

Les effets des hausses du Smic sur le salaire moyen

Gilbert Cette*, Valérie Chouard et Grégory Verdugo****

Cette étude caractérise les effets des revalorisations du Smic sur le salaire moyen. Deux indicateurs du salaire moyen sont considérés : le salaire horaire de base des ouvriers (SHBO) et le salaire mensuel par tête (SMPT). L'étude mobilise pour cela des données agrégées se rapportant à l'ensemble de l'économie française sur les quatre décennies allant de la création du Smic, en 1970, jusqu'au changement de calendrier des revalorisations annuelles légales du Smic, en 2009. Par rapport à la littérature existante, l'étude présente trois originalités. Tout d'abord, elle est réalisée sur une période beaucoup plus longue et bénéficie donc d'une information plus importante. Ensuite, les formalisations privilégiées prennent en compte la possibilité d'un impact très progressif du Smic sur le salaire moyen, alors que les études antérieures supposaient généralement un impact plus immédiat. Enfin, elle différencie les possibles effets sur le salaire moyen des revalorisations du Smic selon leurs origines : indexation sur les prix, indexation sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du SHBO, et « coups de pouce » discrétionnaires.

Du fait des coups de pouce dont il a bénéficié, le Smic a connu une croissance plus élevée que le salaire moyen sur chacune des décennies de la période 1970-2009. Les estimations montrent par ailleurs que l'impact sur le salaire moyen des revalorisations du Smic est fort. En particulier, les revalorisations du Smic ayant pour origine l'indexation réglementaire sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du SHBO ont un impact important sur le SHBO lui-même. Ce dernier résultat suggère la possibilité d'une forte circularité entre Smic et SHBO qui pourrait nourrir la dynamique de ces deux grandeurs. Du fait des modalités de revalorisation du Smic et de l'effet de ces revalorisations sur le salaire moyen, la France est sans doute l'un des pays industrialisés dont la compétitivité serait la plus fragilisée en cas de fluctuations importantes de l'inflation.

* Banque de France, Université de la Méditerranée (DEFI)

** Banque de France

Les auteurs remercient Sevane Ananian, Christine Chambaz, Dominique Demailly, Hervé Le Bihan, Sébastien Roux ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et conseils.

Les analyses développées dans cette étude n'engagent que ses auteurs et non la Banque de France.

Une grande majorité des pays industrialisés sont dotés d'un salaire minimum légal. Ainsi, 21 des 30 pays de l'OCDE et 20 des 27 États membres de l'Union européenne sont dans ce cas. Les sept États membres de l'Union européenne n'ayant pas aujourd'hui de salaire minimum sont l'Allemagne, l'Autriche, Chypre, le Danemark, la Finlande, l'Italie et la Suède. Ces pays connaissent le plus souvent des minimas conventionnels négociés au niveau des branches. Comme cela est souligné par de nombreux travaux (voir par exemple Aghion *et al.*, 2007, ou Cahuc *et al.*, 2008), la France se caractérise par une situation particulière en matière de salaire minimum, et ceci pour plusieurs raisons dont les trois principales sont les suivantes. Tout d'abord, le salaire minimum, le Smic, y est très homogène, avec peu de différenciation selon l'âge¹ et aucune différenciation selon les régions (cf. l'annexe 1 qui détaille les caractéristiques institutionnelles du Smic). Ensuite, les règles de revalorisation automatique du salaire minimum y sont les plus réglementées². Enfin, la France fait partie des pays où le salaire minimum est le plus élevé, tant en termes absolus que relativement à l'ensemble de la distribution des salaires. Des politiques massives d'allègements de charges sociales ciblées sur les bas salaires ont d'ailleurs pour objectif premier de neutraliser les effets préjudiciables d'un salaire minimum élevé sur l'emploi des personnes peu qualifiées. Ces caractéristiques font que l'influence du salaire minimum sur l'équilibre du marché du travail est importante en France, en comparaison des autres pays industrialisés (cf. Aghion *et al.*, 2007).

Depuis sa création en 1970, les règles de revalorisation du Smic additionnent trois termes : une indexation sur les prix, une indexation sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du salaire horaire de base des ouvriers (SHBO) et les coups de pouce qui peuvent être décidés de façon discrétionnaire par le gouvernement (cf. annexe 1). Les conditions réglementaires exactes de mise en œuvre des deux premiers de ces trois termes sont complexes, et peuvent aboutir à une dynamique spontanée (c'est-à-dire sans coup de pouce) du salaire minimum aussi forte, voire plus forte dans certaines situations, que celle du SHBO (ces propriétés sont analysées par Cette et Wasmer, 2010). Le risque d'une circularité entre Smic et salaire moyen qui pourrait nourrir la dynamique de ces deux grandeurs n'est ainsi pas à exclure si les revalorisations du Smic ont elles-mêmes un impact sensible sur le salaire moyen.

La présente étude a pour objet de caractériser les effets sur le salaire moyen des revalorisations du Smic. Deux indicateurs du salaire moyen sont considérés : le salaire horaire de base des ouvriers (SHBO) et le salaire mensuel par tête (SMPT). L'étude mobilise pour cela des données agrégées se rapportant à l'ensemble de l'économie française sur les quatre décennies 1970-2009 allant de la création du Smic (en 1970) jusqu'au changement de calendrier des revalorisations annuelles légales du Smic (en 2009), ces revalorisations légales ayant été transférées du 1^{er} juillet au 1^{er} janvier de l'année par la loi du 3 décembre 2008 (cf. l'encadré 1 présentant les données mobilisées). Par rapport à la littérature existante, l'étude présente trois originalités. Tout d'abord, elle est réalisée sur une période beaucoup plus longue et bénéficie donc d'une information plus importante. Ensuite, les formalisations privilégiées prennent en compte la possibilité d'un impact très progressif du Smic sur le salaire moyen, alors que les études antérieures supposaient généralement un impact plus immédiat. Enfin, elle différencie les possibles effets sur le salaire moyen des revalorisations du Smic selon que ces dernières ont pour origine chacune des trois causes des revalorisations. Les résultats obtenus confirment, on le verra, l'intérêt de cette approche.

Des publications antérieures sur le sujet montrent un impact des revalorisations du Smic sur le salaire moyen. Réalisée sur données macro-économiques, l'étude de Bazen et Martin (1991) aboutit à un effet marqué des revalorisations sur le salaire moyen de l'ensemble des adultes (l'élasticité de long terme estimée est d'environ 0,2) et surtout des jeunes (0,35). Les résultats des estimations réalisées par Desplat *et al.* (2003), également sur données macro-économiques, suggèrent également des effets significatifs, bien que plus faibles (d'un facteur 2 environ) que dans l'étude de Bazen et Martin, des revalorisations du Smic sur le salaire moyen mesuré par le SHBO, le SMPT ou le salaire mensuel de base (SMB). Il y a tout lieu d'envisager que l'impact d'une augmentation du Smic sur le salaire dépend, à court et moyen terme, du niveau de ce dernier. En mobilisant pour cela les données individuelles de l'enquête

1. Hormis les VRP dont les horaires ne sont pas contrôlables et les titulaires d'un contrat d'apprentissage ou de professionnalisation, tous les salariés bénéficient des dispositions relatives au SMIC dès lors qu'ils sont âgés d'au moins 18 ans. Les entreprises peuvent appliquer un abattement de 20 % pour un salarié de moins de 17 ans et un abattement de 10 % pour un salarié dont l'âge se situe entre 17 et 18 ans (cf. annexe 1).

2. Voir à ce sujet le Rapport du Groupe d'Experts sur le SMIC (2009).

LES DONNÉES UTILISÉES : SOURCES ET CONTENU

Les données utilisées dans cette étude concernent essentiellement quatre mesures du salaire : le salaire minimum interprofessionnel de croissance (Smic), le salaire horaire de base des ouvriers (SHBO), le salaire mensuel de base (SMB) et le salaire moyen par tête (SMPT). Le salaire mensuel de base (SMB) n'étant pas disponible avant 1985, nous ne l'avons pas utilisé dans la partie économétrique de notre étude.

Le Smic et les composantes de ses revalorisations

Les revalorisations du Smic comportent trois composantes (cf. Annexe 1) : i) l'indexation sur l'évolution de l'indice national des prix à la consommation (hors tabac depuis janvier 1990) des ménages urbains dont le chef est ouvrier ou employé ; ii) l'indexation sur la moitié de la croissance du pouvoir d'achat du SHBO ; iii) les éventuels coups de pouce décidés par le gouvernement.

La chronologie mensuelle des différentes revalorisations du Smic et de leurs trois composantes a été reconstituée depuis 1970 à partir de différentes sources venant de la direction générale du Travail, de la Dares et de la direction générale du Trésor. Ces revalorisations ont ensuite été trimestrialisées par nous. Chaque revalorisation vérifie l'égalité comptable :

$$\Delta smic_t = \Delta c_{ipc}_t + \Delta c_{shbo}_t + \Delta c_{cp}_t$$

où $\Delta smic_t$ représente le taux de croissance du Smic au trimestre t et Δc_{ipc}_t , Δc_{shbo}_t et Δc_{cp}_t les contributions à cette évolution de, respectivement, la croissance des prix, le pouvoir d'achat du SHBO et les coups de pouce. Les revalorisations du Smic réalisées sur les années 2003-2005 de convergence des minimas salariaux ont été décomposées en ces trois contributions. Sur ces trois années, au-delà d'une revalorisation « fictive » liée à l'évolution des prix et de la moitié du pouvoir d'achat du SHBO, les revalorisations du Smic ont donc été ici comptabilisées en coup de pouce.

Afin de prendre en compte les garanties mensuelles de salaires instaurées par les lois Aubry et disparues en 2005 après la convergence des minimas salariaux, nous avons estimé une version du modèle 3 avec une mesure du Smic tenant compte de ces garanties pondérées par les proportions de salariés qui en bénéficient. La variable ainsi construite correspond donc alors à un minimum salarial légal. Les résultats de cette estimation sont similaires à ceux de l'estimation du modèle 3 présenté ici, qui retient le seul Smic comme minimum salarial sur toute la période.

Le SHBO

L'évolution du SHBO (ou du TSHO, pour taux de salaire horaire des ouvriers, avant 1985) est mesurée par la Dares à partir de l'enquête trimestrielle sur l'activité et les conditions d'emploi de la main d'œuvre (ACEMO). L'enquête ACEMO, qui existe depuis 1946, est au centre d'un dispositif d'enquêtes menées par la Dares sur les thèmes de l'emploi, des rémunérations et des relations professionnelles (cf. Chambaz, 2011). L'enquête est actuellement menée auprès d'environ 34 000 établissements appartenant à une entreprise de dix salariés ou plus du secteur concurrentiel hors agriculture. Les établissements de 250 salariés ou plus sont interrogés exhaustivement. Ceux

de moins de 250 salariés sont interrogés par sondage et l'échantillon est renouvelé par quart chaque année.

L'évolution du SHBO est mesurée à structure constante. Pour cela, trois niveaux de postes occupés par des ouvriers sont distingués et, au sein de chaque niveau, l'établissement choisit un poste représentatif, correspondant de préférence à un emploi permanent. Cet indicateur ne comprend ni les primes (sauf, le cas échéant, la prime liée à la réduction du temps de travail), ni les heures supplémentaires. Il s'agit d'un salaire brut, avant déduction des cotisations sociales et avant versement des prestations sociales. L'indice d'évolution du SHBO est calculé en divisant le salaire mensuel de base par l'horaire mensuel de base du salarié, évalué en moyenne sur l'année. Les données trimestrielles ici mobilisées concernant l'évolution du SHBO viennent de la Dares.

Le SMB

L'évolution du SMB est également mesurée par la Dares à partir de l'enquête ACEMO. Comme le SHBO cette mesure est faite à structure constante, douze types de postes étant distingués croisant trois niveaux pour chacune des quatre grandes catégories socioprofessionnelles (ouvriers, employés, professions intermédiaires et cadres). Comme pour le SHBO également, cet indicateur ne comprend ni les primes (sauf, le cas échéant, la prime liée à la réduction du temps de travail), ni les heures supplémentaires et correspond à un salaire brut, avant déduction des cotisations sociales et avant versement des prestations sociales. Les données trimestrielles ici mobilisées concernant l'évolution du SMB viennent de la Dares.

Le SMPT

Le SMPT est un salaire moyen par tête qui intègre toutes les composantes de la rémunération salariale, et en particulier les primes et majorations liées aux heures supplémentaires. À la différence du SHBO et du SMB, il concerne tous les salariés. Les données trimestrielles ici mobilisées concernant l'évolution du SMPT viennent des comptes nationaux élaborés par l'Insee. La base de référence est l'année 2000.

Les autres données mobilisées

Les autres données trimestrielles utilisées dans l'étude sont l'évolution de l'indice des prix à la consommation, le niveau et l'évolution du taux de chômage, l'évolution de la productivité horaire du travail et l'évolution de la durée du travail. Sauf la productivité horaire du travail, ces données sont issues, en niveau ou directement en évolution, de la comptabilité nationale. Pour la productivité horaire, le choix a été fait de retenir ici une productivité de l'ensemble des employés, et non des seuls salariés, afin que l'indicateur ne soit pas affecté par la salarisation croissante de l'économie.

L'évolution de la productivité du travail est évaluée au niveau de l'ensemble de l'économie, en retranchant de l'évolution du volume du produit intérieur brut celle de l'emploi total pour la productivité par tête et aussi celle de la durée du travail pour la productivité horaire. Les données concernant le volume du PIB, de l'emploi total et de la durée du travail sont issues des comptes nationaux.

trimestrielle *ACEMO*, Koubi et Lhommeau (2007) et Goaran et Muller (2011) se sont intéressés à l'impact des hausses de Smic sur le salaire selon le niveau de celui-ci. Ils montrent qu'à l'horizon d'un trimestre ou d'un an, cet impact est décroissant avec le salaire : à l'horizon d'une année, une augmentation de 1 % du Smic se répercuterait intégralement sur les salaires de base entre 1 et 1,1 Smic et à hauteur de 0,5 % pour ceux situés entre 1,4 et 1,5 Smic³.

L'intérêt des études mobilisant des données microéconomiques est ainsi de caractériser la diffusion des hausses du Smic selon le niveau du salaire, ce que ne permettent pas les données macroéconomiques. Toutefois, l'ambition de ces études connaît inévitablement deux limites : leur horizon temporel réduit, du fait de la disponibilité de données individuelles, et le fait que les hausses du Smic ne varient pas au niveau individuel⁴. Koubi et Lhommeau (2007) et Goaran et Muller (2011) utilisent ainsi les hausses du Smic observées durant respectivement cinq années et trois années pour estimer leur modèle. L'étude ici proposée ne dispose pas de la richesse d'information de données individuelles mais elle est réalisée sur une très longue période de 40 années. L'utilisation de séries longues temporelles nous permet ainsi de formaliser de manière flexible l'effet sur les salaires de la dynamique des prix, du Smic, de la productivité et du cycle économique au cours du temps. Elle permet donc de modéliser un potentiel effet de diffusion dynamique du Smic, à court, moyen et long terme, sur le salaire moyen, ainsi que d'identifier un potentiel effet de circularité entre les hausses du SHBO et du Smic.

