

La modération salariale en France depuis le début des années 1980

Rozenn Desplatz, Stéphanie Jamet, Vladimir Passeron et Fabrice Romans*

Depuis le début des années 1980, la croissance des salaires réels en France a fortement ralenti par rapport à celle des années précédentes. L'économie française est entrée dans une phase dite de « modération salariale ». Mieux l'éclairer vise un double objectif : d'une part, évaluer l'ampleur de cette modération salariale à travers plusieurs indicateurs macroéconomiques des salaires ; d'autre part, chercher à analyser si cette modération s'est accentuée à la fin des années 1990, au cours de la dernière phase haute de la conjoncture. Pour cela, les liens traditionnels entre les salaires nominaux, les prix, et le chômage sont d'abord réexaminés. La contribution à la modération salariale d'autres déterminants est ensuite étudiée : les revalorisations du Smic, la réduction du temps de travail et certains effets de structure et de champ.

Il en ressort que la modération salariale à l'œuvre depuis le début des années 1980 a pour origine principale la montée du chômage mais aussi la désindexation des salaires et les moindres revalorisations du Smic. Depuis 1998, la modération salariale s'est légèrement accentuée, ce qui s'explique essentiellement par l'effet des 35 heures. Si les salaires de base ont connu une modération supplémentaire, le constat est toutefois moins vrai pour l'ensemble des rémunérations salariales, ce qui peut s'expliquer par des effets de structure et de champ : la dynamique spécifique des salaires dans les petites entreprises, les primes et heures supplémentaires, la rupture dans la progression du temps partiel, ou la hausse du niveau de qualification.

* Rozenn Desplatz appartient à la Direction de la Prévision, Stéphanie Jamet à la Dares, Vladimir Passeron à la division Synthèse conjoncturelle de l'Insee et Fabrice Romans à la division Salaires et revenus d'activité de l'Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Depuis le début des années 1980, l'économie française semble être entrée dans une phase dite de « modération salariale » qui contraste avec les années précédentes pendant lesquelles les salaires réels progressaient sur des rythmes soutenus, sans vraiment s'ajuster au ralentissement de la productivité. Pour Blanchard et Fitoussi (1998), c'était là une des causes de la montée du chômage au début des années 1980, d'où l'instauration d'une politique plus rigoureuse, visant à juguler l'inflation et à modérer les salaires.

La modération salariale peut être définie ou abordée de plusieurs façons. On fait souvent référence à la baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée. Par exemple, Timbeau (2002) met en évidence une baisse continue de plus de six points de la part des salaires dans la valeur ajoutée depuis 1981. Toutefois, la mesure même de la part des salaires dans la valeur ajoutée pose problème. Elle dépend notamment de la notion de salaire retenue et de la correction ou non de la salarisation croissante. Ainsi, Artus et Cohen (1998), utilisant une mesure différente, concluent à une baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée de 1982 à 1989 mais à une stabilisation depuis la fin des années 1990. Le même constat de stabilisation, à un niveau équivalent à celui d'avant le premier choc pétrolier, est dressé par Baghli, Cette et Sylvain (2003).

Par ailleurs, il est assez complexe d'expliquer les variations de la part des salaires dans la valeur ajoutée parce qu'elles dépendent de la dynamique jointe des salaires, de la productivité apparente du travail et des prix. Les variations des prix à l'importation, et notamment ceux du pétrole ont, par exemple, beaucoup contribué aux variations récentes du partage de la valeur ajoutée (Deroyon et Fourcade, 2003). Une baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée ne s'explique donc pas nécessairement par un ralentissement des salaires. Mihoubi (2002) met ainsi en évidence le rôle joué par le coefficient de capital et les termes de l'échange dans la dynamique du partage de la valeur ajoutée. Pour Baghli *et al.* (2003), le partage est déterminé à moyen terme par le prix relatif de l'énergie et dans une moindre mesure par le coût du capital et les tensions sur l'outil de production. Selon de Serres *et al.* (2002), la baisse de la part des salaires dans la valeur ajoutée s'explique notamment par des effets de structure, du fait de l'importance croissante des secteurs à faible part des salaires dans la valeur ajoutée. On peut donc préférer vouloir définir et mesurer la modération salariale à un niveau moins agrégé. Esteveao et Nargis (2002),

par exemple, définissent la modération salariale en France comme une préférence pour l'emploi au détriment des salaires qu'ils associent à une baisse du pouvoir des syndicats. Ils proposent un modèle théorique qu'ils estiment à partir de données individuelles. Ils concluent à l'existence d'une modération salariale en France depuis 1990 qu'ils expliquent par un changement structurel des institutions du marché du travail.

L'existence d'une modération salariale au cours des dernières années ne fait donc pas l'unanimité. Il paraît dès lors important de s'interroger sur l'existence et l'ampleur de cette modération salariale. Mais pour éviter d'une part des problèmes de mesure, et d'autre part pour ne pas développer une analyse plus complexe de l'ensemble des déterminants du partage de la valeur ajoutée, on n'abordera pas ici la modération salariale sous l'angle de ce partage. On définira la modération salariale de façon simple, comme un ralentissement de la croissance des salaires réels par rapport à celle des années précédentes. Avec cette définition plus restrictive, on ne s'intéresse ainsi qu'aux gains de pouvoir d'achat par salarié ; on ne tient pas compte des variations de l'emploi qui contribuent aux rémunérations salariales d'ensemble et on exclut explicitement l'analyse du partage.

On tentera alors de quantifier la modération salariale ainsi définie à travers différents indicateurs macroéconomiques de salaires. Deux événements, susceptibles d'avoir modéré la croissance des salaires, seront au cœur de l'analyse : la désindexation salariale observée depuis 1982 et la généralisation de la réduction collective du temps de travail (RTT) depuis 1996. On s'interrogera ainsi sur les déterminants de l'évolution des salaires, dans le cadre d'une relation de Phillips, qui relie l'évolution des salaires nominaux à celle des prix et à un effet négatif du chômage. L'article peut donc être lu comme une mise à l'épreuve de la courbe de Phillips pour retracer l'évolution des salaires depuis le début des années 1980. Son originalité n'est donc ni dans la technique, ni dans l'outil utilisés. Elle est davantage dans l'attention portée aux données et aux résultats, ainsi que dans la mise en évidence de certains déterminants habituels ou d'autres moins étudiés.

Un net ralentissement du salaire réel avec une sensibilité à la conjoncture

La simple analyse graphique de l'évolution du pouvoir d'achat des salaires souligne que la

France est durablement entrée dans une phase de modération salariale depuis le début des années 1980 (cf. graphique I). L'analyse comparée des prix et des salaires bruts (1) mensuels de base (SMB) versés dans les secteurs concurrentiels permet de distinguer deux sous-périodes : une période inflationniste (1970-1982) où les gains en pouvoir d'achat sont importants ; puis une période qui débute par une forte désinflation (1983-1985) et se poursuit avec une inflation faible et de moindres gains de pouvoir d'achat des salaires par rapport aux années 1970. De ce point de vue, la période commençant au début des années 1980 peut être qualifiée de modération salariale.

Le même constat d'un fort ralentissement peut également être établi avec l'indicateur de salaire horaire de base des ouvriers (SHBO). Son évolution sur longue période est similaire à celle du SMB ou du SMBO (salaires mensuels de base des ouvriers), mis à part lors des périodes de fortes baisses de la durée du travail (1981-1982 puis 1998-2002) pendant lesquelles l'analyse du SMBO est plus pertinente pour comprendre les mécanismes de formation des salaires (2).

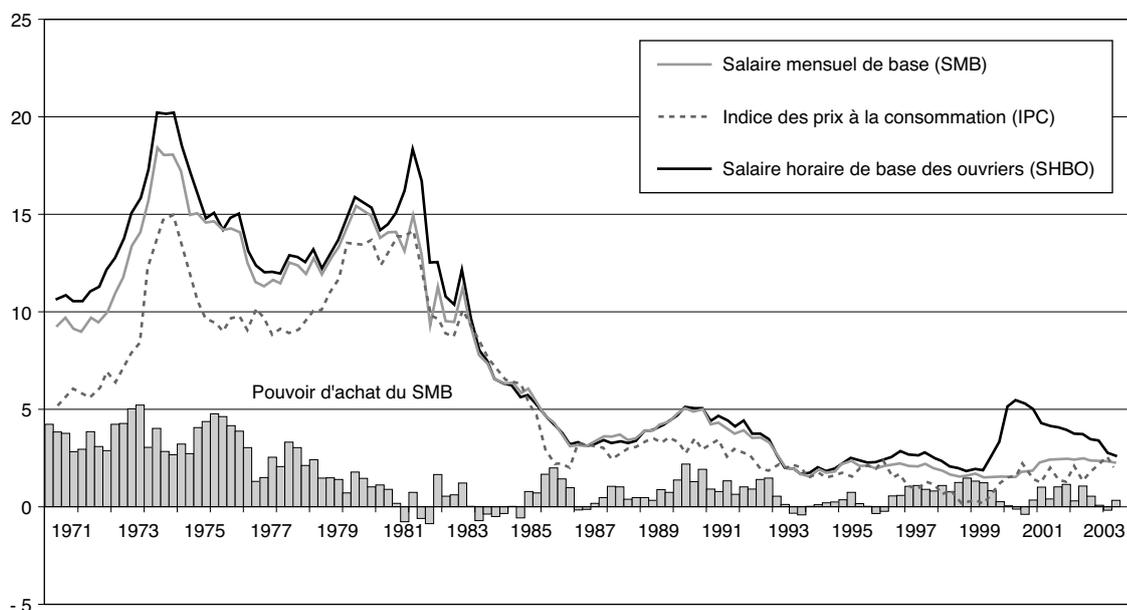
Le diagnostic de modération salariale peut être affiné en étudiant le salaire moyen par tête (SMPT) dans les secteurs concurrentiels non agricoles. Cet indicateur de salaire couvre un champ plus large que le SMB, et inclut d'autres éléments de rémunération, plus sensibles à

l'activité : primes, rémunération d'heures supplémentaires, et différents effets de structure (cf. encadré 1 sur les concepts couverts par les indicateurs de salaires). L'évolution du pouvoir d'achat de ces indicateurs illustre la forte différence entre le régime des années 1970, avec de 1972 à 1982 une hausse annuelle moyenne de 2,5 % pour le SMB et le SMPT et celui observé depuis lors, avec des hausses de salaires bien plus faibles : respectivement 0,7 % et 0,6 % pour le SMB et pour le SMPT entre 1983 et 2002 (cf. graphique II).

Au cours de cette phase de modération salariale commençant au début des années 1980, les gains de pouvoir d'achat apparaissent toutefois sensibles à la conjoncture, notamment pour le SMPT. Les salaires réels ont connu des rythmes de croissance relativement élevés dans les deux phases de conjoncture favorable, à la fin des années 1980 puis à la fin des années 1990 et, à l'inverse, un recul lors d'une mauvaise orientation de la conjoncture (1983 à 1984 et 1993 à 1996). On peut aussi s'interroger sur l'accentuation de la modération salariale à la fin des

1. Dans cet article, il est toujours fait référence à des indicateurs de salaires bruts, avant prélèvement des cotisations sociales « salariés », de la CSG, de la CRDS, et des impôts. C'est le plus souvent ce concept qui sert de référence à la négociation salariale.
2. Ainsi, alors que l'équation de la Dares est estimée sur la période 1972-1998 à partir des évolutions trimestrielles de l'indicateur horaire (SHBO), la simulation post-98 représente d'ailleurs les évolutions des salaires mensuels, donc du SMBO.

Graphique I
Salaires dans les secteurs concurrentiels non agricoles et prix
Glissements annuels, en %



Sources : Dares, Insee.

LES DIVERS INDICATEURS DE SALAIRES

Le concept de salaire le plus souvent retenu est celui de l'indice de salaire mensuel de base (SMB), estimé chaque trimestre à partir des enquêtes trimestrielles *Acemo* (sur l'Activité et les Conditions d'Emploi de la Main-d'œuvre) de la Dares.

L'enquête trimestrielle *Acemo*

Ces enquêtes sont réalisées auprès des entreprises de 10 salariés ou plus de l'ensemble des activités économiques à l'exclusion de l'agriculture, des services domestiques et des administrations publiques (« secteurs concurrentiels non agricoles »). La première enquête (alors appelée « Enquête trimestrielle de l'inspection du travail et de la main-d'œuvre ») a été réalisée en 1930. Elle a ensuite évolué et a été refondue en 1945, 1956, 1973, 1977, 1985, 1993 puis en 1998, dans un souci notamment d'amélioration de la couverture du champ. La dernière refonte de l'enquête *Acemo* a été mise en œuvre à partir du 4^e trimestre 1998. L'enquête actuelle concerne chaque trimestre environ 20 000 à 30 000 entités répondantes (établissements ou entreprises). Elle fournit des informations sur les effectifs des établissements, les salaires de base selon différentes catégories professionnelles et les durées hebdomadaires collectives du travail.

Salaire mensuel de base et salaire horaire ouvrier

L'indice de salaire mensuel de base (SMB) est un indice moyen des salaires de base (hors primes et heures supplémentaires) de l'ensemble des salariés des établissements de 10 salariés ou plus. Il est calculé à structure de qualification constante : les établissements indiquent chaque trimestre le SMB attaché à la position préalablement choisie comme représentative d'un niveau de catégorie socioprofessionnelle donné, et suivent d'une enquête à l'autre cette position. Le SMB ne portait que sur les postes à temps complet avant la dernière refonte de l'enquête. Mais depuis le 4^e trimestre 1998, l'indicateur tient compte également de postes de travail à temps partiel pour peu qu'ils soient représentatifs. Avec l'indication concernant l'horaire mensuel de base, le salaire horaire de base peut également être calculé. Les deux indicateurs peuvent être ventilés par catégorie socioprofessionnelle ou par branche d'activité.

L'indice de SMB est calculé et publié depuis le 2^e trimestre 1985 : auparavant, la seule variable de référence pour l'évolution trimestrielle des salaires était le taux de salaire horaire des ouvriers (TSHO), devenu en 1998 le salaire horaire de base ouvrier (SHBO), qui mesure une évolution de salaire horaire pour la seule catégorie des ouvriers.

Avant 1985, la série de SMB a été construite par rétropolation en utilisant la série de TSHO et une série de durée du travail tirée des enquêtes *Acemo*. Cette rétropolation prend en compte l'écart moyen observé entre les séries publiées de SMB et de TSHO sur la période commune 1985-1993.

Les séries trimestrielles de salaires issues des enquêtes *Acemo* sont « brutes », c'est-à-dire non corrigées des variations saisonnières. Jusqu'au 3^e trimestre 1998, l'estimation portait sur l'évolution du 1^{er} jour du trimestre en cours au 1^{er} jour du trimestre suivant (du 1^{er} janvier au 1^{er} avril, par exemple, pour l'évolution au 1^{er} trimestre). Depuis le 4^e trimestre 1998, il correspond à l'évolution du dernier mois du trimestre $T - 1$ au dernier mois du trimestre T (le 1^{er} trimestre porte sur l'évolution entre le salaire du mois de décembre et celui du mois de mars).

Historiquement, c'est l'analyse des évolutions du salaire horaire de base ouvriers (SHBO, anciennement TSHO) qui a été privilégiée, parce qu'il était le plus souvent l'objet des négociations et parce que le poids de la catégorie socioprofessionnelle des ouvriers dans l'économie était élevé. C'est la raison pour laquelle cette variable a été estimée depuis 1945 dans les enquêtes *Acemo*. Mais la baisse de la durée du travail consécutive aux lois dites « Robien » puis « Aubry » a induit de fortes variations de cet indicateur, qui n'a que rarement été la référence des négociations sur la réduction du temps de travail.

Salaire horaire et salaire mensuel

Ces négociations se sont surtout centrées sur les évolutions des salaires mensuels. Ainsi, après avoir stagné depuis la dernière baisse de la durée légale de 40 à 39 heures en 1982, la durée collective du travail a recommencé à baisser de façon significative en 1999 et a induit un décrochage entre les évolutions du SHBO et du SMB. En glissement annuel sur l'année 2000, alors que le SMB n'augmentait que de 2,0 %, le SHBO a progressé de 5,1 %. Cette forte évolution du SHBO est en partie mécanique : la plupart des salariés voient leur salaire mensuel maintenu lors du passage à 35 heures, le SMB n'est donc pas instantanément affecté par la baisse de la durée du travail, ce qui induit une hausse plus importante du salaire horaire, mais ne traduit pas de hausse de revenus.

