ball et Mankiw (2002)¹.

¹ Une formalisation simple de ce mécanisme est proposée par Cetto, Mairesse et Kocoglu (2005).

L'importance de cet effet transitoire, pour une même évolution de la productivité du travail, dépend de la progressivité de l'ajustement du salaire moyen sur la productivité, dont l'estimation est très fragile. Concernant les États-Unis, sous l'hypothèse d'un ajustement très progressif, Ball et Moffit (2001) aboutissent à une évaluation de l'abaissement transitoire du NAIRU consécutif à l'accélération de la productivité d'environ un point à la fin de la précédente décennie. Pour Ball et Tchaidze (2002), la baisse du NAIRU liée à l'indexation retardée des salaires sur la productivité expliquerait, en partie, la politique monétaire accommodante du Système fédéral de réserve entre 1995 et 2000.

Parallèlement, d'autres analyses de la baisse non inflationniste du chômage étaient proposées. Ainsi, Katz et Krueger (1999) ont largement développé une lecture principalement démographique de la baisse du NAIRU dans les années quatre-vingt-dix aux États-Unis, approche reprise ensuite dans quelques autres travaux, comme par exemple Baily (2001). Selon eux, quatre facteurs démographiques sont principalement en cause :

- le changement de structure de la population et la baisse de la proportion de jeunes, dont les taux de chômage sont supérieurs à la moyenne (cet effet contribuant pour 0,4 point à la baisse du NAIRU) ;
- l'augmentation de la population carcérale qui double sur la décennie quatre-vingt-dix (0,2 point) ;
- le développement des intermédiaires sur le marché du travail (0,1 point) ;
- le déclin de la syndicalisation et l'augmentation de la concurrence sur le marché du travail (0,4 point).

Contrairement à la précédente lecture de la baisse du NAIRU (indexation retardée des salaires sur la productivité), l'approche démographique de Katz et Krueger impliquerait une baisse permanente et non transitoire du NAIRU. L'analyse de Stiglitz (1997) diffère partiellement des deux précédentes. La baisse du NAIRU, qu'il évalue à environ 1,5 point, serait expliquée pour 0,5 point par une concurrence

accrue sur les marchés des biens et du travail, pour 0,5 point par des effets démographiques et, pour les 0,5 point restant, seulement par des effets d'indexation retardée des salaires sur la productivité. Ainsi, pour Joseph Stiglitz, la baisse du NAIRU serait en partie permanente (pour ses deux premières origines) et en partie transitoire (pour la troisième).

L'analyse des comptes rendus (« transcripts ») des réunions du FOMC fournit une toute autre lecture d'une éventuelle baisse du NAIRU aux États-Unis sur la seconde moitié des années quatre-vingt-dix. Lors de la réunion du 21 mai 1996, Alan Greenspan évoque l'effet particulier de la diffusion des TIC à l'origine de l'accélération de la productivité (cf. encadré 1). La diffusion des TIC appelle une main-d'œuvre plus qualifiée, ce qui peut expliquer une accélération transitoire des salaires, mais elle rend également plus rapide l'obsolescence du capital humain, ce qui accroît le sentiment d'insécurité des salariés, réduit leur pouvoir de négociation salariale et leur mobilité entre firmes avec en conséquence une baisse du NAIRU² qui pourrait être durable. Alan Greenspan reprend la même analyse lors de réunions ultérieures du FOMC, malgré les difficultés à dégager un tel mécanisme par des investigations économétriques³. Ainsi, dans cette approche, ce n'est pas une baisse transitoire du NAIRU liée à l'indexation retardée des salaires sur la productivité qui expliquerait en partie la politique monétaire accommodante du Système fédéral de réserve entre 1995 et 2000, mais plutôt un effet permanent de la diffusion des TIC sur le NAIRU.

Si ces analyses dans leur ensemble ne partagent pas la même interprétation d'une diminution du NAIRU aux États-Unis à la fin de la décennie quatre-vingt-dix, elles s'accordent cependant sur l'hypothèse d'une telle diminution qui expliquerait que la baisse du chômage, à un niveau historiquement très bas, ne se soit pas accompagnée d'une accélération de l'inflation. Le recul statistique dont nous disposons maintenant permet d'analyser de façon plus robuste cette hypothèse d'une baisse du NAIRU. Cette analyse est conduite ci-dessous à partir de celle des variations du taux de marge des entreprises et des évolutions comparées du coût salarial et de la productivité.

² L'idée d'une obsolescence plus rapide du capital humain associée à la diffusion des TIC est présente, pour la première fois, selon nos recherches, lors de la réunion du FOMC du 26 septembre 1995 (cf. encadré 1).

³ Cf. dans l'encadré 1 un extrait des minutes de la réunion du FOMC du 19 août 1997

ENCADRÉ I

Propos d'Alan Greenspan lors de réunions du FOMC**26 septembre 1995 :**

“If the capital stock is turning over increasingly rapidly, meaning that the capital stock itself feels more insecure, it is reasonable to presume that the people who work with that insecure capital stock have to feel somewhat insecure about their jobs”.

21 mai 1996 :

“... the state of technology is creating a degree of sense of job obsolescence and fear that apparently –I use the word ‘apparently’ because we really don’t know and won’t know until we look at this in retrospect– has induced a tremendous shift away from increased wages and toward more job security”.