On présente successivement une analyse descriptive des revalorisations du Smic sur la période de l'étude, les formalisations retenues pour représenter l'articulation entre le Smic et le salaire moyen, les principaux enseignements des résultats d'estimation avant quelques remarques conclusives.

L'évolution du Smic sur longue période

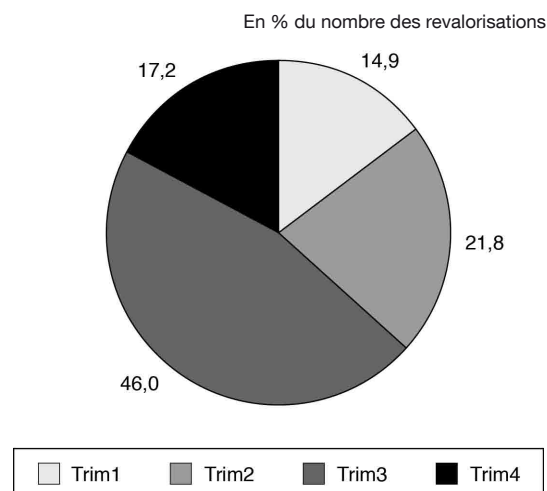
Sur l'ensemble de la période 1970-2009, les revalorisations annuelles légales du Smic opérées le 1^{er} juillet de chaque année ont représenté moins de la moitié (46 % exactement) du nombre des augmentations du Smic (graphique I). En effet, pour environ 15 %, 17 % et 22 % d'entre elles, les revalorisations du Smic ont, sur ces quatre décennies, été réalisées respectivement aux premier, quatrième

et second trimestres. Ces revalorisations à d'autres moments que celui de la revalorisation annuelle légale peuvent avoir deux causes : une revalorisation automatique dès lors que l'indice des prix a progressé de plus de 2 % depuis l'indice pris en compte lors de la dernière revalorisation, ou une revalorisation discrétionnaire décidée par le gouvernement et prenant la forme d'un coup de pouce, auquel s'ajoute parfois une anticipation partielle, sur la base des évolutions déjà constatées des prix et à une occasion du SHBO, de la prochaine revalorisation annuelle légale. Les revalorisations automatiques induites par la progression des prix ont été nombreuses sur les deux premières décennies et plus rares sur les deux dernières. La plus récente sur la période considérée a été opérée en 2008, l'inflation ayant été dynamisée par la forte hausse des prix du pétrole. La précédente avait été réalisée en 1996, l'inflation ayant alors été dynamisée par la hausse de deux points du taux normal de TVA décidée dans le cadre du collectif budgétaire d'août 1995. Au-delà de la période de la présente étude, une revalorisation automatique induite par la progression des prix a également

3. D'autres travaux empiriques sur la question menés par la Dares aboutissent à des enseignements proches (cf. Rapport du Groupe d'Experts sur le SMIC, 2010).

4. En effet, il a été mis en évidence dans la littérature économétrique récente que même si les modèles estimés par ces études sont basés sur des milliers d'observations individuelles, les écarts-types standards sont invalides car la variable d'intérêt, qui est dans ce cas l'évolution trimestrielle du salaire minimum, ne varie pas au niveau individuel mais seulement au niveau agrégé (voir par exemple Angrist et Pischke, 2009, chapitre 8).

Graphique I
Répartition des trimestres de revalorisation du Smic de 1970 à 2009



Lecture : 14,9 % des revalorisations du Smic opérées sur la période 1970-2009 ont été réalisées aux premiers trimestres.
Champ : revalorisations du Smic en France métropolitaine.
Source : cf. encadré 1.

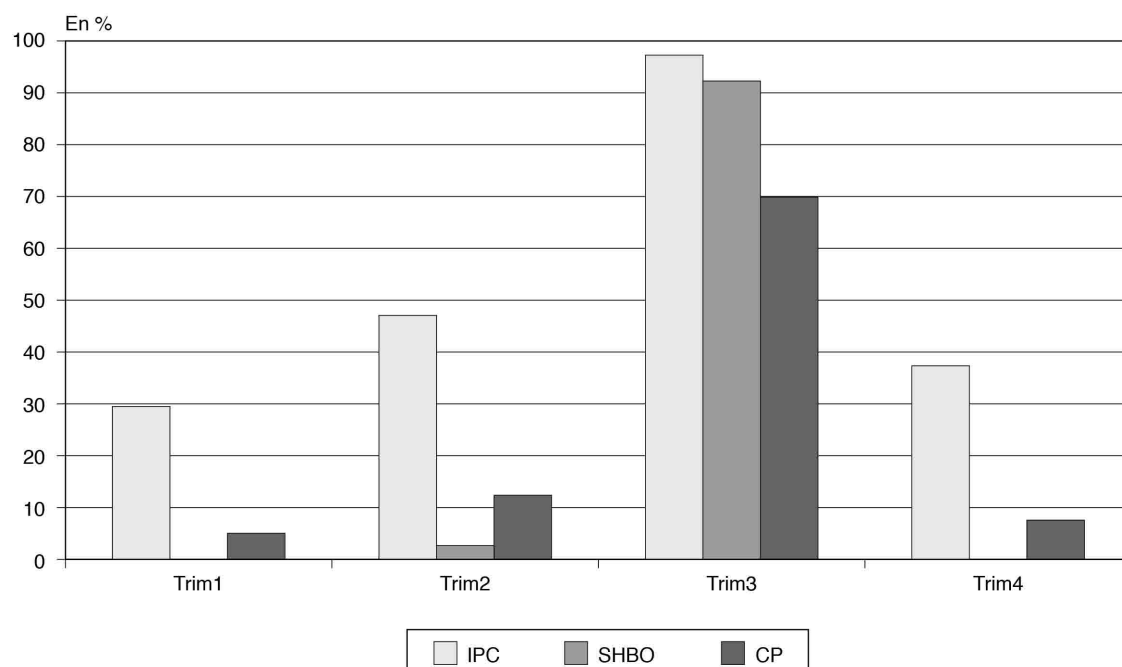
été opérée au premier décembre 2011. Les revalorisations discrétionnaires sont, quant à elles, plutôt observées dans des contextes électoraux, et en particulier les années d'échéances électorales nationales. Les coups de pouce ont le plus souvent (dans près de 75 % des cas) été pratiqués au moment des revalorisations annuelles légales, mais beaucoup d'entre eux (plus de 25 % des cas) ont aussi été décidés à d'autres moments, par exemple lors de revalorisations automatiques. Signalons que, depuis la création du Smic, les cinq années 2007 à 2011 constituent l'épisode le plus long sans coup de pouce.

La revalorisation annuelle légale du Smic s'est, à une exception près, toujours accompagnée d'un relèvement du fait de l'inflation. L'exception correspond à l'année 2009, l'évolution de l'indice des prix ayant été négative de mai 2008 à mai 2009 du fait de la baisse des prix du pétrole. Dans plus de 90 % des cas, la revalorisation annuelle légale a également intégré un relèvement du fait de l'indexation sur la moitié des

gains de pouvoir d'achat du SHBO. Enfin, dans près de 70 % des cas, elle a ajouté un coup de pouce à ces dispositions de revalorisation. Sur l'ensemble de la période, près de 30 %, 50 % et 40 % des, respectivement, premier, deuxième et quatrième trimestres ont connu un relèvement du Smic lié à l'indexation de ce dernier sur les prix (graphique II). Dans un seul cas, une indexation sur la moitié du pouvoir d'achat du SHBO a été effectuée à un autre moment que le 1^{er} juillet : en 1981, le gouvernement a décidé de réaliser une augmentation du Smic le 1^{er} juin en anticipant une partie de l'indexation sur les prix et l'indexation sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du SHBO et en y ajoutant un coup de pouce. Enfin, si environ 70 % des revalorisations annuelles légales du Smic au 1^{er} juillet ont été l'occasion d'un coup de pouce, un tel relèvement discrétionnaire ne s'observe que dans une minorité de chacun des trois autres trimestres de l'année.

Sur l'ensemble de la période 1970-2010, l'augmentation nominale du Smic a été d'environ 7,2 %

Graphique II
Fréquence des trois composantes de revalorisation du Smic à chacun des quatre trimestres de l'année, sur la période 1970-2009



Lecture : IPC : indexation sur l'évolution des prix à la consommation,
SHBO : indexation sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du salaire horaire ouvrier,
CP : coups de pouce.

Sur l'ensemble de la période 1970-2009, une revalorisation du Smic liée aux dispositions d'indexation automatique sur l'évolution des prix à la consommation a eu lieu 30,0 % des premiers trimestres, 47,5 % des seconds trimestres, 97,5 % des troisièmes trimestres et 37,5 % des quatrièmes trimestres. Pour les années 2003-2005, les revalorisations du Smic réalisées sur la période de convergence des minima salariaux ont été décomposées en trois parties fictives, correspondant aux trois motifs de revalorisation habituels.

Champ : revalorisations du Smic en France métropolitaine.

Source : cf. encadré 1.

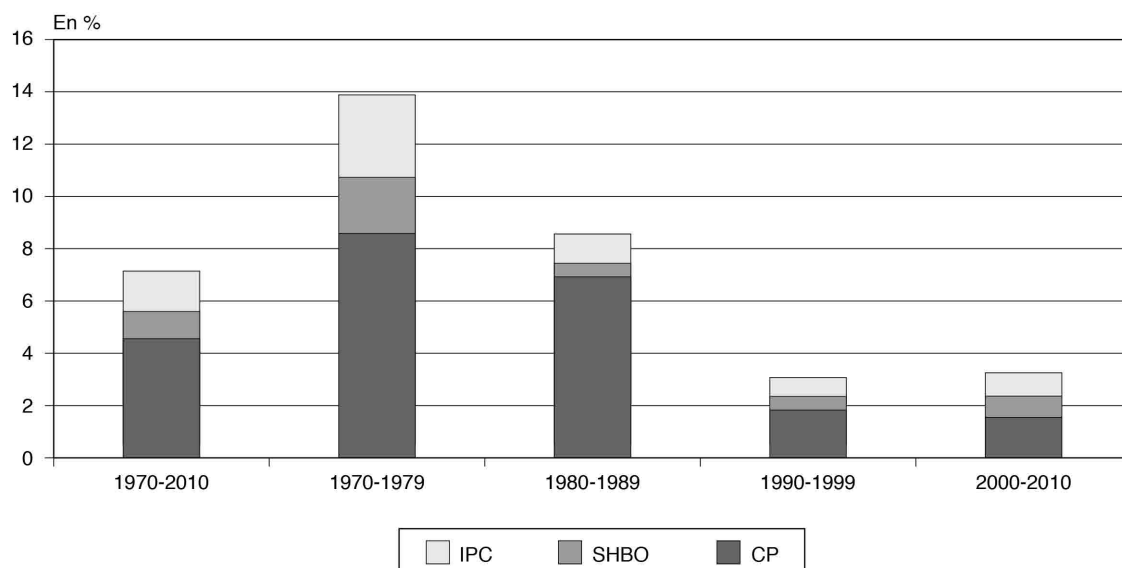
par an (graphique III). Avec une contribution annuelle moyenne d'environ 4,6 points de pourcentage, l'indexation sur les prix représente plus de 60 % de cette évolution, la contribution annuelle moyenne des gains de pouvoir d'achat étant d'environ 2,5 points de pourcentage par an, soit un peu moins de 40 % du total de l'évolution nominale. Au sein de ces gains de pouvoir d'achat, l'indexation sur la moitié des gains du pouvoir d'achat du SHBO et les coups de pouce ont une contribution annuelle moyenne respective d'environ 1,0 et 1,5 points de pourcentage, soit 40 % et 60 % des revalorisations réelles.

Compte tenu du fort ralentissement des prix observé sur l'ensemble de la période, la contribution de l'indexation sur les prix dans les revalorisations nominales du Smic diminue sur les quatre décennies concernées (graphique III). Par contre, si les revalorisations réelles moyennes baissent fortement de la décennie 1970 à la décennie 1980 (la contribution annuelle moyenne passant d'environ 5,4 à 1,6 points), elles ne diminuent que très faiblement sur la décennie suivante (la contribution annuelle moyenne est de 1,2 points) pour augmenter dans la dernière décennie (1,8 points). Il est remarquable que, sur chacune des quatre décennies, la contribution des coups de pouce a été nettement

supérieure à celle de l'indexation sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du SHBO. Cette forte hiérarchie, déjà soulignée par Cahuc *et al.* (2007), témoigne du fait que les gains de pouvoir d'achat du Smic ont davantage résulté de la volonté discrétionnaire des gouvernements successifs que de la stricte application *a minima* de la règle de revalorisation du salaire minimum. Par ailleurs, le fait que la contribution des coups de pouce soit supérieure à celle, réglementaire, de l'indexation sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du SHBO, signale que sur chacune des quatre décennies considérées le Smic a été en moyenne plus dynamique que le SHBO.

Plus largement, sur l'ensemble de la période, le Smic a connu une progression plus forte que toutes les autres mesures habituelles du salaire moyen (graphique IV). Ainsi, sur les quatre décennies 1971-2010, le pouvoir d'achat du Smic a progressé en moyenne annuelle de 2,5 % contre 1,4 % pour le salaire mensuel par tête (SMPT) et 1,8 % pour le salaire horaire de base des ouvriers (SHBO). Sur la dernière décennie, l'écart favorable au Smic reste important, puisque ces évolutions annuelles moyennes sont de 1,6 % pour le Smic, 1,0 % pour le SMPT, 1,2 % pour le SHBO et 0,8 % pour le salaire mensuel de base (SMB). En conséquence de ces

Graphique III
Augmentations nominales annuelles moyenne du Smic selon les trois composantes de revalorisation sur la période 1970-2010



Lecture : IPC : indexation sur l'évolution des prix à la consommation,
SHBO : indexation sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du salaire horaire ouvrier,
CP : coups de pouce.

Sur l'ensemble de la période 1970-2010, le Smic a progressé en moyenne de 7,2 % par an, dont 4,6 % du fait de l'indexation sur les prix (IPC), 1,0 % du fait de l'indexation sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du salaire horaire ouvrier (SHBO) et 1,5 % du fait des coups de pouce. Pour les années 2003-2005, les revalorisations du Smic réalisées sur la période de convergence des minimas salariaux ont été décomposées en trois parties fictives, correspondant aux trois motifs de revalorisation habituels.

