

WORKING PAPER

2-01

**Salaires conventionnels
et effectifs en Belgique:
une analyse empirique
et macroéconomique
des écarts**

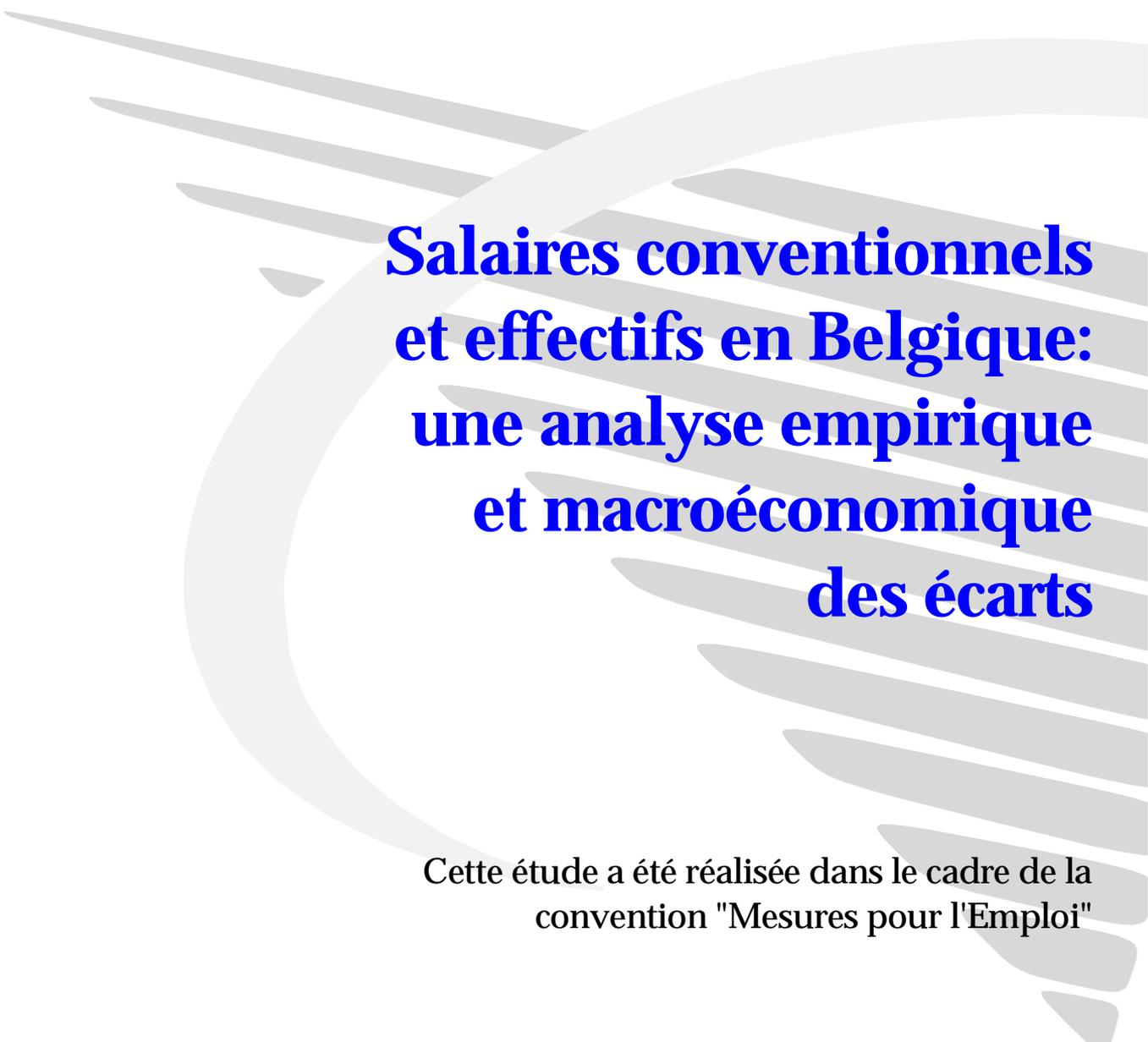


**Bureau
fédéral du Plan**

Analyses et prévisions économiques

venue des Arts 47-49
-1000 Bruxelles
él.: (02)507.73.11
ax: (02)507.73.73
-mail: contact@plan.be
RL: <http://www.plan.be>