Du SMB au SMPT

L'évolution du SMB ne reflète que partiellement celle des revenus salariaux versés par l'ensemble des entreprises et un certain nombre de composantes jouant sur les rémunérations salariales ne sont pas prises en compte par cet indicateur :

- les salariés des très petites entreprises ne sont pas couverts par le champ de l'enquête, puisque celle-ci ne porte que sur les établissements de 10 salariés ou plus. De ce fait, la dynamique des salaires dans les petites entreprises n'est pas suivie. Or, la dynamique salariale peut être spécifique dans ces établissements : les syndicats y sont moins présents et la structure des salaires y est différente (en juillet 2001, près de 30 % des salariés des entreprises de moins de 10 salariés sont concernés par les revalorisations du Smic, contre moins de 9 % dans les entreprises de plus grande taille) ce qui s'explique en partie par des



Encadré 1 (suite)

différences sectorielles (cf. tableau). De plus, sur la période récente, le passage aux 35 heures s'est fait selon des calendriers distincts entre les entreprises de moins et de plus de 20 salariés ;

- les primes et les heures supplémentaires ne sont pas prises en compte. Or, ces composantes des revenus perçus par les salariés sont pour partie liées au cycle économique et elles se développent avec la tendance à l'individualisation des salaires ;

- les salariés à temps partiel, dont la proportion a fortement augmenté depuis le début des années 1990, n'étaient pas pris en compte dans l'évolution du SMB jusqu'à la dernière refonte de l'enquête ;

- l'enquête portant sur des échantillons à structure constante, l'indice du SMB ne tient pas compte par définition des effets de structure : effets de *noris* rabaisant le niveau moyen des salaires lorsque les jeunes arrivent sur le marché du travail, effets de qualification augmentant le niveau des salaires lorsque la part des postes qualifiés augmente, hausse des salaires à l'embauche lorsque la conjoncture est bien orientée, etc.

Toutes ces composantes sont, en revanche, intégrées dans l'évolution du SMPT (salaire moyen par tête), tel qu'il est calculé par les comptes nationaux (cf. graphique II). Cet indicateur résulte en effet de la comparaison des évolutions de la masse salariale totale et du nombre de salariés, qui sont toutes deux mesurées *in fine* à partir de sources exhaustives (données fiscales auprès des entreprises). Néanmoins, la mise en place et l'exploitation de ces sources nécessitent des délais d'au moins deux ans et il n'existe pas à ce jour d'indicateurs conjoncturels sur la dynamique de l'ensemble de ces composantes des salaires. Sur les trimestres récents, la partie de la dynamique du SMPT autre que celle liée à l'évolution du SMB est estimée par les comptes nationaux trimestriels d'une part, en tenant compte de l'emploi (en équivalent temps plein pour intégrer l'effet du développement du temps partiel), et d'autre part, par une modélisation économétrique (méthode dite d'« étalonnage-calage ») cherchant à utiliser au mieux les régularités cycliques ressortant de l'observation des données des années passées. Sur la période précédant 1978, la série utilisée a été construite par rétropolation sur la base des informations disponibles dans l'ancienne base (« base 80 »).

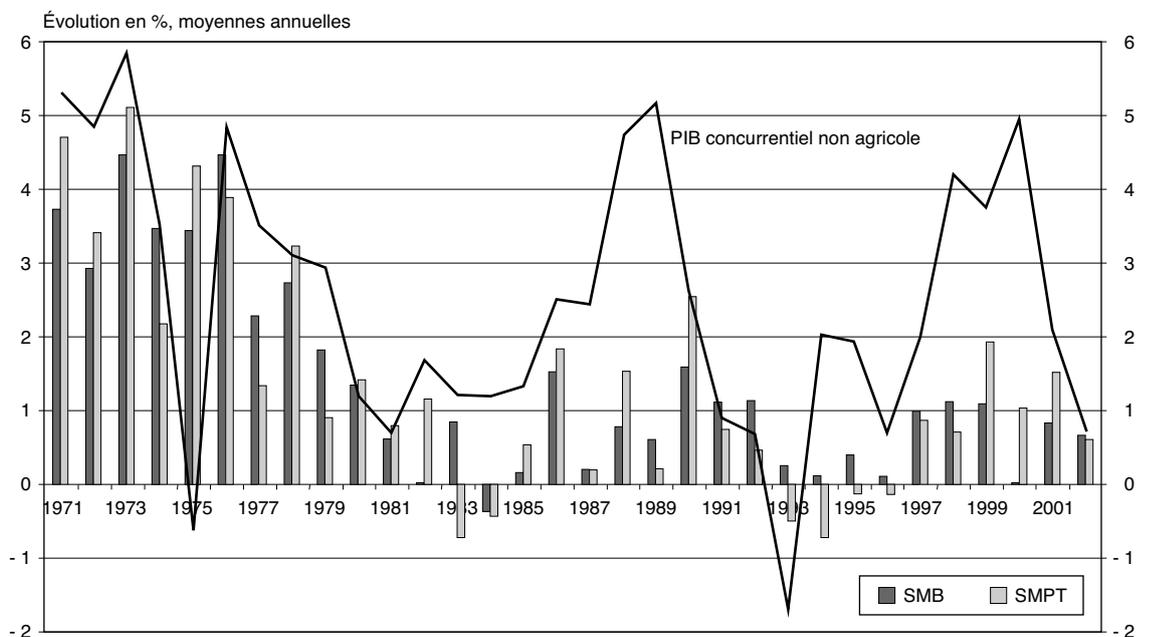
Tableau
Répartition sectorielle des effectifs salariés par taille d'entreprise

En %

	Entreprises de moins de 10 salariés	Entreprises de 10 salariés et plus
Industrie	14,1	32,4
Construction	15,6	6,7
Tertiaire	70,3	60,9
dont : Commerce	28,2	17,6
Services aux particuliers	17,2	5,9

Champ : secteur concurrentiel non agricole.
Source : Déclarations Annuelles de Données Sociales 2000, Insee.

Graphique II
Croissance et pouvoir d'achat du salaire dans les secteurs concurrentiels non agricoles



Sources : Dares, Insee.

années 1990 avec, parmi les éléments déterminants, la mise en place de la RTT qui s'est accompagnée d'accords de modération. La comparaison des deux phases hautes du cycle conjoncturel, 1988-1990 et 1998-2000, met en évidence un ralentissement moyen des gains de pouvoir d'achat de 0,2 pour le SMPT à 0,3 point pour le SMB en moyenne par an. Compte tenu des approximations liées au choix des périodes concernées, la différence est faible. La modération salariale à l'œuvre depuis le début des années 1980 se serait donc accentuée à la fin des années 1990, mais cette inflexion est relativement modeste.

Au total, l'évolution des salaires se caractérise par une tendance lourde d'un ralentissement du

salairé réel, mais qui conserve une certaine sensibilité à la conjoncture. Ce type d'évolution des salaires ne paraît pas incompatible avec une relation de Phillips, qui s'écrit de la façon suivante (cf. encadré 2) :

$$\Delta w = \alpha \Delta p + \beta f(U) + \gamma X \quad [1]$$

où w , p désignent respectivement les logarithmes des salaires et des prix ; $f(U)$ est fonction du taux de chômage et X représente diverses autres variables.

Il convient toutefois de mettre plus précisément à l'épreuve cette relation dans la mesure où elle est utilisée par différentes administrations (Dares, Direction de la prévision, Insee) dans le

Encadré 2

LE CHOIX DE LA SPÉCIFICATION

À partir de données macroéconomiques temporelles, il existe deux grands types de spécifications alternatives pour modéliser les salaires avec une équation économétrique.

La première spécification est la courbe de Phillips qui relie notamment le taux de croissance des salaires à celui des prix et au taux de chômage, comme indicateur des tensions sur le marché du travail. La forme exprimée en taux de croissance tente de rendre compte de l'idée que les négociations salariales portent au niveau macroéconomique sur les taux de croissance des salaires. Elle peut s'écrire sous la forme suivante :

$$\Delta w = \alpha_1 \Delta p + \beta_1 U + \gamma_1 X \quad [1]$$

où w , p désignent respectivement les logarithmes des salaires et des prix ; U est le taux de chômage et X représente diverses autres variables (par exemple le Smic, la productivité du travail, etc.).

La seconde spécification est la courbe « WS » (pour « *wage-setting* »), fondée sur des modèles de négociation salariale (1) ; elle relie notamment les niveaux des salaires à celui des prix, au taux de chômage comme indicatrice du pouvoir relatif de négociation des salariés, et à la productivité du travail : dans les modèles de négociation salariale, les salariés cherchent le meilleur salaire tout en préservant leur emploi ; ils tiennent donc théoriquement compte de leur productivité du travail parce qu'elle détermine la demande de travail des entreprises. Cette spécification peut s'écrire sous la forme suivante :

$$w = \alpha_2 p + \beta_2 U + \gamma_2 X' + \delta \Pi \quad [2]$$

où Π est la productivité du travail, en logarithme.

La courbe WS est souvent préférée à la courbe de Phillips : ses fondements microéconomiques sem-

blent plus assurés puisqu'elle est dérivée des modèles théoriques de négociation salariale. Toutefois, si l'on se réfère à la façon dont sont négociés les salaires au niveau macroéconomique la forme [2] peut être difficile à justifier : dans cette spécification, un taux de chômage durablement très élevé ne pèse pas sur les variations des salaires.

Le choix entre les deux spécifications est important pour l'évaluation d'un niveau mais aussi des déterminants d'un taux de chômage « d'équilibre », compatible avec une inflation stable. La résolution d'un système où l'on dispose d'une courbe de salaires et d'une équation de prix, permet en effet de définir un taux de chômage à « long terme » : taux de chômage d'équilibre dans le cas d'une résolution d'un système WS PS (« *wage setting-price setting* ») ; « Nairu (2) » ou « pseudo Nairu » dans le cas d'une courbe de Phillips et d'une équation de prix en variation. L'objet de cet article n'est cependant pas l'estimation d'un chômage d'équilibre via celle d'une boucle prix-salaires mais celle de la seule formation des salaires.

On peut tenter de réconcilier les deux spécifications en considérant la courbe WS comme une forme de long terme et en modélisant une équation à correction d'erreur (MCE) autour de cette tendance. Dans ce cas, la courbe de Phillips représente le court terme et la courbe WS le long terme (Sargan, 1964) ; autrement dit, on peut réécrire la courbe WS théorique comme une équation de Phillips intégrant les gains de productivité et augmentée d'une force de rappel corrigeant de

→

1. Cf. Nickell et Andrews (1983).

2. « Non accelerating inflation rate of unemployment » ou « taux de chômage qui n'accélère pas l'inflation ».

cadre de l'analyse conjoncturelle et des exercices de prévision à court terme. Les équations utilisées par chacune d'entre elles sont présentées en annexe 1 (3).

Stabilité ou instabilité au cours du temps de l'indexation des salaires sur les prix

Sur le long terme, le lien entre l'évolution des salaires et celle des prix est remarquable (cf. graphique I). Il s'explique aisément par le mode de formation des salaires au niveau des branches ou des entreprises, la négociation se

référant la plupart du temps au pouvoir d'achat, celui-ci étant le plus souvent déterminé en référence à l'indice des prix à la consommation estimé par l'Insee.

3. Plusieurs équations de salaires existent dans les différentes administrations. En particulier à la DP et à l'Insee, l'équation de salaire du modèle Mésange est de type « Wage Setting » (WS), dans laquelle les salaires réels dépendent à long terme du taux de chômage et sont indexés de manière unitaire sur la productivité du travail et le coin fiscal-social (comprenant les cotisations sociales employeurs et salariés ainsi que l'impôt sur le revenu). Elle n'est cependant pas utilisée à la DP pour les exercices bi-annuels de prévisions (budgets économiques), qui reposent sur une équation de Phillips.

Encadré 2 (suite)

l'écart passé entre les salaires, les prix et la productivité :

$$\Delta w_t = \alpha_3 \Delta p_t + \beta_3 U_t + \gamma_3 X_t^r + \delta_3 \Delta \Pi_t + \varepsilon_3(w_{t-1} - \eta_3 p_{t-1} - \theta_3 \Pi_{t-1}) \quad [3]$$

Le choix entre les différentes spécifications ([1], [2] ou [3]) peut dépendre de la nature statistique des séries : l'ordre d'intégration des séries utilisées est déterminant parce qu'une relation entre variables hétérogènes risque d'être mal spécifiée. Si l'on considère par exemple que w , p et U sont intégrés d'ordre 1 (I(1)), alors la courbe de Phillips [1] est mal spécifiée. À l'inverse, si l'on considère que w et p sont I(2), la courbe WS ou la relation [3] ne s'estiment plus avec les méthodes usuelles. Notamment, l'estimation de relations de co-intégration se place dans le cadre de variables I(1).

Le choix entre les spécifications a donc été déterminé par des considérations économétriques, notamment sur la nature des différentes séries utilisées. Des tests économétriques de racine unitaire sur la période 1971-1998 suggèrent que les salaires nominaux et les prix peuvent être considérés comme des variables intégrées d'ordre 2, c'est-à-dire que ce sont les différences secondes de chacune des variables qui sont stationnaires. Le taux de chômage peut quant à lui être considéré comme intégré d'ordre 1. Ces résultats sont plutôt habituels dès lors que les années 1970 sont incluses dans la période (Heyer, Le Bihan et Lerais, 2000).

Pour se ramener au cadre de séries I(1), une solution usuellement retenue est de faire intervenir le salaire réel qui peut être considéré comme I(1), et de rechercher comme équation de salaire une relation de co-intégration entre le salaire réel, la productivité et le taux de chômage. C'est la démarche suivie par Bonnet et Mahfouz (1996) ou encore Cotis, Méary et Sobczak (1998). Toutefois, les propriétés à court terme d'une telle spécification considérant directement les salaires réels sont rarement vérifiées, compte tenu de l'existence de rigidités nominales à court terme : les salaires nominaux semblent rigides face aux évolutions des prix.

Une autre possibilité compatible avec un ordre 2 d'intégration des séries de salaires et de prix est de

retenir, comme Heyer, Le Bihan et Lerais (2000), une spécification de Phillips de type [1] sur le long terme : l'équation de long terme relie alors les variables en différences premières des salaires et des prix, considérées comme I(1).

L'équation de salaire à court terme [4] peut alors être exprimée en différence seconde avec un terme de rappel en différences premières. Le passage de l'équation [1] à l'équation de court terme [4] peut être interprété comme un ajustement partiel de la croissance des salaires, par rapport à celle de la période précédente, en fonction de l'écart entre cette dernière et celle suggérée par l'équation structurelle de long terme. Elle s'écrit :

$$\Delta^2 w_t = \alpha' \Delta^2 p_t + \beta' \Delta U_t + \gamma' \Delta X_t - \lambda (\Delta w_{t-1} - \alpha_1 \Delta p_{t-1} - \beta_1 U_{t-1} - \gamma_1 X_{t-1}) \quad [4]$$

Le premier groupe de variables explicatives détermine l'ajustement de court terme de la dynamique. Le dernier terme de cette équation correspond à l'erreur passée de l'équation de long terme.

Pour le SMB – estimé en fin de trimestre directement à partir des enquêtes *Acemo* –, le paramètre lié à la forme de long terme n'est pas significativement différent de -1 lorsque l'on développe cette équation en retirant les termes retardés introduits au départ dès lors qu'ils ressortent non significatifs. Autrement dit, lorsque l'on développe cette équation, le terme retardé de la hausse des salaires, présent de chaque côté du signe égalité, s'annule. *In fine*, il revient donc au même d'estimer directement cette équation en différence première, sous la forme d'une équation de Phillips traditionnelle sans terme retardé de croissance des salaires.

S'agissant du SMPT calculé en moyenne trimestrielle sur la base d'informations connues en fin de trimestre, un raisonnement analogue peut être mené, sauf qu'un terme retardé de croissance des salaires apparaît.

C'est dans ce cadre d'une relation de Phillips choisie dans la plupart des modèles macroéconomiques français (Banque de France *et al.*, 1998) que cet article analyse la formation des salaires et les déterminants de la modération salariale.

Aussi, dans les années 1970 et jusqu'au début des années 1980, lorsque le régime d'inflation était relativement élevé (sur un rythme annuel de 5 % à 15 %), les hausses de salaires nominaux étaient fortes et fréquentes (hausses annuelles de l'ordre de 10 % à 20 %). De fait, afin d'au moins maintenir le pouvoir d'achat des salariés, les salaires étaient revalorisés plusieurs fois par an.