Champ : revalorisations du Smic en France métropolitaine.

Source : cf. encadré 1.

évolutions, hors le haut de la distribution (les derniers centiles), on constate sur la période un resserrement de la dispersion des salaires, qui s'explique par cette progression du Smic plus rapide que celle du salaire moyen. Ainsi, les ratios du 9^{ème} décile ou du 5^e décile salarial sur le 1^{er} décile (qui est directement impacté par le Smic) ont fortement diminué, passant respectivement de plus de 4 et d'environ 2 en 1966 à environ 3 et 1,5 en 2008 (graphique V). Comme le souligne Verdugo (2011), ce resserrement de la dispersion des salaires est, parmi les pays industrialisés, assez spécifique à la France (cf. tableau 1 pour des données sur quelques grands pays). Il peut aboutir à diagnostiquer une baisse des inégalités salariales très spécifique à la France. Dans les autres pays développés, et en particulier dans les pays anglo-saxons, c'est plutôt un élargissement de la dispersion des salaires qui est observé, suggérant un développement des inégalités. Soulignons enfin que cette progression du Smic plus forte que celle des trois autres mesures du salaire moyen ici évoquées témoigne du fait que l'esprit de la loi de décembre 1969 créant le Smic (cf. annexe 1) n'a pas réellement été respecté : le Smic n'a pas été un salaire plancher dont les revalorisations éviteraient un élargissement des inégalités

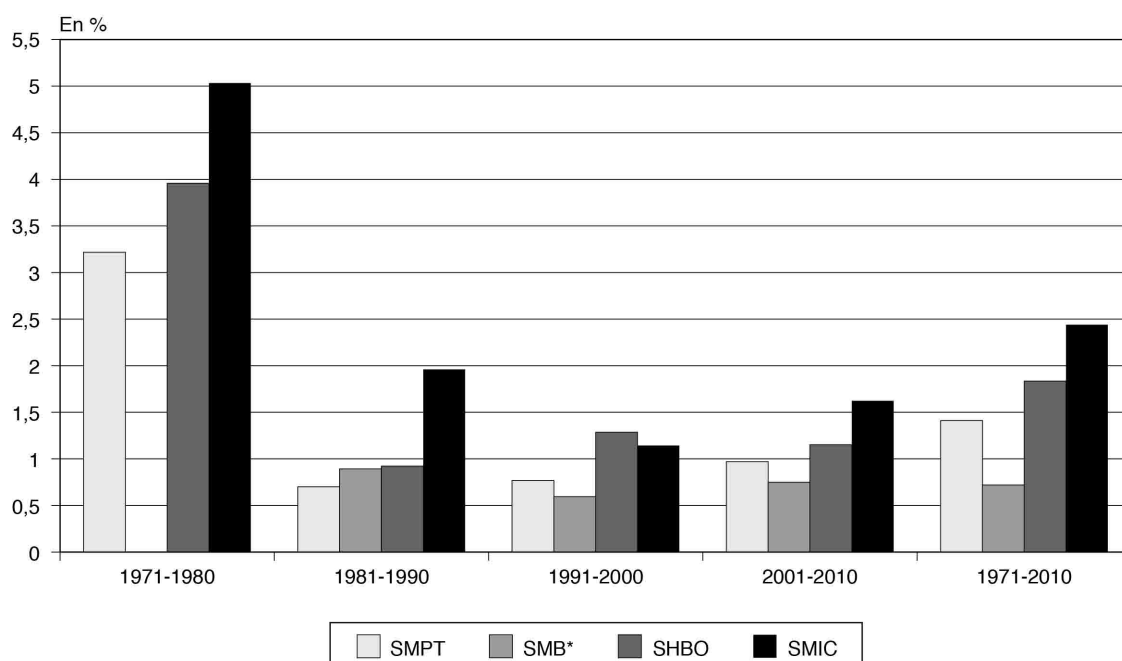
salariales, puisque ces revalorisations ont presque continûment contribué à resserrer ces inégalités.

Par ailleurs, et indépendamment du Smic, les plus hauts salaires ont connu une progression très rapide depuis la seconde moitié de la décennie 1990. Cette explosion concerne les tous derniers centiles de la distribution des salaires et, par exemple, la part du dernier centile dans la masse salariale est passée d'environ 5,5 % en 1998 à près de 6,9 % en 2008 (cf. Insee, 2011, p. 117). Contrairement au précédent, ce constat peut amener à diagnostiquer un élargissement des inégalités salariales en France, comme d'ailleurs dans les autres pays industrialisés car cette forte progression des rémunérations les plus élevées est assez générale (cf. Atkinson *et al.*, 2011). Elle s'observe même dès les années 1970 aux États-Unis.

En conséquence de ces évolutions, si la part des salaires dans la valeur ajoutée des sociétés non financières est demeurée à peu près stabilisée depuis la fin des années 1980, la part captée d'un côté par le premier décile des salaires, autrement dit les salariés au Smic, et la part captée de l'autre côté par les cinq centiles les plus élevés, ont augmenté. Au contraire, la part dans

Graphique IV

Taux de croissance annuel moyen, sur la période 1971-2010, du pouvoir d'achat du salaire moyen par tête (SMPT), du salaire mensuel de base (SMB), du salaire horaire de base des ouvriers (SHBO) et du Smic



Lecture : les données sur la croissance du SMB ne commencent qu'en 1986. Les moyennes ne sont donc calculées qu'à partir de cette date.

Champ : France métropolitaine.

Source : cf. encadré 1.

Tableau 1
Comparaisons Internationales des écarts de salaires 1964-2005

	Écart C90 - Médiane			Écart C85 - Médiane	
	France	États-Unis	Royaume-Uni	Allemagne	France
2005	0,74	0,86	0,73		
2000	0,73	0,76	0,71	0,44	0,51
1990	0,76	0,66	0,64	0,39	0,50
1985	0,73	0,61	0,63	0,37	0,51
1977	0,72	0,55	0,52		0,51
1970	0,74	0,55	0,54		
1964	0,73	0,51	0,59		
	Écart Médiane - C10			Écart Médiane - C15	
	France	États-Unis	Royaume-Uni	Allemagne	France
2005	0,42	0,83	0,61		
2000	0,46	0,80	0,62	0,32	0,34
1990	0,48	0,80	0,58	0,27	0,34
1985	0,47	0,84	0,47	0,26	0,39
1977	0,52	0,69	0,39		0,42
1970	0,57	0,58	0,39		
1964	0,64	0,61	0,39		

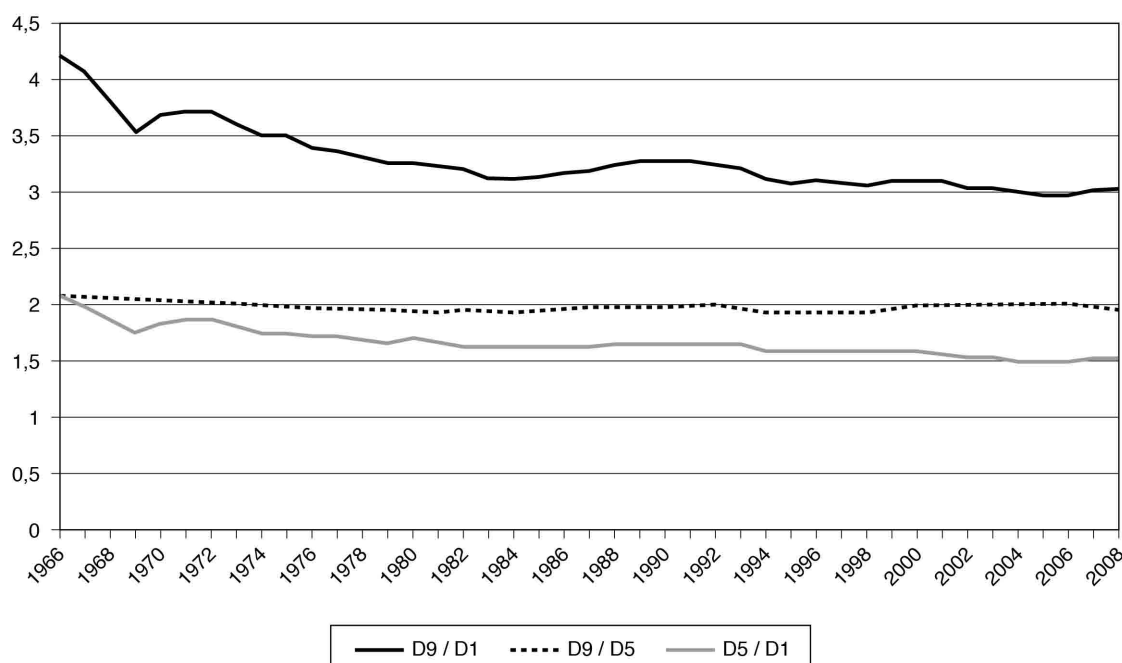
Lecture : chaque chiffre représente l'écart entre les logarithmes de deux percentiles de la distribution des salaires pour l'année et le pays indiqué. C10, C15, C85 et C90 correspondent respectivement aux dixième, quinzième, quatre-vingt cinquième et quatre-vingt dixième centiles.

L'écart salarial entre le quatre-vingt dixième centile et la médiane était en France de 73 % en 1964 et de 74 % en 2005.

Champ : France métropolitaine, États-Unis, Royaume-Uni, Allemagne.

Source : repris de G. Verdugo (2011). Données de base : pour la France, DADS ; pour l'Allemagne, Dustmann et al. (2009) ; pour le Royaume-Uni, Machin et Van Reenen (2007) ; pour les États-Unis, Autor, Kearney et Katz (2009).

Graphique V
Quelques indicateurs de dispersion salariale en France



Lecture : D9/D1 : ratio du neuvième décile (D9) au premier décile (D1),

D9/D5 : ratio du neuvième décile (D9) à la médiane (D5),

D5/D1 : ratio médiane (D5) au premier décile (D1).

D'importantes modifications de la chaîne d'exploitation des DADS (exhaustivité, redressement des postes annexes) rendent notamment les niveaux de 1993 non comparables à ceux de 1992 et 1994.

Champ : France métropolitaine, salariés à temps plein du secteur privé et semi-public, salaires nets.

Sources : Insee, DADS de 1950 à 2008, estimations pour les années 1981, 1983 et 1990 (cf. Insee, 2011).

la valeur ajoutée des 85 % des salariés restant a diminué. Ces évolutions ont été largement commentées par Cette *et al.* (2009), Cotis (2009), ou Askenazy *et al.* (2011), qui soulignent qu'elles peuvent nourrir le sentiment généralisé des salariés de ne pas profiter équitablement des fruits de la croissance, sentiment amplifié par le constat de la majorité des salariés d'être distancés par le haut de la distribution et rattrapés par le bas...

La proportion de salariés directement concernés par une revalorisation du Smic dépend à la fois de la concentration des salariés au voisinage du Smic et de l'ampleur de la revalorisation du Smic⁵. Elle ne peut donc être considérée comme un indicateur de la seule concentration des salaires au voisinage du Smic. Cette proportion semble avoir connu deux augmentations structurelles, la première au début de la décennie 1980, et la seconde à la fin des années 1990 (graphique VI). Ces deux augmentations sont en phase avec la réduction des inégalités salariales commentée plus haut. La baisse de cette proportion sur les dernières années ne doit pas être interprétée comme traduisant une diminution de la concentration des salaires au voisinage du Smic. Elle est sans doute largement commandée par la modération des hausses du Smic liée à l'absence de coup de pouce depuis 2007. En effet, les

indicateurs d'inégalités salariales commentés plus haut ne baissent plus sur la dernière période.

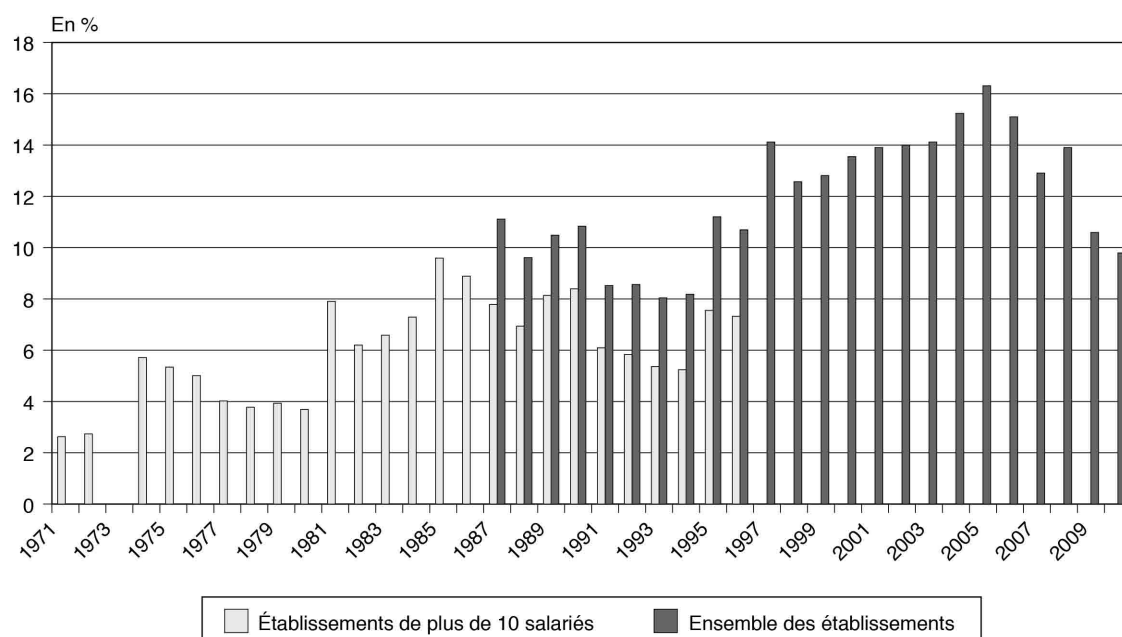
L'articulation entre le Smic et le salaire : quelles représentations ?

Nous cherchons à caractériser les effets des revalorisations du Smic sur le salaire mesuré soit par le SHBO soit par le SMPT. À cette fin, des équations de salaires sont estimées sur données trimestrielles et sur les 156 observations correspondantes à la période 1971-2009. Afin de faciliter les comparaisons, les relations estimées sont les mêmes pour le SHBO et le SMPT. Les spécifications retenues sont détaillées dans l'annexe 2⁶.

5. Par exemple, en utilisant l'enquête Emploi et en nous restreignant aux salariés à temps complet, nous estimons qu'une hausse de 2 % du SMIC en 2009 concernerait directement 8,7 % des salariés tandis qu'une hausse de 5 % affecterait directement 11,5 % des salariés.

