

**EFFICACITÉ DE LA POLITIQUE ÉCONOMIQUE ET
POSITION DANS LE CYCLE**

Le cas de la défiscalisation des heures supplémentaires en France

N° 2010-26

Octobre 2010

Eric HEYER (OFCE)

Efficacité de la politique économique et position dans le cycle

Le cas de la défiscalisation des heures supplémentaires en France

Eric Heyer
OFCE

Résumé

La situation conjoncturelle de l'ensemble des grands pays développés a fortement évolué au cours de la période 2007-2010. Or de nombreuses mesures de politique économique ont été maintenues. C'est le cas notamment de la défiscalisation des heures supplémentaires et son exonération de cotisations sociales, mesure centrale dans le dispositif du gouvernement français. Dans ce travail nous proposons des simulations de ce dispositif en fonction de la conjoncture dans laquelle celui-ci est mis en place. D'après nos simulations, une telle mesure apparaît pro cyclique et donc mal adaptée à la situation actuelle de l'économie française. Par ailleurs, notons que même dans le cas d'une bonne conjoncture, ce dispositif ne serait pas financé. Sans financement, cette mesure viendrait creuser le déficit public et s'apparenterait à une relance budgétaire. Son financement par une hausse des prélèvements en changerait radicalement la nature.

Classification JEL : C13 ; C22 ; E24 ; E32 ; J08

Mots clés : Modèle macroéconométrique, cycle économique, NAIRU, courbe de Phillips, hystérésis

L'efficacité de toute politique économique est fonction de la conjoncture dans laquelle celle-ci est mise en place. Cette évidence résonne d'autant plus fortement actuellement, alors que nous vivons une situation conjoncturelle très chahutée. Des décisions de politique économique prise avant la crise peuvent avoir une incidence diamétralement opposée à celle anticipée dans un autre contexte conjoncturel. Malheureusement cette évidence est mal pris en compte dans les modèles macroéconométriques qui sont utilisés pour évaluer *ex ante* les politiques économiques. Ces derniers sont assis sur des équations de comportements linéaires et indépendants de la position dans le cycle de l'économie.

Dans ce travail, nous nous proposons d'enrichir le modèle macroéconométrique de l'OFCE (*emod.fr*) en faisant dépendre certains comportements du contexte économique (section 1). Puis nous nous proposons d'évaluer dans différentes situations conjoncturelles une mesure imaginée avant la crise. Cela est le cas de la défiscalisation des heures supplémentaires et son exonération de cotisations sociales, mesure centrale dans le dispositif du gouvernement français. Concrètement, la rémunération des heures supplémentaires effectuées au-delà des 35 heures hebdomadaires est maintenant majorée de 25 % quelque soit la taille de l'entreprise, n'est soumise ni à l'impôt sur le revenu ni aux cotisations sociales salariées et bénéficie d'une réduction de cotisations employeurs. Elle vise donc à redonner du pouvoir d'achat aux salariés français en abaissant le coût du travail et en augmentant leur durée du travail. Mais cette mesure conçue en 2007 dans un contexte de croissance économique et de baisse du chômage a-t-elle les mêmes effets dans un contexte de grave crise économique ?

Nous proposerons dans la section 3 des simulations de ce dispositif de défiscalisation des heures supplémentaires en fonction du cycle économique, après en avoir rappelé les grandes lignes (section 2).

I. La prise en compte du cycle d'activité dans les variations du chômage structurel

1.1. Le modèle théorique

Au cours des années 90, dans un contexte de baisse du chômage sans inflation, se sont développés des méthodes économétriques à paramètres variables (dites Time-Varying NAIRU) permettant de rendre compte de ce phénomène par une baisse du chômage structurel (\bar{U})¹.

Cette méthodologie s'appuie sur un « modèle espace-état » composé d'une boucle prix-salaire (équation de signal) et d'un processus décrivant les variations de \bar{U} , seule variable inobservée du système estimé (équation d'état ou de transition).

Le modèle standard est le suivant :

¹ Nous ne ferons pas ici de distinction entre le chômage d'équilibre, le chômage structurel et NAIRU.

$$\begin{cases} \dot{P}_C = \sum_{i=1}^n \alpha_i \dot{P}_{C_{t-i}} + \left(1 - \sum_{i=1}^n \alpha_i\right) \dot{P}_{C_{t-i+1}} + \alpha_4 (\dot{P}_M - \dot{P}_C) + \alpha_5 (U_t - \bar{U}_t) + \varepsilon_{P_C} & (1) \\ \bar{U}_t = \bar{U}_{t-1} + \varepsilon_U & (2) \end{cases}$$

avec \dot{P}_C : taux de croissance des prix à la consommation

\dot{P}_M : taux de croissance des prix à l'importation

U : taux de chômage

\bar{U} : taux de chômage structurel, d'équilibre, NAIRU

L'équation (1) est identique au « triangle model » de Gordon (1997). L'inflation est ici déterminée par trois catégories de facteurs : l'inflation passée², la demande mesurée par l'écart entre le taux de chômage observé et le chômage structurel, et des variables d'offre (prix d'importations, croissance tendancielle de la productivité...). C'est une équation proche des formes réduites des équations de Phillips où, à la place du chômage, intervient l'écart entre chômage et chômage structurel.

L'équation (2) décrit le processus de variations du chômage structurel, qui, dans sa version la plus simple, suit une marche aléatoire (King et alii (1995), Gordon (1997)).

Mais cette spécification standard, purement stochastique du chômage structurel, ne permet toutefois pas d'expliquer ses fluctuations. D'ailleurs, la majorité des études ne tente pas de prévoir ses évolutions futures, renonçant alors à formuler des recommandations de politique économique pour en abaisser le niveau (Richardson et alii, 2000 ; Irac, 2000 ; Boone et alii, 2001 ou Laubach, 2001).

De nombreux travaux (Mc Morrow et Roeger(2000), Heyer et Timbeau (2002), Logeay et Tober (2003), Slacalek (2003), Heyer, Reynes et Sterdyniak (2007)) ont tenté de dépasser les limites du modèle standard en enrichissant la dynamique du chômage structurel. En partant de celui-ci, ces travaux limitent au court terme l'influence de la variable inobservée et permettent de définir un chômage structurel à partir de la dynamique jointe de variable exogène,

² Notons ici que qu'il est fait l'hypothèse d'une indexation des prix est unitaire. Bien que cette désindexation ait souvent été mise en évidence économétriquement (par exemple, Ralle et Toujas-Bernatte, 1990 ou Passeron et Romans, 2002), elle est controversée. Pour certains auteurs l'indexation serait toujours unitaire tandis que la cible d'inflation aurait été modifiée (Blanchard et Sevestre, 1989).

comme le chômage (U), les taux d'intérêts à 10 ans réels (i) ou la productivité du travail (π)³.

$$\left\{ \begin{array}{l} \dot{P}_C = \sum_{i=1}^n \alpha_i \dot{P}_{C_{t-i}} + \left(1 - \sum_{i=1}^n \alpha_i\right) \dot{P}_{C_{t-i+1}} + \alpha_4 (\dot{P}_{M_t} - \dot{P}_{C_t}) + \alpha_5 (U_t - \bar{U}_t) + \varepsilon_{P_C} \\ \bar{U}_t = \bar{U}_{t-1} + \beta_1 \Delta U_t + \beta_2 (i_t - i_{t-4}) + \beta_3 (\pi_t - \pi_{t-4}) + \varepsilon_U \end{array} \right. \quad (1)$$

L'équation (2) du modèle de base s'enrichit donc de ces variables exogènes (équation (3)). Ce modèle est très proche de ceux formulés et estimés dans Heyer et Timbeau (2002) ou Heyer et alii (2007).