Les simulations obtenues à partir des trois équations aboutissent au même profil de contribution des prix à la croissance des salaires nominaux (cf. graphique III) : une forte chute de cette contribution dans les années 1982-1985 et un maintien à un niveau relativement bas à partir de 1986 ne dépassant plus 3 % en rythme annuel. Les contributions calculées à partir des modèles utilisés à l'Insee et à la Dares sont quasi superposables. Celles calculées à partir du modèle utilisé à la Direction de la prévision (DP) diffèrent quelque peu en raison de la nature de la variable de prix retenue (prix de la consommation, au sens des comptes nationaux trimestriels) et de la présence d'un terme endogène retardé dans le modèle (cf. annexe 1 sur la présentation des équations). Dans ces équations de salaires où les prix sont considérés comme exogènes, la forte baisse de régime de l'inflation au début des années 1980 est donc le principal facteur explicatif de la modération des salaires en termes nominaux. Mais pour comprendre la modération des salaires en termes réels, il est

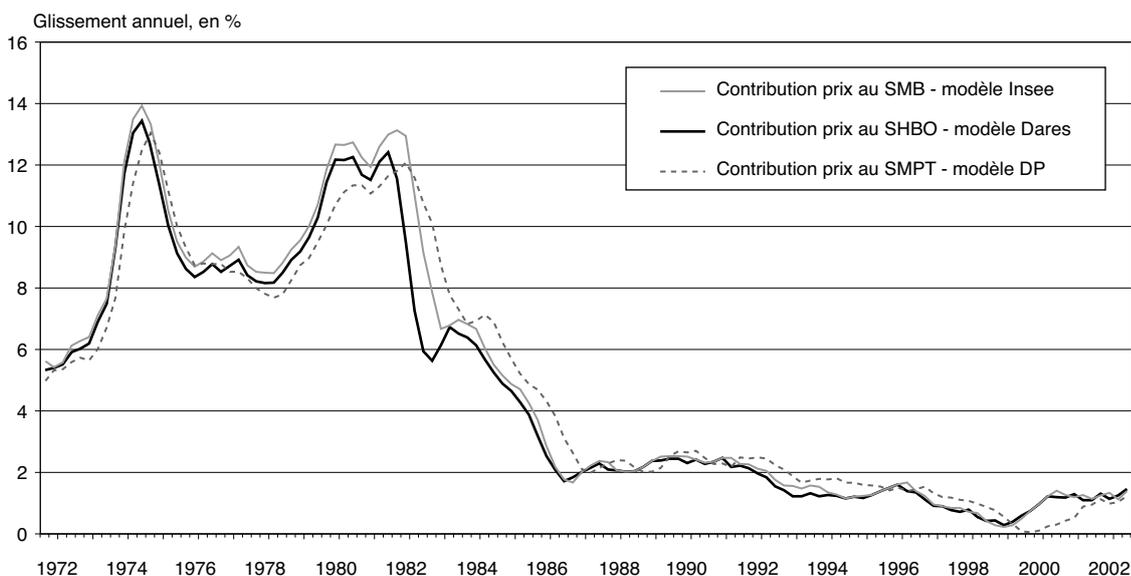
nécessaire de détailler la nature de l'indexation des salaires aux prix.

Une moindre indexation des salaires aux prix ?

Les conclusions des travaux effectués à partir des différentes équations de salaires convergent sur l'existence d'une rupture dans l'indexation des salaires sur les prix. Cette rupture, que l'on peut dater au début des années 1980, peut s'expliquer par des choix de politique économique (4). Au cours des années 1970, les conditions de la croissance ont, en effet, été profondément affectées : l'internationalisation croissante des échanges a soumis les économies à des chocs externes plus violents ; dans un contexte où les changes flottants ont remplacé les parités fixes, la concurrence accrue a exigé des firmes une forte compétitivité de leur appareil de production, et des conditions avantageuses de rémunération des capitaux devenus plus mobiles. Cette internationalisation des économies a rendu les politiques de demande moins efficaces. Au début des années 1980, l'accent a donc été mis sur les efforts de compétitivité. Les politiques d'offre alors envisagées passaient notamment par une modération du coût du travail et

4. Voir Morin (1989) qui présente la désinflation française comme un cas particulier de la désinflation mondiale et s'interroge sur la réalité de la désindexation des salaires.

Graphique III
Contribution de la hausse des prix aux hausses de salaire



Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

avaient un préalable : rompre la spirale inflationniste au sein de la boucle « prix-salaires ».

En 1982, afin de rompre cette spirale inflationniste en partie engendrée par une indexation *ex post* des salaires sur les prix, et installer durablement un régime de faible inflation, le gouvernement a donc initié une politique dite de « désindexation salariale ». Elle s'est traduite d'abord par le blocage des prix et des revenus du 1^{er} juin au 1^{er} novembre 1982. À la sortie de ce blocage, le gouvernement a incité les partenaires sociaux à prendre comme référence non plus l'inflation passée mais l'objectif annuel affiché dans le budget de l'État, afin de modifier les anticipations de niveau d'inflation future des différents agents économiques (indexation *ex ante*). Dans le même temps, les lois « Auroux » (1982) ont créé l'obligation annuelle de négociation sur les salaires au niveau de la branche et dans les grandes entreprises. Le début des années 1980 a donc été institutionnellement une période charnière pour l'organisation de la négociation salariale.

Au cours des années qui ont suivi, les politiques budgétaires menées ont eu pour objet de ramener le déficit et la dette publics dans des proportions soutenables. La politique monétaire dite du « franc fort » avait pour objectifs de limiter tout risque de dévaluation et de rester durablement dans un régime d'inflation modérée. Ces orientations ont ensuite été institutionnalisées au niveau de l'Union européenne par le traité de Maastricht et par le Pacte de stabilité et de croissance, qui ont fixé aux banques centrales nationales puis à la Banque centrale européenne des objectifs précis en matière de stabilité des prix. Le changement de régime d'inflation résultant de ces choix a durablement et profondément modifié l'organisation de la négociation salariale au cours des années 1980 et 1990 (5).

L'analyse économétrique montre que l'indexation des salaires nominaux sur les prix a alors été durablement modifiée. Dans chacune des équations, l'estimation récursive des paramètres liés aux prix met en évidence une rupture de l'indexation des salaires aux prix sur la période postérieure à 1982. Aussi, dans chacune d'elles et en procédant comme Ralle et Toujas-Bernat (1990), on retient une spécification distinguant deux sous-périodes (avant 1982 et après 1983) d'indexation des salaires aux prix (cf. annexe 1).

L'estimation des coefficients sur deux sous-périodes montre une nette différence entre l'indexation des salaires aux prix qui est quasi unitaire sur la première période (de l'ordre de

0,9 pour chacune des trois équations mais non significativement différente de 1) et l'indexation moins forte sur la seconde période (de l'ordre de 0,7). Au début de la seconde sous-période, de 1982 à 1986, l'inflation a fortement décéléré, passant de 9,7 % en glissement annuel fin 1982 à 2,1 % fin 1986. Cette période « de transition » est cependant trop courte pour qu'elle puisse faire l'objet d'une spécification particulière quant à l'indexation des évolutions de salaires sur celles des prix.

Les spécifications retenues ne retrouvent pas d'indexation unitaire sur la seconde période et ne la contraignent pas à être unitaire : ceci surtout dans le but d'améliorer le pouvoir prédictif de ces équations utilisées le plus souvent dans un objectif de prévision à court terme. Ce résultat économétrique d'une sous-indexation doit être interprété avec prudence car il est obtenu sur une période où la variabilité de l'inflation est faible et ne permet pas de tester la réaction à un gros choc inflationniste. De plus, il peut aussi signifier qu'une part plus importante de l'indexation des salaires passe désormais par l'intermédiaire des prix anticipés, qui peuvent être difficilement résumés dans une variable.

La sous-indexation des salaires par rapport aux prix passés et présents est toutefois un élément caractéristique de la période de modération salariale dans laquelle l'économie française se situe depuis le début des années 1980. La courbe de Phillips [1] se réécrit en termes de salaire réel :

$$\Delta w - \Delta p = (\alpha - 1)\Delta p + \beta f(U) + \gamma X.$$

Entre la première période (1970-1982) et la seconde (1986-1998), la variation de croissance du salaire réel peut se décomposer comme suit :

$$D(\Delta w - \Delta p) = (\alpha - 1)^1 D(\Delta p) + (\Delta p)^2 D(\alpha) + \beta D(f(U)) + \gamma D(X)$$

où : D désigne la variation entre les deux périodes et l'exposant indique la période de référence, 1 ou 2.

Entre les deux périodes considérées il y a à la fois : désinflation ($D(\Delta p) < 0$) qui contribue positivement à la croissance des salaires réels lorsque $\alpha < 1$; et désindexation $D(\alpha) < 0$ qui y contribue négativement. Compte tenu de

5. Voir Cadiou, Guichard et Maurel (1999) sur les relations entre l'UEM et la flexibilité des salaires.

l'ampleur des paramètres estimés, l'effet de la désinflation l'emporte sur celui de la désindexation (cf. tableau 1). Le passage d'une hausse des prix d'environ 10 % en moyenne annuelle dans les années 1970 et au début des années 1980 à environ 2 % à partir du milieu des années 1980 a permis des gains de pouvoir d'achat des salariés, de l'ordre de 0,5 % à 1 % en moyenne annuelle, selon les modèles. À l'inverse, la désindexation des salaires sur les prix a contribué à une plus grande modération salariale, les hausses de prix n'étant plus intégralement répercutées dans les salaires depuis 1983. Au total, les phénomènes combinés de désindexation et de désinflation ont conduit à des gains de pouvoir d'achat : la contribution de l'évolution des prix à celle des salaires réels est plus élevée de 0,1 à 0,8 point sur la seconde période, comparée à la première (cf. tableaux 1 et 2). Les causes de la modération salariale mise en évidence précédemment sont donc à chercher du côté des autres variables explicatives du modèle.

À court terme, un ajustement plus long des salaires aux chocs de prix

Autre changement, l'indexation des salaires aux prix n'est plus tout à fait immédiate après 1983.

Les hausses de prix étaient presque immédiatement répercutées sur les salaires dans les années de forte inflation. Dans les équations de salaire en effet, avant 1982, les prix ne contribuent plus aux salaires au-delà d'un trimestre. L'indexation semble moins rapide depuis 1983 : même si la significativité de la hausse des prix du trimestre en cours dépend de la spécification utilisée, l'influence d'une hausse de prix sur celles des salaires semble significative jusqu'à trois trimestres. Les délais de transmission des hausses de prix à celles des salaires semblent donc s'être allongés.

Cet allongement des délais traduit sans doute le fait que les négociations salariales dans les entreprises aboutissent à des accords couvrant des périodes plus longues qu'auparavant. Dans un régime d'inflation à des niveaux relativement faibles (inférieurs à 4 % depuis 1986) et de moindres fluctuations des prix, les négociateurs ont une plus grande visibilité lors des négociations, qui débouchent sur des accords qui s'appliquent sur une durée plus longue qu'auparavant. Lors d'une accélération des prix à la consommation, les revalorisations salariales s'ajustent plus tardivement que dans la première période ; toutes choses égales par ailleurs, le

Tableau 1
Contribution des prix aux salaires réels, comparaison des périodes 1987-1998 et 1971-1982

	Désindexation salaires/prix	Désinflation	Total
Modèle Insee	- 0,4	0,5	0,1
Modèle Dares	- 0,4	1,1	0,7
Modèle DP	- 0,4	1,2	0,8

Lecture : la modération salariale est ici calculée comme la différence d'évolution des salaires réels en moyenne annuelle.
Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

Tableau 2
Salaires réels et contribution des prix

En % de l'évolution en moyenne annuelle

		1971-1982 (1)	1983-1986	1987-1998	1999-2002	Comparaison 1987-1998/ 1971-1982	Comparaison 1999-2002/ 1987-1998
Salaires réels	SMB	2,5	0,5	0,7	0,6	- 1,8	- 0,1
	SHBO (2)	3,5	0,7	0,9	0,9	- 2,6	0,0
	SMPT	2,5	0,3	0,5	1,3	- 2,0	0,8
Contribution de l'évolution des prix	Modèle Insee	- 0,7	- 0,9	- 0,5	- 0,5	0,1	0,0
	Modèle Dares	- 1,3	- 1,3	- 0,6	- 0,4	0,7	0,2
	Modèle DP	- 1,4	- 0,3	- 0,6	- 0,5	0,8	0,0

1. 1972-1982 pour le SHBO et le modèle Dares.
2. SMBO pour 1998-2001.

Lecture : la modération salariale est ici calculée comme la différence d'évolution des salaires réels en moyenne annuelle. SMB : salaire (brut) mensuel de base ; SHBO : salaire horaire de base des ouvriers ; SMBO : salaire mensuel de base des ouvriers ; SMPT : salaire moyen par tête.

Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

pouvoir d'achat des salaires est alors temporairement orienté à la baisse (cf. graphique IV).

Les modélisations retenues conduisent à un résultat symétrique lors d'un ralentissement de l'inflation. L'allongement des délais d'indexation des salaires sur les prix signifie donc une tendance à compenser moins systématiquement, en tout cas à court terme, les chocs sur l'inflation. L'illustration en est donnée sur la période récente. D'une part, l'inertie des évolutions de salaires lors du ralentissement de l'inflation de 1996-1997 montrerait que les salaires ralentissent avec retard face à des chocs négatifs d'inflation : de juin 1996 à juin 1997, le glissement annuel des prix passe de 2,3 % à 1,0 %, alors que celui du salaire de base reste quasiment inchangé, de 2,2 % à 2,1 %. D'autre part, et de façon symétrique fin 1999 et début 2000, sous l'effet d'une hausse des prix du pétrole, les prix à la consommation ont nettement accéléré, passant d'une hausse en glissement annuel de 0,3 % en juin 1999 à 1,7 % en juin 2000. Dans le même temps, le SMB progressait invariablement sur un rythme annuel de + 1,6 %, d'où des baisses de pouvoir d'achat à court terme. Ce n'est qu'à partir de l'été 2000 que les salaires ont commencé à accélérer, pour atteindre un glissement annuel de + 2,5 % en juin 2001. Le délai d'ajustement des variations de salaires à celles des prix est apparu

même plus long que ne l'indiquent les modèles utilisés, ce qui peut expliquer les résidus d'estimation négatifs constatés pour l'année 2000.

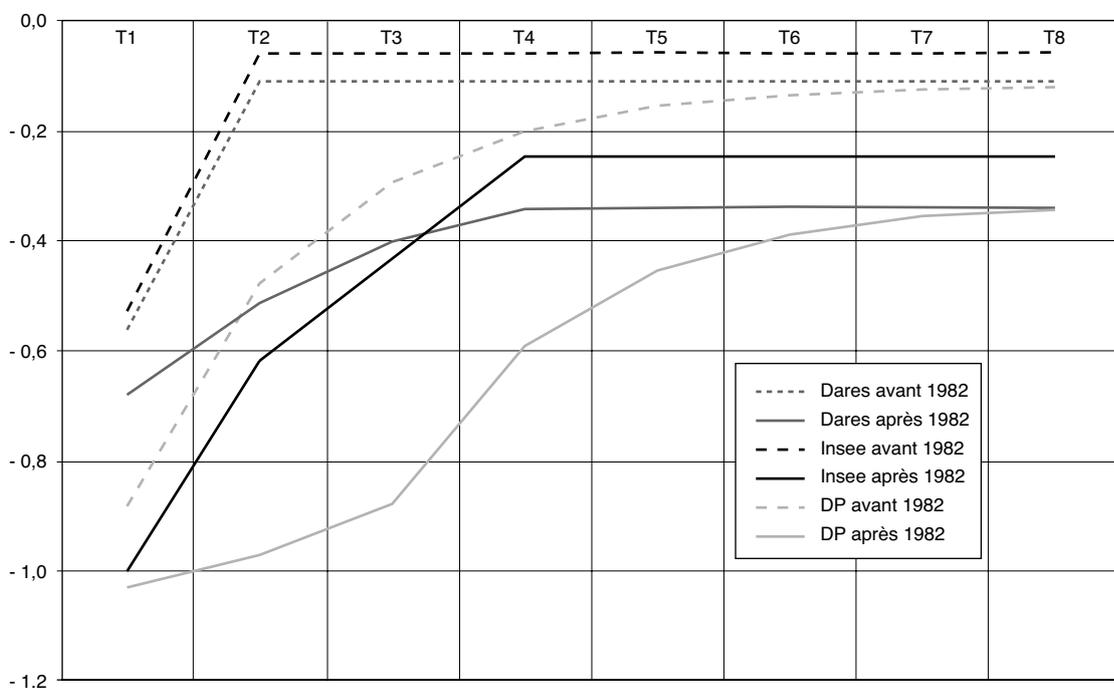
Les conséquences de la rupture de 1983 se résument en un allongement du délai d'ajustement et par des pertes plus fortes en termes de salaire réel suite à un choc de prix (cf. graphique IV). Ces pertes de pouvoir d'achat sont parfois un peu plus marquées, lors de chocs de prix importants, que ne le suggèrent les équations. Il est vraisemblable que l'allongement des délais de transmission des variations de prix aux salaires soit un processus long, et que ce processus soit encore en cours. Il est en effet assez courant, sur la période récente, que les accords issus de négociations collectives aboutissent à des revalorisations salariales planifiées sur plusieurs années, l'ajustement à des variations de prix non anticipées se réalisant partiellement et tardivement.