4 et 5 février 1997 :

“... as I have been saying over the last year and a half, I think a very special event unique to this particular business cycle is governing what we are observing, namely, the wage-change/job-insecurity tradeoff factor. ... So, I think the argument is that job insecurity affects wages and in turn prices, and that is the process keeping inflation down”.

1 et 2 juillet 1997 :

“ I think that the uncertainty associated with the rapid introduction of new technology created insecurity. [...] the uncertainties stemming from the rapid introduction of technology are engendering a considerable amount of fear that has induced lower wage gains as a tradeoff for increased job security. It is very difficult not to acknowledge that that is happening in some form or other. One cannot argue, as far as I can see, that because people are saying that jobs are more plentiful and they are more confident about the job market, it therefore follows that they have significantly less job insecurity. People can be totally insecure about their jobs and still say, ‘I can get another one, but I am not sure how much it will pay’. Uncertainty is essentially an irrational phenomenon, and the phenomenon of diverging views is nothing new in the world. Unless we can explain why wages are being held down below historically predicted levels for other reasons, I find technology-induced uncertainty the most credible explanation, although I grant you it is by no means a necessary explanation of that phenomenon”.

19 août 1997 :

“The major sign relates to compensation per hour whose relatively subdued behavior I have attributed largely to job insecurity, a view that is subject to some controversy. I recognize that the econometric analyses are of dubious value on this issue, and I am sometimes inclined to suggest that instead of trying to find out what people believe by using detailed and indirect econometric analysis, we might try something terribly novel”. *Pour autant, quelques lignes plus bas, le même compte-rendu lui attribue les propos suivants :* “So, the notion that the insecurity issue is beginning to wane is getting some statistical verification”.

2| Les faits appréciés avec recul

L'examen de l'évolution du taux de marge, en particulier de la croissance comparée de la productivité et des salaires, permet, avec un recul statistique de plusieurs années, d'étudier si l'absence d'accélération de l'inflation qui a accompagné la baisse du taux de chômage entre 1998 et 2000 provient ou non d'une baisse du NAIRU induite par l'indexation retardée des salaires sur la productivité.

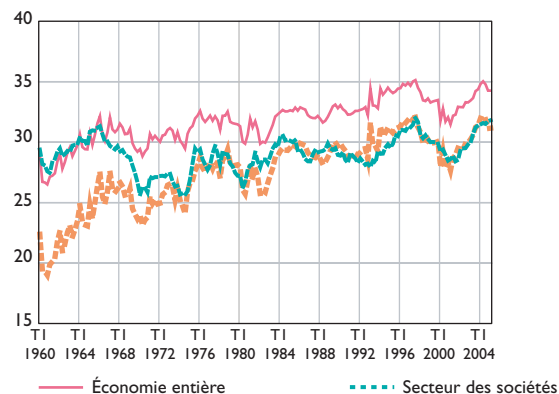
2| I Les évolutions du taux de marge

L'évolution du taux de marge aux États-Unis depuis le début des années quatre-vingt-dix se décompose en trois phases : une forte hausse entre 1993 et 1997, une baisse entre 1998 et 2000 et, enfin, une nouvelle hausse depuis 2001 (cf. annexe 1 pour le détail des méthodes de calcul et des séries utilisées).

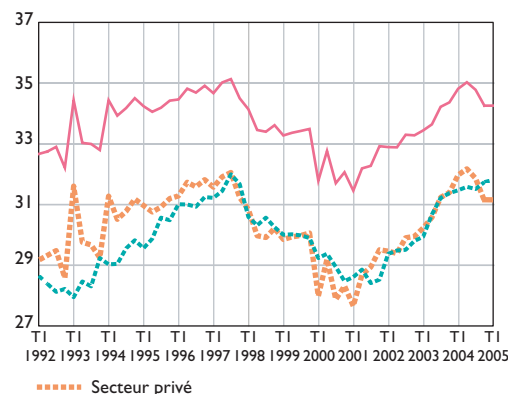
Taux de marge aux États-Unis

(en %)

Long terme



Période récente

Sources : BLS, BEA
Calculs des auteurs

Ainsi, quel que soit le champ retenu (l'économie entière, le secteur privé ou le secteur des entreprises privées non agricoles), le taux de marge a diminué à partir du quatrième trimestre de 1997 jusqu'au deuxième trimestre de 2001 pour le secteur privé et pour l'économie entière et jusqu'au quatrième trimestre de 2001 pour le secteur des entreprises

privées non agricoles, neutralisant à peu près l'augmentation de la période précédente (il a même atteint un niveau plus bas que celui de 1992 pour le secteur privé et pour l'économie entière). Pendant cette période, la productivité a pourtant fortement accéléré (8,2% entre le quatrième trimestre de 1997 et le quatrième trimestre de 2000 pour la productivité