Dans ces travaux, un ralentissement de la productivité conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une élévation du taux de chômage d'équilibre. L'élasticité de long terme estimée dans les différents travaux sur l'économie française se situe entre $-0,5$ et $-0,1$: une hausse de la productivité de 1 point réduit le taux de chômage d'équilibre de 0,1 à 0,5 point. Celle estimée pour les taux d'intérêt réels de long terme est comprise entre 0,1 et 0,6. Cet impact des taux d'intérêt sur le chômage d'équilibre peut transiter au travers de canaux simples *via* le coût d'usage du capital productif (Bonnet et Mahfouz, 1996 ; Cotis, Méary et Sobczak, 1998) ou plus complexes. Pour Fitoussi et Phelps (1988), la demande de travail dépend du salaire réel, comme dans les théories traditionnelles, mais aussi du taux d'intérêt puisqu'il détermine le prix des actifs que les entreprises désirent accumuler. L'impact des taux d'intérêt sur le taux de chômage structurel passe alors via le marché des capitaux. Un niveau élevé des taux d'intérêt déprime le prix des actifs et donc la demande de travail entraînant une hausse du taux de chômage d'équilibre.

Enfin, la variation du chômage structurel dépend de la variation du chômage effectif. Cette idée est déjà présente dans Cross (1988) ou Mankiw (2001). Lorsque le paramètre β_1 est positif et inférieur à 1, une augmentation du chômage entraîne une augmentation du chômage structurel. Cet effet dynamique peut s'interpréter par un effet d'hystérèse⁴ (Blanchard et Summers

³ D'autres déterminants du chômage d'équilibre sont avancés dans la littérature théorique. Ils sont généralement déduits d'un modèle WS-PS (salaire minimum (L'Horty et Rault (1999), Campens et alii (2001), taux de remplacement (Layard et alii (1991), Laffargue et Thibault (1998), le coin fiscal-social (Padoa-Schioppa (1990), Manning (1993), Cornéo (1994), Cotis et alii (1998), ainsi que toutes autres variables (pouvoir de négociation, *mismatch*, degré de concurrence, coûts de licenciements, etc...) pointées par les théoriciens du marché du travail Cahuc et Zylberberg (1996). Aucune de ces variables ne ressort significativement au seuil de 10 % et ne sont donc pas retenues dans la suite de notre travail.

⁴ Certains auteurs contestent le terme d'hystérèse pour décrire ces phénomènes. Voir Cross (1995) ou Amable et alii (1995).

(1986)): cela correspond à un ajustement long du chômage effectif vers le chômage d'équilibre, après un choc macroéconomique. Le taux de chômage d'équilibre tend à augmenter avec le chômage effectif, expliquant une partie de sa variation (Phelps (1994)). L'explication d'une telle situation tient d'une part à la possible persistance du choc, d'autre part à l'insuffisance des mécanismes d'ajustement. Ainsi, après un choc macroéconomique, lorsque le chômage augmente, certains sont exclus, et le poids du chômage sur les salaires s'en trouve diminué, impliquant un chômage plus élevé pour une même inflation. Inversement, lorsque le chômage baisse, les exclus sont progressivement réintégrés (soit par des politiques actives, soit par l'apurement des files d'attente) et le poids du chômage sur les salaires augmente. La perte de capital humain associée aux périodes d'inactivité et donc d'autant plus importante que la durée moyenne de chômage augmente peut aussi justifier ce type de dynamique. Ces explications ne sont pas les seules possibles. Tout phénomène dynamique d'ajustement entre l'offre et la demande de travail peut aussi justifier ce type de liaisons. Lipsey (1960), à la suite de Phillips (1958), considérait par exemple des marchés du travail imparfaitement segmentés. Une pénurie sur un micro-marché du travail (la segmentation peut être géographique, par métier, par expérience, etc.) se traduit par une augmentation des salaires, mais aussi par un transfert des excès d'offre des autres micro-marchés du travail. Si ces transferts ont une vitesse propre, c'est à la fois le niveau du chômage et sa vitesse de variation qui influent la formation du salaire. On peut généraliser cette intuition en incluant le mésappariement entre offre et demande de travail. Lorsque des salariés qualifiés acceptent des emplois moins qualifiés, il faut un certain temps pour qu'ils perçoivent que le marché du travail s'améliore et qu'en quittant leur emploi ils peuvent trouver un emploi plus adéquat. L'argument peut être à la fois d'une vitesse limitée de circulation de l'information que celui d'un calcul incluant le risque à accepter un emploi plus qualifié. La dynamique des modèles de *job search* ou d'insider-outsider Lindbeck et Snower (1989) et la liaison avec la dynamique des salaires peut être ici invoquée pour expliciter les fondements micro-économiques de cette relation.

Dans ces études, ces trois effets sont supposés constants, identiques quelque soit la situation économique initiale. Or il est possible d'imaginer que ces effets, en particulier l'effet d'hystérèse, soient différents selon que

l'économie se situe en haute conjoncture, proche du plein emploi ou au contraire lorsque celle-ci s'éloigne de son potentiel de croissance⁵.

Nous proposons ici de compléter les travaux antérieurs en levant l'hypothèse de constance de ce type d'effet et de leur permettre de varier eux aussi au cours du temps.

Cela revient à prendre en compte la position de l'économie dans le cycle d'activité en faisant dépendre les coefficients de l'équation (3) de celui-ci. Le cycle d'activité sera ici mesuré par l'output gap, c'est-à-dire par l'écart entre la production effective et la production potentielle.