Le chômage contribue négativement à l'évolution des salaires

La modélisation des salaires reposant sur une équation de Phillips, les trois administrations ont retenu un indicateur de tension sur le marché du travail dans leurs modèles de formation des salaires. Dans les trois cas, il s'agit d'une fonction

Graphique IV
Impact d'une hausse durable d'un point d'inflation sur l'évolution du pouvoir d'achat des salaires

En point de croissance trimestrielle



Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

du taux de chômage, dont les variations influent sur les salaires via le pouvoir de négociation des syndicats (6). Sur presque toute la période d'estimation, dans les trois modèles utilisés, le chômage contribue négativement à l'évolution des salaires, pesant de plus en plus fortement sur le pouvoir d'achat.

Ainsi, la modération des salaires en termes réels peut s'expliquer en grande partie par la hausse importante du chômage depuis 30 ans. L'impact de la hausse du chômage d'environ 2 % au début des années 1970, à environ 10 % en fin d'année 2003 est comparable quelle que soit la spécification de salaire retenue : en moyenne annuelle, la contribution est de 1,5 à 2,5 points inférieure sur la période 1987-1998, par rapport à la période précédant 1982 (cf. tableau 3). La hausse du chômage contribue ainsi pour une très grande part au ralentissement des salaires entre les deux périodes considérées.

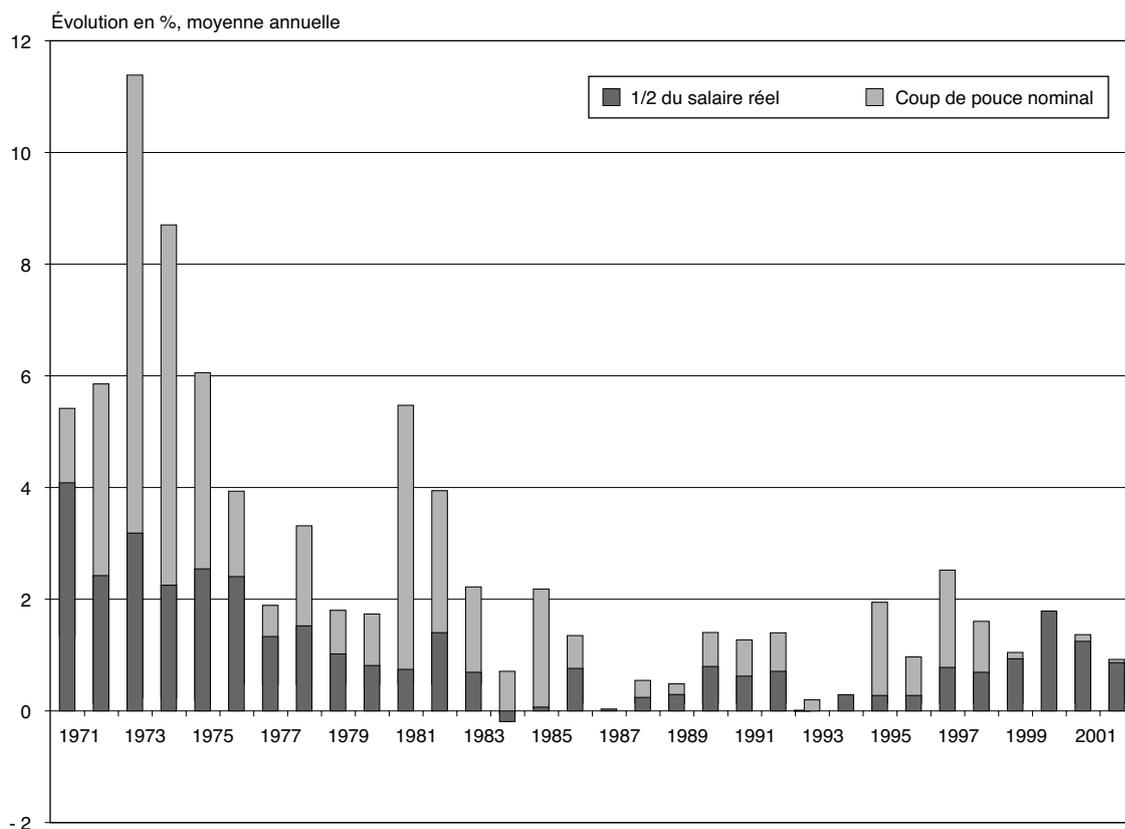
Le sens de la contribution ne s'est retourné que lors des phases hautes de la conjoncture à la fin de chacune des décennies précédentes. Sur la

période 1999-2002, elle aurait permis une accélération du pouvoir d'achat de l'ordre de 0,2 à 1,0 point en moyenne par an, comparé à la période 1987-1998, selon les modèles (cf. tableau 3). Le bas de la fourchette est donné par le modèle Dares qui n'inclut pas la variation du taux de chômage comme variable explicative, mais seulement son niveau. Les variations de moyen terme du chômage, comme par exemple la baisse du chômage de 1998 à 2001, ont donc un impact modéré sur le salaire selon ce modèle. Le haut de la fourchette correspond à l'équation de la DP qui modélise le SMPT, plus sensible au cycle économique. La réaction à court terme de cet indicateur aux variations du chômage est donc plus importante.

Pour expliquer la légère inflexion des salaires au cours de la dernière phase haute de la conjoncture relativement à la précédente, on peut se

6. Il peut s'agir du taux de chômage au sens du BIT (DP, Insee), ou d'un taux construit à partir du chômage au sens des DEFM (Dares) ; la fonction peut être spécifiée en logarithme (Dares, Insee) ou non (DP), en niveau seul (Dares) ou en niveau et en différence première (DP, Insee). Cf. annexe 1 sur les différentes équations.

Graphique V
Décomposition des hausses du pouvoir d'achat du Smic* de 1971 à 2001



* Depuis 1999, les chiffres incluent les revalorisations des garanties mensuelles de rémunération.
Source : Dares.

demander si la baisse du chômage à la fin des années 1990 a été répercutée dans les négociations salariales comme le décrivent les différentes équations ; autrement dit, s'il y a une symétrie dans la réaction des salaires réels à la baisse ou à la hausse du chômage. Cette symétrie est difficile à tester parce que la période de baisse du chômage coïncide avec la mise en place de la RTT qui s'est accompagnée d'accords de modération salariale (cf. *supra*) et qu'il est difficile de dissocier l'effet lié à la baisse du chômage de celui imputable à la RTT.

Les revalorisations du Smic élèvent le salaire moyen, au-delà d'un simple effet « comptable »

Toutes choses égales par ailleurs, les revalorisations du salaire minimum, le Smic, élèvent le niveau moyen des salaires. Mais dans quelle mesure le rythme de croissance du Smic depuis le début des années 1980 permet-il d'expliquer la modération salariale ?

Le Smic est le salaire minimum en deçà duquel aucun salarié ne peut être rémunéré pour une

heure de travail effectif. Jusqu'en 2002, son évolution dépend à la fois d'une revalorisation légale, indexée sur l'inflation et la moitié des hausses moyennes de pouvoir d'achat des salaires ouvriers (SHBO), de coups de pouce discrétionnaires décidés par le gouvernement, et de hausses spécifiques lorsque l'indice des prix dépasse de 2 % celui correspondant à la dernière revalorisation (cf. graphique V et annexe 2).

Avant 1982, période d'inflation forte, les revalorisations du Smic étaient importantes et fréquentes. Depuis, avec une inflation modérée, les revalorisations du Smic sont plus faibles et les hausses spécifiques dues à une progression des prix supérieure à 2 % sont devenues exceptionnelles. En termes réels, les hausses du Smic sont également devenues moins fortes, passant de 5,1 % par an en moyenne avant 1983 à 1,2 % après (cf. tableau 4). Ce ralentissement provient d'une progression moins rapide du salaire réel depuis 1983, mais surtout, de coups de pouce plus faibles. Les deux éléments sont liés : plus la hausse du pouvoir d'achat des salaires moyens est modérée, plus l'écart entre celle-ci et la revalorisation minimale du pouvoir d'achat du Smic est faible, et moins les coups de pouces nécessaires pour rattraper cet écart doivent être importants.

Tableau 3
Salaires réels et contribution du chômage

Évolution en %, moyenne annuelle

		1971-1982 (1)	1983-1986	1987-1998	1999-2002	Comparaison 1987-1998/ 1971-1982	Comparaison 1999-2002/ 1987-1998
Salaires réels	Évolution du SMB	2,5	0,5	0,7	0,6	- 1,8	- 0,1
	Évolution du SHBO (2)	3,5	0,7	0,9	0,9	- 2,6	0,0
	Évolution du SMPT	2,5	0,3	0,5	1,3	- 2,0	0,8
Contribution du chômage	Modèle Insee	- 3,1	- 4,4	- 4,5	- 4,1	- 1,4	0,4
	Modèle Dares	- 3,7	- 5,8	- 6,3	- 6,1	- 2,6	0,2
	Modèle DP	- 2,7	- 4,9	- 5,2	- 4,2	- 2,5	1,0

1. 1972-1982 pour le SHBO et le modèle Dares.
2. SMBO pour 1998-2001.

Lecture : SMB : salaire (brut) mensuel de base ; SHBO : salaire horaire de base des ouvriers ; SMBO : salaire mensuel de base des ouvriers ; SMPT : salaire moyen par tête.

Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

Tableau 4
Taux de croissance annuel moyen du Smic*

Évolution en %, moyenne annuelle

	1971-1982	1983-2002
Smic nominal	15,5	4,2
Indice de prix hors tabac	9,9	2,9
Smic réel	5,1	1,2
dont : 1/2 SHBO réel	2,0	0,6
Coup de pouce	3,0	0,6

* Depuis 1999, les chiffres incluent les revalorisations des garanties mensuelles de rémunération.
Sources : Dares, Insee.

L'impact du Smic sur les salaires peut être mesuré en introduisant simplement ses hausses dans l'équation modélisant les variations de salaire. Sur la période 1971-1998, une hausse de 1 % du Smic élève de 0,11 point le SMPT selon le modèle de la DP. Pour l'équation de l'Insee, ces effets sont plus importants avant 1983. En effet, une hausse plus forte du Smic est susceptible de se diffuser à des salaires plus éloignés du Smic. Ainsi, d'après le modèle utilisé à l'Insee, une hausse de 1 % du Smic élève le SMB de 0,16 % avant 1983 et de 0,10 % après. Ce dernier chiffre est cohérent avec une diffusion linéaire du relèvement du Smic allant jusqu'aux salaires atteignant 1,3 à 1,5 fois le Smic. Les résultats de la Dares sont très proches avec une estimation de l'ordre de 0,17 avant 1982 et de 0,13 après.

L'estimation de l'effet moyen des hausses du Smic sur les salaires peut être affinée en essayant de dissocier l'effet « comptable » et l'effet de « diffusion » (cf. Cerc (1999) et annexe 2), ce qui est fait dans le modèle utilisé à la Dares :

- Effet « comptable » : une hausse du Smic élève mécaniquement le salaire de tous les salariés rémunérés à ce niveau minimum et de tous ceux dont le salaire est rattrapé par la revalorisation. Cet effet, dit « comptable » est d'autant plus élevé que la proportion de salariés au Smic est forte et que le Smic est proche du salaire moyen. Or, depuis 1995, la proportion de salariés concernés par les revalorisations du Smic (ou par la garantie mensuelle de rémunération) est tendanciellement orientée à la hausse, avec un maximum atteint en 1997.
- Effet de « diffusion » : suite à une hausse du Smic, les salaires proches de ce minimum augmentent également pour maintenir une certaine hiérarchie salariale. Cet effet est d'autant plus fort que la distribution des salaires est resserrée autour du Smic.

En moyenne sur la période 1971-1998, les effets comptable et de diffusion sur les salaires

ouvriers sont estimés à des ordres de grandeur équivalents (cf. tableau 5). Si l'on distingue les périodes, la baisse de l'impact du Smic sur les salaires depuis le début des années 1980 s'expliquerait par un effet de diffusion plus faible. Les augmentations, qui ne sont pas légalement obligatoires mais qui permettent de conserver une certaine hiérarchie salariale, seraient donc devenues moins nombreuses ou moins importantes. Ceci s'explique par le fait que les hausses du Smic sont devenues plus faibles, une hausse du Smic de 10 % se diffusant plus qu'une hausse de 2 %. Au contraire, l'impact comptable est devenu plus important sur la seconde période car la proportion d'ouvriers au Smic s'est accrue et le Smic s'est rapproché du salaire moyen.

La contribution du Smic à la croissance des salaires a ralenti

Selon l'ensemble des spécifications testées, la contribution du Smic à la croissance des salaires a donc ralenti depuis 1987, expliquant en partie la modération salariale à hauteur de 0,3 à 0,7 point selon les modèles (cf. tableau 6 et graphique VI). De moindres coups de pouce depuis le milieu des années 1980 (- 2 points de croissance en moyenne annuelle entre les deux périodes, cf. tableau 4) auraient ainsi contribué à une modération salariale d'environ 0,4 point par an (7). Les revalorisations des salaires minima moyens depuis 1998 ont contribué de façon identique aux salaires, comparé à la période 1987-1998. Mais ces hausses modérées du Smic depuis 1998 résultent de deux situations différentes : d'une part, les salariés au Smic dans les entreprises à 39 heures ont bénéficié de hausses importantes du Smic horaire, sortes de coups de pouce implicites du fait de son indexation sur le SHBO, et de l'accélération

7. Les coups de pouce sont passés de 3 % de croissance annuelle à 0,6 %. L'élasticité des salaires au Smic aurait baissé, passant de 0,16 à 0,10 selon le modèle de l'Insee. L'effet du ralentissement des coups de pouce sur les salaires serait donc de : $(0,16 \cdot 3,0) - (0,10 \cdot 0,6) = 0,4$.

Tableau 5
Élasticité du salaire horaire de base ouvrier (SHBO) au Smic

	1971-1982	1983-1998	1971-1998
Effet total	0,17	0,13	0,17
dont : effet de diffusion	0,12	0,05	0,10
effet comptable	0,05	0,08	0,07

Sources : estimations à partir de l'équation de la Dares.

de celui-ci liée à la RTT dans les autres entreprises ; d'autre part, les salariés au Smic dans les entreprises à 35 heures, ont été concernés par les revalorisations modérées des garanties mensuelles de rémunération, qui leur garantissaient lors de leur passage aux 35 heures un maintien au moins de leur salaire mensuel.