Maritza López Novella
Février 2001



Salaires conventionnels et effectifs en Belgique: une analyse empirique et macroéconomique des écarts

Cette étude a été réalisée dans le cadre de la
convention "Mesures pour l'Emploi"

Maritza López Novella
Février 2001

Je tiens à remercier l'équipe emploi du Bureau Fédéral du Plan pour ses nombreux commentaires et suggestions utiles. Les données sur l'indice conventionnel nous ont aimablement été transmises par Monsieur T. Bevers du Ministère de l'Emploi et du Travail.



Le Bureau fédéral du Plan

Le Bureau fédéral du Plan (BFP) est un organisme d'intérêt public.

Le BFP réalise des études sur les questions de politique économique, socio-économique et environnementale.

A cette fin, le BFP rassemble et analyse des données, explore les évolutions plausibles, identifie des alternatives, évalue les conséquences des politiques et formule des propositions.

Son expertise scientifique est mise à la disposition du gouvernement, du parlement, des interlocuteurs sociaux, ainsi que des institutions nationales et internationales.

Le BFP assure à ses travaux une large diffusion. Les résultats de ses recherches sont portés à la connaissance de la collectivité et contribuent au débat démocratique.

Internet

URL: <http://www.plan.be>

E-mail: contact@plan.be

Publications

Publications récurrentes:

Les perspectives économiques

Le budget économique

Le "Short Term Update"

Planning Papers (les derniers numéros)

86 *Vieillesse démographique et financement de la sécurité sociale: un défi soutenable?*

Actes du colloque organisé par le Bureau fédéral du Plan à Bruxelles, les 2 et 3 décembre 1997

87 *Les participations publiques dans le secteur marchand en Belgique*

H. Spinnewyn - février 2000

Working Papers (les derniers numéros)

9/00 *Financing of innovation*

H. Van Sebroeck - novembre 2000

10/00 *The NIME model - Specification and estimation of the enterprise sector*

E. Meyermans, P. Van Brusselen - décembre 2000

11/00 *Simulations with the HERMES II model for Belgium*

F. Bossier, F. Vanhorebeek - décembre 2000

1/01 *La réforme de l'impôt des personnes physiques*

Effets macroéconomiques, budgétaires, et sur la pression fiscale

Michel Saintrain - Janvier 2001

Reproduction autorisée, sauf à des fins commerciales, moyennant mention de la source.

Editeur responsable:

Henri Bogaert

Dépôt légal: D/2001/7433/5



Table des Matières

Résumé	1
A. Introduction	3
B. La formation des salaires dans le secteur privé en Belgique	4
C. Cadre théorique d'analyse de la dérive salariale	5
D. La dérive salariale dans le secteur privé: une analyse empirique et macroéconomique	6
E. Facteurs susceptibles d'influencer la dérive salariale	11
1. Facteurs socio-démographiques	11
2. Facteurs économiques	14
F. Analyse économétrique	16
1. La relation de long terme	16
2. Le court terme	19
3. Projections	20
G. Conclusions	22
H. Annexe 1	23
I. Bibliographie	25



Résumé

En Belgique, la notion de salaire conventionnel fait habituellement référence aux barèmes négociés au sein des commissions paritaires sectorielles. On entend par salaire effectif, la rémunération véritablement payée par l'employeur au travailleur (y compris les cotisations sociales et prélèvements fiscaux à charge de ce dernier), généralement appelée salaire brut. Le salaire effectif englobe également des éléments complémentaires tels que des primes, des avantages en nature, etc., qui font partie de la rémunération totale payée au travailleur au sens de la comptabilité nationale.

Dans les pays où la formation des salaires passe principalement par un système de négociation collective centralisée et/ou sectorielle, on observe fréquemment un écart entre salaires conventionnels et effectifs. D'une part, les salaires effectifs comportent souvent des augmentations additionnelles (collectives et individuelles) accordées au sein des entreprises. D'autre part, cet écart, parfois dénommé dérive barémique, peut être lié à des changements dans la structure de l'emploi ou dans la composition de la population active occupée (âge, niveau d'études,...). Du fait qu'il est généralement positif, l'écart entre les salaires conventionnels et effectifs est généralement appelé dérive salariale.