Décomposition comptable de l'évolution du taux de marge

| | Variation du taux de marge | Contribution des coûts salariaux unitaires | Contribution du coût réel des salaires par emploi | Contribution de la productivité par emploi | Contribution des termes de l'échange | Contribution des termes croisés |
|---------------------------------------------------|----------------------------|--------------------------------------------|---------------------------------------------------|--------------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------|
| Économie entière | | | | | | |
| 1986-1990 | -0,3 | 2,6 | -0,3 | 3,0 | -3,0 | 0,0 |
| 1991-1997 | 1,6 | 4,7 | -3,5 | 8,1 | -2,7 | -0,4 |
| 1991-1995 | 1,6 | 3,2 | -1,6 | 4,9 | -1,5 | -0,2 |
| 1996-1997 | 0,1 | 1,2 | -1,7 | 2,9 | -1,1 | 0,0 |
| 1998-2000 | -2,2 | -0,6 | -4,5 | 3,9 | -1,6 | 0,0 |
| 2001-2004 | 2,0 | 3,0 | -3,0 | 6,0 | -0,7 | -0,2 |
| Secteur privé | | | | | | |
| 1986-1990 | -0,7 | 2,9 | -0,4 | 3,2 | -3,5 | 0,0 |
| 1991-1997 | 1,6 | 5,5 | -4,6 | 10,0 | -3,4 | -0,5 |
| 1991-1995 | 1,5 | 3,9 | -2,3 | 6,2 | -2,2 | -0,2 |
| 1996-1997 | 0,0 | 1,3 | -2,2 | 3,4 | -1,2 | 0,0 |
| 1998-2000 | -2,6 | -0,5 | -5,4 | 4,9 | -2,1 | 0,0 |
| 2001-2004 | 2,6 | 4,2 | -2,8 | 7,0 | -1,3 | -0,3 |
| Secteur des sociétés privées non agricoles | | | | | | |
| 1986-1990 | -1,1 | 3,1 | 2,1 | 1,0 | -4,4 | 0,1 |
| 1991-1997 | 3,4 | 8,5 | -3,8 | 12,3 | -4,3 | -0,8 |
| 1991-1995 | 2,2 | 5,4 | -1,7 | 7,1 | -2,9 | -0,3 |
| 1996-1997 | 1,2 | 2,6 | -1,9 | 4,6 | -1,3 | -0,1 |
| 1998-2000 | -3,2 | -0,7 | -6,3 | 5,6 | -2,5 | 0,0 |
| 2001-2004 | 3,3 | 6,0 | -1,3 | 7,2 | -2,3 | -0,4 |

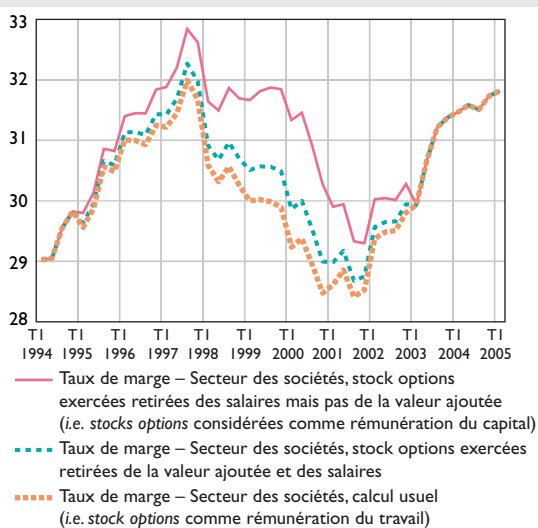
Sources : BEA, BLS
Calculs des auteurs

ENCADRÉ 2

Estimation des taux de marge et des contributions par sous-périodes selon différents traitements des gains liés à l'exercice des stock options

L'ampleur de la variation du taux de marge entre 1997 et 2001 dans les différents champs retenus est proche. En effet, le taux de marge des entreprises du secteur

privé non agricole a décliné de 3,6 points entre le troisième trimestre de 1997 et le troisième trimestre de 2001 (respectivement point haut et point bas de la sous-période). Il a également diminué de 3,5 points sur la même période si on considère les stock options comme étant une forme de rémunération du capital. En revanche, le profil de l'évolution du taux de marge dans le temps n'est pas le même sur les trois champs retenus : l'écart entre le taux de marge calculé selon les méthodes usuelles et celui selon les deux autres types de calculs se creuse en 1999 et 2000, années qui correspondent au pic atteint dans l'exercice des stock options.



Par ailleurs, lorsque les gains liés à l'exercice des stock options sont exclus des salaires, la contribution des coûts salariaux unitaires à la variation du taux de marge devient positive entre 1998 et 2000, la baisse de ce dernier étant alors uniquement due à l'évolution des termes de l'échange. Si les stock options sont retirées à la fois de la valeur ajoutée et des salaires, la contribution des coûts salariaux unitaires reste négative, mais de plus faible ampleur.

Décomposition comptable de l'évolution du taux de marge, avec et sans tenir compte des Stock options, pour les sociétés privées non agricoles