Cela revient à tester l'hypothèse selon laquelle les élasticités de l'équation (3) sont une fonction linéaire de l'output gap :

$$\begin{cases} \beta_1 = F_1(\text{OutputGap}_t) \\ \beta_2 = F_2(\text{OutputGap}_t) \\ \beta_3 = F_3(\text{OutputGap}_t) \end{cases}$$

Le modèle finalement estimé est le suivant :

$$\begin{cases} \dot{P}_C = \sum_{i=1}^n \alpha_i \dot{P}_{C_{t-i}} + \left(1 - \sum_{i=1}^n \alpha_i\right) \dot{P}_{C_{t-i+1}} + \alpha_4 (\dot{P}_{M_t} - \dot{P}_{C_t}) + \alpha_5 (U_t - \bar{U}_t) + \varepsilon_{P_C} & (1) \\ \bar{U}_t = \bar{U}_{t-1} + \gamma_1 \Delta U_t + \gamma_2 (\Delta U_t * \text{OutputGap}_t) + \gamma_3 (i_t - i_{t-4}) + \gamma_4 ((i_t - i_{t-4}) * \text{OutputGap}_t) \\ \quad + \gamma_5 (\pi_t - \pi_{t-4}) + \gamma_6 ((\pi_t - \pi_{t-4}) * \text{OutputGap}_t) + \varepsilon_U & (4) \end{cases}$$

avec

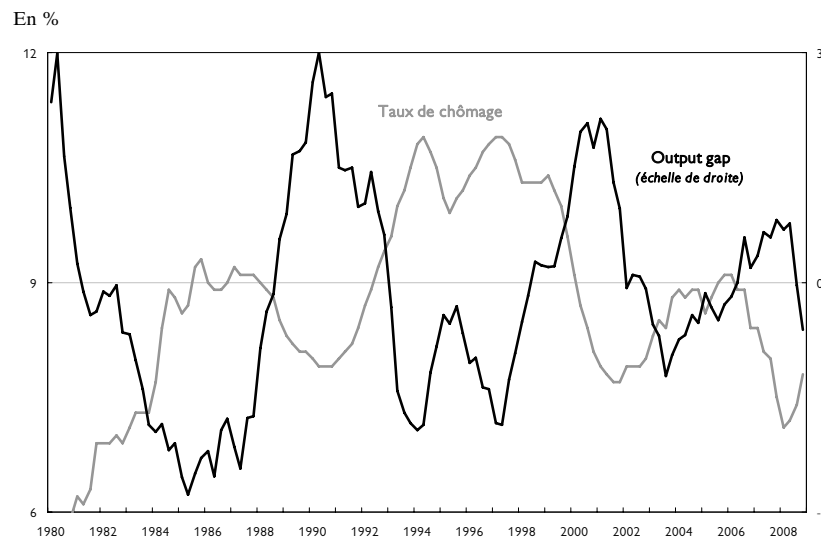
$$\begin{cases} \beta_1 = \gamma_1 + \gamma_2 \text{OutputGap}_t \\ \beta_2 = \gamma_3 + \gamma_4 \text{OutputGap}_t \\ \beta_3 = \gamma_5 + \gamma_6 \text{OutputGap}_t \end{cases}$$

⁵ Un travail récent de Guichard et Rusticelli (2010) examine justement comment le choc sur le chômage global résultant de la crise économique peut être transmis au chômage structurel par des effets d'hystérésis qui se produisent via la montée du chômage de longue durée. L'augmentation estimée de chômage structurel résultant de la crise est estimée à ¾ de point de pourcentage pour l'OCDE dans son ensemble, mais cette étude souligne les différences importantes entre pays.

1.2. Les résultats d'estimations

La période d'estimation s'étend de 1980 à 2008. Les données proviennent des comptes nationaux trimestriels pour l'économie française. En ce qui concerne la production potentielle de l'économie française, de nombreux instituts, comme la Banque de France, l'OFCE ou l'OCDE, en proposent une évaluation. Retenant des méthodologies et des concepts différents, leurs évaluations diffèrent significativement selon les instituts. En privilégiant le critère de « reproductibilité » de nos résultats ainsi que la possibilité de tester cette formulation pour d'autres pays développés, cela nous a conduit à retenir celle mesurée et calculée par l'OCDE⁶ (graphique 1).

1. Taux de chômage et Output gap en France



Sources : INSEE et OCDE

Dans un premier temps, nous avons actualisé les estimations réalisées au cours de travaux antérieurs (Heyer et Timbeau (2002), Heyer et alii (2007)). Les résultats sont résumés dans la colonne (1) du tableau 1. L'estimation de l'équation 1 donne des résultats similaires à ceux obtenus lors des études précédentes. En revanche, en ce qui concerne l'équation d'état (équation 4), si les variations du chômage structurel semblent toujours influencées par un effet

⁶ Il est important de signaler que la prise en compte de l'output gap dans nos estimations a pour but de prendre en considérations les mouvements de l'activité. Le niveau de l'output gap ne sera pas ici interprété. Ainsi, un output gap nul, par exemple, n'implique pas une égalité entre le taux de chômage effectif et le NAIRU (graphique 1).

d'hystérèse et par les variations du taux d'intérêts avec un ordre de grandeur comparable aux estimations antérieurs, les variations de la productivité du travail ne ressortent plus significativement dans nos nouvelles estimations.

Tableau 1. Estimation des différents modèles selon le ratio signal/bruit

Période d'estimation : 1980 t1-2008 t4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Equation 1								
ΔP_{C-1}	0.40 (3.70)	0.39 (3.70)	0.41 (3.85)	0.40 (3.56)	0.36 (5.05)	0.42 (4.09)	0.41 (3.88)	α_1
ΔP_{C-2}	0.24 (2.65)	0.24 (2.97)	0.23 (2.43)	0.24 (3.01)	0.43 (7.10)	0.24 (2.51)	0.24 (2.53)	α_2
ΔP_{C-3}	0.32 (3.99)	0.32 (3.98)	0.31 (4.06)	0.32 (3.99)	0.14 (2.26)	0.31 (3.91)	0.31 (3.89)	α_3
$\Delta P_M - \Delta P_C$	0.06 (3.41)	0.06 (3.47)	0.07 (3.49)	0.06 (3.42)	0.11 (7.82)	0.07 (3.57)	0.07 (3.61)	α_4
U-Nairu	-0.15* (-1.95)	-0.15* (-2.08)	-0.11* (-2.27)	-0.16 (-2.05)	-0.13 (-2.53)	-0.11 (-2.40)	-0.11 (-2.36)	α_5
Equation 4								
ΔU	0.92 (2.67)	0.93 (2.75)	0.78** (1.82)	0.90 (2.64)	0.94 (2.36)	0.92 (2.02)	0.91 (1.91)*	γ_1
$\Delta U * \text{Outputgap}$			-0.32* (-2.31)		-0.20 (-1.86)	-0.28 (-1.77)	-0.23** (-1.79)	γ_2
i_{-4}	0.21* (2.24)	0.20* (2.27)	0.25* (2.34)	0.19* (2.24)	0.16 (2.51)	0.24 (2.32)	0.26* (2.37)	γ_3
$(i_{-4}) * \text{Outputgap}$			0.04*** (0.72)	0.01*** (0.21)				γ_4
$\pi - \pi_{-4}$	-0.01*** (-0.13)							γ_5
σ_{eq1}^2	0.09 (7.54)	0.09 (7.69)	0.09 (8.46)	0.09 (7.79)	0.06 (11.22)	0.09 (8.30)	0.09 (8.03)	
Ratio signal/bruit	0.25^c	0.25^c	0.01^c	0.20^c	10⁻⁴E***	0.1^c	0.25^c	
Likelihood	-25.67	-25.68	-23.77	-25.78	-24.10	-24.55	-24.85	
Akaike	0.64	0.62	0.63	0.64	0.61	0.62	0.63	
Schwarz	0.87	0.83	0.87	0.87	0.83	0.84	0.85	
Hannan-Quinn	0.73	0.70	0.73	0.73	0.70	0.71	0.72	
Taux de chômage 2008t4	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8	7.8	
TV-NAIRU 2008t4	6.8	6.8	7.2	6.8	7.2	7.1	6.8	

Notations : *, **, *** signifie que le coefficient est non significatif à 1%, 5% et 10%

Le t de Student est entre parenthèses.