6. Les modélisations d'équations de salaires sur des données macroéconomiques n'échappent pas à un risque d'endogénéité : certaines variables explicatives comme le chômage et ses variations, ou les variations des prix, sont elles-mêmes sans doute en partie déterminées par les évolutions des salaires. La prise en compte de ce risque appellerait une modélisation simultanée beaucoup plus complexe de nombreuses variables intervenant dans le modèle ici proposé.

Graphique VI
Proportion de salariés directement concernés par la revalorisation du Smic



Lecture : le champ de chacune des deux sources a connu des changements sur la période. Les comparaisons doivent donc être conduites avec prudence. Aucune interrogation spécifique n'a été réalisée en 1973.

Champ : établissements de France métropolitaine.

Source :

- sur les établissements de plus de 10 salariés : Demailly (2011),

- sur l'ensemble des établissements : publication annuelle de la Dares.

À la base, le modèle estimé est usuel : il articule les variations du salaire (SHBO ou SMPT) avec i) les variations de l'indice des prix à la consommation, ii) les variations de la productivité du travail (productivité respectivement horaire ou par tête selon que la mesure du salaire moyen est le SHBO ou le SMPT), iii) les variations de la durée du travail, iv) les variations et le niveau du taux de chômage⁷. Des effets fixes trimestriels représentent les spécificités trimestrielles récurrentes dans les évolutions du salaire. Afin de prendre en compte une certaine inertie dynamique dans l'ajustement du salaire aux variations du prix, toutes les spécifications retenues intègrent, comme variables explicatives, les variations des prix contemporaines et celles des trois trimestres précédents. Elles intègrent également trois termes de retard pour les variations du salaire. Le signe attendu des coefficients à estimer est positif pour les variations des prix et pour la croissance de la productivité et négatif pour le niveau et les variations du taux de chômage. Il est *a priori* incertain pour les variations de la durée du travail. Cette première spécification simplifiée correspond au modèle 1 présenté dans l'annexe 2.

Notre objectif étant d'analyser la réponse du salaire moyen (mesuré par le SHBO ou le SMPT) aux variations du Smic, le modèle 1 précédent est développé en ajoutant à la liste des variables explicatives les variations du Smic sur le trimestre courant. Cette seconde spécification simplifiée, assez proche de celles retenues dans Desplatz *et al.* (2003), correspond au modèle 2 présenté dans l'annexe 2.

Les effets des revalorisations du Smic sur le salaire moyen peuvent être progressifs. Pour prendre en compte cette inertie, les variations du Smic sur les trois trimestres précédents sont ajoutées à la liste des variables explicatives. Cette spécification diffère de celles estimées antérieurement dans la littérature sur le sujet (par exemple Desplatz *et al.*, 2003) par la prise en compte de l'inertie dynamique dans l'impact des variations du Smic sur le salaire moyen via l'inclusion, dans les variables expliquant les variations du salaire, à la fois i) des variations du Smic sur les trois trimestres antérieurs au trimestre courant et ii) des variations du salaire lui-même sur les trois trimestres précédents. Cette troisième spécification simplifiée correspond au modèle 3 présenté dans l'annexe 2.

Nous voyons deux bonnes raisons pour estimer un modèle flexible autorisant une réponse dynamique du salaire au Smic. Tout d'abord,

sur la période 1970-2009 que nous étudions, la revalorisation annuelle légale du Smic a lieu le 1^{er} juillet. Or, de nombreuses études montrent que pour 40 % à 60 % des salariés, les salaires sont revalorisés au premier trimestre de l'année (voir par exemple Heckel *et al.*, 2008). Il paraît raisonnable d'envisager que les hausses du Smic peuvent influencer le salaire moyen de façon retardée, lors des périodes de revalorisation des salaires au début de l'année, et pas seulement de manière instantanée. Si cette hypothèse est vérifiée, un modèle n'incluant pas de retards du Smic est mal spécifié car il ne prend pas en compte l'impact dynamique de la hausse du Smic. Une deuxième raison pour modéliser un effet dynamique du salaire minimum est que le Smic peut influencer le salaire au travers des négociations salariales de branche ou d'entreprise (voir Avouyi-Dovi *et al.*, 2009). Ces négociations peuvent prendre du temps pour se concrétiser. Pour cette raison également, on peut donc supposer que la réaction du salaire moyen aux variations du Smic ne soit pas immédiate.

L'un des objectifs de cette analyse est de caractériser l'impact spécifique sur le salaire de chacune des trois différentes modalités de revalorisation du Smic : l'indexation sur les prix, ou sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du SHBO, et les coups de pouce. Si les variations du Smic se transmettent en partie par des mécanismes de négociation collective, il est raisonnable de penser que toutes les hausses du Smic n'ont pas nécessairement un effet identique sur le salaire moyen. En effet, ces négociations traitent généralement de façon spécifique les questions du maintien et de l'augmentation du pouvoir d'achat et, dans ce contexte, les différentes modalités de revalorisation du Smic n'ont pas le même impact sur le salaire. Par ailleurs, les revalorisations du Smic, peuvent influencer les écarts salariaux, et de ce fait avoir un impact sur les logiques d'incitations salariales développées dans les branches et les entreprises. La composante SHBO des revalorisations du Smic correspond à une sous indexation du Smic sur l'évolution du pouvoir d'achat du salaire moyen. Hors coup de pouce, elle peut donc aboutir à un élargissement de la dispersion salariale. Mais la composante coup de pouce diminue ce facteur d'élargissement voire même est un facteur de réduction des dispersions salariales qui peut spontanément

7. La modélisation ici retenue est donc hybride : l'influence du niveau du taux de chômage sur la croissance du salaire correspond à une relation de Phillips standard, tandis que l'influence de la variation du taux de chômage s'inspire d'une modélisation WS (pour Wage Setting).

impacter les stratégies d'incitations. On a d'ailleurs montré plus haut que les revalorisations du Smic, de fait par la composante coup de pouce, avaient réduit les hiérarchies salariales sur les quatre dernières décennies. Pour ces raisons, entre autres, les trois composantes de revalorisation du Smic peuvent influencer de façon différenciée la dynamique du salaire moyen au travers des négociations salariales de branches et d'entreprises ainsi qu'au travers des revalorisations individuelles.

L'approche ici proposée n'a pas d'*a priori* sur des effets différenciés des différentes composantes de revalorisation du Smic sur le salaire moyen. Les résultats des estimations sont ici utiles pour confirmer ou infirmer de telles différences. La spécification retenue dans cette logique correspond au précédent modèle dans lequel les variations du Smic sur le trimestre courant et les trois trimestres antérieurs sont remplacées par les contributions à ces variations des trois modalités de revalorisation du Smic. Cette quatrième spécification simplifiée correspond au modèle 4 présenté dans l'annexe 2.

Enfin, la littérature économique sur la dynamique des salaires aboutit généralement à faire ressortir sur la France une rupture de l'indexation sur les prix en 1982, à partir du blocage transitoire des prix et des salaires décidé alors dans le cadre du « plan Delors » (voir par exemple, au sein d'une abondante littérature, Blanchard

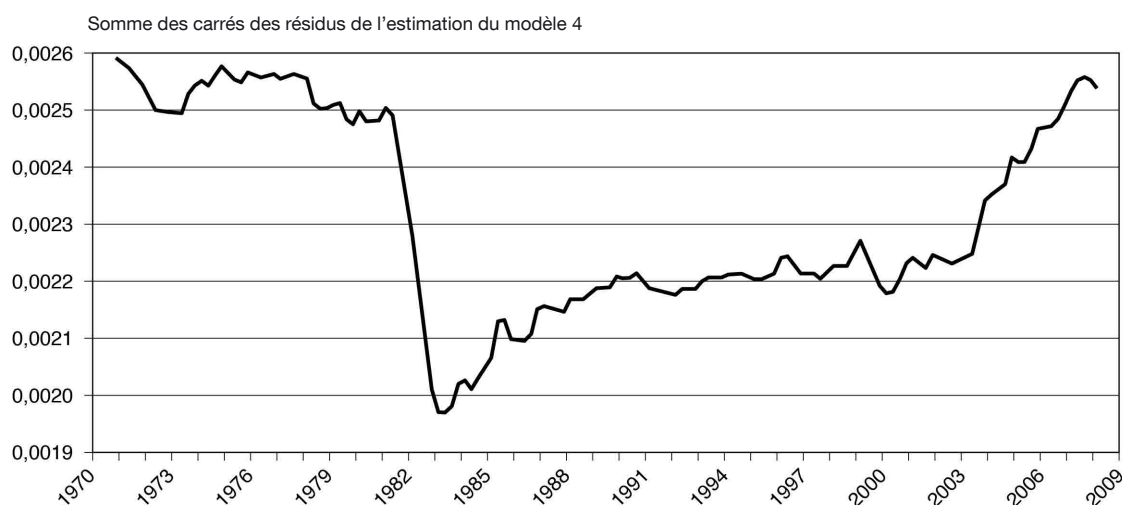
et Sevestre, 1989, ou Desplatz *et al.*, 2003). Nous avons testé cette hypothèse d'une rupture de l'indexation du salaire moyen sur les prix. Une rupture statistiquement significative apparaît effectivement, et la date de rupture la plus significative est le premier trimestre 1982 (cf. graphique VII). Cette date correspond d'ailleurs au moment de fort ralentissement dans l'évolution de l'indice des prix à la consommation (cf. graphique VIII). Pour cette raison, le modèle dont les résultats d'estimation seront privilégiés dans le commentaire qui suit est celui retenant l'hypothèse d'une telle rupture d'indexation. Le modèle correspondant décompose donc les variables explicatives représentant la croissance des prix à la consommation du trimestre courant et des trois trimestres précédents selon qu'elles concernent la période d'avant ou après le premier trimestre de l'année 1982. Cette cinquième et dernière spécification simplifiée correspond au modèle 5 présenté dans l'annexe 2.

L'impact estimé des variations du Smic sur les salaires

Les coefficients estimés⁸ des cinq modèles considérés pour les deux mesures du salaire

8. Des tests sur les résidus des estimations de chaque modèle ont permis de confirmer la significativité des gains des différents modèles par rapport aux précédents. D'autres tests sur la robustesse de ces modèles sont commentés dans l'encadré 2.

Graphique VII
Estimation de la date d'une éventuelle rupture de l'indexation du salaire moyen sur les prix



Lecture : ce graphique représente la somme du carré des résidus de l'estimation par les MCO du modèle 4 (cf. annexe 2) selon la date de rupture retenue concernant l'indexation directe du salaire moyen sur les prix. La mesure du salaire ici retenue est le SHBO. Le minimum de la somme des carrés des résidus se situe en 1982-1983, suggérant qu'une éventuelle rupture de l'indexation du SHBO sur les prix s'est produite sur cette période.

Champ : France métropolitaine.
Source : calcul des auteurs.

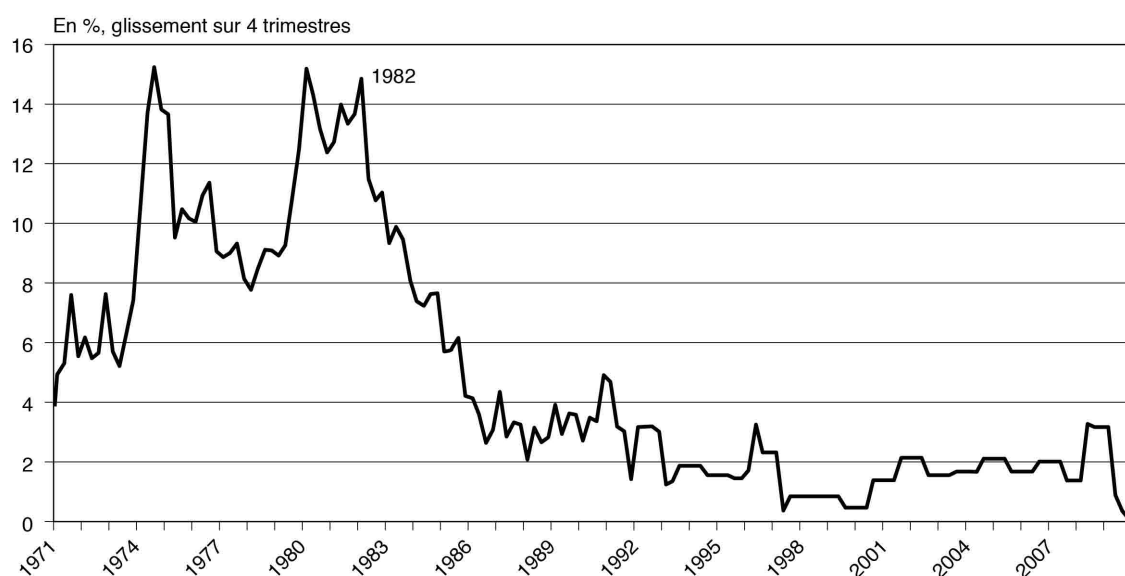
moyen (SHBO et SMPT) ont toujours le signe attendu (tableaux 1 et 2). Ainsi, l'effet, sur les évolutions du salaire, du niveau ou des variations du taux de chômage est toujours négatif et celui des variations de la productivité toujours positif. Le commentaire qui suit s'intéresse essentiellement aux effets des variations des prix, du Smic ou de ses composantes.

Les estimations du modèle 1 (colonne 1 des tableaux 2 et 3) aboutissent à un impact à court terme des variations des prix sur le salaire plus important pour le SHBO (l'élasticité de court terme est de 0,51) que pour le SMPT (0,26). Cet écart, presque du simple au double, se réduit considérablement sur le long terme (les élasticités de long terme sont respectivement de 0,84 pour le SHBO et 0,77 pour le SMPT). L'écart important concernant l'impact de court terme traduit donc principalement une indexation sur les prix plus progressive concernant le SMPT que le SHBO. Cette différence d'inertie se retrouve dans les résultats d'estimations des quatre autres modèles. Elle paraît assez logique, en particulier parce que le SMPT intègre des éléments de rémunération (primes diverses) moins directement indexés sur les prix que le salaire de base. Soulignons que, sur l'ensemble de la période, l'indexation du salaire sur les prix est à long terme importante mais pas totale, pour les deux mesures du salaire moyen ici considérées.

La prise en compte des variations contemporaines du Smic dans le modèle 2 abaisse l'impact estimé des variations des prix sur le salaire moyen (cf. colonne 2 des tableaux 2 et 3), plus fortement dans le cas du SHBO (les élasticités de court et de long terme sont respectivement de 0,40 et 0,65) que dans celui du SMPT (0,22 et 0,72). En corollaire, les variations du Smic ont un impact sur le salaire moyen, plus important pour le SHBO (les élasticités de court et long terme sont respectivement de 0,11 et 0,10) que pour le SMPT (0,04 et 0,05). Ce résultat suggère que l'indexation du salaire moyen sur les prix transite en partie par un impact du Smic sur le salaire moyen, plus important concernant le SHBO que concernant le SMPT. L'ordre de grandeur de l'impact des variations du Smic sur le SHBO ou sur le SMPT est comparable à celui estimé par Desplatz *et al.* (2003).