Le ralentissement des salaires depuis le début des années 1980 peut en grande partie être expliqué avec une courbe de Phillips enrichie d'un certain nombre d'autres déterminants « traditionnels ». Ainsi, les simulations des équations respectives de SHBO, de SMB ou de SMPT retracent relativement correctement les

Tableau 6
Salaires réels et contribution du Smic

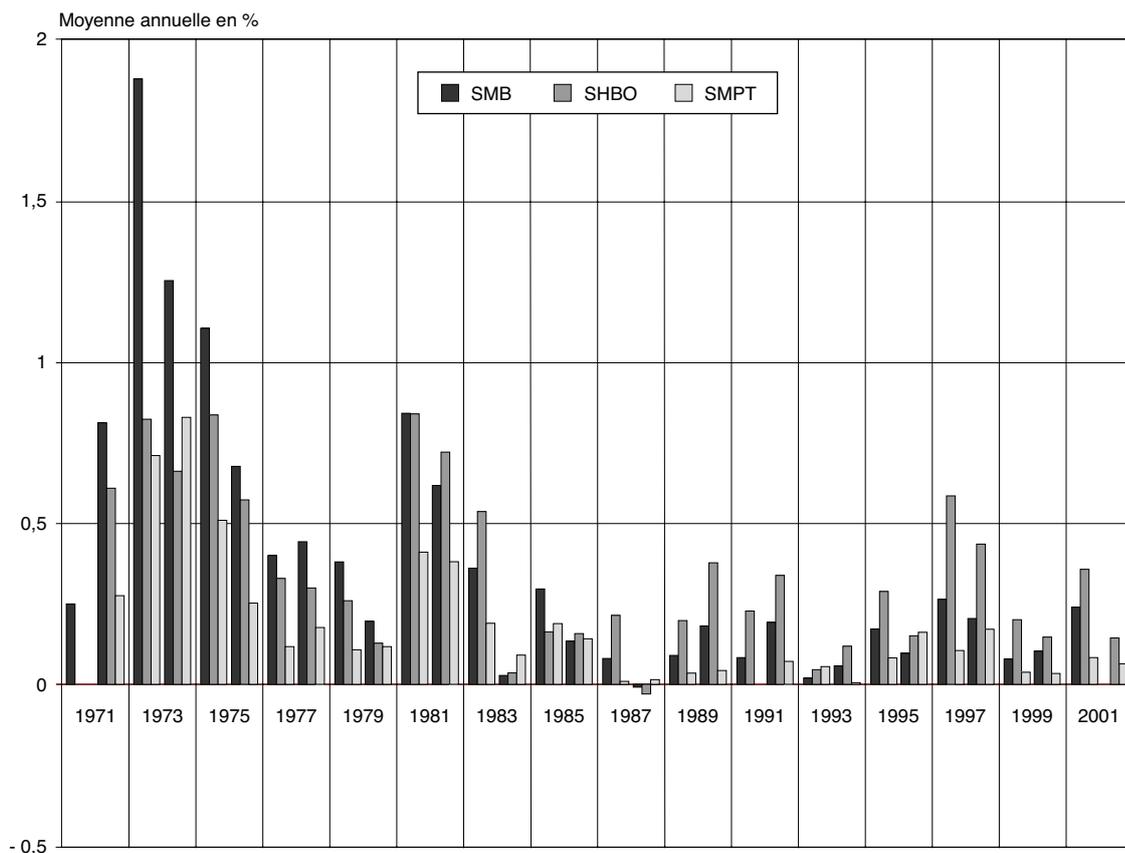
Évolution en %, moyenne annuelle

		1971-1982 (1)	1983-1986	1987-1998	1999-2002	Comparaison 1987-1998/ 1971-1982	Comparaison 1999-2002/ 1987-1998
Salaires réels	Évolution du SMB	2,5	0,5	0,7	0,6	- 1,8	- 0,1
	Évolution du SHBO (2)	3,5	0,7	0,9	0,9	- 2,6	0,0
	Évolution du SMPT	2,5	0,3	0,5	1,3	- 2,0	0,8
Contribution du Smic	Modèle Insee	0,8	0,2	0,1	0,1	- 0,7	0,0
	Modèle Dares	0,6	0,2	0,2	0,2	- 0,3	0,0
	Modèle DP	0,4	0,2	0,1	0,1	- 0,3	0,0

1. 1972-1982 pour le SHBO et le modèle Dares.
2. SMBO pour 1998-2001.

Lecture : SMB : salaire (brut) mensuel de base ; SHBO : salaire horaire de base des ouvriers ; SMBO : salaire mensuel de base des ouvriers ; SMPT : salaire moyen par tête.
Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

Graphique VI
Contributions du Smic à la croissance des salaires



Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

évolutions effectivement observées (cf. graphiques de l'annexe 1).

En résumé, quels que soient les indicateurs de salaires et la modélisation retenus, les conclusions sont proches (cf. tableau 7). Si l'on compare la période 1987-1998 à celle qui a précédé 1982, le ralentissement des salaires réels, de l'ordre de 2 à 3 points de moins selon les indicateurs sur cette seconde période s'explique surtout par la forte hausse du chômage. La politique visant à désindexer les salaires aux prix a été un élément important, ayant vraisemblablement atteint ses objectifs : désindexation et désinflation. Cette dernière a permis des gains de pouvoir d'achat ; mais la rupture de la spirale inflationniste et la modération des salaires réels ont également permis une politique de revalorisation du Smic faisant moins de part aux coups de pouces, qui ont en retour accentué la modération.

À partir de 1998, le contexte conjoncturel déterminant la formation des salaires s'est modifié. Le cycle économique est entré dans une phase haute, avec un repli conséquent du chômage comme à la fin des années 1980. La comparaison descriptive montre que la hausse des salaires mensuels lors de cette phase est légèrement inférieure à celle de la précédente phase haute du cycle, de l'ordre de 0,2 à 0,3 point selon les indicateurs. Les équations économétriques font apparaître des salaires observés inférieurs aux salaires estimés au cours des années 1999-2002, de l'ordre de 0,2 à 0,5 point de moins en moyenne annuelle (cf. tableau 7).

Il y a donc eu une légère accentuation de la modération salariale. Il s'agit de comprendre pourquoi, et de tenter de déterminer si cette accentuation peut être jugée comme durable.

Tableau 7
Contributions à l'évolution des salaires réels

Évolution en %, moyenne annuelle

		1971-1982 (1)	1983-1986	1987-1998	1999-2002	Comparaison 1987-1998/ 1971-1982	Comparaison 1999-2002/ 1987-1998
Salaires réels	Évolution du SMB	2,5	0,5	0,7	0,6	- 1,8	- 0,1
	Évolution du SHBO (2)	3,5	0,7	0,9	0,9	- 2,6	0,0
	Évolution du SMPT	2,5	0,3	0,5	1,3	- 2,0	0,8
Constante (3)	Modèle Insee	5,9	5,9	5,9	5,9	0,0	0,0
	Modèle Dares	7,9	7,9	7,9	7,9	0,0	0,0
	Modèle DP	6,2	6,2	6,2	6,2	0,0	0,0
Contribution de l'évolution des prix	Modèle Insee	- 0,7	- 0,9	- 0,5	- 0,5	0,1	0,0
	Modèle Dares	- 1,3	- 1,3	- 0,6	- 0,4	0,7	0,2
	Modèle DP	- 1,4	- 0,3	- 0,6	- 0,5	0,8	0,0
Contribution du chômage	Modèle Insee	- 3,1	- 4,4	- 4,5	- 4,1	- 1,4	0,4
	Modèle Dares	- 3,7	- 5,8	- 6,3	- 6,1	- 2,6	0,2
	Modèle DP	- 2,7	- 4,9	- 5,2	- 4,2	- 2,5	1,0
Contribution du Smic	Modèle Insee	0,8	0,2	0,1	0,1	- 0,7	0,0
	Modèle Dares	0,6	0,2	0,2	0,2	- 0,3	0,0
	Modèle DP	0,4	0,2	0,1	0,1	- 0,3	0,0
Résidu des modèles	Modèle Insee	0,0	- 0,1	0,0	- 0,5	0,0	- 0,5
	Modèle Dares (2)	0,3	0,1	0,0	- 0,4	- 0,3	- 0,4
	Modèle DP	0,1	- 0,1	0,1	- 0,2	- 0,1	- 0,2
Effet de la RTT	Modèle Insee	-	-	-	- 0,3	-	- 0,3
	Modèle Dares (2)	-	-	-	- 0,3	-	- 0,3
	Modèle DP	-	-	-	- 0,3	-	- 0,3
Résidu après prise en compte de la RTT	Modèle Insee	0,0	- 0,1	0,0	- 0,2	0,0	- 0,2
	Modèle Dares (2)	0,3	0,1	0,0	- 0,1	- 0,3	- 0,1
	Modèle DP	0,1	- 0,1	0,1	0,1	- 0,1	0,0

1. 1972-1982 pour le SHBO et le modèle Dares.
2. SMBO pour 1998-2001.
3. Constante y compris *dummies* trimestrielles, hors *dummies* ponctuelles.

Lecture : SMB : salaire (brut) mensuel de base ; SHBO : salaire horaire de base des ouvriers ; SMBO : salaire mensuel de base des ouvriers ; SMPT : salaire moyen par tête.

Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

Une partie des hausses de pouvoir d'achat plus faibles qu'attendu peut s'expliquer par les déterminants habituels. Compensant les effets de la baisse du chômage, l'accélération des prix dès la fin 1999 a amputé à court et moyen terme le pouvoir d'achat des salaires. Mais d'autres facteurs peuvent également expliquer cet écart.

La modération salariale se serait accentuée avec la RTT

Depuis 1996 avec la loi « Robien » (8) mais surtout depuis 1998, date de début de la généralisation de la mise en place de la réduction collective du temps de travail (RTT), la structure institutionnelle déterminant le cadre de formation des salaires s'est modifiée.

La RTT a des effets opposés sur les progressions des salaires horaire et mensuel. La plupart des accords négociés dans le cadre des lois « Aubry » (9) ont prévu un maintien du salaire mensuel au moment du passage aux 35 heures (compensation intégrale) en contrepartie d'une période de croissance modérée des salaires mensuels. L'analyse statistique des accords passés permet d'estimer la durée de cette modération à deux ans en moyenne (Pham, 2002). Par conséquent, lors de la RTT, la baisse de la durée s'est traduite par une augmentation instantanée du niveau du salaire horaire dans ces entreprises. En fonction de la diffusion des 35 heures dans l'économie, la RTT accélère donc instantanément la progression moyenne des salaires horaires (notamment le SHBO) et ralentit celle des salaires mensuels (notamment le SMB et le SMPT) sur une durée plus longue.

Pour prendre en compte l'effet des 35 heures sur les salaires, une première solution consisterait à introduire une troisième sous-période d'estimation (1997-2002 par exemple). Toutefois, cette solution ne paraît pas pertinente au moins pour deux raisons. D'une part, il est peu probable que la RTT modifie durablement le mode d'ajustement des salaires aux autres déterminants. D'autre part, cette période d'estimation est trop courte pour obtenir une estimation robuste, d'autant plus que depuis 1998 la saisonnalité des séries de SMB et de SHBO est perturbée par la refonte et le changement de calendrier des périodes de références de l'enquête *Acemo* (cf. encadré 1). Il semble donc préférable d'estimer de manière *ad hoc*, en dehors de l'équation économétrique, l'effet de la mise en place de la RTT sur les salaires, par exemple en s'appuyant sur les informations disponibles au niveau microéconomique.

À partir de données individuelles d'entreprises fournies par les enquêtes *Acemo*, des études ont comparé l'évolution des salaires de base dans les entreprises passées à 35 heures et dans celles qui sont toujours à 39 heures, ce qui fournit une première estimation de la modération salariale (10). L'ampleur de la modération salariale dépend de la date de passage aux 35 heures et surtout du type d'aide octroyée lors de ce passage. Deux ans après les derniers passages aux 35 heures dans le cadre des dispositifs d'aides incitatives « Robien » ou « Aubry 1 », la croissance des salaires serait de l'ordre de 1 point de croissance en moins par rapport aux autres entreprises restées à 39 heures. Elle serait d'à peine 0,5 point de moins dans celles passées à 35 heures avec les seules aides « structurelles » prévues dans la seconde loi « Aubry ».

Toutefois, il n'est pas simple d'évaluer la totalité de la modération salariale liée à la RTT à partir de ces chiffres qui concernent des générations particulières d'entreprises passées aux 35 heures. En effet, la phase de modération n'est probablement pas terminée pour toutes les entreprises passées aux 35 heures dans le cadre de la seconde loi « Aubry ». De plus, beaucoup d'entreprises sont passées aux 35 heures sans aucune aide incitative ni structurelle. Lorsque le passage aux 35 heures se faisait sans accord majoritaire, les aides structurelles « Aubry 2 » ne pouvaient, par exemple, pas être accordées. Une évaluation de la modération salariale imputable à la RTT dans l'ensemble du champ des enquêtes *Acemo* a été menée en comparant sur trois ans l'évolution des salaires dans l'ensemble des entreprises à 35 heures fin 2001 à celle dans les entreprises toujours à 39 heures à cette date. Sur la période allant du troisième trimestre 1998 au quatrième trimestre 2001, l'écart observé entre les entreprises à 39 heures et l'indice d'ensemble est de 0,9 point (cf. graphique VII). Sans modération salariale liée à la RTT, on peut faire l'hypothèse simplificatrice que les salaires mensuels moyens auraient été comparables à ceux des entreprises restées à 39 heures et auraient donc été plus élevés de l'ordre

8. La loi du 11 juin 1996, dite « loi Robien », institue un système d'aide aux entreprises qui réduisent le temps de travail de leurs salariés, afin de favoriser l'emploi.

9. La loi n° 98-461 du 13 juin 1998, dite loi « Aubry 1 » abroge la loi « Robien » et fixe la durée légale du travail à 35 heures hebdomadaires au 1^{er} janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, et au 1^{er} janvier 2002 pour les autres. La loi n° 2000-37 du 19 janvier 2000, dite loi « Aubry 2 », confirme cette baisse et organise le nouveau régime de la durée du travail, et en particulier le système de garanties mensuelles de rémunération pour les salariés rémunérés au niveau du Smic au moment du passage aux « 35 heures ».

10. Cf. Jugnot (2002) ; Passeron (2002).

de 0,9 point (11). Ces éléments sont calculés uniquement à partir des salaires de base : certains accords de RTT ont par ailleurs prévu des modifications substantielles dans l'octroi de primes, ce qui a pu accentuer également la modération salariale ; mais ceci n'est pas mesurable à partir des seules enquêtes *Acemo*.

Pour le profil trimestriel de la modération salariale liée à la RTT, qui pèse au fur et à mesure de la diffusion des 35 heures, un modèle à générations a été retenu. Chaque génération regroupe les salariés dans les entreprises dont la durée collective du travail mesurée par l'enquête *Acemo* est passée en dessous de 36 heures un trimestre donné. Sur une période moyenne de l'ordre de deux ans, chaque génération passant à 35 heures est censée appliquer une modération salariale de 0,9 point par an. Ces paramètres sont calibrés sur l'écart de 0,9 point au total sur 3 ans imputable à la RTT fin 2001 estimés sur données individuelles.

Le profil est comparable dans les trois modèles (cf. graphique VIII), les légers écarts s'expliquant par des hypothèses différentes concernant le champ et la montée en charge des effectifs concernés. En particulier, la modération salariale sur le SMPT est un peu plus faible en raison des entreprises de moins de 10 salariés dont beaucoup ne sont pas passées aux 35 heures.

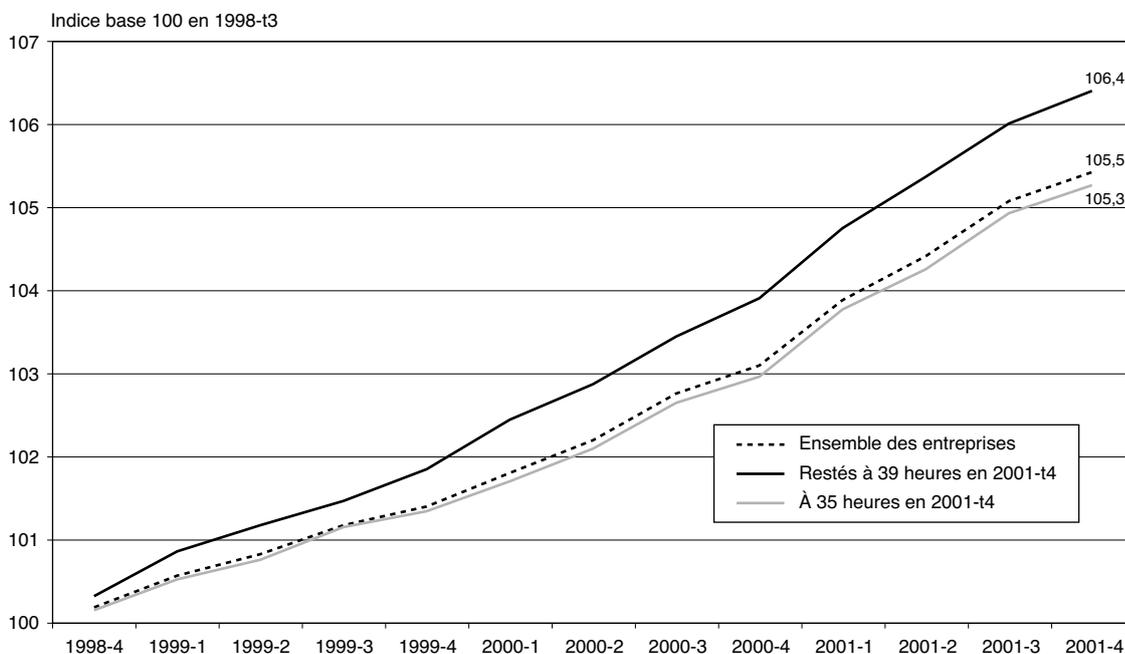
La prise en compte de l'effet des 35 heures explique donc une partie non négligeable du résidu des équations en termes de salaire de base : sur la période 1997-2002, il concerne pratiquement tout le résidu du SMPT, les trois quarts de celui du SMBO et la moitié de celui du SMB (cf. graphique IX). La modération salariale se serait donc légèrement accentuée à la fin des années 1990 avec la mise en place de la RTT. La modération supplémentaire serait de l'ordre de 0,3 point supplémentaire en moyenne annuelle au cours des années 1999 à 2002 avec des effets les plus importants en 2000 et 2001 ; mais compte tenu des limites dans le temps prévues dans les accords, cette modération ne devrait pas persister par la suite.