C : contraint et E : estimé

Source : INSEE, OCDE, calculs de l'auteur

Dans ces conditions, nous avons testé l'impact de la conjoncture sur les deux effets restants significatifs. Si l'effet d'hystérèse semble bien dépendre de

la situation conjoncturelle, cela ne semble pas être le cas pour le second effet lié aux taux d'intérêts. Ainsi l'estimation simultanée de ces deux effets (colonne 3) ne permet pas de faire ressortir significativement l'effet cyclique des taux d'intérêts sur le chômage structurel, tandis que l'effet d'hystérèse est significatif à 5%. Ce résultat est confirmé par l'estimation séparée de ces deux effets (colonnes 4 et 5). Ainsi, seul l'impact des variations du chômage sur le chômage structurel semblent dépendre du contexte conjoncturel.

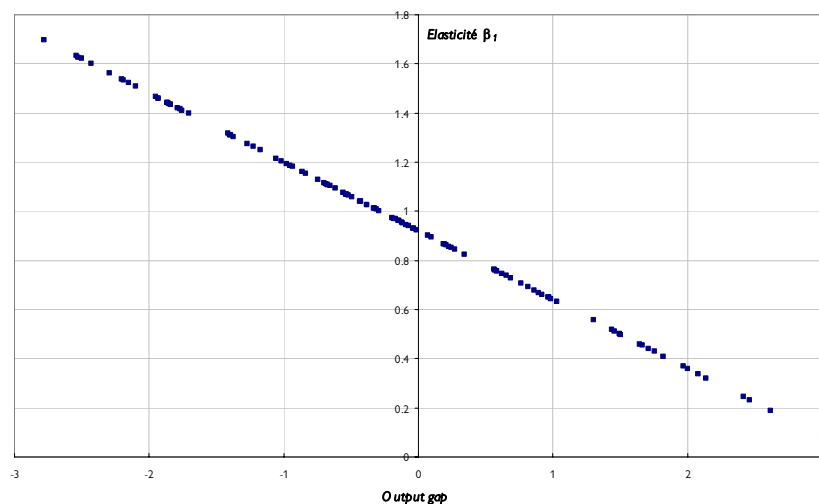
Enfin, à l'instar de la littérature utilisant la technique du filtre de Kalman, l'estimation de la variance du TV-NAIRU, et par là du ratio signal/bruit, donnent des résultats décevants. Dans de nombreux cas, l'estimation de la variance des erreurs ne permet pas la convergence du système. Dans d'autres, comme c'est le cas ici (colonne 5), elle aboutit à une valeur très faible et non significative, c'est-à-dire au résultat gênant d'un TV-NAIRU constant. Stock (1994) impute ce résultat à un biais économétrique qualifié de « pile-up problem » et lié à la méthode du filtre de Kalman : en présence de variables d'état non stationnaires, l'estimation par le maximum de vraisemblance des variances est « piégée » dans une solution en coin et tend généralement vers zéro. Stock et Watson (1998) montrent que le risque de rencontrer ce problème est significativement réduit grâce à la « méthode d'initialisation diffuse » qui consiste à calibrer de façon suffisamment grande la valeur de la variance avant la procédure d'estimation. Dans tous ces cas, nous avons été contraints d'imposer la valeur de la variance. Le choix s'appuie alors sur un a priori relatif aux évolutions de la variable d'état. Conformément à la littérature, nous retenons le critère « esthétique » de Gordon (1997) selon lequel le TV-NAIRU doit être relativement lisse afin de rester fidèle à la définition du taux de chômage naturel proposée par Friedman (1968). Cette paramétrisation est relativement satisfaisante car l'estimation du TV-NAIRU et des autres élasticités en dépendent faiblement (colonnes 5 à 7).

A l'aune des critères d'informations, l'estimation la plus robuste est celle résumé en colonne 6. L'élasticité du chômage structurel aux taux d'intérêts réels (i) s'élève à 0,24. Ainsi, une baisse de 1 point de i conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une baisse de 0,24 point du chômage structurel. Cette élasticité est très proche de celle estimée par Heyer et alii (2007) qui l'évaluait à 0,26. En ce qui concerne l'effet d'hystérèse, sa valeur moyenne, se situe aux alentours de 0,9. Là aussi, nous retrouvons un résultat proche de ceux obtenus dans des travaux antérieurs, qui la situent entre 0,8 et 0,9.

L'originalité de ce travail réside dans le caractère non constant de cet effet. Celui-ci dépend de la position dans le cycle économique, mesurée ici par l'output gap de l'OCDE. Le paramètre γ_2 qui mesure cet effet sort significativement dans nos estimations. Son signe est négatif et indique une

contra cyclicité de cet effet. Comme l'illustre le graphique 2, plus l'output gap est négatif (respectivement positif), plus la valeur de β_1 est forte (respectivement faible). Autrement dit l'effet d'hystérèse serait plus important en période basse conjoncture, lorsque le taux de chômage effectif est très éloigné du chômage structurel. Il s'annulerait en revanche en haute conjoncture, lorsque le taux de chômage effectif est très proche du chômage structurel.

2. Hystérèse et cycle économique : Quelle élasticité de long terme ?



Source : Calcul de l'auteur

Précisons à ce stade que la valeur cette élasticité, issue de l'équation 4, est une évaluation de long terme de l'effet d'hystérèse en fonction du cycle d'activité. Or, avant de procéder à des simulations de politique économique, il conviendra d'enrichir cette analyse de sa dynamique de court terme. Cette dernière doit être cohérente notamment avec une certaine inertie du TV-NAIRU estimée par notre modèle et illustrée par un ratio signal-bruit faible. Nous reviendrons sur ce point dans la troisième partie de ce travail.

II. Présentation de la mesure sur la défiscalisation des heures supplémentaires

La mesure de défiscalisation des heures supplémentaires et son exonération de cotisations sociales s'applique à l'ensemble des salariés des secteurs public et

privé en France. Elle concerne aussi bien les heures complémentaires effectuées par les salariés à temps partiels que les heures supplémentaires effectuées par les salariés à temps complet, y compris ceux placés sous un régime de forfait. Elle s'applique depuis le 1er octobre 2007.

11.1 Les grands principes⁷

La mesure comporte plusieurs volets :

A. Réduction forfaitaire des charges patronales

Cette mesure introduit une réduction forfaitaire des charges patronales de 1,5 € par heure supplémentaire effectuée par les entreprises de moins de vingt salariés et de 0,5 € dans les entreprises de plus de vingt salariés.