Cette étude tente de quantifier cet écart et d'identifier ses déterminants dans le secteur privé belge. Pour des raisons statistiques, la notion de dérive salariale se réfère conjointement aux hausses additionnelles accordées au sein des entreprises ainsi qu'à la dérive barémique.

Les données utilisées sont constituées par l'indice du salaire horaire conventionnel du ministère de l'Emploi et du Travail et par un indice du salaire horaire brut selon la définition utilisée dans la comptabilité nationale. L'écart entre ces deux indices constitue la mesure de la dérive salariale. Toutefois, ces deux indices ne sont pas entièrement comparables. Contrairement à l'indice conventionnel, l'indice du salaire brut intègre le salaire des cadres et du personnel dirigeant ainsi que la masse salariale des entreprises publiques (SNCB, Belgacom,...). En outre, faute de données rétrospectives suffisamment longues en matière de durée effective du temps de travail, l'indice du salaire horaire brut ne prend pas en compte la durée effective mais bien la durée conventionnelle du temps de travail.

Cette mesure de la dérive salariale permet d'analyser le lien entre salaires conventionnels et effectifs au cours de la période 1970-1998. Les taux de croissance de ces deux indices fluctuent abondamment pendant cette période. Bien que généralement positive, la dérive salariale présente, certaines années, des valeurs négatives. Les années septante se caractérisent par des hausses conventionnelles importantes accompagnées d'une dérive salariale faible. A partir du milieu des années quatre-vingt et jusqu'à la fin de la période étudiée, la modération salariale reste une caractéristique essentielle, et tant le salaire conventionnel qu'effectif connaissent des hausses annuelles plus restreintes.

D'après les estimations réalisées, les facteurs explicatifs de la dérive salariale sont, d'une part, d'ordre sociodémographique, et d'autre part, macroéconomique. L'âge influence positivement la dérive salariale mais cet effet est présent

uniquement à long terme. D'autres facteurs sociodémographiques tels que la part des femmes dans l'emploi salarié, le niveau d'études et la part de l'emploi à temps partiel ont également été testés mais n'ont pas donné de résultats statistiquement satisfaisants.

Quant aux variables macroéconomiques, elles se sont révélées très influentes. La dérive salariale est corrélée négativement avec le taux de chômage et positivement avec l'indice de productivité annuelle par travailleur. Ces effets sont présents aussi bien à court qu'à long terme. Il est vrai que l'utilisation de la durée conventionnelle du travail au lieu de la durée effective tend à accentuer le caractère conjoncturel du salaire horaire brut et en conséquence de la dérive salariale. Soulignons aussi que certaines des composantes additionnelles du salaire brut (primes, salaires des cadres et du personnel dirigeant) devraient être probablement plus sensibles à la conjoncture.

En conclusion, les résultats de notre étude indiquent, qu'au-delà de l'âge, les facteurs macroéconomiques mis en évidence influencent la détermination des salaires au niveau des entreprises et expliquent les fluctuations par rapport au salaire conventionnel. Toutefois, faute de données sur les négociations collectives au sein des entreprises, cette étude ne permet pas de différencier les hausses consécutives aux négociations collectives plutôt qu'à des initiatives individuelles au sein des entreprises.

A. Introduction

On entend par “dérive salariale” ou wage drift: le processus qui génère des accroissements des salaires bruts en excès de ceux convenus collectivement. La dérive salariale peut être alimentée par des facteurs sociodémographiques tels que l’accroissement de la scolarisation de la population active et le vieillissement de la population active occupée. Plus spécifiquement, le vieillissement des femmes sur le marché du travail pourrait se traduire par une croissance plus rapide des salaires féminins, une forme de rattrapage du niveau des salaires masculins. Des facteurs économiques tels que la demande de travail excédentaire, l’inadéquation entre l’offre et la demande dans certains segments du marché et des pratiques de type salaire d’efficience et “insider power” pourraient aussi jouer un rôle essentiel.