La prise en compte, dans le modèle 3, d'une progressivité dans l'impact des variations du Smic sur le salaire modifie sensiblement les résultats d'estimations (colonne 3 des tableaux 2 et 3). Tout d'abord, l'impact de court et de long terme des variations de prix sur le salaire moyen est encore sensiblement abaissé, tant pour le SHBO (les élasticités de court et de long terme sont respectivement 0,35 et 0,48) que pour le SMPT (0,16 et 0,44). Cela confirme à nouveau que cet impact transite en partie via l'effet des

Graphique VIII
Évolution de l'indice des prix pris en compte dans la revalorisation du Smic



Lecture : l'année 1982 correspond à l'amorçage du processus de désinflation. Cette date est cohérente avec celle de la rupture d'indexation du salaire moyen (ici SHBO ou SMPT) sur les prix.

Champ : France métropolitaine.

Source : comptabilité nationale, Insee, cf. encadré 1.

variations de Smic sur le salaire. En parallèle, l'effet des variations du Smic sur le salaire moyen est très nettement renforcé par rapport au précédent modèle 2, tant pour le SHBO (les élasticités de court et de long terme sont respectivement 0,14 et 0,34 que pour le SMPT (0,06 et 0,30). L'ordre de grandeur de l'impact à long terme des variations du Smic sur le SMPT est assez comparable à celui estimé, via un modèle à correction

d'erreurs, par Bazen et Martin (1991). Ces résultats d'estimation du modèle 3 témoignent d'une forte progressivité des effets des variations du Smic sur le salaire moyen, et de la pertinence de prendre en compte cette progressivité par une spécification du type de ce modèle 3. Il faut noter que les élasticités de long terme obtenues pour le SHBO sont remarquablement proches de celles estimées par Koubi et Lhommeau (2007) et

Encadré 2

QUELQUES ÉLÉMENTS D'ANALYSE DE LA ROBUSTESSE DES RÉSULTATS

Nous avons évalué la robustesse des résultats présentés dans cette analyse sur plusieurs aspects.

Un premier problème concernant l'estimation de notre modèle est l'existence de fortes colinéarités entre les variables explicatives. Ces corrélations sont effectivement parfois fortes, mais elles ne dépassent 0,7 qu'entre les variations des prix et la composante prix des revalorisations du Smic. Pour les autres variables explicatives, les corrélations observées ne paraissent pas susceptibles de fragiliser l'identification du modèle. En pratique, nous trouvons d'ailleurs que le signe et la magnitude des coefficients estimés sont globalement stables lorsque l'effet du Smic est introduit dans le modèle (cf. tableaux 2 et 3).

Concernant le problème plus spécifique de l'identification séparée de l'effet sur les salaires des variations des prix (noté Δipc_t) et de la contribution de l'indice des prix sur l'évolution du Smic (notée Δc_{ipc_t}), soulignons que cette dernière variable est une fonction de l'évolution (le plus souvent annuelle) passée des prix. En pratique, ces deux variables capturent des variations de l'indice des prix de fréquence différente : fréquence annuelle le plus souvent pour la contribution du Smic, et fréquence trimestrielle pour l'indice des prix. Ces différences nous permettent ainsi d'identifier séparément l'effet direct des prix de leur effet indirect au travers du Smic. Cependant, pour cette raison, l'effet de l'inflation sur les variations du salaire doit prendre en compte ces deux canaux : l'effet d'indexation direct et celui, indirect, qui transite par les revalorisations du Smic.

Une hypothèse d'identification similaire est également faite concernant le modèle estimé en retenant le SHBO comme variable expliquée et que les différentes contributions aux hausses du Smic, parmi lesquelles les variations du SHBO, sont distinguées. Cette contribution des variations du SHBO n'est non nulle qu'une fois tous les quatre trimestres tandis que les variations du SHBO moyen sont trimestrielles.

Ensuite, il est possible qu'un modèle n'incluant que trois retards soit mal spécifié car ne capturant pas complètement les effets dynamiques directs des prix et du Smic sur les salaires. Le choix de ne retenir que trois retards est ici lié au fait que les coefficients estimés d'un quatrième retard, sur les variations du Smic

dans le modèle 4 ou sur chacune des trois composantes de ces variations dans le modèle 5, n'apparaissent pas significativement différents de zéro, et ceci avec les deux mesures du salaire (SHBO et SMPT). Les coefficients estimés des trois premiers retards ne sont d'ailleurs pas modifiés par l'ajout d'un quatrième retard.

Une éventualité est que les effets dynamiques sur les salaires des différentes composantes de revalorisation du Smic reflètent des effets saisonniers plus qu'une réelle hétérogénéité selon l'origine de la hausse. Les hausses du Smic liées au SHBO et aux coups de pouce sont concentrées le troisième trimestre alors que les augmentations liées aux prix sont relativement fréquentes les autres trimestres (cf. graphique III). Ainsi, les différents effets estimés des revalorisations du Smic sur le SHBO et le SMPT pourraient refléter davantage des effets de saisonnalité qu'une hétérogénéité selon l'origine de la revalorisation. Afin de tester cette hypothèse, un modèle alternatif au modèle 4 a été estimé, dans lequel sont distinguées les revalorisations du Smic opérées aux troisièmes trimestres, afin de prendre en compte la possibilité d'effets spécifiques sur le salaire moyen des revalorisations du Smic opérées ces troisièmes trimestres.

Les résultats obtenus sont en pratique extrêmement proches de ceux reportés précédemment et ils confirment l'existence d'une dynamique différenciée de la répercussion des hausses du Smic sur les salaires selon les trois composantes de revalorisation du Smic. Comme pour l'estimation du modèle 4, les effets de long terme de la contribution des prix et du SHBO aux hausses du Smic semblent ainsi supérieurs à ceux des coups de pouce.

Il faut noter que la dynamique ainsi estimée est toutefois assez contrainte car elle combine l'effet de revalorisations du Smic ayant pu se produire au premier deuxième ou au quatrième trimestre. Nous avons également estimé un modèle plus flexible permettant à la dynamique de revalorisation de varier selon les trimestres de revalorisation : la dynamique estimée de la décomposition du Smic n'est pas affectée avec ce dernier modèle.

Tous ces résultats d'estimations sont disponibles auprès des auteurs sur demande.

Goaran et Muller (2011) : pour les postes rémunérés entre 1 et 1,1 fois le Smic, leurs résultats indiquent ainsi une élasticité de 0,38 pour ces postes⁹.

Le modèle 4 permet de caractériser les effets spécifiques sur le salaire moyen de chacune des trois composantes des variations du Smic : l'indexation sur les prix, l'indexation sur la moitié du pouvoir d'achat du SHBO et les coups de pouce. Les résultats d'estimation obtenus confirment la pertinence de cette décomposition : ces effets diffèrent sensiblement entre les trois composantes (colonne 4 des tableaux 2

et 3). Ces écarts sont particulièrement marqués concernant les effets à long terme de la composante SHBO sur le SHBO lui-même (lorsque la mesure du salaire moyen est le SHBO, les élasticités de court et de long terme de la composante SHBO sont respectivement de 0,03 et 0,65 contre 0,21 et 0,38 pour la composante

9. Il est toutefois difficile de comparer nos résultats avec ceux de ces études. Leur modèle contient en effet un effet fixe temporel qui par définition absorbe les effets moyens du SMIC sur l'ensemble des salaires. Enfin, leur modèle contient également des effets fixes pour chaque tranche de salaires qui absorbent la potentielle diffusion retardée du SMIC par effet de capillarité sur les salaires supérieurs.

Tableau 2
Estimation des modèles 1 à 5 avec le SHBO comme mesure du salaire moyen

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
$\Delta shbo_{t-1}$	- 0,067 (0,083)	- 0,062 (0,079)	- 0,097 (0,077)	- 0,062 (0,078)	- 0,077 (0,078)
$\Delta shbo_{t-2}$	0,044 (0,083)	0,007 (0,079)	- 0,037 (0,077)	0,042 (0,083)	0,093 (0,081)
$\Delta shbo_{t-3}$	- 0,027 (0,082)	- 0,003 (0,078)	- 0,097 (0,076)	- 0,086 (0,083)	- 0,073 (0,082)
Δipc_t	0,508*** (0,100)	0,396*** (0,100)	0,353*** (0,095)	0,306*** (0,092)	
Δipc_{t-1}	0,163 (0,115)	0,159 (0,110)	0,096 (0,105)	0,054 (0,108)	
Δipc_{t-2}	0,114 (0,116)	0,169 (0,112)	0,067 (0,105)	0,008 (0,122)	
Δipc_{t-3}	0,098 (0,105)	0,067 (0,101)	0,07 (0,096)	0,122 (0,106)	
b82_ Δipc					0,507*** (0,125)
b82_ Δipc_{t-1}					0,205 (0,155)
b82_ Δipc_{t-2}					- 0,135 (0,167)
b82_ Δipc_{t-3}					- 0,008 (0,147)
f82_ Δipc_t					0,101 (0,114)
f82_ Δipc_{t-1}					- 0,034 (0,125)
f82_ Δipc_{t-2}					0,104 (0,133)
f82_ Δipc_{t-3}					0,211* (0,113)
CHOM _t	- 0,181*** (0,033)	- 0,165*** (0,032)	- 0,161*** (0,029)	- 0,119*** (0,032)	- 0,088*** (0,031)
$\Delta CHOM_t$	- 0,138 (0,206)	- 0,235 (0,198)	- 0,277 (0,187)	- 0,232 (0,184)	- 0,358** (0,176)

Tableau 2 (suite)

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
$\Delta prodh_t$	0,131* (0,075)	0,112 (0,072)	0,120* (0,067)	0,118* (0,064)	0,092 (0,062)
$\Delta duree_t$	- 0,004 (0,143)	0,004 (0,136)	- 0,029 (0,126)	- 0,006 (0,121)	0,04 (0,116)
$\Delta smic_t$		0,107*** (0,028)	0,135*** (0,028)		
$\Delta smic_{t-1}$			0,047 (0,030)		
$\Delta smic_{t-2}$			0,108*** (0,029)		
$\Delta smic_{t-3}$			0,128*** (0,028)		
Δc_ipc_t				0,210*** (0,049)	0,185*** (0,048)
Δc_ipc_{t-1}				0,063 (0,056)	0,054 (0,054)
Δc_ipc_{t-2}				0,046 (0,055)	0,027 (0,053)
Δc_ipc_{t-3}				0,101** (0,048)	0,102** (0,046)
Δc_shbo_t				0,032 (0,108)	- 0,006 (0,103)
Δc_shbo_{t-1}				0,109 (0,110)	0,104 (0,107)
Δc_shbo_{t-2}				0,253** (0,102)	0,281*** (0,099)
Δc_shbo_{t-3}				0,329*** (0,098)	0,309*** (0,096)
Δc_cp_t				0,132*** (0,036)	0,111*** (0,035)
Δc_cp_{t-1}				- 0,01 (0,038)	- 0,032 (0,037)
Δc_cp_{t-2}				0,092** (0,038)	0,059 (0,037)
Δc_cp_{t-3}				0,122*** (0,037)	0,105*** (0,035)
TRIM2	- 0,001 (0,001)	- 0,001 (0,001)	- 0,001 (0,001)	- 0,002 (0,001)	- 0,001 (0,001)
TRIM3	- 0,003** (0,001)	- 0,005*** (0,001)	- 0,003** (0,001)	- 0,001 (0,002)	- 0,001 (0,002)
TRIM4	- 0,003*** (0,001)	- 0,004*** (0,001)	- 0,001 (0,001)	- 0,001 (0,002)	- 0,001 (0,002)
Constante	0,021*** (0,004)	0,020*** (0,003)	0,019*** (0,003)	0,014*** (0,004)	0,012*** (0,003)
Nombre d'observations	156	156	156	156	156
R ²	0,87	0,89	0,90	0,91	0,92

Lecture : les différents modèles sont détaillés dans l'annexe 2. Les nombres entre parenthèses correspondent aux écarts-types des coefficients estimés. ***, ** et * à côté d'un coefficient indiquent que ce dernier est significatif au seuil respectif de 1 %, 5 % et 10 %.

Champ : France métropolitaine.

Source : calcul des auteurs.

prix et 0,13 et 0,30 pour la composante coups de pouce). Ils sont négligeables lorsque le salaire moyen est mesuré par le SMPT (les élasticités de court et de long terme sont respectivement de 0,08 et 0,38 pour la composante prix, de 0,02 et 0,25 pour la composante SHBO et de 0,08 et 0,31 pour la composante coups de pouce). Si l'on ajoute les effets directs des variations des prix sur le salaire moyen aux effets indirects transitant via la composante prix des variations du Smic, l'indexation du salaire moyen sur les prix paraît au total élevée et dépasse 70 % à long terme (l'élasticité totale correspondante est, à court et à long terme, respectivement de 0,52 et 0,82 pour le SHBO et 0,22 et 0,74 pour le SMPT). Un test appliqué sur cette indexation confirme qu'elle est quasi-totale à long terme.