B. Alignement de la majoration des heures supplémentaires

Cette mesure propose l'alignement des heures supplémentaires sur le taux minimal de 25 % dans toutes les entreprises.

C. Exonération d'impôt sur le revenu

Cette mesure permet aux salariés d'exonérer d'impôt sur le revenu les rémunérations versées au titre des heures supplémentaires effectuées dans la seule limite d'une majoration de 25 %.

D. Exonération des charges salariales

Cette mesure comporte également une réduction des charges salariales égale au montant de la CSG, CRDS ainsi que de toutes les cotisations légales et conventionnelles.

Cette mesure a différentes implications sur le coût du travail global. Son incidence sur le coût diffère selon la taille de l'entreprise et le niveau du salaire horaire. Les heures supplémentaires coûtent moins chères une fois la mesure adoptée pour les entreprises employant plus de vingt salariés. Toutefois, malgré cette baisse de coût, l'heure supplémentaire coûte toujours davantage qu'une heure normale. À 1,33 Smic, l'heure supplémentaire voit son coût baisser de 7 à 8 % et son surcoût par rapport à l'heure normale n'est plus de 25 % mais de 15 à 16 %.

Pour les entreprises de moins de vingt salariés, le coût lié à l'alignement de la majoration à 25 % des heures supplémentaires est compensé pour un salaire horaire de 1,2 Smic, c'est-à-dire pour un salaire mensuel brut de 2 000 euros. Au-delà, l'heure supplémentaire coûte davantage après réforme qu'avant

⁷ Pour plus de détails sur la mesure, le lecteur pourra se référer à Heyer (2007).

réforme. À 1,33 Smic, salaire horaire moyen d'une heure supplémentaire, le surcoût est de 1,5 % par rapport à la situation actuelle.

S'agissant des heures complémentaires, quel que soit le niveau de salaire de référence ou la taille de l'entreprise, leur coût baisse avec la réforme. Et contrairement aux heures supplémentaires, l'heure complémentaire coûte moins chère qu'une heure normale.

Enfin, pour les entreprises de plus de vingt salariés, cette mesure permettrait au mieux une baisse du coût du travail de 0,5 % pour leurs salariés, qu'ils soient à temps complet ou à temps partiel. Pour les entreprises de moins de vingt salariés, la baisse peut atteindre jusqu'à 1,2 % pour leurs salariés à temps partiel. Concernant ceux à temps complet, le coût est très légèrement inférieur jusqu'à 1,2 Smic et supérieur au-delà (tableau 2).

Tableau 2. Impact sur le coût du travail

En %	1	1.1	1.2	1.33	2.0
Salaire proportion du Smic					
Salarié à temps complet					
Entreprises de < 20 salariés	-0,2	-0,1	0,0	0,0	0,3
Entreprises de > 20 salariés	-0,5	-0,5	-0,4	-0,3	-0,1
Salarié à temps partiel					
Entreprises de < 20 salariés	-1,2	-1,1	-0,9	-0,8	-0,5
Entreprises de > 20 salariés	-0,4	-0,2	-0,2	-0,2	-0,1

Source : Calcul OFCE, Le calcul est fait sur la base d'une situation moyenne d'une durée de travail sans heures supplémentaires de 36.3 heures par semaine, et de 1.3 heures supplémentaires par semaine, soit 58 heures supplémentaire par an et par salarié. Sur le temps partiel la durée normale est de 23 heures auxquelles s'ajoutent 2 heures complémentaires par semaine.

11.2 Les objectifs de la mesure

La défiscalisation des heures supplémentaires poursuit trois objectifs : accroître le pouvoir d'achat de ceux qui travaillent, réduire le coût du travail et inciter à une durée du travail plus longue. L'impact sur l'emploi est ambigu. En effet, des effets de sens contraire se superposent :

1. Le premier est positif et relatif à la baisse du coût du travail et à la hausse du pouvoir d'achat des salariés. Face à la baisse du coût des heures supplémentaires, les entreprises seraient incitées à augmenter le temps de travail des salariés en place, en particulier dans les secteurs où le recrutement de la main-d'œuvre connaît des tensions (bâtiment, hôtellerie ou santé). La

rémunération de ces heures supplémentaires permettrait une augmentation du pouvoir d'achat irriguant l'ensemble de l'économie avec un effet positif sur l'emploi.

2. Le deuxième est négatif pour l'emploi : en abaissant le coût d'une heure supplémentaire, cela incite les entrepreneurs à allonger la durée du travail, favorisant alors la situation des insiders (salariés) au détriment de celle des outsiders (les chômeurs). Cela engendre une augmentation de la productivité par tête des salariés français, ce qui est positif pour la croissance potentielle de l'économie française mais défavorable à l'emploi à court terme.

3. Enfin, comme pour toute mesure fiscale, des effets d'aubaine sont à redouter. Avec la reprise de l'activité, de nombreuses heures supplémentaires qui auraient de toute manière été effectuées vont être défiscalisées.

III. Evaluations macroéconomiques d'une telle mesure

À partir des éléments discutés dans les parties précédentes, il est possible d'évaluer l'impact de la mesure de défiscalisation des heures supplémentaires sur l'économie française selon que cette mesure soit mise en place en haut de cycle ou en bas de cycle.

Ne disposant pas de l'élasticité des heures supplémentaires à leurs coûts, nous supposons que les entreprises vont saturer la contrainte légale des heures supplémentaires (220 heures par an) de leurs salariés qui en effectuaient déjà (37 % des salariés à temps complet). La durée du travail augmenterait alors de 0,8 % pour l'ensemble des salariés.

Nous évaluons les différents scénarios à l'aide du modèle macroéconomique de l'OFCE, *e-mod.fr*.

Encadré : e-mod.fr

Estimé dans le cadre fourni par la comptabilité nationale, le modèle trimestriel de l'OFCE, *e-mod.fr*⁸, est centré sur l'étude de l'économie française. Ce modèle permet d'analyser des politiques macroéconomiques, fiscales et budgétaires. Il est également utilisé comme un outil d'analyse de la conjoncture et sert à la prévision à court terme et à la simulation de moyen terme. Il impose un cadre comptable rigoureux et assoit les exercices de prévision sur des équations de comportement. Le secteur productif est décomposé en sept branches (agriculture et agroalimentaire, énergie, produits manufacturés, bâtiment et travaux publics, commerce, services marchands et services

⁸ Pour plus de détails le lecteur pourra se référer à Chauvin, Dupont, Heyer, Plane et Timbeau (2002) : « Le modèle France de l'OFCE : La nouvelle version e-mod.fr », Revue de l'OFCE, n°81, avril.

non marchands) et cinq agents sont distingués (ménages, sociétés et quasi-sociétés, institutions financières, administrations publiques, reste du monde).