| | Variation du taux de marge | Contribution des coûts salariaux unitaires | Contribution du coût réel des salaires par emploi | Contribution de la productivité par emploi | Contribution des termes de l'échange | Contribution des termes croisés |
|-----------------------------------------------------|----------------------------|--------------------------------------------|---------------------------------------------------|--------------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------|
| Neutralisation des stock options exercées | | | | | | |
| 1986-1990 | - 1,1 | 3,1 | 2,1 | 1,0 | - 4,4 | 0,1 |
| 1991-1997 | 3,7 | 8,8 | - 2,8 | 11,5 | - 4,3 | - 0,8 |
| 1991-1995 | 2,3 | 5,5 | - 1,4 | 6,9 | - 2,9 | - 0,3 |
| 1996-1997 | 1,4 | 2,8 | - 1,3 | 4,1 | - 1,3 | - 0,1 |
| 1998-2000 | - 3,0 | - 0,5 | - 5,4 | 4,9 | - 2,5 | 0,0 |
| 2001-2004 | 2,7 | 5,5 | - 3,1 | 8,6 | - 2,3 | - 0,4 |
| Stock options exercées retirées des salaires | | | | | | |
| 1986-1990 | - 1,1 | 3,1 | 2,1 | 1,0 | - 4,4 | 0,1 |
| 1991-1997 | 4,3 | 9,6 | - 2,8 | 12,3 | - 4,3 | - 0,9 |
| 1991-1995 | 2,5 | 5,7 | - 1,4 | 7,1 | - 2,9 | - 0,3 |
| 1996-1997 | 1,8 | 3,3 | - 1,3 | 4,6 | - 1,3 | - 0,1 |
| 1998-2000 | - 2,3 | 0,1 | - 5,4 | 5,5 | - 2,5 | 0,0 |
| 2001-2004 | 1,5 | 4,0 | - 3,1 | 7,1 | - 2,3 | - 0,2 |

Sources : BEA, BLS
 Calculs : Banque de France

par emploi sur le champ des entreprises privées non agricoles, soit 2,7% en croissance annuelle moyenne), laissant attendre une hausse du taux de marge.

La décomposition comptable de la variation du taux de marge sur cette période montre que la hausse des salaires par emploi a dépassé celle de la productivité par emploi (cf. tableau *infra*). La décomposition du taux de marge en termes horaires conduit à la même conclusion (cf. annexe 2).

L'hypothèse d'une baisse du NAIRU sur la période 1998-2000 ne semble donc pas confirmée, l'indexation des salaires sur la productivité ne paraissant pas avoir connu de retard. Au contraire, la progression des salaires aurait été plus forte que celle de la productivité, ce qui suggère une augmentation du NAIRU. La hausse des salaires plus importante que celle de la productivité peut s'interpréter comme un rattrapage de la période précédente. Cette hypothèse sera approfondie plus loin.

On constate que la contribution des coûts salariaux unitaires aux variations du taux de marge est négative, mais de faible ampleur, sur la période. La détérioration du taux de marge provient également de l'évolution défavorable des termes de l'échange, soit ici une augmentation des prix à la consommation supérieure à celle du déflateur de la valeur ajoutée. L'absence de compensation de la dégradation des termes de l'échange par une progression des salaires plus modérée conduit alors à une baisse du taux de marge et donc une hausse du NAIRU.

Cette analyse ne pouvait toutefois pas être conduite en temps réel, en raison du manque de recul statistique, les données alors disponibles ayant été prolongées et révisées par la suite. Comme le soulignent Himmelberg, Mahoney, Bang et Chernoff (2004) de la Banque fédérale de réserve de New York, les estimations des profits des entreprises dans les comptes nationaux ont été particulièrement fragiles pendant cette période, en raison, notamment, de pratiques comptables agressives⁴ et d'une forte hausse de l'exercice de *stock options* alors mal prise en compte⁴, donnant lieu à d'importantes révisions à la baisse jusqu'en 2002. Ainsi, les profits des entreprises ont été révisés à la baisse de 13 % pour l'année 1998 entre les différentes publications de PIB. Les évaluations du taux de marge réalisées en neutralisant, entre

1995 et 2002, les gains liés à l'exercice des *stock options* illustrent en partie ces difficultés (cf. encadré 2).

2 | 2 L'ajustement du salaire moyen sur la productivité

La réaction du taux de marge à une accélération de la productivité dépend de l'ajustement des salaires à ce choc de productivité. Si les salaires s'ajustent rapidement, c'est-à-dire s'il suffit d'un délai relativement court pour que les salariés surmontent l'asymétrie d'information et prennent la mesure de l'évolution de la productivité dans leurs revendications salariales, alors l'élévation du taux de marge n'est que très transitoire. À l'opposé, si les salaires s'ajustent lentement, alors la baisse transitoire du NAIRU pourrait justifier un biais expansif de la politique monétaire. De fait, la littérature disponible, s'agissant des États-Unis, fait plutôt ressortir la difficulté à établir empiriquement de manière robuste la réalité d'un ajustement des salaires réels aux chocs de productivité.

Blanchard et Katz (1997) proposent une formalisation très simplifiée de la formation des salaires faisant intervenir à court terme les prix à la consommation (avec un coefficient contraint à 1) et le taux de chômage, et un terme de rappel sur l'écart à une indexation parfaite des salaires réels sur la productivité (relation 1) :

$$[1] \Delta wh = a \cdot \Delta p_{-1} + b \cdot (wh_{t-1} - p_{t-1} - xhl_{t-1}) - c \cdot u_t + d$$

Avec wh le salaire horaire dans le secteur privé, p l'indice des prix à la consommation, xhl la productivité horaire corrigée du cycle (par régression sur un *trend* linéaire et son carré) et u_t le taux de chômage. Toutes les variables sont en logarithme. Les résultats de l'estimation, sur la période 1970-1995 sont reportés à l'encadré 3. Il apparaît que b est de signe positif, ce qui est absurde. Ce résultat amène Blanchard et Katz à passer d'une analyse en séries temporelles à une analyse en données de panel, à partir des évolutions propres aux différents États américains, pour poursuivre leurs investigations sur l'évolution du NAIRU. Ils signalent toutefois qu'une autre voie possible serait l'enrichissement de leur équation en intégrant d'autres variables, ou en recourant à des

⁴ « As of July 2002, the cumulative downward profit revisions for the years 1998, 1999, and 2000 totaled 11.0 percent, 9.3 percent, and 8.9 percent, respectively. (...) « These problems seem to mirror those faced by markets and policymakers during the same period (...) »

mesures différentes des variables. C'est cette voie que nous avons empruntée.