Les petites entreprises auraient tiré les salaires vers le haut sur la période récente

Même en tenant compte des éléments imputables à la RTT, les salaires finalement observés ont été un peu plus faibles que les déterminants ne le suggèrent en ce qui concerne le salaire de base (cf. tableau 7) : si l'on exclut l'effet attribuable à la RTT, le résidu des modèles sur la période 1999-2002 est en moyenne de

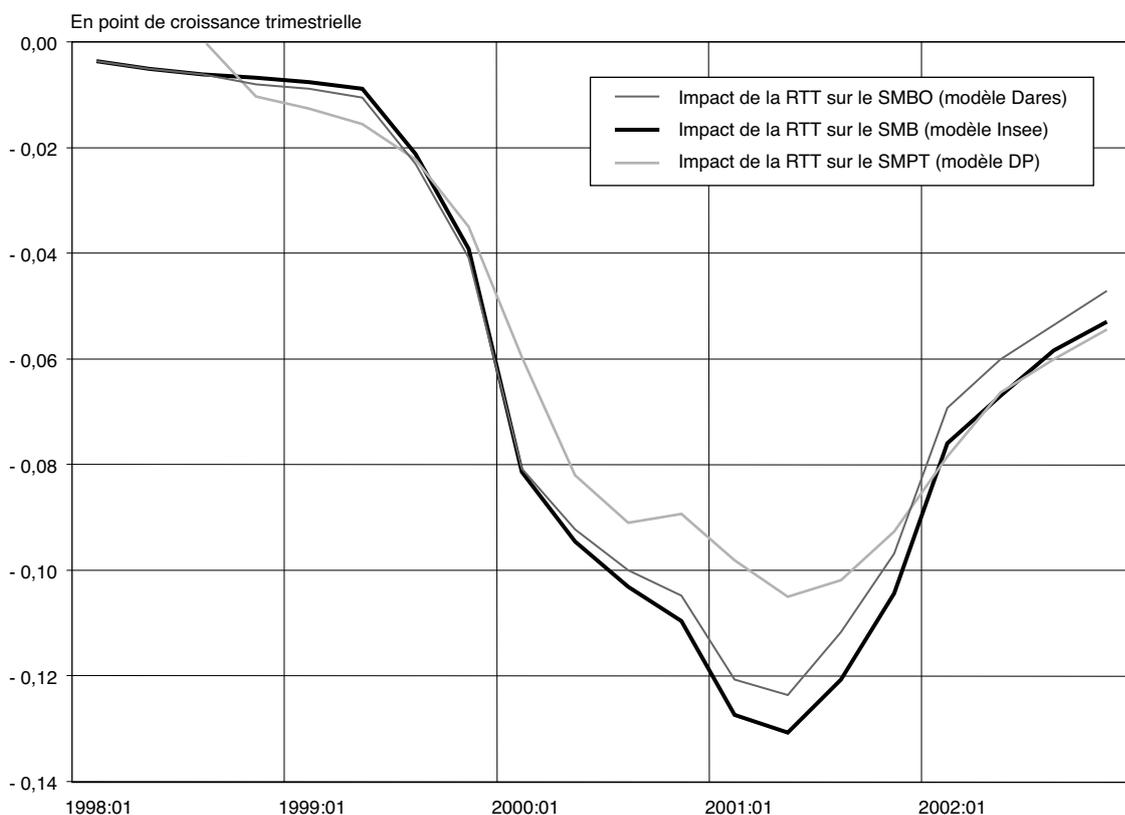
11. On remarquera que ce type d'estimation ne corrige pas d'éventuels biais de sélection, notamment avec les variables de taille et de secteur habituellement retenues ; ces variables importantes cependant peu dans les évaluations de la modération salariale par dispositif de RTT.

Graphique VII
Évolution des salaires selon le passage à 35 heures



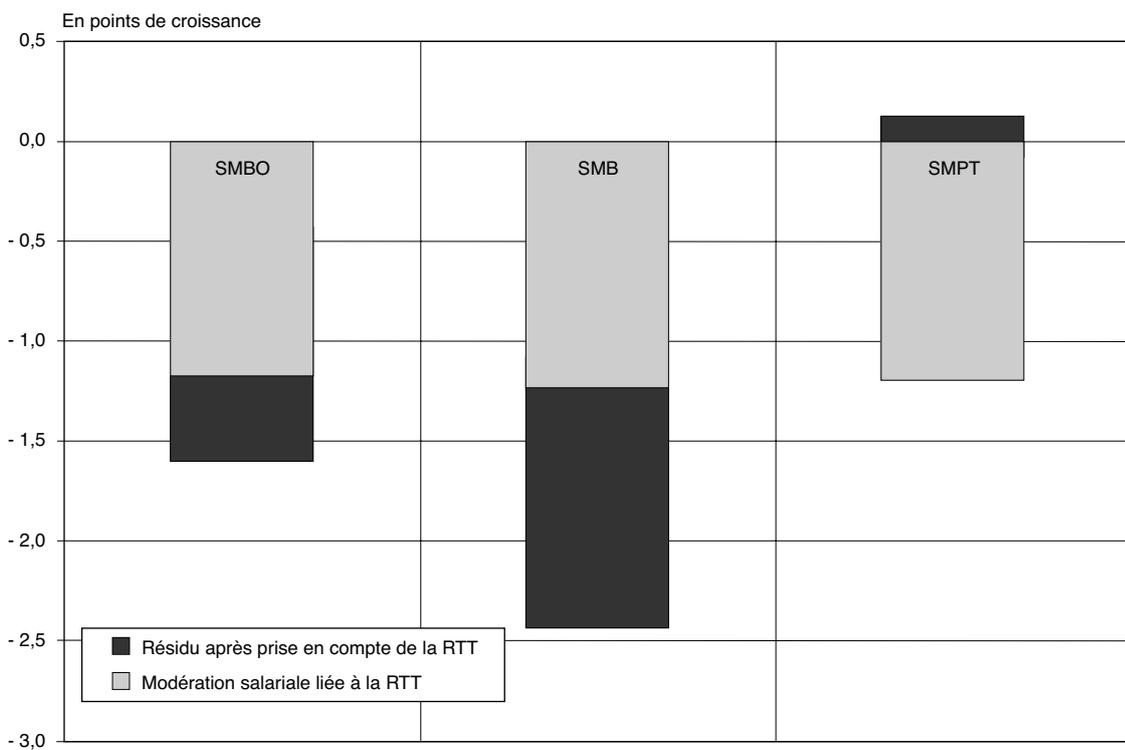
Source : enquêtes *Acemo*, *Dares*.

Graphique VIII
Impact de la modération salariale liée à la RTT



Source : estimations à partir des modélisations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

Graphique IX
Analyse des résidus cumulés sur la période 1997-2002



Lecture : sur la période 1997-2002, la modération salariale liée à la RTT serait de 1,2 point sur le SMBO. Après prise en compte de cette modération salariale, l'équation utilisée à la Dares surestime la croissance du SMBO de 0,4 point.

Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

- 0,2 point pour le SMB dans le modèle de l'Insee et de - 0,1 point pour le SMBO dans le modèle de la Dares.

La modération salariale est moins accentuée en termes de salaire moyen par tête : hormis les effets imputables à la RTT, il ne semble ainsi pas y avoir d'accroissement de la modération salariale concernant l'ensemble des rémunérations. De fait, l'écart de progression entre le SMB et le SMPT s'est accru au cours des années 1999 à 2001 (cf. graphique X).

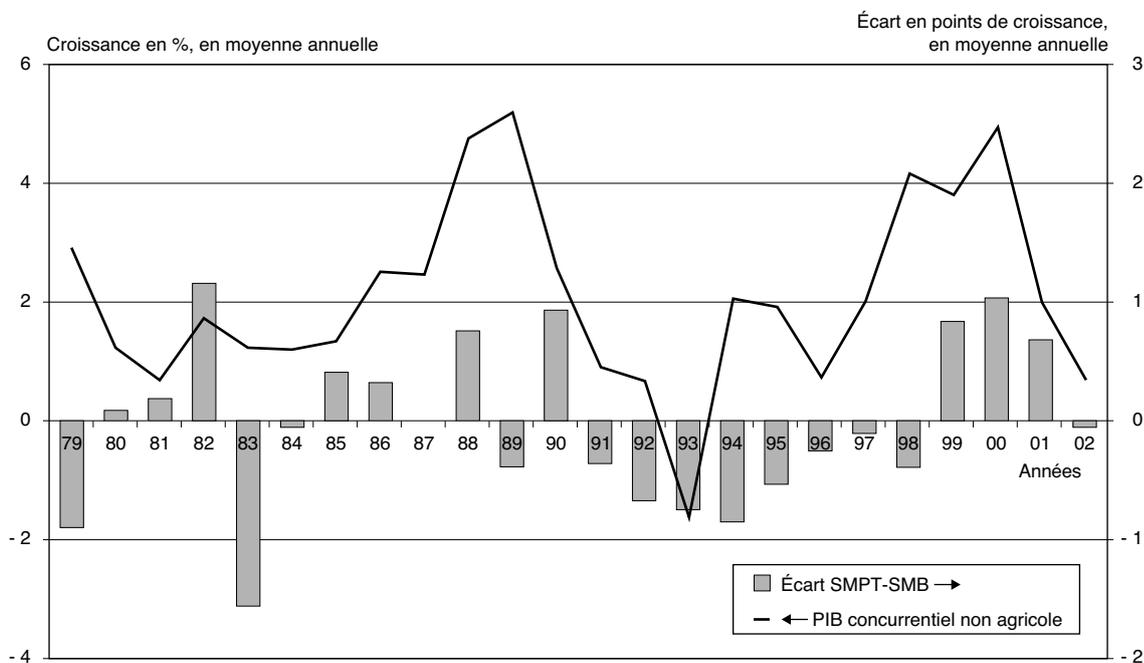
Des effets de structure ou de champ peuvent expliquer ces écarts de progression entre un indicateur du salaire de base des entreprises de plus de 10 salariés et un indicateur sur un champ exhaustif, qui porte sur l'ensemble des rémunérations salariales et qui est donc plus sensible au cycle conjoncturel (cf. encadré 1). Ces déterminants sont toutefois difficiles à prendre en compte dans le cadre d'une courbe de Phillips.

En premier lieu, la progression des écarts entre SMB et SMPT viendrait des petites entreprises, de moins de 10 salariés, dans lesquelles les salaires auraient été très dynamiques au cours des années récentes. En effet, la dynamique salariale dans ces entreprises a des raisons d'être particulière. La structure des salaires y est différente, notamment parce que les petites

entreprises sont plus concentrées dans des secteurs à main-d'œuvre peu qualifiée (services aux particuliers, commerce, etc., cf. tableau de l'encadré 1) : en juillet 2001, près de 30 % des salariés des entreprises de moins de 10 salariés ont été concernés par les revalorisations du Smic horaire ou des garanties mensuelles, contre 14 % dans l'ensemble des entreprises. De plus, la plupart de ces petites entreprises étant restées à 39 heures, elles étaient plutôt concernées par les fortes hausses du Smic horaire que par les revalorisations modérées des garanties. Les revalorisations des minima légaux ont donc exercé des pressions à la hausse sur le salaire moyen dans les petites entreprises, plus fortes que dans les entreprises de plus grande taille. Sur la base d'un calcul *ad hoc* qui tiendrait compte des seuls effets du Smic, la prise en compte des petites entreprises pourrait majorer d'environ 0,4 point le taux de croissance annuel des salaires en 2001, calculé sur le champ des entreprises de plus de 10 salariés.

Un autre élément contribuant à l'écart de progression entre SMB et SMPT réside dans les primes et les heures supplémentaires. Elles dépendent de l'activité économique mais ne sont pas mesurées directement dans le calcul du SMPT. Ces éléments peuvent expliquer les baisses du pouvoir d'achat du SMPT de 1993 à 1996 alors que le pouvoir d'achat du SMB se

Graphique X
Écart entre le salaire mensuel par tête (SMPT) et le salaire mensuel de base (SMB)



Sources : Dares, Insee.

maintenait. De ce point de vue, les années 1998 à 2002 devraient avoir été plus favorables aux primes, ce qui expliquerait l'écart observé de progression entre le SMPT et le SMB.

En fait, il paraît difficile de confirmer cette explication à partir des données annuelles disponibles. En effet, la part des primes dans les rémunérations a baissé depuis 1997 (cf. tableau 8). Cela s'explique par une tendance à la baisse des primes fixes (contraintes de poste, complément familial, 13^e mois, fin d'année) qui sont de plus en plus souvent incluses dans le salaire de base. En revanche, les primes individuelles ou collectives liées à la performance économique, le plus souvent versées dans le secteur tertiaire ont augmenté entre 1997 et 2001, en lien avec une conjoncture favorable.

Autre élément important contribuant à la différence entre les deux indicateurs, le temps partiel a fortement contribué à creuser l'écart d'évolution entre SMPT et SMB. Jusqu'en 1998 (12), il ne pesait pas, par définition, sur l'évolution du SMB (cf. encadré 1) alors que son fort développement dans les années 1990, de l'ordre de 6 points entre 1991 et 1999, a fortement affecté l'évolution du SMPT ; à titre d'illustration, lorsque 6 % des salariés passent d'un salaire moyen à un demi-salaire, l'effet sur le salaire moyen par tête est de - 3 points. Mais depuis 1999, la proportion de salariés à temps partiel dans les secteurs marchands non agricoles a diminué : après huit ans de hausse continue, de 10,7 % en 1991 à 16,7 % début 1999, elle est redescendue à 15,9 % début 2001 (13). Depuis 1999, le temps partiel ne joue donc plus à la baisse sur l'écart entre SMPT et SMB ; étant donné que peu de salariés à temps partiel ont été concernés par la RTT, le temps partiel a même contribué positivement à cet écart, en nette rupture par rapport aux années passées.

Enfin, l'évolution du SMPT fait intervenir l'évolution du salaire liée aux postes de travail, mesurée par le SMB, mais aussi la modification de la structure de ces postes de travail, due aux promotions individuelles et aux arrivées et départs de salariés (Friez, 1999). Cet effet de structure (qu'on appelle aussi effet *Glissement-Vieillesse-Technicité*, GVT) reflète en particulier la hausse de la qualification des salariés, la progression continue de la part des cadres dans l'emploi total, et le développement des activités à haut niveau de qualification.

Le ralentissement de cet effet de structure (cf. tableau 9) à partir de 1994 semble résulter de politiques d'emploi visant l'embauche de salariés peu qualifiés par l'abaissement des cotisations sociales sur les bas salaires. À partir de 1998, l'effet de structure remonte à nouveau, en raison notamment de l'embauche en grand nombre de salariés sur des postes à haut niveau de qualification et de rémunération (informatique, télécommunications, etc.).

*
* *

La modération des salaires réels a persisté et s'est légèrement accentuée depuis 1998. Cette accentuation a été favorisée par plusieurs facteurs. D'une part, une accélération des prix de l'été 1999 à l'été 2000, principalement du fait de sa composante volatile (prix de certains biens alimentaires et du pétrole), mettant en évidence l'ajustement partiel et décalé dans le temps de l'évolution des salaires nominaux à celle des

12. Avant sa refonte, l'enquête Acemo n'incluait pas le temps partiel. Depuis 1998, elle l'inclut, mais comme c'est une enquête à structure constante, les conséquences sur les salaires des variations des effectifs à temps partiel ne sont pas prises en compte.

13. Source : Enquête Emploi, Insee.

Tableau 8
Décomposition des rémunérations salariales

En %

	Salaire de base	Heures supplémentaires et complémentaires	Primes	Dont primes liées à la performance individuelle ou collective	Total
1997	85,4	1,1	13,5	n.d.	100
1998	85,6	0,9	13,5	2,5	100
1999	85,9	0,9	13,2	2,7	100
2000	86,3	0,9	12,8	2,9	100
2001	86,7	0,9	12,4	3,0	100

Source : enquête Acemo annuelle, Dares.