Le modèle est construit à partir de l'hypothèse d'un fonctionnement « néo-keynésien » de l'économie. En période de sous-utilisation des capacités de production, la demande globale (consommation, investissement, variations de stocks, exportations) contraint l'offre et détermine à court terme la production. Cependant, ce modèle de demande est tempéré par le fait que le niveau de la production rétroagit sur les prix et par ricochet sur les comportements de demande. Une baisse de la production réduit l'emploi, si bien que le nombre de chômeurs augmente. Le taux d'utilisation des capacités de production diminue. Le relâchement des tensions sur le marché du travail et des biens et services diminue les coûts de production et donc les prix, ce qui tend à restaurer la demande.

Les conditions de l'offre jouent à court terme sur le commerce extérieur, via la compétitivité et les tensions sur les capacités de production, et, sur la consommation, via l'inflation. La dynamique prend en compte les comportements de stockage. Enfin, à moyen terme, le modèle retrouve une dynamique plus classique, avec un état stationnaire réglé par un chômage d'équilibre.

Dans ce modèle, l'équation de Phillips standard est enrichie par l'analyse effectuée dans la section 1 et se résume par le système qui suit :

$$\left\{ \begin{array}{l} \ddot{W}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ddot{W}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i \ddot{P}_{C_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta U_{t-i} \\ \quad - \gamma \left[\dot{W}_{t-1} - \mu_0 \dot{P}_{C_{t-1}} + \mu_1 (U_{t-1} - \bar{U}_{t-1}) - \mu_2 \pi_{t-1} \right] + \varepsilon_{W_t} \end{array} \right. \quad (5)$$

$$\bar{U}_t^* = \bar{U}_{t-1}^* + \gamma_1 \Delta U_t + \gamma_2 (\Delta U_t * OutputGap_t) + \gamma_3 (i_t - i_{t-4}) + \gamma_4 ((i_t - i_{t-4}) * OutputGap_t) + \varepsilon_{U_t} \quad (6)$$

$$\bar{U}_t = \lambda \bar{U}_{t-1} + (1 - \lambda) \bar{U}_t^* + \varepsilon_{\bar{U}_t} \quad (7)$$

L'équation (5) est une écriture en modèle à correction d'erreurs de la courbe de Phillips dans laquelle apparaît le chômage d'équilibre issue du filtre de Kalman. L'équation (6) retranscrit les évolutions à long terme de ce chômage d'équilibre alors que l'équation (7) décrit sa dynamique.

Cette dernière a été estimée sur la période 1980-2008. Les résultats sont les suivants⁹ :

⁹ Le t de Student est entre parenthèses.

$$\bar{U}_t = 0.76 * \bar{U}_{t-1} + 0.24 * \bar{U}_t^* + \nu_t$$

(6.27) (2.02)

Diagnostic statistique

$$LM(1) = 1.02 \quad LM(4) = 1.38 \quad ARCH(4) = 1,06$$

[$p > 0,31$] [$p > 0,25$] [$p > 0,39$]

$$RESET(1) = 1.32 \quad BERA JARQUE = 3.16$$

[$p > 0,25$] [$p > 0,21$]

$$R^2 = 0,96 \quad \hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = 8.12 \quad \hat{\sigma} = 0.29$$

Cette équation a des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test ARCH. La forme fonctionnelle de l'équation est validée par le test Reset. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

III.1. Impacts macroéconomiques de la défiscalisation des heures supplémentaires en haute conjoncture

Dans la première simulation, nous nous plaçons dans un contexte conjoncturel favorable, correspondant à un output gap, mesuré par l'OCDE, fortement positif (3 points). Cette situation a été observée en France au début des années 80 et 90. Les principaux enseignements de cette simulation, résumés dans le tableau 3, sont les suivants :

A très court terme (1 an), il y a concurrence entre durée du travail et emploi : près de 80 000 emplois seraient détruits sans que l'activité soit stimulée. Le supplément de revenu obtenu par ceux qui travaillent plus, s'annule, en termes de PIB, avec ce que perdent ceux qui n'ont plus d'emploi. Dans ces conditions, le déficit public se creuserait de 0,7 point de PIB et le taux de chômage augmenterait de 0,3 point.

Tableau 3. Impact de la défiscalisation des heures supplémentaires en haute conjoncture¹⁰

En écart au compte central, en %

année	1	2	3	4	5	10
PIB total en volume	0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5
Importations	-0.1	0.0	0.1	0.2	0.3	0.5
Dépenses des ménages	-0.1	0.1	0.3	0.4	0.6	0.9
Dépenses des administrations	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
Investissement des entreprises	0.1	0.1	-0.1	-0.2	0.0	0.4
Exportations	0.0	0.2	0.3	0.3	0.3	0.3
Contributions à la croissance						
Variations de stocks	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Demande intérieure	0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.6
Solde extérieur	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1
Prix de la consommation	-0.2	-0.6	-0.9	-1.0	-1.1	-1.1
Prix du PIB	-0.3	-0.7	-1.1	-1.2	-1.3	-1.3
Durée du travail	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
Revenu des ménages	1.0	1.0	0.9	0.9	0.9	1.0
Productivité par tête totale	0.3	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4
Effectifs totaux (en milliers)	-78	-66	-49	-26	-1	41
Effectifs totaux (en %)	-0.3	-0.3	-0.2	-0.1	0.0	0.2
Taux de chômage BIT(en point)	0.3	0.3	0.2	0.1	0.0	-0.1
Taux d'épargne des ménages	0.9	0.8	0.6	0.4	0.3	0.2
Taux de marge des entreprises	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	-0.1
Capacité de fin. (en pt de PIB)						
Sociétés non financières	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Sociétés financières	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
APU	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.5	-0.4
Ménages et EI	0.7	0.6	0.4	0.3	0.2	0.1
ISBLSM	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Extérieur	0.0	-0.1	-0.1	-0.2	-0.2	-0.3

Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs auteurs

¹⁰ Dans cette simulation, la haute conjoncture correspond à un output gap mesuré par l'OCDE égal à 3 points.

Cette augmentation du taux de chômage provoquerait une baisse des prix de 0,2 point. A l'horizon de 5 ans, celle-ci s'établirait à 1,1 point. Cela permettrait un supplément de croissance de 0,4 % grâce à de la demande intérieure. La consommation des ménages serait stimulée par un revenu réel plus dynamique. Une partie de ce supplément de revenu serait épargnée par les ménages – le taux d'épargne augmenterait de 0,3 point -, l'autre serait consommée. Ce surcroît de consommation serait en partie capté par l'extérieur – augmentation des importations de 0,3 %.

Cette mesure, via son impact expansionniste et la très légère baisse de coût du travail, permettrait de créer 12 000 emplois à l'horizon de 5 ans, insuffisant pour permettre une baisse du chômage.

L'impact expansionniste ne permettrait pas de financer cette mesure. Le déficit des administrations publiques (APU) s'aggraverait de 0,5 point de PIB à l'horizon de 5 ans.

A long terme, les créations d'emplois s'élèveraient à un peu plus de 40 000, ce qui représente une légère baisse du taux de chômage (-0,1 point). Mais cette mesure ne serait toujours pas financée : le supplément de croissance de 0,5 % serait accompagné d'un creusement des déficits de 0,4 point de PIB.