Le dernier modèle 5 estimé permet de prendre en compte une possible rupture de l'indexation directe du salaire moyen sur les prix. Les estimations réalisées font apparaître de façon très significative une telle rupture en 1982, au début de la mise en œuvre en France de la stratégie de désinflation compétitive (cf. annexe 2). L'indexation du salaire moyen sur les prix a nettement fléchi au début de la décennie 1980, passant à long terme de 54 % à 36 % pour le SHBO et de 53 % à 30 % pour le SMPT (cf. tableau 4 et colonne 5 des tableaux 2 et 3). Ce fléchissement est assez conforme aux résultats d'études antérieures (par exemple Blanchard et Sevestre, 1989 ou Desplat *et al.*, 2003). Les effets sur le salaire moyen des trois différentes composantes des variations du Smic sont très

Tableau 3
Estimation des modèles 1 à 5 avec le SMPT comme mesure du salaire moyen

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
$\Delta smpt_{t-1}$	0,272*** (0,080)	0,261*** (0,079)	0,207*** (0,076)	0,229*** (0,076)	0,178** (0,073)
$\Delta smpt_{t-2}$	0,1 (0,083)	0,093 (0,082)	0,06 (0,078)	0,086 (0,078)	0,101 (0,074)
$\Delta smpt_{t-3}$	- 0,121 (0,074)	- 0,114 (0,073)	- 0,157** (0,069)	- 0,152** (0,071)	- 0,143** (0,067)
Δipc_t	0,257*** (0,069)	0,221*** (0,071)	0,162** (0,069)	0,137** (0,069)	
Δipc_{t-1}	0,240*** (0,079)	0,235*** (0,078)	0,199*** (0,076)	0,190** (0,080)	
Δipc_{t-2}	0,02 (0,081)	0,042 (0,081)	- 0,024 (0,077)	- 0,051 (0,088)	
Δipc_{t-3}	0,061 (0,078)	0,051 (0,077)	0,058 (0,074)	0,041 (0,081)	
$b82_ \Delta ipc_t$					0,165* (0,093)
$b82_ \Delta ipc_{t-1}$					0,177 (0,111)
$b82_ \Delta ipc_{t-2}$					0,073 (0,120)
$b82_ \Delta ipc_{t-3}$					0,042 (0,110)
$f82_ \Delta ipc_t$					0,040 (0,084)
$f82_ \Delta ipc_{t-1}$					0,198** (0,092)
$f82_ \Delta ipc_{t-2}$					- 0,064 (0,095)
$f82_ \Delta ipc_{t-3}$					0,083 (0,086)
$CHOM_t$	- 0,127*** (0,024)	- 0,122*** (0,023)	- 0,120*** (0,022)	- 0,114*** (0,025)	- 0,091*** (0,025)

Tableau 3 (suite)

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
$\Delta CHOM_t$	- 0,122 (0,135)	- 0,153 (0,135)	- 0,183 (0,128)	- 0,230* (0,130)	- 0,300** (0,124)
$\Delta prod_t$	0,132** (0,058)	0,127** (0,057)	0,148*** (0,054)	0,142*** (0,053)	0,160*** (0,051)
$\Delta duree_t$	- 0,059 (0,075)	- 0,049 (0,075)	- 0,073 (0,070)	- 0,065 (0,068)	- 0,019 (0,066)
$\Delta smic_t$		0,039* (0,020)	0,063*** (0,021)		
$\Delta smic_{t-1}$			0,052** (0,022)		
$\Delta smic_{t-2}$			0,059*** (0,021)		
$\Delta smic_{t-3}$			0,091*** (0,020)		
Δc_ipc_t				0,078** (0,036)	0,073** (0,035)
Δc_ipc_{t-1}				0,089** (0,041)	0,080** (0,040)
Δc_ipc_{t-2}				0,014 (0,041)	- 0,005 (0,039)
Δc_ipc_{t-3}				0,118*** (0,036)	0,109*** (0,034)
Δc_shbo_t				0,019 (0,076)	0,009 (0,073)
Δc_shbo_{t-1}				- 0,039 (0,077)	- 0,073 (0,073)
Δc_shbo_{t-2}				0,11 (0,075)	0,088 (0,073)
Δc_shbo_{t-3}				0,122* (0,074)	0,098 (0,071)
Δc_cp_t				0,079*** (0,028)	0,080*** (0,027)
Δc_cp_{t-1}				0,033 (0,028)	0,028 (0,027)
Δc_cp_{t-2}				0,066** (0,028)	0,050* (0,027)
Δc_cp_{t-3}				0,081*** (0,027)	0,083*** (0,026)
TRIM2	- 0,001 (0,001)	- 0,001 (0,001)	- 0,001 (0,001)	- 0,001 (0,001)	- 0,001 (0,001)
TRIM3	0 (0,001)	- 0,001 (0,001)	0 (0,001)	0 (0,001)	0 (0,001)
TRIM4	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,002 (0,001)	0,003** (0,001)	0,003** (0,001)
Constante	0,014*** (0,003)	0,013*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,012*** (0,003)	0,010*** (0,003)
Nombre d'observations	156	156	156	156	156
R ²	0,92	0,93	0,94	0,94	0,95

Lecture : les différents modèles sont détaillés dans l'annexe 2. Les nombres entre parenthèses correspondent aux écarts-types des coefficients estimés. ***, ** et * à côté d'un coefficient indiquent que ce dernier est significatif au seuil respectif de 1 %, 5 % et 10 %.

Champ : France métropolitaine.

Source : calcul des auteurs.

proches de ceux estimés à partir du précédent modèle 4 et commentés plus haut.

Quatre des résultats d'estimation de ce dernier modèle nous semblent devoir être soulignés.

- L'indexation globale des salaires sur les prix, ajoutant l'indexation directe à celle transitant par la composante prix des revalorisations du Smic, serait à long terme presque totale avant 1982¹⁰ (89 % pour le SHBO et 83 % pour le SMPT) et d'environ 2/3 ensuite (71 % pour le SHBO et 60 % pour le SMPT). La stratégie de désinflation compétitive visant à réduire la spirale inflationniste, source de pertes de compétitivité, par une désindexation partielle du salaire moyen sur les prix aurait ainsi eu des résultats effectifs marqués, même si l'indexation demeure de fait importante après 1982.

- À partir de 1982, l'indexation de long terme directe et indirecte (via l'impact sur le salaire moyen des relèvements du Smic liés à l'inflation) du salaire moyen sur les prix est d'un ordre de grandeur comparable, tant pour le SHBO (les élasticités directe et indirecte sont d'environ 0,35) que pour le SMPT (0,30). L'indexation directe était très nettement supérieure à l'indexation indirecte avant 1982.

- 20 % à 30 % des coups de pouce sur le Smic se reportent à long terme sur le salaire moyen. Sans être très important, cet impact des relèvements discrétionnaires du Smic n'apparaît cependant pas négligeable.

- Les effets à long terme des relèvements du Smic liés à son indexation sur la moitié du pouvoir d'achat du SHBO sont très différenciés selon la mesure du salaire moyen. Ces relèvements se reportent seulement pour 14 % sur le SMPT et pour 65 % sur le SHBO. Ce dernier résultat fait apparaître le risque d'une forte circularité entre le Smic et le SHBO : les augmentations du pouvoir d'achat du SHBO se reportent pour moitié sur le Smic, du fait des règles de revalorisation du Smic, et les relèvements du Smic, liés à la composante SHBO des augmentations du salaire minimum, se reportent donc à long terme, selon nos résultats d'estimation, pour 65 % sur le SHBO lui-même.

* *

*

Du fait des coups de pouce dont il a bénéficié, le Smic a connu une croissance plus élevée que le salaire moyen sur chacune des décennies de la période 1970-2009. Les estimations réalisées montrent par ailleurs que l'impact sur le salaire moyen des revalorisations du Smic est fort. Cet impact estimé est plus important que celui auquel aboutissaient des études antérieures, les formalisations retenues permettant une prise en compte d'effets plus dynamiques. Enfin, les revalorisations du

10. Cette quasi-indexation de fait est confirmée par un test sur la combinaison non linéaire des coefficients estimés du modèle 5 : l'indexation n'apparaît pas significativement différente de 1 à long terme.

Tableau 4
Estimation des élasticités de court et de long terme du SHBO et du SMPT aux évolutions de l'indice des prix à la consommation et à chacune des trois composantes de revalorisation du Smic

	SHBO		SMPT	
	Court terme	Long terme	Court terme	Long terme
Indice des prix à la consommation				
- Avant 1982	0,51	0,54	0,17	0,53
- À partir de 1982	0,10	0,36	0,04	0,30
Composantes des revalorisations du Smic				
- Inflation	0,19	0,35	0,07	0,30
- Pouvoir d'achat du SHBO	0,00	0,65	0,01	0,14
- Coups de pouce	0,11	0,23	0,08	0,28

Lecture : l'élasticité de court terme correspond à l'effet durant le même trimestre. L'élasticité de long terme correspond à l'effet final, prenant en compte les inerties de répercussion. Les élasticités de long terme sont, pour chaque variable, calculées à partir des résultats d'estimations, de façon usuelle, en reprenant les modèles correspondants dans lesquels les polynômes $\square(L)$ de l'opérateur de décalage temporel L sont transformés en remplaçant l'opérateur de décalage L par 1.

Avant 1982, une hausse de 1 % des prix entraînait directement une hausse du SHBO de 0,51 % le même trimestre et de 0,54 % à long terme.

Champ : France métropolitaine.

Source : résultats d'estimation du modèle 5 (cf. tableau 2 pour le SHBO et tableau 3 pour le SMPT).

Smic ayant pour origine l'indexation réglementaire sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du SHBO ont un impact important sur le SHBO lui-même. Ce dernier résultat suggère la possibilité d'une forte circularité entre Smic et SHBO qui pourrait nourrir la dynamique de ces deux grandeurs. Compte tenu de la forte dynamique 'spontanée' du Smic en cas de surprises inflationnistes ou désinflationnistes, liée aux modalités de revalorisation automatique et à leur interprétation (cf. Cette et Wasmer, 2010), une telle circularité peut fragiliser la compétitivité française dans de telles situations de fluctuations importantes de l'inflation à la hausse ou à la baisse. De telles fluctuations pourraient en effet aboutir à dynamiser « spontanément » les salaires réels plus

que dans d'autres pays, en particulier au sein de la zone euro. Pour ces raisons, liées à la fois aux modalités de revalorisation du Smic et à l'effet de ces revalorisations sur le salaire moyen, la France est sans doute l'un des pays industrialisés dont la compétitivité est la plus menacée par d'éventuelles fluctuations de l'inflation. En France, plus qu'ailleurs, la stabilité de l'inflation est utile à la compétitivité.

Ces enseignements empiriques appellent bien sûr une confirmation sur des données plus micro-économiques sur longue période. Ils apportent cependant déjà des éléments d'éclairage originaux qui confirment la place importante en France du salaire minimum sur l'équilibre du marché du travail. □

BIBLIOGRAPHIE

Angrist J. et Pischke J-S. (2009), *Mostly Harmless Econometrics*, Princeton University Press.

Aghion P., Algan Y. et Cahuc P. (2007), « Can Policy Influence Culture ? Minimum Wage and the Quality of the Labor Relations », CEPREMAP, Document de Travail.

Askenazy P., Cette G. et Sylvain A. (2011), « Le partage de la valeur ajoutée », éditions la Découverte, collection Repères, n° 576.

Atkinson T., Piketty T. et Saez E. (2011), « Top Incomes in the Long Run of History », *Journal of Economic Literature*, vol. 49, n° 1, pp. 3-71.

Autor D., Katz L. F. et Kearney M. S. (2008), « Trends in U.S. Wage Inequality : Revising the Revisionists », *Review of Economics and Statistics*, vol. 90, n° 2, pp. 300-323.

Avouyi-Dovi S., Fougère D. et Gautier E. (2009), « Les négociations salariales en France : une analyse à partir de données d'entreprises (1994-2005) », *Économie et Statistique*, n° 426, pp. 29-65.

Bazen S. et Martin J. P. (1991), « L'incidence du salaire minimum sur les gains et l'emploi en France », *Revue Économique de l'OCDE*, n° 16, printemps, pp. 225-248.

Blanchard P. et Sevestre P. (1989), « L'indexation des salaires : Quelle rupture en 1982 ? », *Économie et Prévision*, n° 87, 1989-1, pp. 67-74.

Cahuc P., Cette G. et Zylberberg A. (2007), « Salaires minimum et bas revenus : comment concilier justice sociale et efficacité économique », Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 79.

Cette G., Delpla J. et Sylvain A. (2009), « Le partage des fruits de la croissance », Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 85.

Cette G. et Wasmer E. (2010), « La revalorisation automatique du SMIC », *Revue de l'OFCE*, n° 112, pp. 139-159.

Chambaz C. (2011), « Les enquêtes trimestrielles ACEMO et le calcul du SHBO », mimeo, note DARES, Ref. : DARES/STRP/SCS/CC/083/2011, 8 juillet.

Cotis J.-P. (2009), « Partage de la valeur ajoutée, partage des profits et écarts de rémunération en France », Rapport au Président de la République, mars.

CSERC (1999), *Le SMIC, salaire minimum de croissance*, La Documentation Française.

Demailly D. (2011), « Le dénombrement des bénéficiaires directs du relèvement du SMIC depuis 1970 », mimeo, note DARES, Ref. : DARES/STRP/SCS/DD/057/2011, 23 mai.

Desplat R., Jamet S., Passeron V. et Romans F. (2003), « La modération salariale en France depuis le début des années 1980 », *Économie et Statistique*, n° 367, pp. 39-67.

Dickey D.A. et Fuller W.A. (1979), « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.

Dustmann C., Ludsteck J. et Schönberg U. (2009), « Revisiting the German Wage Structure », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 124, n° 2, pp. 843-881.

Goaran C. et Muller L. (2011), « Les effets des hausses du Smic sur les salaires mensuels dans les entreprises de 10 salariés ou plus de 2006 à 2009 », INSEE, Emploi et Salaires, édition 2011.

Griliches Z. et Hausman J. (1986), « Errors in variables in panel data », *Journal of Econometrics*, vol. 31, n° 1, pp. 93-118.

Groupe d'experts sur le SMIC (2009), « Rapport du Groupe d'Experts », Décembre.

Groupe d'experts sur le SMIC (2010), « Rapport du Groupe d'Experts », Décembre.

Hayashi F. (2000), *Econometrics*, Princeton University Press, Princeton.

Heckel T., Le Bihan H. et Montornes J. (2008), « Sticky wages - Evidence from quarterly Microeconomic data », Banque de France, Notes d'Études et de Recherche, n° 208, avril.

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

Koubi M. et Lhommeau B. (2007), « Les effets de diffusion de court terme des hausses du SMIC dans les grilles salariales des entreprises de 10 salariés ou plus sur la période 2000-2005 », INSEE, Les salaires en France Edition 2007, pp. 67-82.

Kwiatkowski D., Phillips P. C., Schmidt P. et Shin Y. (1992), « Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root », *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-178.

Machin S. et Van Reenen J. (2007), « Changes in wage inequality », CEP, Special Report.

Verdugo G. (2011), « The Great Compression of the Wage Structure in France, 1969-2008 : the Role of Supply and Demand Factors », mimeo, accessible sur le site personnel : <https://sites.google.com/site/gregoryverdugo/>.

LE SMIC : QUELQUES ASPECTS INSTITUTIONNELS

Cette annexe reprend des éléments de Cahuc *et al.* (2007).

Les premières réglementations concernant un salaire minimum datent, en France, de 1915, une loi fixant alors un salaire minimum pour les travailleurs à domicile du textile (sur l'histoire du salaire minimum en France, voir CSERC, 1999). Le régime général de conventions collectives institué en 1936 prévoyait des salaires minima par région et qualification professionnelle. Mais c'est en 1950 qu'a été véritablement instauré un salaire minimum, appelé « salaire minimum interprofessionnel garanti » (Smig), concernant l'ensemble des branches d'activité. Ce salaire minimum a été profondément remodelé en 1970 pour devenir le « salaire minimum interprofessionnel de croissance » (Smic), et le salaire minimum que nous connaissons aujourd'hui ne diffère que marginalement de celui défini il y a maintenant plus de 40 ans.