Signalons que les estimations dont les résultats sont commentés ci-dessous sont réalisées sur une période s'étendant jusqu'en 2003, afin de prolonger la période de forte croissance de la productivité observée aux États-Unis de la seconde moitié des années quatre-vingt-dix par celle du début de l'actuelle décennie. On a vérifié (équation 1 bis de l'encadré 3) que cet allongement de la période d'estimation par rapport à celle retenue par Blanchard et Katz (1997) ne modifiait que marginalement les résultats d'estimation.

Un premier changement par rapport au modèle de Blanchard et Katz (1997) a consisté à substituer aux salaires et à la productivité horaire les salaires et la productivité par tête. Tout d'abord parce que ces variables (salaires et productivité) sont mieux mesurées par personne que par heure. Ensuite, parce que, aux États-Unis, où la législation relative à la durée du travail permet une grande flexibilité de cette dernière, il est envisageable que dans l'élaboration des aspirations salariales l'indexation des salaires sur la productivité soit plus directement perçue au niveau individuel qu'au niveau horaire. Nous avons, par ailleurs, classiquement, intégré les termes de l'échange dans la relation de long terme. La relation précédente devient alors :

$$[2] \Delta wt = a \cdot \Delta p_{-1} + b \cdot (wt_{t-1} - p_{t-1} - xtl_{t-1} + termes_{t-1}) - c \cdot u_t + d$$

Avec wt salaire par tête, xtl la productivité par tête corrigé du cycle par lissage HP, $termes$ les termes de l'échange. Toutes les variables sont en logarithme.

Le coefficient b est cette fois ci du signe attendu (négatif), mais n'est toutefois pas significativement non nul (au sens du test de Student).

Un second changement a consisté, d'une part, à accroître la fréquence des données (passage en données trimestrielles), dans la mesure où cette information est disponible et, d'autre part, à utiliser non plus la productivité lissée, mesure d'ailleurs dépendante des méthodes de lissage retenues, mais la productivité observée xt , ce choix n'apparaissant pas déraisonnable pour la question étudiée (relation [3]).

$$[3] ga \cdot wt = a \cdot ga \cdot p_{-1} + b \cdot (wt_{t-1} - p_{t-1} - xt_{t-1} + termes_{t-1}) - c \cdot u_t + d$$

où ga représente le préfixe d'une variable indiquant le glissement annuel de la variable.

ENCADRÉ 3

Équations testées

| | [1] | [1 bis] | [2] | [3] |
|----------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| Δp | 1 (c) | 1 (c) | 1 (c) | 1 (c) |
| Terme de rappel | 0,05 (2,21) | 0,02 (2,48) | - 0,14 (- 1,01) | - 0,33 (- 3,91) |
| Taux de chômage | - 0,95 (- 4,20) | - 1,1 (- 5,79) | - 0,98 (- 4,30) | - 0,38 (- 3,22) |
| Constante | 6,75 (4,20) | 3,69 (3,00) | 0,15 (0,30) | - 0,86 (- 2,78) |
| Période d'estimation | 1970-1995 | 1970-2003 | 1970-2003 | 1970-2003 |
| R ² | 0,72 | 0,71 | 0,42 | 0,36 |
| DW | 1,38 | 1,54 | 1,07 | 0,29 |

c : « contraint ».
Les nombres entre parenthèses sous les coefficients estimés correspondent à la valeur de t de Student.

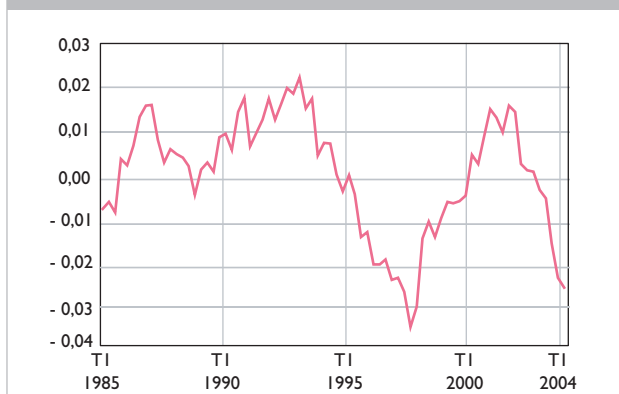
Le coefficient estimé b est du signe attendu (négatif) et significatif au sens du test de Student. Il semble donc que l'on ne puisse exclure un ajustement relativement rapide des salaires réels à un choc de productivité.

Les résultats d'estimation de la relation [3] indiquent, par rapport à ceux des autres relations, une forte diminution du coefficient de la variable « chômage ». La meilleure prise en compte de la productivité par tête pourrait expliquer ce changement. En effet, une accélération de l'activité provoque à la fois une hausse de la productivité et une diminution du chômage, ces effets aboutissant tous les deux à une élévation des revendications salariales. En revanche, la forte auto-corrélation des résidus (également présente, mais à un moindre degré, dans les estimations précédentes) révèle la fragilité de l'estimation.