Tableau 9
Contribution annuelle moyenne de l'évolution de la structure des emplois sur l'évolution du salaire moyen par tête

En %

	Effet de structure
1967-1978	+ 0,9
1978-1994	+ 0,6
1994-1998	+ 0,3
1998-2001	+ 0,6

Source : Déclarations annuelles de données sociales, Insee.

prix. Par ailleurs, la réduction du temps de travail a joué un rôle significatif, de l'ordre de 0,3 point par an en moyenne. Toutefois, la contribution de la généralisation de la réduction

collective du temps de travail à la modération salariale est faible au regard des contributions des déterminants habituels retenus dans l'équation de Phillips et ne devrait pas perdurer.

Cette accentuation depuis 1998 s'est essentiellement portée sur les salaires de base, et a moins pesé sur le SMPT parce que ce dernier indicateur tient seul compte de certains effets : la dynamique salariale spécifique dans les petites entreprises ; des éléments de rémunération (primes) plus sensibles à la conjoncture économique ; une rupture dans la progression du temps partiel ; enfin, des effets liés aux promotions individuelles et aux flux d'entrées/sorties (effet « GVT ») un peu plus importants qu'auparavant. □

Les auteurs remercient Mustapha Baghli, Abdénor Brahami, Stéphane Jugnot, Hervé Le Bihan, Xavier Bonnet, Frédéric Lerais, Lucile Olier, les participants aux colloques « salaire rigide-emploi flexible » de l'EPEE-Dares, « Modélisation et prévision de la dynamique des prix et des salaires » de la Banque de France ainsi que la division Comptes trimestriels de l'Insee et l'Acoss pour leurs commentaires et leur aide. Les auteurs remercient également les deux relecteurs anonymes pour leur critique d'une version antérieure de cet article.

BIBLIOGRAPHIE

Artus P. et Cohen D. (1998), « Le partage de la valeur ajoutée », Rapport du CAE, La documentation Française.

Baghli M., Cette G. et Sylvain A. (2003), « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000 », document de travail de la Banque de France.

Banque de France, Direction de la Prévision, École Centrale, Insee et OFCE (1998), « Structure et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », *Économie et Prévision*, n° 134.

Blanchard O. et Fitoussi J.-P. (1998), « Croissance et chômage », Rapport du CAE, La documentation Française.

Bonnet X. et Mahfouz S. (1996), « The Influence of Different Specifications of Wages Prices Spirals on the Measure of the Nairu: the Case of France », document de travail de la DESE, n° G9611, Insee.

Cadiou L., Guichard S. et Maurel M. (1999), « La diversité des marchés du travail en Europe :

quelles conséquences pour l'Union Monétaire ? », document de travail du CEPII, nos 10 et 11.

Cotis J.-Ph., Méary R. et Sobczak N. (1998), « Le chômage d'équilibre en France : une évaluation », *Revue Économique*, vol. 49, n° 9, pp. 921-935.

Cserc (1999), *Le salaire minimum de croissance*, La documentation Française.

Deroyon J. et Fourcade N. (2003), « La baisse récente du taux de marge est-elle transitoire ? », *Note de conjoncture de l'Insee*, juin 2003.

Estevao M. et Nargis N. (2002), « Wage Moderation in France », IMF Working Paper.

Friez A. (1999), « Les salaires depuis 1950 », in *Données Sociales*, La Société française, pp. 154-161.

Heyer E., Le Bihan H. et Lerais F. (2000), « Relation de Phillips, boucle prix-salaire : une estimation par la méthode Johansen », *Économie et Prévision*, n° 146, pp. 43-60.

- Insee (2003a)**, *L'économie française – édition 2003-2004*, le livre de poche, collection Références, juin 2003.
- Insee (2003b)**, *Note de conjoncture*, juin 2003.
- Jugnot S. (2002)**, « Combien d'emplois créés par la réduction du temps de travail ? », in *Données sociales*, La Société française, pp. 255-262.
- Mihoubi F. (2002)**, « La dynamique jointe du partage de la valeur ajoutée et de l'inflation », Rapport de recherche sous la direction de Y. L'Horty, « Emplois flexibles, Salaires Rigides », Université d'Evry.
- Morin P. (1989)**, « Désindexation et désinflation », *Les Cahiers français*, Revenus et patrimoine, n° 240.
- Nickell S.J. et Andrews M. (1983)**, « Unions, Real Wage and Employment in Britain 1951-79 », *Oxford Economic Papers*, vol. 35, supplément, pp. 183-206.
- Passeron V. (2002)**, « 35 heures : 3 ans de mise en œuvre du dispositif Aubry I », *Premières Synthèses*, n° 6-2, février.
- Passeron V. et Romans F. (2002)**, « Prévoir l'évolution des salaires en France », *Note de conjoncture de l'Insee*, mars.
- Pham H. (2002)**, « Les modalités de passage à 35 heures », *Premières Informations, Premières Synthèses*, Dares, février.
- Ralle P. et Toujas-Bernatte J. (1990)**, « Indexation des salaires : la rupture de 1983 », *Économie et Prévision*, n° 92-93, pp. 187-194.
- De Serres A., Scarpetta S. et de la Maisonneuve C. (2002)**, « Sectoral Shifts in Europe and the United States: How they Affect Aggregate Labour Shares and the Properties of Wage Equations », Working Paper, OCDE.
- Sandoval V. (1997)**, « Des pratiques salariales diversifiées », *Premières Synthèses*, n° 23.1.
- Sargan J.D. (1964)**, « Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometric Methodology », in *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Hart P.E, Mills G., Whitaker J.K. ed, Butterworths.
- Timbeau X. (2002)**, « Le partage de la valeur ajoutée en France », *Revue de l'OFCE*, n° 80, pp. 63-85.
-

FORMES DES ÉQUATIONS DE SALAIRES UTILISÉES

Forme générale

La forme générale des équations de salaires utilisées par les administrations est une courbe de Phillips augmentée (cf. encadré 2) du type :

$$\Delta W = \sum \alpha_i \cdot P_i + \beta \cdot f(TCHO) + \gamma \cdot g(Smic) + \delta \cdot X.$$

Où :

- W est le salaire modélisé (SHBO pour la Dares, SMB pour l'Insee, SMPT pour la DP) ; la nature horaire (pour la Dares) ou mensuelle (pour l'Insee et la DP) des salaires modélisés n'importe pratiquement pas sur la période d'estimation (1971-1998) pendant laquelle la variabilité de la durée a été relativement faible. Elle importe, en revanche, au-delà avec la généralisation de la réduction collective du temps de travail ; c'est pourquoi l'équation de la Dares peut être interprétée comme une modélisation du salaire mensuel de base ouvrier.
- P_i est le taux de croissance des prix à la consommation (IPC tous ménages pour l'Insee et la Dares, prix de la consommation au sens des comptes trimestriels pour la DP) retardé de i périodes.
- $f(TCHO)$ est un indicateur de déséquilibre du marché du travail. Il s'agit, pour l'Insee et la DP, du taux de chômage au sens du Bureau International du Travail (BIT) et de sa différence première ; pour la Dares, il s'agit du nombre de demandeurs d'emploi en fin de mois (DEFM) au sens de l'ANPE rapporté à la population active.
- $g(Smic)$ est un indicateur relatif aux revalorisations du Smic. Pour l'Insee, il s'agit de l'évolution du Smic réel. À la DP, il représente le coup de pouce sur le Smic seul. Pour la Dares, cette évolution est pondérée par un coefficient qui permet de séparer l'impact comptable du Smic avec son effet de diffusion. Avec la mise en place de la seconde loi dite « Aubry » sur la réduction du temps de travail, les salariés passés à 35 heures bénéficient de garanties mensuelles de rémunération dont la revalorisation est fondée sur l'évolution du salaire mensuel de base des ouvriers (SMBO) et ne peut faire l'objet de coups de pouce. La règle de revalorisation du Smic horaire est inchangée pour les salariés employés dans les entreprises demeurées à 39 heures. La coexistence de multiples salaires minimaux entraîne une modification de l'évolution des minima légaux prise en compte dans l'équation. En effet, la revalorisation des garanties mensuelles de rémunération a été beaucoup moins importante que celle du Smic horaire (via la contribution du SHBO et la baisse de la durée du travail) auxquels restent soumis les salariés dans les entreprises à 39 heures. Il est ainsi nécessaire, à partir de juillet 2000, de prendre en compte le fait que les salariés payés au Smic passés aux 35 heures voient leur salaire mensuel augmenter moins vite que les revalorisations du Smic horaire, en tenant compte du nombre de salariés concernés par le Smic et les garanties mensuelles.
- X représente l'ensemble des autres variables spécifiques dans les différentes équations (*dummies*, indicatrices trimestrielles).

Les équations utilisées

À l'Insee

$$\begin{aligned} \Delta w(t) = & 1,32 + 0,47 \text{ ind} \cdot \Delta p(t) + 0,47 \text{ ind} \cdot \Delta p(t-1) + 0,38 \cdot (1 - \text{ind}) \cdot \Delta p(t-1) + 0,18 \cdot (1 - \text{ind}) \cdot \Delta p(t-2) + 0,19 \cdot (1 - \text{ind}) \cdot \Delta p(t-3) \\ & (0,21) \quad (0,07) \quad (0,07) \quad (0,10) \quad (0,09) \quad (0,08) \\ & + 0,16 \cdot \text{ind} \cdot \Delta \text{Smic}(t) + 0,10 \cdot (1 - \text{ind}) \cdot \Delta \text{Smic}(t) - 0,48 \cdot \ln(U(t)) - 2,64 \cdot \Delta \ln(U(t)) + 0,50 \cdot (\text{Trim}1) - 1,85 \text{ dum}814 \\ & (0,02) \quad (0,03) \quad (0,09) \quad (0,88) \quad (0,07) \quad (0,32) \\ & + 1,20 \text{ dum}821 - 1,08 \text{ dum}822 - 1,93 \text{ dum}823 + 2,07 \text{ dum}824 - 0,65 \text{ dum}932 \\ & (0,31) \quad (0,31) \quad (0,31) \quad (0,31) \quad (0,31) \end{aligned}$$

Entre parenthèses : écarts-types

Période d'estimation 1971t1-1998t3

Écart-type des erreurs 0,290

R^2 0,96

Durbin-Watson 1,87

Δw , Δp et ΔSmic représentent respectivement le taux de croissance trimestriel du SMB (en termes nominaux), de l'indice des prix à la consommation et du Smic en termes réels. Aucune de ces variables n'est corrigée des variations saisonnières.

U est ici le taux de chômage au sens du BIT

Les variables $dum814, \dots, dum932$ sont des indicatrices (*dummies*) introduites pour éliminer l'influence de certains trimestres atypiques : les cinq trimestres consécutifs au dernier de l'année 1981, l'année 1982 étant celle de la baisse de la durée légale de 40 à 39 heures, et celle du blocage des prix ; le deuxième trimestre de 1993 correspond à la dernière refonte de l'enquête *Acemo*.

$Trim1$ est une variable indicatrice du 1^{er} trimestre de chaque année pour tenir compte des traditionnelles hausses des salaires en début de chaque année : les données des salaires, de prix et de Smic ne sont pas corrigées des variations saisonnières, et leur saisonnalité ne se compensent qu'en partie.

Ind est une indicatrice de la période allant jusqu'en 1982 ; son introduction permet de distinguer deux types d'indexation des salaires aux prix et au Smic suivant chacune des périodes avant 1982 (ind) et après 1983 ($1 - ind$).

À la Dares

$$\begin{aligned} \Delta w(t) = & 1,83 + 0,48 \text{ ind} \cdot \Delta p(t) + 0,42 \text{ ind} \cdot \Delta p(t-1) + 0,23 \cdot (1 - \text{ind}) \cdot \Delta p(t) + 0,14 \cdot (1 - \text{ind}) \cdot \Delta p(t-1) + 0,14 \cdot (1 - \text{ind}) \cdot \Delta p(t-2) \\ & (0,20) \quad (0,07) \quad (0,07) \quad (0,11) \quad (0,11) \quad (0,10) \\ & + 0,19 \cdot (1 - \text{ind}) \cdot \Delta p(t-3) + 2,81 \cdot \Delta \text{Smic}(t) - 0,62 \cdot \ln[U(t)] + 0,24 \text{ Trim1} + 2,19 \text{ dum821} - 0,87 \text{ dum822} \\ & (0,10) \quad (0,50) \quad (0,07) \quad (0,10) \quad (0,50) \quad (0,46) \\ & - 1,17 \text{ dum823} + 1,92 \text{ dum824} \\ & (0,42) \quad (0,38) \end{aligned}$$

<i>Période d'estimation</i>	1972t2-1998t1
<i>Écart-type des erreurs</i>	0,30
R^2	0,96
<i>Durbin-Watson</i>	1,88

Δw représente ici le taux de croissance du salaire horaire de base des ouvriers (SHBO). Les variables explicatives sont les mêmes que dans l'équation précédente sauf le Smic qui est pondéré par la part d'ouvrier au Smic (cf. annexe 2). U désigne ici le taux de chômage construit à partir des demandeurs d'emplois au sens des DEFM 1 et 6.

Les autres notations (Ind , $Trim1$, $dum821$, etc.) correspondent aux variables de même nom dans l'équation précédente.

À la DP

$$\begin{aligned} \Delta w(t) = & 0,008 + 0,48 \Delta w(t-1) + 0,13 \text{ ind} \cdot \Delta p(t) + 0,33 \text{ ind} \cdot \Delta p(t-1) + 0,38 \cdot (1 - \text{ind}) \cdot \Delta p(t-3) + 0,06 \cdot \text{CPSmic}(t) \\ & (0,002) \quad (0,06) \quad (0,06) \quad (0,06) \quad (0,05) \quad (0,02) \\ & - 0,06 \cdot U(t) - 0,39 \Delta U(t) + 0,006 \text{ dum813} - 0,007 \text{ dum822} - 0,014 \text{ dum823} \\ & (0,01) \quad (0,12) \quad (0,003) \quad (0,003) \quad (0,003) \end{aligned}$$

<i>Période d'estimation</i>	1971t1-1998t4
R^2	0,97
<i>Durbin-Watson</i>	1,84

Δw et Δp représentent ici les taux de croissance respectivement du salaire moyen par tête (SMPT) dans les secteurs concurrentiels non agricoles et du déflateur des dépenses de consommation des ménages au sens des comptes trimestriels. U est le taux de chômage au sens du BIT. CPSmic représente les seuls coups de pouce intervenant dans les relèvements du Smic. À partir de 1998, cette variable intègre en plus l'effet de la RTT sur la composante SHBO. Les autres notations (Ind , $Trim1$, $dum821$, etc.) correspondent aux variables de même nom dans les équations précédentes (cf. graphique A pour les comparaisons entre taux observés et simulés pour les trois équations).

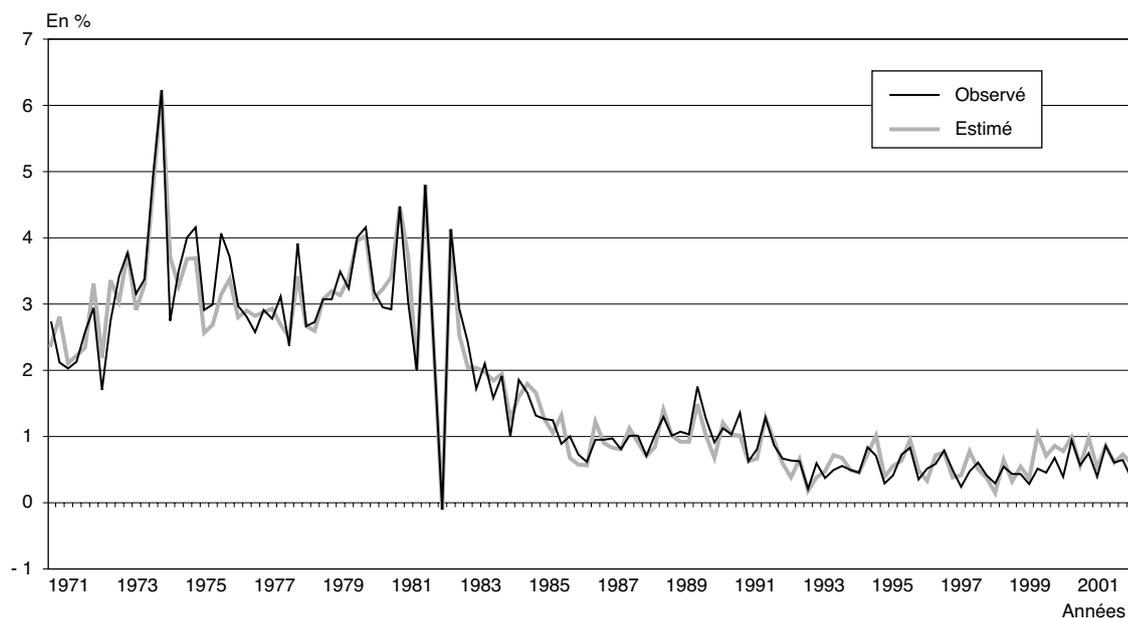
L'intégration dans les modèles DP et Insee de la variation du taux de chômage signifie que la négociation salariale serait sensible à l'évolution des conditions du marché du travail, et pas seulement à leur niveau. Au total, une hausse maintenue de 1 point du taux de chômage diminue la croissance du salaire réel de 0,4 point par an pour le modèle Dares (cf. graphique B). Pour l'Insee, son impact sur l'évolution du pouvoir d'achat du salaire est de l'ordre de - 0,8 point au bout d'un an (et de 0,4 point par année supplémentaire). Pour la DP, l'impact est de - 1,1 point au bout de 1 an et de - 1,6 point au bout de deux ans (et 0,5 point par année supplémentaire).