III.2.Impacts macroéconomiques de la défiscalisation des heures supplémentaires en conjoncture normale

Contrairement à la situation précédente, en conjoncture normale, correspondant à un output gap nul, le taux de chômage d'équilibre varie avec les variations du chômage avec une élasticité inférieure à l'unité (0,9). La dynamique désinflationniste observée dans le cas précédent serait moins importante ici (tableau 4). Cela ne remettrait pas totalement en cause l'augmentation du pouvoir d'achat des ménages ni l'augmentation de la compétitivité de l'économie française même, mais en limiterait son soutien. Le supplément de croissance serait 0,3 point à 5 ans (0,4 point de 10 ans). Cette mesure ne serait toujours pas financée puisque le déficit se creuserait de 0,4 point (0,3 point à 10 ans).

Tableau 4. Impact de la défiscalisation des heures supplémentaires en conjoncture normale¹¹

En écart au compte central, en %

	année	1	2	3	4	5	10
PIB total en volume		0.0	0.1	0.2	0.2	0.3	0.4
Importations		-0.1	0.1	0.2	0.3	0.4	0.7
Dépenses des ménages		-0.1	0.1	0.3	0.4	0.5	0.9
Dépenses des administrations		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
Investissement des entreprises		0.0	0.1	-0.1	0.0	0.3	0.6
Exportations		0.0	0.1	0.2	0.1	0.1	0.0
Contributions à la croissance							
Variations de stocks		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Demande intérieure		0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.7
Solde extérieur		0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.2
Prix de la consommation		-0.2	-0.5	-0.5	-0.4	-0.4	0.0
Prix du PIB		-0.2	-0.6	-0.6	-0.5	-0.5	-0.1
Durée du travail		0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
Revenu des ménages		1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.1
Productivité par tête totale		0.3	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4
Effectifs totaux (en milliers)		-78	-63	-48	-35	-23	10
Effectifs totaux (en %)		-0.3	-0.3	-0.2	-0.1	-0.1	0.0
Taux de chômage BIT(en point)		0.3	0.2	0.2	0.1	0.1	0.0
Taux d'épargne des ménages		0.9	0.7	0.6	0.5	0.4	0.2
Taux de marge des entreprises		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Capacité de fin. (en pt de PIB)							
Sociétés non financières		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Sociétés financières		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
APU		-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6	-0.5
Ménages et EI		0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.5
ISBLSM		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Extérieur		0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1

Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs auteurs

¹¹ Dans cette simulation, la haute conjoncture correspond à un output gap mesuré par l'OCDE égal à 0.

Tableau 5. Impact de la défiscalisation des heures supplémentaires en basse conjoncture¹²

En écart au compte central, en %

année	1	2	3	4	5	10
PIB total en volume	0.0	0.1	0.2	0.2	0.2	0.3
Importations	-0.1	0.1	0.2	0.3	0.5	0.9
Dépenses des ménages	-0.1	0.1	0.3	0.4	0.5	0.9
Dépenses des administrations	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1
Investissement des entreprises	0.1	0.0	-0.1	0.1	0.5	0.9
Exportations	0.0	0.1	0.1	0.0	-0.1	-0.4
Contributions à la croissance						
Variations de stocks	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Demande intérieure	0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.7
Solde extérieur	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.2	-0.4
Prix de la consommation	-0.2	-0.5	-0.3	0.1	0.3	1.1
Prix du PIB	-0.3	-0.6	-0.4	0.1	0.3	1.2
Durée du travail	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
Revenu des ménages	1.0	1.0	1.0	1.1	1.2	1.4
Productivité par tête totale	0.3	0.4	0.4	0.4	0.4	0.6
Effectifs totaux (en milliers)	-78	-68	-61	-58	-58	-87
Effectifs totaux (en %)	-0.3	-0.3	-0.3	-0.2	-0.2	-0.3
Taux de chômage BIT(en point)	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.3
Taux d'épargne des ménages	0.9	0.8	0.7	0.6	0.6	0.5
Taux de marge des entreprises	0.0	-0.1	-0.1	0.0	-0.1	-0.2
Capacité de fin. (en pt de PIB)						
Sociétés non financières	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Sociétés financières	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
APU	-0.7	-0.6	-0.6	-0.6	-0.6	-0.5
Ménages et EI	0.7	0.6	0.6	0.6	0.6	0.5
ISBLSM	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Extérieur	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	-0.1

Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs auteurs

¹² Dans cette simulation, la basse conjoncture correspond à un output gap mesuré par l'OCDE de -3 points.

III.3. Impacts macroéconomiques de la défiscalisation des heures supplémentaires en basse conjoncture

Dans la dernière simulation, la mesure de défiscalisation des heures supplémentaires est prise dans un contexte conjoncturel fortement dégradé correspondant à un output gap négatif (-3 points).

Dans une telle conjoncture de chômage de masse, comme cela a été observé en France à la fin des années 80 et 90, et comme cela est le cas actuellement, l'effet d'hystérèse est fort. Une augmentation de la durée du travail dans ce contexte a une incidence négative sur l'emploi (-58 000 à 5 ans et -87 000 à 10 ans, voir tableau 5)). Le taux de chômage augmente légèrement (0,2 point à 5 ans, 0,3 point à 10 ans). Cette mesure a un impact faible sur la croissance (0,2 point à 5 ans et 0,3 point à 10 ans) et n'est pas financé : le déficit se dégraderait de 0,5 point à 5 ans (0,4 point à 10 ans).

III.4. Quelle augmentation de la durée du travail ?

Dans les simulations précédentes, nous avons supposé que les entreprises saturées la contrainte légale des heures supplémentaires (220 heures par an) de leurs salariés qui en effectuaient déjà (37 % des salariés à temps complet). La durée du travail augmenterait alors de 0,8 % pour l'ensemble des salariés.

Tableau 6. Résumé de l'impact à 5 ans selon la hausse de la durée du travail

En écart au compte central, en %				
Hausse de la durée du travail de0.8 %	... 1 %	... 2.5 %
PIB	Bas de cycle	0.2	0.2	0.6
	Cycle normal	0.3	0.4	0.9
	Haut de cycle	0.4	0.4	1.1
Emploi	Bas de cycle	-58	-73	-181
	Cycle normal	-23	-29	-72
	Haut de cycle	-1.0	-1.3	-3.1
Taux de chômage	Bas de cycle	0.2	0.3	0.7
	Cycle normal	0.1	0.1	0.3
	Haut de cycle	0.0	0.0	0.0
Déficit des APU	Bas de cycle	-0.6	-0.8	-1.9
	Cycle normal	-0.6	-0.7	-1.7
	Haut de cycle	-0.5	-0.6	-1.6

Sources : Comptes trimestriels, INSEE, calculs auteurs

Mais il est possible d'envisager que les entreprises aient davantage recours aux heures supplémentaires et que le pourcentage des salariés effectuant des heures supplémentaires augmente également.