Le graphique ci-joint montre l'écart relatif entre les salaires réels par tête et la productivité par tête, en tenant compte des termes de l'échange. Cet écart est centré sur sa moyenne observée sur l'ensemble de la période 1985-2003, en supposant implicitement qu'en moyenne sur ces presque deux décennies, il est effectivement négligeable. Sous cette dernière hypothèse, qui revient aussi à supposer une stabilité de long terme du taux de marge cible, le salaire moyen est supérieur à son niveau d'équilibre de 1986 à 1989, de 1990 à 1995 et de 2000 à 2003 et il lui est inférieur, très ponctuellement, puis en 1989, de 1995 à 2000 et en 2003.

Il apparaît que le sous-ajustement dynamique des salaires sur la productivité entre 1995 et 1998 peut se comprendre, pour environ les deux tiers, comme une compensation du surajustement observé entre le début des années quatre-vingt-dix et 1993. Par la suite, après 1998, le surajustement dynamique des salaires va au-delà de l'annulation de l'écart négatif avec le niveau d'équilibre du salaire moyen puisqu'il aboutit à l'apparition d'un écart positif (le salaire est supérieur à son niveau d'équilibre) de l'ordre de 1,5 %, à la fin de l'année 2001.

Écart (centré sur zéro) entre les salaires réels et la productivité par tête (en tenant compte des termes de l'échange)



La comparaison des analyses des tensions inflationnistes élaborées aux États-Unis à la fin des années quatre-vingt-dix avec les faits, que le recul actuel permet de caractériser avec davantage de robustesse, témoigne de façon frappante des difficultés de l'élaboration d'un diagnostic en temps réel ou avec un faible recul. Les analyses proposées à cette période n'attribuaient pas l'absence de tensions inflationnistes dans le contexte d'un faible chômage à une érosion, par essence non soutenable, du taux de marge. Cette érosion ne semblait d'ailleurs pas nettement révélée par les données mobilisables à l'époque. Un tel constat suggère une extrême prudence dans l'élaboration d'un diagnostic en temps réel des transformations associées à une inflexion de la productivité, en particulier si ce diagnostic doit aider à la conduite de la politique monétaire. Compte tenu des incertitudes évoquées, cette conduite devra toujours faire la part entre les deux risques polaires : faire tardivement le constat d'une véritable modification des tensions inflationnistes ou au contraire croire durablement à tort à une telle modification.

Bibliographie

Baily (M.) (2001)

« *Macroeconomic implications of the New Economy* », *Symposium Jackson Hole*, 30 août

Ball (L.) et Mankiw (G.) (2002)

« *The NAIRU in theory and practice* », *NBER Working Paper*, 8940, mai

Ball (L.) et Moffit (R.) (2001)

« *Productivity growth and the Phillips curve* », *NBER Working Paper*, 8421, août

Ball (L.) et Tchaidze (R.) (2002)

« *The Fed and the New Economy* », *NBER Working Paper*, 8485, février

Blanchard (O.) et Katz (L.F.) (1997)

« *What do we know and not know about the natural rate of unemployment* », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1, hiver

Blinder (A.) (2000)

« *The Internet and the New Economy* », *Brookings Institution Policy Brief*, 60, juin

Bowman (D.), Madigan (B.), de Michelis (A.), Oliner (S.), Reifschneider (D.) et Sichel (D.) (2004)

« *Productivity growth, information technology and monetary policy* », *Économie internationale*, n° 98, deuxième trimestre

Cette (G.), Mairesse (J.) et Kocoglu (Y.) (2005)

« *ICT diffusion and potential output growth* », *Economics Letters*, vol. 87, Issue 2

Himmelberg (C.), Mahoney (J.), Bang (A.) et Chernoff (B.) (2004)

« *Recent revisions to corporate profits : what we know and when we knew it* », *Current issues in economics and finance*, vol. 10, n° 3, mars

Issing (O.) (2004)

« *New technologies, productivity and monetary policy* », *Économie internationale*, n° 98, deuxième trimestre

Katz (L.), Krueger (A.) (1999)

« *The high-pressure U.S. labor market of the 1990s* », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1

Meyer (L.H.) (2000)

« *The economic outlook and the challenges facing monetary policy – Remarks at the Century Club Breakfast Series* », *Mimeo*, 19 octobre

Stiglitz (J.) (1997)

« *Reflections on the natural rate* », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1, hiver

Yellen (J.L.) (2001)

« *Overview* », *Symposium Jackson Hole*, 30 août

ANNEXE I

Les sources mobilisées et le calcul des contributions

Le calcul du taux de marge

Le taux de marge, corrigé de la non-salarialisation et exprimé en pourcentage de la valeur ajoutée, est calculé à partir de la relation traditionnelle :

$$\begin{aligned} TM &= 100 \cdot [(P_{va} \cdot Q - W \cdot N) / P_{va} \cdot Q] \text{ soit encore :} \\ TM &= 100 \cdot [(P_{va} \cdot Q - W \cdot NS \cdot (1 + (NNS/NS))) / P_{va} \cdot Q] \end{aligned}$$

Où $P_{va} \cdot Q$ représente la valeur ajoutée, en valeur, qui peut être comptablement décomposée comme le produit du prix (P_{va}) et du volume (Q) de la valeur ajoutée, $W \cdot N$ représente le coût salarial global (y compris cotisations sociales) comptablement décomposé comme le produit du coût salarial par salarié (W) et de l'emploi total (N) et NS et NNS représentent respectivement le nombre de salariés et de non-salariés, avec l'égalité comptable $N = NS + NNS$.