Ces facteurs devraient à leur tour être tempérés par l’évolution du cadre institutionnel belge suite au premier choc pétrolier. Jusqu’à la fin des années septante, la Belgique connaît un système de “libre négociation” des conditions de travail par les partenaires sociaux avec des interventions “informelles” des pouvoirs publics en vue de favoriser la conclusion d’accords interprofessionnels. Depuis 1976, les gouvernements successifs ont pris différentes initiatives concrètes pour freiner les “dérapages salariaux”. Citons notamment la loi de redressement de 1976, la “mini-loi” de blocage des salaires et la convention interprofessionnelle de 1981, la dévaluation de 1982, la norme de la compétitivité introduite en 1983, la loi de sauvegarde de la compétitivité de 1989, le plan global pour l’emploi, la compétitivité et la sécurité sociale de 1993, et la nouvelle loi de sauvegarde de la compétitivité de 1996¹.

Cette note se propose d’étudier la dérive salariale de manière empirique et au niveau macroéconomique. Dans les sections qui suivent, nous rappelons brièvement le mécanisme de formation des salaires en Belgique et introduisons un cadre théorique pour l’examiner. Ensuite, nous présentons une mesure empirique de la dérive salariale dans le secteur privé et examinons son évolution. Pour ce faire, nous avons utilisé les séries de l’indice des salaires conventionnels du ministère de l’Emploi et du Travail (MET) et d’un indice des salaires bruts construit à partir des données du Bureau fédéral du Plan (BFP). Pour terminer, nous mettons en relation la dérive salariale ainsi définie avec des variables mesurant la composition de la population active occupée, principalement l’âge, et des variables macroéconomiques.

1. Pour une description détaillée de ces différentes politiques, voir la brochure du ministère de l’Emploi et du Travail “Salaires et durée du travail” (p.69-87).

B. La formation des salaires dans le secteur privé en Belgique

Depuis le début des années 50 et jusqu'au milieu des années 70, la Belgique connaît un système de négociation salariale libre où les représentants des employeurs et ceux des travailleurs déterminent en grande partie l'évolution des salaires. Dans ce modèle de concertation, la formation des salaires passe largement par les (sous-) commissions paritaires sectorielles. Celles-ci, à travers les Conventions collectives de travail (CCT), fixent la classification des fonctions, l'évolution des barèmes y afférents, le mécanisme d'indexation des salaires ainsi que l'octroi d'augmentations salariales pour l'ensemble du secteur. Les barèmes ou salaires conventionnels constituent des salaires minimums qui doivent être respectés au sein de chaque entreprise du secteur. A la négociation sectorielle vient parfois s'ajouter ou se substituer la négociation au sein des entreprises (collective et individuelle). C'est ainsi que des CCT peuvent être également conclues au sein de certaines entreprises. Enfin, il existe un niveau de concertation national, le Conseil national du travail, dont le rôle est, en pratique, fort limité. Pour ce qui est de la formation des salaires en Belgique, l'accent est de façon générale mis sur le niveau sectoriel.

Dès le milieu des années septante, ce système de négociation libre connaît des difficultés de fonctionnement et l'interventionnisme politique dans la détermination des salaires s'accroît. Un système tripartite s'installe dont les discussions aboutiront en 1996 à une loi¹ relative à la promotion de l'emploi et la sauvegarde préventive de la compétitivité. Cette loi introduit une "norme salariale" qui fixe, par période de deux ans, les limites de l'évolution nominale du coût salarial. La norme est fixée de manière à préserver la compétitivité relative des entreprises belges tout en tenant compte des évolutions du coût salarial de nos trois principaux partenaires commerciaux (l'Allemagne, la France et les Pays-Bas). En cas de non-accord entre représentants des entreprises et des travailleurs, le gouvernement peut fixer lui-même la norme (ce fut notamment le cas pour les années 1997 et 1998). Dans l'accord interprofessionnel 1999-2000, les interlocuteurs sociaux intègrent la norme salariale et introduisent à leur tour des objectifs en termes d'emploi et de formation. L'accord 1999-2000 fixe également la procédure de suivi et d'évaluation. Chaque année, le Conseil central de l'économie et le Conseil national du travail évaluera l'évolution du coût salarial, de l'emploi et des efforts de formation au niveau macroéconomique. Si l'évolution combinée des trois domaines ne correspond pas aux attentes, il sera vérifié secteur par secteur si cette évolution n'est pas la conséquence d'évolutions propres au secteur. Le respect des dispositions concernant la marge salariale est en définitive imposé aux employeurs puisque la loi prévoit des amendes administratives en cas de non-respect des dispositions.