Nous avons alors procédé à de nouvelles simulations allant jusqu'à une augmentation de 2,5% de la durée du travail pour l'ensemble des salariés.

Les résultats de ces simulations à 5 ans sont résumés dans le tableau 6 : plus les entreprises ont recours aux heures supplémentaires plus la sensibilité à la conjoncture est forte. Le coût pour les finances publiques *ex ante* bien sûr mais aussi *ex post* augmente avec la durée du travail et une situation conjoncturelle qui se dégrade.

IV. Conclusion

La défiscalisation des heures supplémentaires et son exonération de cotisations sociales aurait donc un impact différent sur l'économie selon la conjoncture en vigueur au moment de son application (tableau 6).

D'après nos simulations, une telle mesure apparaît pro cyclique et donc mal adaptée à la situation actuelle de l'économie française.

Par ailleurs, notons que même dans le cas d'une bonne conjoncture, la baisse du coût du travail et la suppression des charges salariales coûtent chers et ne sont pas financés. Sans financement, cette mesure viendrait creuser le déficit public et s'apparenterait à une relance budgétaire. Son financement par une hausse des prélèvements en changerait radicalement la nature. En la finançant sur d'autres cotisations sociales ou avec une hausse de la TVA, elle conduirait à alourdir d'un côté les coûts de production que l'on allège. Les effets différentiels entre la taxation des heures supplémentaires et des heures normales seraient alors accentués. En la finançant sur une base de type impôt sur le revenu, la mesure aboutirait à un transfert de prélèvements des revenus d'activité vers les revenus du capital, mais surtout vers les revenus de transfert (retraite, indemnités journalières (IJ) et chômage), puisque 80 % des revenus du capital sont soumis à un prélèvement libératoire. Il existe une dernière piste de financement : ne pas attribuer pour les heures n'ayant pas donné lieu à cotisation de droits associés. Concrètement, dans le calcul du salaire de référence pour l'assurance chômage ou pour les IJ et principalement pour la retraite, les heures supplémentaires ne seraient plus comptées. L'économie substantielle n'interviendrait que dans quelques années, mais elle résoudrait en partie et à long terme le financement de la mesure.

Références bibliographiques

Amable B., J. Henry, F. Lordon et R. Topol (1995), « Hysteresis revisited : a methodological approach », in R. Cross ed., *The natural rate of unemployment, Reflections on 25 years of hypothesis*, Cambridge University Press.

Blanchard P. et P. Sevestre (1989), « L'indexation des salaires : quelle rupture en 1982 ? », *Economie et Prévision*, n° 87.

Blanchard O. et L. Summers (1986), *Hysteresis And The European Unemployment Problem*, NBER Chapters, in: NBER Macroeconomics Annual 1986, Volume 1, pages 15-90 NBER, Inc.

Bonnet X. et S. Mahfouz (1996), « The Influence of Different Specifications of Wages Prices Spirals on the Measure of the NAIRU : the Case of France », *Document de Travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, INSEE, G 9611.

Boone L., M. Juillard, D. Laxton et P. N'Diaye (2001), « How Well Do Alternative Time-Varying Parameter Models of the NAIRU Help Policymakers Forecast Unemployment and Inflation in the OECD Countries? », *IMF Working Paper*, février.

Chauvin V., G. Dupont, E. Heyer, M. Plane et X. Timbeau (2002) : « Le modèle France de l'OFCE : La nouvelle version *e-mod.fr* », *Revue de l'OFCE*, n°81, avril.

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

Cross R. (1995), « Is the natural rate hypothesis consistent with Hysteresis ? », in R. Cross ed., *The natural rate of unemployment, Reflections on 25 years of hypothesis*, Cambridge University Press.

Fitoussi J.-P. et E. Phelps (1988), « The Slump in Europe », Oxford, Basil Blackwell.

Friedman M. (1968), « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, mars.

Guichard S. et E. Rusticelli (2010), « Assessing the impact of the financial crisis on structural unemployment in OECD countries », *Economics department working paper*, n° 767.

Gordon R. J. (1997), « The Time-varying NAIRU and its Implications for Economic Policy », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, n° 1.

King R. G., J. H. Stock et M. Watson (1995), « Temporal instability of the unemployment inflation relationship », *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago*, n° 19, pp. 2-12.

Heyer E. et X. Timbeau (2002), « Le chômage structurel à 5 % en France ? », *Revue de l'OFCE*, n° 80, janvier.

Heyer E. (2007), « La défiscalisation des heures supplémentaires : quels impacts micro et macro-économique ? », in « 2012 : cibler la croissance plutôt que la dette publique », Les rapports du Sénat, n°81, novembre.

Heyer E, F. Reynes et H. Sterdyniak (2007), « Structural and reduced approaches of the equilibrium rate of unemployment, a comparison between France and the United States », *Economic Modelling*, Volume 24, Issue 1, January 2007, Pages 42-65.

Irac (2000), « Estimation of a time varying NAIRU for France », *Note d'études et de recherche de la Banque de France*, n° 75, juillet.

Laubach T. (2001), « Measuring the NAIRU : evidence from seven economies », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, n° 2, mai, pp.218-231.

Lindbeck A. et Snower D. (1988), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, The MIT Press, Cambridge.

Lipsey R. G. (1960), « The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis », *Economica*, New Series, Vol. 27, n° 105, février, pp. 1-31.

Logeay C. et S. Tober (2003), « Time-varying Nairu and real interest rates in the Euro Area », *Discussion Papers du DIW*, n° 351.

Lindbeck A. & Snower D. (1989), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, Cambridge, Mass.: MIT Press

Mc Morrow K. et W. Roeger (2000), « Time - Varying Nairu / Nawru Estimates for the EU's Member States », *European Commission Economic Paper*, n° 145, septembre.

Passeron V. et F. Romans (2002), « Prévoir l'évolution des salaire en France », *Note de conjoncture de l'INSEE*, mars, pp. 23-34.

Phelps E. (1994), *Structural Slumps, The Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest, and Assets*, Harvard University Press. rééd. 1998.

Phillips A. W. (1958), « The relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the UK, 1861-1957 », *Economica*, New Series, Vol. 25, n° 100, novembre, pp. 283-299.

Ralle P. et J. Toujas-Bernatte (1990), « Indexation des salaires : la rupture de 1983 », *Economie et Prévision*, n° 92-93, pp.187-194.

Richardson P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae et D. Turner (2000), «The concept, policy use and measurement of structural unemployment: estimating a time varying NAIRU across 21 OECD countries», *OECD Economics Department Working Papers*, n° 250.

Slacalek J. (2003), « Productivity and the Natural Rate of Unemployment», Document de Travail, www.econ.jhu.edu/people/slacalek/ (16/12/2003).

Stock J. H. (1994), « Unit Roots, Structural Breaks and Trends », in R. Engle et D. McFadden eds., *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, Amsterdam : Elsevier.

Stock J. H. et M. W. Watson (1998), « Asymptotically Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time Varying Parameter Model », *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 93, n° 441, mars, pp 349-358.