Les sources mobilisées pour le calcul du taux de marge

Sur le champ de l'économie totale :

- la valeur ajoutée ($P_{va} \cdot Q$) est le PIB en dollars courants (table NIPA 1.1.5) auquel sont soustraits les revenus locatifs (loyers perçus et équivalents-loyers inclus, table NIPA 2.1) ;
- le coût salarial des salariés ($W \cdot NS$) (table NIPA 2.1) est corrigé de la non-salarialisation. Les non-salariés (NNS) sont les travailleurs indépendants et les travailleurs familiaux bénévoles donnés par l'enquête *household* du BLS (données mensuelles trimestrialisées). Les salariés (NS) sont également tirés de l'enquête *household* du BLS.

Sur l'ensemble du secteur privé :

- la valeur ajoutée ($P_{va} \cdot Q$) est le PIB du secteur privé (ménages, organisations à but non lucratif au service des ménages et des entreprises) en dollars courants (table NIPA 1.3.5) auquel les revenus locatifs (loyers perçus et équivalents-loyers inclus, table NIPA 2.1) sont additionnés ainsi que les taxes à la production et à l'importation nettes des subventions (table NIPA 1.12) ;

- les salaires des employés gouvernementaux (table 3.10.5) sont exclus des salaires totaux ($W \cdot NS$) (table NIPA 2.1). Concernant la correction de la non-salarialisation, tous les non-salariés (NNS) de l'enquête *household* du BLS sont considérés appartenir au secteur privé. Les salariés du secteur privé sont les salariés totaux de l'enquête *household* desquels sont retirés les salariés du gouvernement.

Sur le champ *corporate business* (i.e. entreprises soumises à l'IRS ; secteur agricole exclu de fait) :

- la valeur ajoutée ($P_{va} \cdot Q$) est le PIB du secteur des entreprises en dollars courants (table NIPA 1.14) duquel sont soustraites les taxes à la production et à l'importation nettes des subventions relatives aux entreprises (table NIPA 1.14) ;
- les salaires proviennent de la même table (table NIPA 1.14). Aucune correction de la non-salarialisation n'est appliquée puisque l'on considère qu'il n'y a pas de non salariés ($NNS = 0$) dans le champ des entreprises soumises à l'IRS.

Le calcul des contributions à la variation sur un an du taux de marge

La différentiation de la relation précédente amène à la relation comptable (en négligeant les termes de produits croisés) :

$$\begin{aligned} \Delta TM &= \text{contribution du coût salarial unitaire :} \\ & [1 - TM] \cdot [(Q/N) - W/P_{va}] \\ & + \text{contribution des termes de l'échange :} \\ & [1 - TM] \cdot [P_{va} - P_c] \end{aligned}$$

soit encore, en décomposant la contribution du coût salarial unitaire :

$$\begin{aligned} \Delta TM &= \text{contribution coût réel du travail :} \\ & [1 - TM] \cdot [(W/P_{va})] \\ & + \text{contribution de la productivité} \\ & \text{(par tête ou par heure) : } [1 - TM] \cdot [(Q/N)] \\ & + \text{contribution des termes de l'échange :} \\ & [1 - TM] \cdot [P_{va} - P_c] \end{aligned}$$

Où P_c représente l'indice des prix à la consommation ; Δ devant une variable désigne sa variation d'une période à l'autre et le symbole $^{\circ}$ au dessus d'une variable désigne son taux de croissance.

La présence d'une contribution des termes de l'échange vient du fait que l'indice de prix mobilisé pour le calcul du coût réel du travail et de la productivité n'est pas le même : indice des prix à la consommation pour le coût réel du travail, indice des prix de la valeur ajoutée pour la productivité. La productivité et le coût salarial peuvent être simultanément exprimés soit par la tête soit en termes horaires.

Les sources statistiques complémentaires mobilisées pour le calcul des contributions

Sauf indication contraire, les séries utilisées sont les mêmes, pour une même variable, que pour le calcul du taux de marge.

Sur le champ de l'économie totale :

- pour le calcul de la contribution du coût réel du travail par tête, le déflateur utilisé est l'indice des prix à la consommation du BLS, le CPI-U, rebasé en 2000. Concernant le calcul de la contribution du coût réel du travail horaire, les heures sont les heures travaillées dans les entreprises domestiques (données annuelles des tables NIPA 6.9B/C/D trimestrialisées) ;
- pour le calcul de contribution de la productivité (par tête ou horaire), la valeur ajoutée est déflatée par le déflateur implicite du PIB (table NIPA 1.1.9).

Sur l'ensemble du secteur privé :

- pour le calcul de la contribution du coût réel du travail horaire, les heures sont les heures travaillées dans les entreprises domestiques moins celles des employés du gouvernement (données annuelles de la table NIPA 6.9B/C/D trimestrialisées) ;
- pour le calcul de contribution de la productivité par tête (resp. horaire), la valeur ajoutée est déflatée par le déflateur implicite du PIB du secteur privé (calculé à partir des tables NIPA 1.3.5 et 1.3.6).