Le mécanisme de formation des salaires actuellement en vigueur privilégie donc les résultats macroéconomiques tout en respectant les caractéristiques sectorielles de l'activité. Dans les sections qui suivent, l'analyse de la dérive salariale devrait nous permettre d'évaluer plus précisément le rôle joué par les entreprises dans la formation des salaires en Belgique.

1. Il s'agit d'une réforme de la loi de 1989 sur la sauvegarde de la compétitivité.

C. Cadre théorique d'analyse de la dérive salariale

La dérive salariale est le processus qui génère des accroissements de salaires bruts en excès de ceux convenus collectivement¹. Ne disposant pas de données sur les salaires négociés collectivement au sein des entreprises, les salaires conventionnels dans cette étude font exclusivement référence aux salaires négociés au niveau sectoriel. Rappelons que dans le contexte belge, le niveau sectoriel est le plus important de la concertation salariale. Au-delà des négociations collectives, les salaires bruts en Belgique résultent également des tractations individuelles employeur/employé ayant lieu au sein des entreprises. Enfin, des changements dans la structure de l'emploi ou dans la composition de la population active occupée peuvent également avoir un impact sur les salaires bruts e.g. la part des emplois qualifiés au sein d'une industrie, certains facteurs sociodémographiques tels que l'âge, le niveau de scolarité...etc.

Dans la littérature récente sur le wage drift, on trouve notamment des études dont le cadre théorique d'analyse est un modèle de négociation salariale locale, c'est-à-dire à l'échelle de l'entreprise. Ces études s'appliquent bien au système de négociation de certains pays scandinaves où la négociation salariale centrale est souvent suivie par des négociations décentralisées au sein des secteurs et des entreprises sur la manière d'implémenter les accords centraux. Dans le contexte belge, une telle approche ne semble pas aussi appropriée car la portée de la négociation collective salariale au niveau de l'entreprise reste proportionnellement faible. Toutefois, nous ne disposons pas de données précises sur ce phénomène ni sur son évolution. Il est en effet possible que l'étendue des négociations collectives au sein des entreprises se soit accrue au cours du temps. Plus généralement, la littérature sur le wage drift fait appel à un cadre d'analyse empirique de type courbe de Phillips. Cette relation met en liaison le taux de croissance du salaire nominal et le taux de chômage. Phillips (1958) a le premier vérifié statistiquement que cette relation était négative. D'autres variables explicatives sont venues enrichir la formulation initiale afin d'obtenir de meilleurs résultats économétriques, en particulier le taux d'inflation, on parle alors de courbe de Phillips augmentée, et plus tard le taux de croissance de la productivité. Contrairement au cadre théorique de négociation, les fondements théoriques de la relation de Phillips restent imprécis dans la mesure où celle-ci n'est pas déduite d'un modèle représentant les comportements d'agents économiques.

Dans cette étude, nous adoptons ce deuxième cadre d'analyse. Ainsi, nous supposons que le wage drift en Belgique au niveau macroéconomique est déterminé principalement par la demande de travail, plus précisément par la demande de travail excédentaire. En effet, si l'offre de travail est supposée inélastique à court terme, une augmentation de la demande de travail crée une demande excédentaire. Le salaire d'équilibre augmente et le wage drift est le processus qui permet au cours du temps d'atteindre ce nouvel équilibre (étant donné l'absence de nouvelles négociations sectorielles). Dans ce contexte, le wage drift reflète principalement la concurrence entre entreprises pour attirer le facteur travail. Dans ce qui suit, nous voulons enrichir cette analyse en introduisant des variables supplémentaires décrivant le fonctionnement du marché du travail et pouvant faire pression sur les salaires au niveau des entreprises. Ces variables ainsi que leurs définitions sont présentées à la section E.2.