En dehors des déterminants retenus dans ces modèles, on peut s'interroger sur le rôle joué par d'autres facteurs dans l'évolution des salaires.

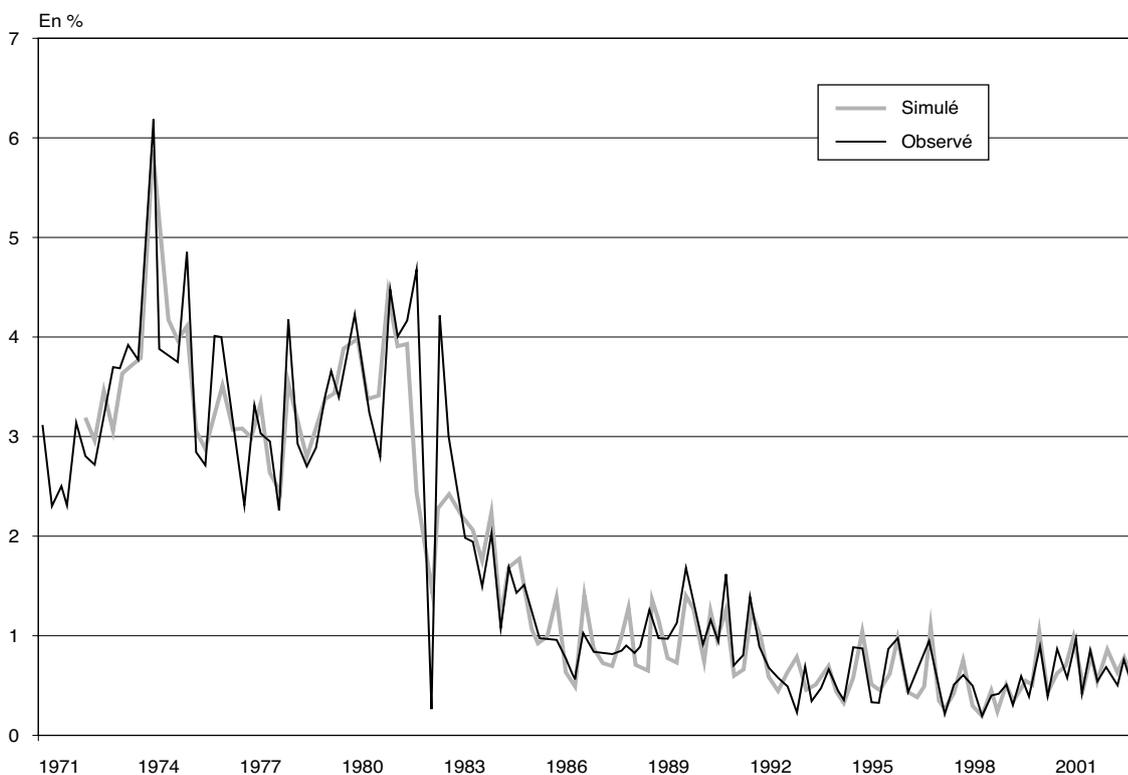
D'une part, le ralentissement tendanciel de la croissance de la productivité du travail a pu avoir un impact sur celui des salaires. Dans un modèle macroéconomique bouclé, on peut en effet postuler qu'à long terme les salaires en termes réels reflètent les évolutions de la productivité du travail ; c'est ce qu'on peut retrouver en introduisant une équation de prix qui traduit l'idée que les entreprises ont un taux de marge désiré de long terme, donc des prix qui dépendent de

Graphique A
Taux de croissance des salaires de base : comparaison des taux observé et simulé

1 - Taux de croissance du SMB (dans l'équation Insee)



2 - Taux de croissance du SHBO puis du SMBO (dans l'équation Dares)

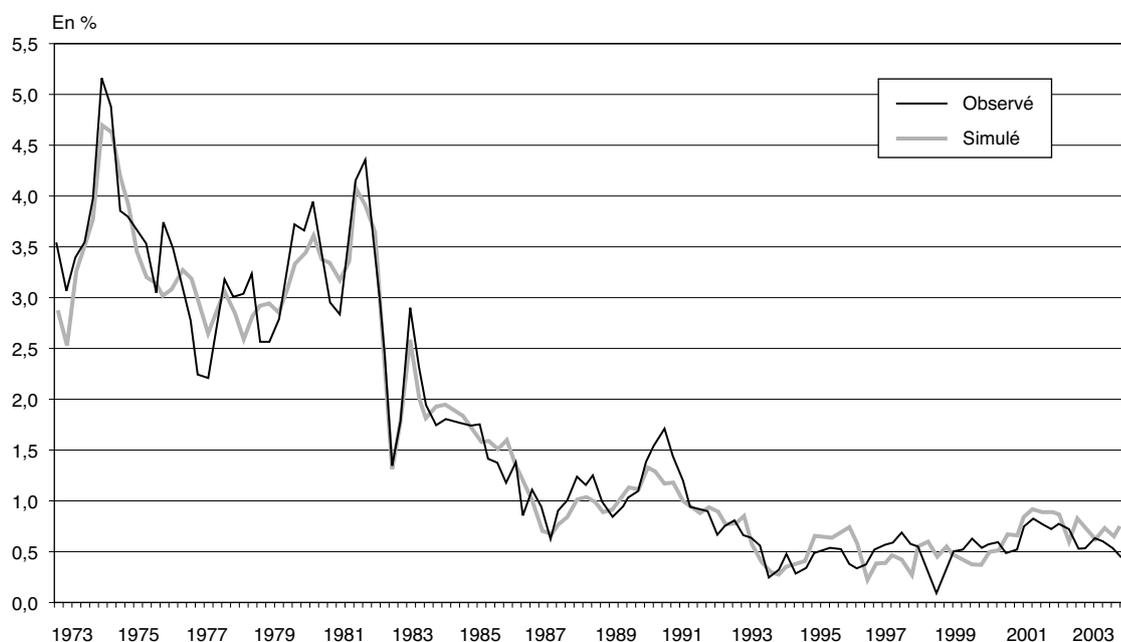


l'évolution des salaires et de celle de la productivité. Mais l'analyse réalisée ici ne porte que sur la formation des salaires et ne se préoccupe pas du bouclage macroéconomique.

L'effet de la productivité n'intervient donc qu'implicitement, via la variable de chômage. Si l'on introduit en effet une équation de prix qui dépend des salaires et de la productivité, la résolution du système d'équations conduit à un chômage d'équilibre qui dépend négativement à long terme de la productivité : une baisse tendancielle des gains de productivité conduit à une hausse du taux de chômage d'équilibre, et pèse donc sur les salaires. Autrement dit, la baisse tendancielle des gains de productivité est en partie déjà reflétée dans la contribution tendancielle du chômage.

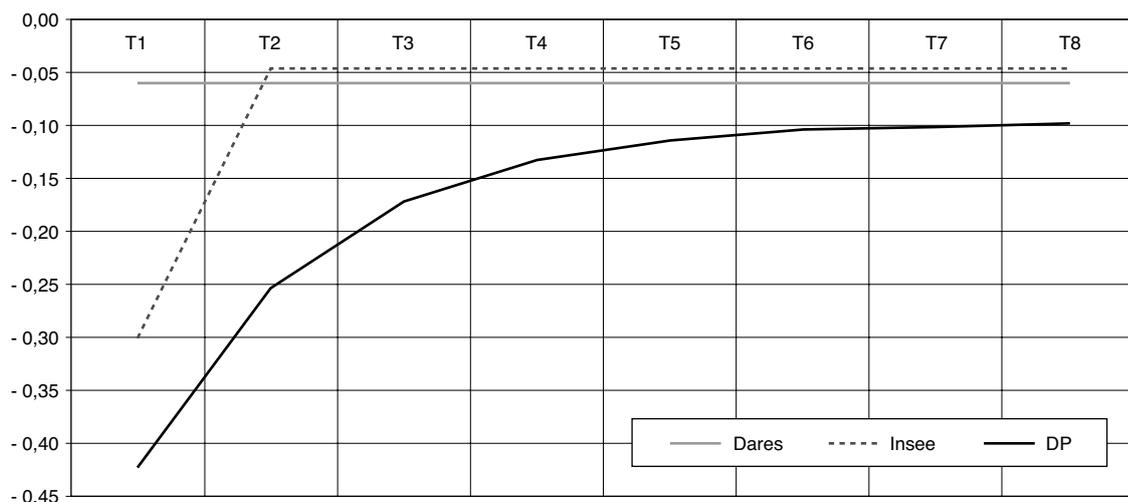
D'autre part, les taux de cotisations sociales sont également parfois introduits dans des équations de salaires. Difficiles à prendre en compte dans le cadre adopté dans cet article, on ne les a pas retenus. S'agissant des cotisations sociales des employés, comprises dans les différents indicateurs de salaires utilisés, l'hypothèse implicite est qu'elles sont considérées comme des revenus (même futurs, s'agissant des cotisations retraites) par les salariés et que les

Graphique A (suite)
3 - Taux de croissance du SMPT (dans l'équation de la Direction de la prévision)



Sources : Insee (A-1), Dares (A-2) et Direction de la prévision (A-3).

Graphique B
Impact d'une hausse durable d'un point du taux de chômage sur le pouvoir d'achat des salaires



Lecture : pour le modèle de la Dares et celui de l'Insee, la variable du taux de chômage qui est retenue est déterminée en logarithme, l'impact dépend donc du niveau du chômage (ici taux de chômage de 10 %).
 Source : estimations à partir des équations utilisées à la Dares, à la Direction de la prévision et à l'Insee.

modifications de taux n'ont pas d'impact sur les négociations salariales. En ce qui concerne les cotisations sociales employeurs, non retenus dans les indicateurs de salaires étudiés, l'hypothèse implicite est que les entreprises les considèrent comme un impôt indépendant des négociations. Mais il est possible que, sans jouer directement sur l'issue des négociations salariales, les baisses récentes de taux de cotisations sociales employeurs pour les bas salaires aient pu avoir un effet sur l'évolution des salaires moyens. D'une part, certaines entreprises ont pu en profiter pour augmenter les revenus des plus bas salaires. Mais, d'autre part, et à l'inverse, les baisses de cotisations sociales patronales ont peut-être développé une « trappe à bas salaire » qui aurait ralenti l'évolution du salaire moyen : compte tenu du profil dégressif des allègements consentis, il coûte bien plus cher à une entreprise d'augmenter les revenus salariaux des bas salaires. Enfin, ces baisses de cotisations sociales ont également pu peser via l'effet de structure qui contribue aux évolutions du SMPT, car les baisses de cotisations sociales sur les bas salaires ont plutôt favorisé l'emploi des moins qualifiés.

LE SMIC : RÈGLES DE REVALORISATION, EFFETS COMPTABLE ET DE DIFFUSION DE SES HAUSSES

Règles de revalorisation

Jusqu'en 2002, le Code du travail définit les règles de revalorisation du Smic de la façon suivante :

- l'accroissement annuel de son pouvoir d'achat est au minimum égal à la moitié de l'augmentation du pouvoir d'achat du salaire horaire de base des ouvriers (SHBO, publié dans l'enquête *Acemo*) qui prend effet au 1^{er} juillet de chaque année ;
- lorsque l'indice des prix à la consommation institué comme référence atteint un niveau correspondant à une hausse d'au moins 2 % par rapport à l'indice constaté lors de l'établissement du Smic immédiatement antérieur, le Smic est relevé dans la même proportion, à compter du premier jour du mois qui suit la publication de l'indice entraînant ce relèvement ;
- il peut par ailleurs faire l'objet de revalorisations supplémentaires, les « coups de pouce » du gouvernement.

La loi du 19 janvier 2000 dite « Aubry II » a instauré la mise en place de garanties mensuelles de rémunération (GMR) afin de maintenir le pouvoir d'achat des salariés les moins bien rémunérés lors de leur passage aux 35 heures. En contrepartie, les garanties évoluaient moins vite que le Smic : elles étaient indexées sur les prix et la moitié de l'évolution du pouvoir d'achat du salaire mensuel de base ouvrier (SMBO). Ce mécanisme a conduit à la création d'un système de Smic multiples (mensuels et horaires), auquel la loi dite « Fillon » du 17 janvier 2003 a prévu de mettre progressivement fin (1).

Effets comptable et de diffusion

Une revalorisation a un effet direct sur les salaires : elle augmente le salaire de tous ceux qui sont rémunérés au Smic et de tous ceux dont le salaire est rattrapé par cette revalorisation. Mais l'impact total ne s'arrête pas là, les salaires qui ne sont pas directement concernés par la revalorisation mais qui restent proches du Smic peuvent augmenter pour maintenir les hiérarchies salariales.

Pour simplifier, on représente la distribution des salaires par n classes i de salaires, le Smic et les $n - 1$ autres salaires, notés sal_{it} . Chaque classe de salaire comporte π_{it} salariés. L'impact comptable, noté IC , est la hausse du salaire moyen provoquée par une revalorisation du Smic si seuls les smicards bénéficiaient de la revalorisation ; il peut être mesuré de la façon suivante :

$$IC = \frac{\left(\pi_{1,t-1} \times SMIC_{t-1}(1+x) + \sum_{i>2} \pi_{i,t-1} \times sal_{i,t-1} \right) - \left(\pi_{1,t-1} \times SMIC_{t-1} + \sum_{i>2} \pi_{i,t-1} \times sal_{i,t-1} \right)}{\text{salaire moyen}_{t-1}}$$

qui se réécrit :

$IC = \text{proportion d'ouvriers payés au SMIC (dans les + de 10)} \times \frac{\text{SMIC}}{\text{Salaire moyen ouvrier (dans les + de 10)}} \times x$, où les pondérations sont celles du trimestre précédent. Cet indicateur représente donc l'impact minimum d'une hausse de x % du Smic sur les salaires. En pratique, l'exercice a été fait sur le seul indicateur de salaire horaire ouvrier (SHBO).

Le deuxième effet, dit de diffusion, est plus complexe à calculer directement. Il est donc déduit par différence de la façon suivante :

- on introduit l'impact comptable d'une hausse de x % du Smic comme variable explicative dans l'équation de salaire ;
- on obtient ainsi l'impact total d'une hausse du Smic sur les salaires, $a \times IC$, où a est le coefficient estimé avec l'équation de salaire. Cet effet total se décompose en un effet comptable et un effet de diffusion ;
- l'effet de diffusion s'obtient par différence : effet de diffusion = $(a - 1) \times IC$.

Le coefficient obtenu lors de l'estimation indique donc l'impact total de la hausse du Smic sur le SHBO en fonction de l'impact comptable. Par exemple si $a = 3$, si le Smic vaut 70 % du salaire moyen et si 13 % des ouvriers ont été concernés par la dernière revalorisation du Smic, l'impact comptable d'une hausse de 1 % du Smic est de 0,10 %. On en déduit l'impact total et l'effet de diffusion par différence :

impact total = $3 \times 0,10 \% = 0,30 \% = \text{effet comptable (0,10 \%)} + \text{effet de diffusion (0,20 \%)}.$

L'effet de diffusion se trouve aussi de la façon suivante : $(3 - 1) \times 70 \% \times 0,13 \%.$

1. À partir de 1999, les résultats présentés s'appuient sur des moyennes pondérées par les effectifs concernés du Smic et des GMR. Pour une présentation du système de garanties et des modifications de la loi « Fillon » sur le Smic, cf. encadré « Les Smic multiples et leur harmonisation » dans *Insee (2003a)* ou encadré « Effet sur les salaires et sur le coût du travail de l'harmonisation des salaires minimaux », dans *Insee (2003b)*.