Du Smig au Smic

À partir de la fin 1946, les salaires sont en France fixés par arrêtés ministériels. La loi du 11 février 1950 relative « aux conventions collectives et aux procédures de règlement des conflits collectifs de travail » instaure la libre négociation des salaires et simultanément un « salaire minimum national interprofessionnel garanti » (le Smig). Le gouvernement promulgue le 23 août 1950 le premier décret fixant le niveau du Smig. À l'origine, le Smig pouvait différer selon les régions. En pratique, le Smig est fixé pour la région parisienne. Pour les autres régions, il s'obtient en appliquant divers abattements.

En 1952, le Smig est indexé sur l'indice mensuel des prix à la consommation familiale à Paris (encore appelé « Indice des 213 articles »). Dès que la hausse de cet indice dépasse 5 %, le Smig dans la région parisienne est augmenté en proportion de l'augmentation constatée. Du fait de cette indexation sur les seuls prix, l'écart entre le Smig et le salaire moyen ne cesse de croître, le salaire moyen bénéficiant également d'augmentations financées par les gains de productivité importants sur cette période. Suite aux événements sociaux du printemps 1968, le Smig fut fortement revalorisé (+ 35 %) au 1^{er} juin et, pour éviter par la suite un décrochage mécanique trop important entre le salaire minimum et le salaire moyen, le gouvernement décida la création du « salaire minimum interprofessionnel de croissance » (Smic) par la loi du 2 janvier 1970. Les abattements selon les zones sont supprimés.

Dans l'esprit du législateur, il s'agit, par le passage du Smig au Smic, de substituer à un minimum de subsistance porté par le Smig un revenu permettant « aux salariés dont les rémunérations sont les plus faibles une participation au développement économique de la Nation », autrement dit, une augmentation automatique du pouvoir d'achat en relation avec celle de l'ensemble des salariés. Pour autant, il est utile de souligner qu'à l'époque le salaire minimum légal est conçu comme ne pouvant être « qu'un plancher absolu dont le niveau est limité par la nécessité de ne pas provoquer la faillite massive des entreprises les moins rentables ni d'empêcher l'embauche des travailleurs les moins qualifiés. S'il ne peut jouer que le rôle de serre-file, c'est aux salaires

minima des conventions collectives des branches les plus favorisées que revient le rôle d'avant-garde » comme l'a souligné M. Fontanet, Ministre du Travail, à l'Assemblée nationale lors du vote de la loi sur le Smic du 11 décembre 1969 (CSERC, 1999, p. 20).

Le Smic s'applique sur l'ensemble du territoire, y compris la collectivité territoriale de Saint-Pierre-et-Miquelon et les départements d'outre-mer. Hormis les VRP dont les horaires ne sont pas contrôlables et les titulaires d'un contrat d'apprentissage ou de professionnalisation, tous les salariés bénéficient des dispositions relatives au Smic dès lors qu'ils sont âgés d'au moins 18 ans. Les entreprises peuvent appliquer un abattement de 20 % pour un salarié de moins 17 ans et un abattement de 10 % pour un salarié dont l'âge se situe entre 17 et 18 ans.

Mode de revalorisation du Smic

Le Smic est un salaire minimum horaire. Depuis 1970, ses augmentations doivent garantir son pouvoir d'achat et faire en sorte qu'il incorpore les « fruits de la croissance ». Son mode de fixation a très peu évolué depuis son instauration. Jusqu'en 2009, le Smic a été revalorisé chaque 1^{er} juillet par décret après avis de la Commission nationale de la négociation collective. Depuis 2010, en application de la loi du 3 décembre 2008 qui a modifié le calendrier de la revalorisation annuelle légale du Smic, cette revalorisation est faite au 1^{er} janvier. La revalorisation annuelle légale du Smic se fait selon les trois dispositions suivantes :

- Le Smic est indexé sur l'indice national des prix à la consommation. Cette indexation peut également s'effectuer automatiquement en cours d'année : lorsque l'indice national des prix à la consommation atteint un niveau correspondant à une hausse d'au moins 2 % par rapport à l'indice pris en compte lors du précédent relèvement du Smic, ce dernier est revalorisé dans la même proportion à compter du 1^{er} jour du mois qui suit la publication de l'indice donnant lieu au relèvement (article L3231-5 - anciennement L141-3 - du code du travail). Une telle revalorisation automatique infra annuelle s'est produite en décembre 2011 ; elle s'est élevée à 2,1 % soit l'évolution de l'indice des prix constatée entre novembre 2010 (dernier indice pris en compte pour la revalorisation du 1^{er} janvier 2011) et octobre 2011 (indice connu mi-novembre 2011). Cette revalorisation infra annuelle a été suivie de la revalorisation automatique du 1^{er} janvier 2012, de 0,3 %, soit l'évolution de l'indice des prix de novembre 2011 (pour 0,2 %) et l'évolution du pouvoir d'achat du SHBO du quatrième trimestre 2010 au troisième trimestre 2011 (pour 0,1 %). La précédente revalorisation infra-annuelle avait été réalisée en mai 2008 ; elle s'était élevée à 2,3 % soit l'évolution de l'indice des prix constatée entre mai 2007 (dernier indice pris en compte pour la revalorisation de juillet 2007) et mars 2008 (indice connu mi-avril 2008). Cette revalorisation infra annuelle avait été suivie de la revalorisation automatique du 1^{er} juillet 2008, de 0,9 %, soit l'évolution de l'indice des prix constatée sur les mois d'avril et mai 2008. Enfin, la précédente indexation automatique infra annuelle de ce type eut lieu en mai 1996 suite à l'accélération des prix causée par la hausse de deux points du taux normal de TVA en août 1995.

Conformément à la loi du 23 janvier 1990, l'Insee publie depuis cette date un indice des prix à la consommation d'où est exclue toute référence aux prix du tabac. Ainsi, jusqu'en décembre 1989, l'indice des prix à la consommation concerne l'ensemble des ménages urbains - tabac inclus - dont le chef est ouvrier ou employé. À partir de janvier 1990, il s'agit de l'indice des prix à la consommation pour les ménages urbains dont le chef est ouvrier ou employé, tabac exclu.

- Le Smic prend en compte le développement économique de la Nation, en étant lié à l'évolution du pouvoir d'achat du taux de salaire horaire de base ouvrier (SHBO). Ainsi, au moment de la revalorisation du 1^{er} juillet, en aucun cas l'accroissement annuel du pouvoir d'achat du Smic ne peut être inférieur à la moitié de l'augmentation annuelle du pouvoir d'achat du SHBO enregistrée par une enquête trimestrielle du Ministère du Travail (article L3231-8 - anciennement L141-5 - du code du travail) ;

- En outre, le gouvernement est libre de porter le Smic à un taux supérieur à celui qui résulterait de la seule mise en œuvre des mécanismes précités, soit en cours d'année, soit à l'occasion de la revalorisation annuelle légale le 1^{er} juillet jusqu'en 2009 et le 1^{er} janvier depuis 2010 (article L3231-10 - anciennement L141-7 - du code du travail). Il s'agit des « coups de pouce ».

L'assiette du Smic

Pour vérifier le respect des obligations liées au Smic - on parle « d'assiette de vérification » - il est tenu compte du salaire de base, ainsi que des majorations diverses et des avantages en nature ayant le caractère de complément de salaire. Bien que le Smic soit fixé par un taux horaire, l'assiette de vérification se réalise sur une base mensuelle. Les décrets établissant le Smic ou ses révisions ne définissent pas précisément le contenu de ces compléments de salaire. Il en résulte que c'est le juge qui décide *in fine* ce qui fait partie de l'assiette de vérification et ce qui n'en fait pas partie. La définition de l'assiette est donc très largement jurisprudentielle. À titre d'illustration, font partie de l'assiette de vérification, les avantages en nature, les pourboires, les primes de fin d'année et le 13^{ème} mois. En revanche, sont exclus de l'assiette de vérification du Smic les primes

d'ancienneté, d'assiduité, les primes de rendement collectives et imprévisibles, les primes liées aux conditions de travail ou à la situation géographique, les majorations pour heures supplémentaires ou pour travail de nuit, les majorations pour le travail du dimanche, les remboursements de frais professionnels et les primes d'intéressement et de participation.

Les dispositions temporaires des lois Aubry II (2000) et Fillon (2003)

Afin d'éviter une baisse de la rémunération mensuelle des salariés payés au Smic et dont la durée du travail a été réduite à 35 heures à compter du 15 juin 1998 (date d'entrée en vigueur de la loi Aubry I), une Garantie mensuelle de rémunération (GMR) a été instaurée par l'article 32 de la loi du 19 janvier 2000 (loi Aubry II). Ainsi, au 1^{er} juillet 2002, il existait cinq GMR créées lors des différentes revalorisations annuelles légales du Smic horaire intervenues alors à chaque 1^{er} juillet. Pour mettre un terme à cette multiplicité de planchers salariaux légaux, la loi du 17 janvier 2003 (loi Fillon), « relative aux salaires, au temps de travail et au développement de l'emploi », a programmé la convergence des différents minima salariaux sur une période de trois ans par augmentation progressive et différenciée des planchers légaux. Au 1^{er} juillet 2005, les GMR ont donc disparu et pour une même durée de travail, tous les salariés rémunérés au Smic perçoivent une même rémunération.

Les dispositions de la loi du 3 décembre 2008

Deux dispositions de la loi du 3 décembre 2008 « en faveur des revenus du travail » concernent le Smic. Une première disposition, évoquée plus haut, modifie le calendrier de la revalorisation annuelle légale, faisant passer cette dernière du 1^{er} juillet au 1^{er} janvier. Une seconde disposition instaure un groupe d'experts indépendants, nommés pour quatre ans par décret du Premier ministre, se prononçant chaque année par un rapport sur l'évolution du Smic, au moment de la revalorisation annuelle légale. Ce rapport est adressé à la Commission nationale de la négociation collective (CNNC) et est rendu public. Si la revalorisation décidée par décret s'écarte de celle préconisée par le groupe d'experts, le gouvernement doit motiver par écrit cette différence auprès de la CNNC.

LES MODÈLES ESTIMÉS

Avant de présenter les modèles qui ont été estimés, il paraît utile de mentionner deux des difficultés de cette analyse. La première est le nombre limité d'observations disponibles. Les données mobilisées sont trimestrielles et s'étendent sur les quatre décennies 1970-2009. Compte tenu des spécifications en différences premières et des termes retardés qui interviennent dans les modèles estimés, les estimations sont finalement réalisées sur les 156 observations de la période 1971-2009. Le faible nombre d'observations réduit l'ambition des spécifications et le nombre des variables de contrôle.

Une seconde difficulté vient de ce que les séries macroéconomiques mobilisées sont potentiellement non stationnaires. Il est connu que si deux séries sont cointégrées et de racine unitaire, la régression de l'une sur l'autre peut produire une inférence fautive (voir par exemple Hayashi, 2000, p. 643). Une réponse à une telle difficulté est d'estimer le modèle après avoir différencié autant de fois qu'il est nécessaire pour que les séries deviennent stationnaires. Les résultats des tests de racine unitaire réalisés sur les données mobilisées ici suggèrent que les séries correspondantes seraient généralement intégrées d'ordre 2 (cf. Annexe 3). Comme dans Heyer *et al.* (2000), les tests ici réalisés rejettent l'hypothèse de la stationnarité des séries en niveau et en différence première. Ce dernier résultat suggérerait d'estimer un modèle sur ces séries différenciées deux fois. Mais un tel choix a un fort coût en termes de précision des estimations : estimer un modèle en différences secondes augmente généralement la part du bruit dans la variance des données ce qui biaise potentiellement l'estimation des paramètres vers zéro (voir par exemple Griliches et Hausman, 1986). Par ailleurs, les tests de racine unitaire sont peu puissants (Hayashi, 2000, p. 602). Enfin, sous certaines conditions détaillées dans Desplatz *et al.* (2003, p. 45), des spécifications d'équations de salaires en différences premières ou secondes avec un terme de rappel peuvent être équivalentes. Pour ces raisons, les équations de salaire estimées dans la littérature le sont le plus généralement sur des séries en différences premières (voir par exemple Desplatz *et al.*, 2003). C'est le choix également retenu dans la présente analyse. Desplatz *et al.* (2003, p. 45), montrent que dans un modèle d'équation de salaire à correction d'erreur estimé avec le SMB ou le SMPT en différence seconde, le paramètre de correction d'erreur de l'équation de long terme en différence première est proche de -1. Ils en déduisent que le modèle estimé peut être simplifié et estimé directement en différences premières. Nous obtenons un résultat globalement similaire sur nos données à partir d'un modèle à correction d'erreur en différence seconde sur le SHBO. Nous obtenons un coefficient estimé du terme de rappel de -0,88, non significativement différent de -1, ce qui suggère que la simplification proposée par ces auteurs reste valide dans notre cas. L'estimation réalisée du modèle 1 ci-dessous, sur des données différenciées deux fois, aboutit à des résultats moins précis mais proches de ceux obtenus sans cette différenciation (cf. annexe 4).

Dans la présentation qui suit des modèles estimés, les notations des variables en capitales ou des minuscules correspondent, respectivement, au niveau ou au logarithme de ces variables. Δ devant une variable corres-

pond à sa différence première. Le taux de croissance d'une variable est approximé par la différence première de son logarithme.

Les modèles estimés sont rigoureusement les mêmes sur chacune des deux mesures du salaire moyen que constituent le SHBO et le SMPT. Aussi, de façon générique, le salaire est par la suite noté W et correspond indifféremment à l'une ou l'autre des deux mesures.

À la base, le modèle estimé est usuel : il articule la croissance du salaire Δw avec i) la croissance de l'indice des prix à la consommation Δipc , ii) la croissance de la productivité du travail $\Delta prod$ (croissance de la productivité du travail horaire $\Delta prodh$ ou par tête $\Delta prodt$ selon que la mesure du salaire est le SHBO ou le SMPT), iii) la croissance de la durée du travail $\Delta duree$, iv) la variation $\Delta CHOM$ et le niveau $CHOM$ du taux de chômage. Des effets fixes trimestriels $TRIM$ prennent en compte des spécificités trimestrielles récurrentes dans les évolutions du salaire. Afin de représenter une certaine inertie dynamique dans l'ajustement du salaire aux variations du prix, toutes les spécifications retenues intègrent comme variables explicatives i) les variations des prix contemporaines et celles des trois trimestres précédents et ii) également trois termes de retard pour les variations du salaire. Le signe attendu des coefficients à estimer est positif pour les variations des prix et pour la croissance de la productivité, et négatif pour le niveau et les variations du taux de chômage. Il est *a priori* incertain pour les variations de la durée du travail.