Sur le champ du *corporate business* :

- pour le calcul de la contribution du coût réel du travail, la série d'emploi est le nombre de salariés

de l'enquête *household* du BLS dans le secteur non agricole hors employés gouvernementaux et employés des ménages. Les heures travaillées sont celles du secteur privé hors agriculture (données annuelles des tables NIPA 6.9B/C/D trimestrialisées) ;

- pour le calcul de la contribution de la productivité (par tête ou horaire), le déflateur utilisé est le déflateur implicite du secteur *non-farm business* (et *non corporate business*) (calculé à partir des tables NIPA 1.3.5 et 1.3.6).

Séries complémentaires mobilisées pour les estimations des équations de salaire

Les séries utilisées sont les mêmes, pour une même variable, que pour le calcul du taux de marge. Le taux de chômage provient de l'enquête du BLS auprès des ménages.

Séries utilisées pour le retraitement des *stock options*

Dans les calculs de retraitement des *stock options*, les estimations suivantes, reprises dans le tableau ci-après, ont été utilisées.

Ces chiffres proviennent d'un document de travail élaboré par le BEA ⁵ dans le cadre de sa réflexion sur une amélioration des comptes des entreprises dans la comptabilité nationale américaine. Ils ont été trimestrialisés par la méthode de moyenne quadratique lorsqu'ils sont utilisés pour des calculs de fréquence trimestrielle.

Estimation des gains nets liés à l'exercice de *stock options*

(en milliards de dollars)

| Années | Gains nets réalisés |
|--------|---------------------|
| 1995 | 11,3 |
| 1996 | 20,7 |
| 1997 | 36,8 |
| 1998 | 60,8 |
| 1999 | 95,0 |
| 2000 | 110,6 |
| 2001 | 57,3 |
| 2002 | 31,3 |

⁵ « Stock options » (2003), E. Wilcox, document présenté lors de la réunion du conseil consultatif du BEA du 9 mai.

ANNEXE 2

Décomposition comptable du taux de marge en termes horaires

Décomposition comptable de l'évolution du taux de marge

| | Variation du taux de marge | Contribution des coûts salariaux unitaires | Contribution du coût réel des salaires horaire | Contribution de la productivité horaire | Contribution des termes de l'échange | Contribution des termes croisés |
|---------------------------------------------------|-------------------------------|--------------------------------------------------|------------------------------------------------------|-----------------------------------------------|--------------------------------------------|---------------------------------------|
| Économie entière | | | | | | |
| 1986-1990 | - 0,3 | 2,6 | 0,2 | 2,5 | - 3,0 | 0,0 |
| 1991-1997 | 1,6 | 4,6 | - 2,7 | 7,3 | - 2,7 | - 0,3 |
| 1991-1995 | 1,6 | 3,2 | - 1,2 | 4,4 | - 1,5 | - 0,1 |
| 1996-1997 | 0,1 | 1,2 | - 1,4 | 2,6 | - 1,1 | 0,0 |
| 1998-2000 | - 2,2 | - 0,6 | - 4,3 | 3,7 | - 1,6 | 0,0 |
| 2001-2004 | 2,2 | 2,6 | - 4,0 | 6,6 | - 0,2 | - 0,2 |
| Secteur privé | | | | | | |
| 1986-1990 | - 0,7 | 2,8 | - 0,4 | 2,4 | - 3,5 | 0,0 |
| 1991-1997 | 1,6 | 5,3 | - 2,7 | 8,0 | - 3,4 | - 0,3 |
| 1991-1995 | 1,5 | 3,8 | - 1,0 | 4,8 | - 2,2 | - 0,1 |
| 1996-1997 | 0,0 | 1,3 | - 1,7 | 3,0 | - 1,2 | 0,0 |
| 1998-2000 | - 2,6 | - 0,5 | - 4,9 | 4,4 | - 2,1 | 0,0 |
| 2001-2004 | 2,9 | 4,0 | - 3,9 | 7,9 | - 0,7 | - 0,4 |
| Secteur des sociétés privées non agricoles | | | | | | |
| 1986-1990 | - 1,1 | 3,1 | 1,9 | 1,2 | - 4,4 | 0,1 |
| 1991-1997 | 3,4 | 8,5 | - 3,5 | 11,9 | - 4,3 | - 0,8 |
| 1991-1995 | 2,2 | 5,3 | - 1,3 | 6,7 | - 2,9 | - 0,3 |
| 1996-1997 | 1,2 | 2,6 | - 2,0 | 4,7 | - 1,3 | - 0,1 |
| 1998-2000 | - 3,2 | - 0,7 | - 6,6 | 5,9 | - 2,5 | 0,0 |
| 2001-2004 | 2,9 | 4,9 | - 2,0 | 6,9 | - 1,6 | - 0,3 |

Sources : BEA, BLS

Calculs : Auteurs

ANNEXE 3

Différences entre les estimations de productivité horaire publiées par le BLS et celles de l'annexe 2 du présent document

Les estimations de la productivité horaire varient quelque peu selon la méthode de calcul (cf. graphique infra). En prenant le PIB comme mesure de l'*output*, on retrouve une estimation de productivité horaire similaire à celle du BLS. La différence tient notamment aux retraitements effectués sur le PIB (qui représente la valeur ajoutée au prix de base) pour obtenir la valeur ajoutée au coût des facteurs, c'est-à-dire en l'espèce la soustraction des taxes à la production et l'ajout des subventions.