Cette première spécification simplifiée correspond au modèle 1 suivant :

$$\Delta w_t = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j \Delta w_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta ipc_{t-j} + \theta_1 CHOM_t + \theta_2 \Delta CHOM_t + \theta_3 \Delta prod_t + \theta_4 \Delta duree_t + TRIM + \varepsilon_t \quad (1)$$

Notre objectif étant d'analyser la réponse du salaire moyen (mesuré par le SHBO ou le SMPT) aux variations du Smic, le modèle 1 précédent est développé en ajoutant à la liste des variables explicatives les variations du Smic sur le trimestre courant. Cette relation est assez proche de celles retenues dans Desplatz *et al.* (2003).

Cette seconde spécification simplifiée correspond au modèle 2 ci-dessous :

$$\Delta w_t = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j \Delta w_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta ipc_{t-j} + \theta_1 CHOM_t + \theta_2 \Delta CHOM_t + \theta_3 \Delta prod_t + \theta_4 \Delta duree_t + \delta \Delta smic_t + TRIM + \varepsilon_t \quad (2)$$

Les effets des revalorisations du Smic sur le salaire moyen peuvent être progressifs. Pour prendre en compte cette inertie, les variations du Smic sur les trois trimestres précédents sont ajoutées à la liste des variables explicatives. Cette spécification diffère de

celles estimées antérieurement dans la littérature sur le sujet (par exemple Desplatz *et al.*, 2003) par la prise en compte d'une inertie dynamique dans l'impact des variations du Smic sur le salaire moyen via l'inclusion, dans les variables expliquant les variations du salaire, à la fois i) des variations du Smic sur les trois trimestres antérieurs au trimestre courant et ii) des variations du salaire lui-même sur les trois trimestres précédents.

Cette troisième spécification simplifiée correspond au modèle 3 ci dessous :

$$\Delta w_t = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j \Delta w_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta ipc_{t-j} + \theta_1 CHOM_t + \theta_2 \Delta CHOM_t + \theta_3 \Delta prod_t + \theta_4 \Delta duree_t + \sum_{j=0}^3 \delta_j \Delta smic_{t-j} + TRIM + \varepsilon_t \quad (3)$$

Les paramètres d'intérêt sont ici les coefficients δ_j qui capturent les effets dynamiques des variations du Smic sur le salaire.

Le modèle suivant veut caractériser l'impact spécifique sur le salaire de chacune des trois différentes modalités de revalorisation du Smic : l'indexation sur les prix, sur la moitié des gains de pouvoir d'achat du SHBO, et les coups de pouce. Les différentes modalités d'augmentation du Smic peuvent en effet avoir un impact direct différencié sur la dynamique du salaire moyen au travers des négociations salariales de branches et d'entreprises ainsi qu'au travers des revalorisations individuelles. La spécification retenue dans cette logique correspond au précédent modèle 3 dans lequel les variations du Smic sur le trimestre courant et les trois trimestres antérieurs sont remplacées par les contributions à ces variations des trois modalités de revalorisation du Smic.

Cette spécification simplifiée correspond donc au modèle 4 suivant :

$$\Delta w_t = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j \Delta w_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \gamma_j \Delta ipc_{t-j} + \theta_1 CHOM_t + \theta_2 \Delta CHOM_t + \theta_3 \Delta prod_t + \theta_4 \Delta duree_t + \sum_{j=0}^3 \delta_j^1 \Delta c_{-ipc}_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \delta_j^2 \Delta c_{-shbo}_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \delta_j^3 \Delta c_{-cp}_{t-j} + TRIM + \varepsilon_t \quad (4)$$

où Δc_{ipc} , Δc_{shbo} et Δc_{cp} correspondent respectivement aux contributions de l'inflation, des variations du pouvoir d'achat du SHBO et des coups de pouce aux variations du Smic. Ces variables vérifient l'égalité comptable : $\Delta smic_t = \Delta c_{ipc}_t + \Delta c_{shbo}_t + \Delta c_{cp}_t$ (cf. encadré 1).

L'analyse s'étend sur les quatre décennies 1970-2009 durant lesquelles l'inflation a fortement diminué au début des années 1980 (cf. graphique VIII). Il a été mis en évidence dans de nombreux articles l'existence d'une rupture dans l'indexation des salaires sur les prix au début des années 1980 (voir par exemple Blanchard et Sevestre, 1989, ou Desplatz *et al.*, 2003). Nous avons testé l'existence de cette rupture. Le graphique VII présente la somme des carrés des résidus d'estimations du modèle 4 supposant une rupture dans l'indexation des salaires sur les prix pour différentes dates de

rupture. Il apparaît que cette somme est la plus faible quand la rupture est introduite au premier trimestre de l'année 1982. Par ailleurs, des tests de Fisher usuels confirment la significativité d'une telle rupture. Nous privilégions donc le modèle avec une rupture de l'indexation des salaires sur les prix en 1982.

Le dernier modèle estimé décompose les variables explicatives représentant la croissance des prix à la consommation du trimestre courant et des trois trimestres précédents selon qu'elles concernent la période d'avant ou après le premier trimestre de l'année 1982. Cette cinquième et dernière spécification simplifiée correspond au modèle 5 ci-dessous :

$$\Delta w_t = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j \Delta w_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \gamma_j b82_{-} \Delta ipc_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \phi_j f82_{-} \Delta ipc_{t-j} + \theta_1 CHOM_t + \theta_2 \Delta CHOM_t + \theta_3 \Delta prod_t + \theta_4 \Delta duree_t + \sum_{j=0}^3 \delta_j^1 \Delta c_{-ipc}_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \delta_j^2 \Delta c_{-shbo}_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \delta_j^3 \Delta c_{-cp}_{t-j} + TRIM + \varepsilon_t \quad (5)$$

où le préfixe *b82* ou *f82* avant la variable Δipc indique qu'il s'agit que la croissance des prix intervient sur les salaires respectivement avant ou à partir du premier trimestre de l'année 1982.

Il est possible que l'impact des variations du Smic sur le salaire dépende de la compression des salaires au voisinage du Smic. Plus cette compression est élevée et plus une même revalorisation du Smic aurait un impact important sur le salaire. Une solution parfois retenue pour prendre en compte cet aspect consiste à pondérer les variations du Smic par la proportion de salariés dont le salaire est directement impacté par les revalorisations du Smic (c'est par exemple le choix d'une des spécifications de Desplatz *et al.*, 2003). Cependant, cette variable (« proportion de salariés dont le salaire est directement impacté par les revalorisations du Smic ») ne fournit qu'une information très indirecte sur la compression des salaires au voisinage du Smic, car elle est influencée non seulement par cette compression mais aussi par l'importance de la revalorisation du Smic. Par ailleurs, elle est annuelle et connaît une rupture statistique. Cependant, même lacunaire, cette information semble suggérer une proportion croissante sur la période des salaires au voisinage du Smic (cf. graphique VI). Les estimations réalisées sur les variations du Smic pondérées par la proportion de salariés dont le salaire est directement impacté par les revalorisations du Smic aboutissent à des résultats d'estimation moins précis et satisfaisants que ceux obtenus sur les seules variations du Smic. Elles ne sont pas ici reportées.

Enfin, le choix d'utiliser trois retards dans le modèle peut paraître arbitraire. Les tests usuels de spécification disponibles ne donnent pas une réponse claire concernant la meilleure spécification à retenir pour le nombre de retards. Nous présentons ainsi également les résultats d'une estimation incluant jusqu'à quatre retards. Quelques autres éléments d'analyse de la robustesse des estimations proposées sont fournis dans l'encadré 2.

L'ORDRE DE STATIONNARITÉ DES VARIABLES MOBILISÉES

Pour déterminer l'ordre d'intégration des variables étudiées, deux tests ont été retenus : le test Kwiatkowski, *et al.* (1992), noté KPSS et le test ADF (Dickey et Fuller, 1979). La principale différence entre ces tests apparaît dans le choix de l'hypothèse nulle. L'hypothèse nulle

du test KPSS est celle de la stationnarité, autour d'une constante ou d'une tendance déterministe linéaire, contrairement à l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire pour le test ADF. Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau A.

Tableau A

Statistiques de tests de stationnarité KPSS et de racine unitaire ADF (données trimestrielles, 1970-2009)

Variables	Statistique KPSS Ho : série stationnaire		Statistique ADF Ho : série non stationnaire		Ordre d'intégration	
	KPSSc =		ADFc =			
shbo	KPSSc =	0,06	ADFc =	- 19,66	I(2)	sans tendance
	KPSSct =	0,06	ADFct =	- 19,60	I(2)	avec tendance
smic	KPSSc =	0,08	ADFc =	- 20,42	I(2)	sans tendance
	KPSSct =	0,06	ADFct =	- 20,36	I(2)	avec tendance
smpt	KPSSc =	0,12	ADFc =	- 16,96	I(2)	sans tendance
	KPSSct =	0,12	ADFct =	- 16,91	I(2)	avec tendance
ipc	KPSSc =	0,07	ADFc =	- 17,85	I(2)	sans tendance
	KPSSct =	0,07	ADFct =	- 17,81	I(2)	avec tendance
CHOM	KPSSc =	0,24	ADFc =	- 4,19	I(1)	sans tendance
	KPSSct =	0,06	ADFct =	- 6,26	I(1)	avec tendance
prodt	KPSSc =	0,13	ADFc =	- 22,63	I(2)	sans tendance
	KPSSct =	0,06	ADFct =	- 6,64	I(1)	avec tendance
prodh	KPSSc =	0,28	ADFc =	- 4,59	I(2) et I(1)	sans tendance
	KPSSct =	0,08	ADFct =	- 4,97	I(1)	avec tendance
duree	KPSSc =	0,04	ADFc =	- 17,36	I(2)	sans tendance
	KPSSct =	0,03	ADFct =	- 17,30	I(2)	avec tendance
c_ipc	KPSSc =	0,12	ADFc =	- 20,94	I(2)	sans tendance
	KPSSct =	0,09	ADFct =	- 20,88	I(2)	avec tendance
c_shbo	KPSSc =	0,05	ADFc =	- 22,00	I(2)	sans tendance
	KPSSct =	0,05	ADFct =	- 21,93	I(2)	avec tendance
c_cp	KPSSc =	0,41	ADFc =	- 3,60	I(1)	sans tendance
	KPSSct =	0,12	ADFct =	- 3,95	I(1)	avec tendance
Nombre d'observations	160					

Lecture : les chiffres correspondent aux valeurs obtenues pour les statistiques des tests. KPSSc (resp. ADFc) est la statistique du test KPSS (resp. ADF) pour le modèle avec constante et KPSSct (resp. ADFct) est la statistique pour le modèle avec constante et trend. Les séries sont exprimées en logarithme (sauf pour le taux de chômage). Pour le test ADF, nous avons retenu les ordres de retard qui minimisent le critère d'information d'Akaike (Modified-AIC).

Les statistiques KPSS ou ADF présentées dans le tableau sont celles qui concluent à la stationnarité de la série. Par exemple, le taux de chômage est stationnaire (dans les deux cas de figure, soit avec constante ou avec une constante et un trend), puisque la statistique KPSS, égale à 0,24 dans le premier cas et 0,06 dans le second, est inférieure à la valeur critique du test (resp. 0,463 et 0,146 pour un seuil de risque de 5 %, cf. tableau B). Pour le test ADF, la statistique qui détecte la stationnarité du taux de chômage est égale à - 4,19 (- 6,26 pour le modèle avec constante et trend), elle est supérieure en valeur absolue à la valeur critique égale à (resp. - 2,88 et - 3,44).

Champ : France métropolitaine.

Source : calcul des auteurs.

Tableau B

Valeurs critiques des tests KPSS et ADF effectués

Tests	Seuil : 1 %	Seuil : 5 %	Seuil : 10 %
KPSSc	0,739	0,463	0,347
KPSSct	0,216	0,146	0,119
ADFc	- 3,47	- 2,88	- 2,58
ADFct	- 4,02	- 3,44	- 3,14

Source : Kwiatkowski *et al.* (1992) et Dickey et Fuller (1979).

Résultats des estimations des modèles 2 et 3 en différences secondes

	Variable dépendante : $\Delta 2shbo$		Variable dépendante : $\Delta 2smpt$	
	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 2	Modèle 3
$\Delta 2w_{t-1}$	- 0,864*** (0,070)	- 0,832*** (0,072)	- 0,468*** (0,076)	- 0,452*** (0,074)
$\Delta 2w_{t-2}$	- 0,680*** (0,081)	- 0,638*** (0,081)	- 0,243*** (0,082)	- 0,226*** (0,081)
$\Delta 2w_{t-3}$	- 0,479*** (0,071)	- 0,498*** (0,071)	- 0,254*** (0,075)	- 0,273*** (0,073)
$\Delta 2ipc_t$	0,478*** (0,094)	0,447*** (0,098)	0,239*** (0,072)	0,208*** (0,076)
$\Delta 2ipc_{t-1}$	0,535*** (0,106)	0,486*** (0,114)	0,419*** (0,081)	0,414*** (0,087)
$\Delta 2ipc_{t-2}$	0,506*** (0,108)	0,446*** (0,110)	0,294*** (0,082)	0,264*** (0,084)
$\Delta 2ipc_{t-3}$	0,428*** (0,096)	0,369*** (0,100)	0,194** (0,078)	0,176** (0,080)
$\Delta CHOM_t$	- 0,262 (0,201)	- 0,268 (0,197)	- 0,165 (0,157)	- 0,161 (0,154)
$\Delta 2CHOM_t$	- 0,212 (0,230)	- 0,135 (0,228)	- 0,149 (0,183)	- 0,104 (0,182)
$\Delta 2prod_t$	- 0,043 (0,062)	- 0,028 (0,062)	0,068 (0,049)	0,086* (0,049)
$\Delta 2duree$	0,045 (0,223)	0,051 (0,219)	- 0,028 (0,163)	- 0,022 (0,160)
$\Delta 2smic_t$	0,057*** (0,019)	0,072*** (0,027)	0,015 (0,014)	0,023 (0,021)
$\Delta 2smic_{t-1}$		0,023 (0,035)		0,014 (0,027)
$\Delta 2smic_{t-2}$		0,034 (0,035)		0 (0,027)
$\Delta 2smic_{t-3}$		0,064** (0,027)		0,035* (0,021)
Nombre d'observations	155	155	155	155
R ²	0,59	0,60	0,32	0,35

Lecture : les différents modèles sont détaillés dans l'annexe 2. Les nombres entre parenthèses correspondent aux écarts-types des coefficients estimés. ***, ** et * à côté d'un coefficient indiquent que ce dernier est significatif au seuil respectif de 1 %, 5 % et 10 %.
Champ : France métropolitaine.
Source : calcul des auteurs.