1. Pour une définition plus détaillée du wage drift et de ses composantes, voir notamment L.Calmfors (1990), p.335.

D. La dérive salariale dans le secteur privé: une analyse empirique et macroéconomique

Pour mesurer le wage drift dans le secteur des entreprises, nous avons construit une série du ratio du salaire horaire brut moyen et du salaire horaire conventionnel moyen¹. Cette section décrit les données utilisées pour construire cette série et examine l'évolution de cette mesure sur les trente dernières années.

Le MET calcule tous les trois mois un indice des salaires conventionnels pour le secteur privé sur base des conventions collectives de travail conclues dans les (sous-) commissions paritaires. L'indice tient compte des adaptations des salaires barémiques engendrées par les mécanismes d'indexation, de la diminution de la durée du temps de travail (pour les ouvriers) et des augmentations salariales négociées en commissions paritaires (les primes ne sont pas prises en compte). L'indice est calculé séparément pour les ouvriers (évolution du salaire **horaire** moyen) et les employés (évolution du salaire **mensuel** moyen). Les données trimestrielles sont à leur tour pondérées de manière à obtenir deux indices annuels.

Plus précisément, le MET suit l'évolution d'un salaire barémique moyen (horaire pour les ouvriers et mensuel pour les employés) au sein de chaque commission paritaire. L'importance des différentes commissions paritaires est ensuite pondérée par le nombre de travailleurs de manière à obtenir des indices par secteur économique². Les indices sectoriels sont à leur tour pondérés par l'emploi sectoriel pour obtenir deux indices macroéconomiques, l'un pour les ouvriers et l'autre pour les employés. Soulignons que l'indice conventionnel ne tient pas compte de la répartition des travailleurs entre les différents barèmes au sein des commissions paritaires, ce qui peut également engendrer des évolutions salariales. De plus, les salaires barémiques des fonctions dirigeantes ne sont pas pris en compte dans l'indice.

A partir des deux indices du MET (ouvriers et employés), nous avons construit un indice conventionnel global. Pour ce faire, nous avons tout d'abord corrigé l'indice des employés par la durée du temps de travail conventionnelle et calculé un indice du salaire horaire pour les employés. Ensuite, nous avons agrégé les deux indices horaires en pondérant par l'emploi respectif. La série obtenue couvre la période 1958-2000.

Un indice du salaire horaire brut dans le secteur des entreprises a ensuite été calculé à partir de trois séries chronologiques disponibles au BFP (masse salariale brute du secteur privé, durée conventionnelle moyenne du temps de travail et emploi salarié). La notion de masse salariale brute correspond à celle utilisée dans la comptabilité nationale. Elle se définit comme le total des rémunérations en espèces ou en nature que versent les employeurs à leurs salariés en paiement du travail accompli par ces derniers au cours de la période de référence des comptes à l'exception des cotisations sociales à charge des employeurs (Eurostat, ch.4).

-
1. P. Ordine (1996) utilise un ratio similaire pour mesurer le wage drift; il s'agit du ratio du salaire annuel brut par travailleur et du salaire annuel conventionnel par travailleur.
 2. La répartition des commissions paritaires en secteurs Nacebel implique un système de pondération supplémentaire. Celui-ci est fixé à chaque fois pour dix ans.

Il s'agit donc d'une notion de salaire brut plus large que celle qu'on a l'habitude d'utiliser¹ mais en aucun cas d'une notion de salaire coût. La durée conventionnelle moyenne en heures par an par salarié est une série calculée au BFP et qui tient compte du travail à temps partiel². Il nous semble important de souligner qu'il s'agit d'une série de la durée conventionnelle et non de la durée effective du temps de travail. La durée effective du temps de travail est une notion sensible à la conjoncture et pour laquelle, à notre connaissance, il n'existe pas de série macroéconomique longue. Ainsi, lors d'une période de récession (croissance) la durée effective va diminuer (augmenter) alors que la durée conventionnelle restera inchangée. Ceci risque d'avoir un impact non négligeable sur notre indice du salaire horaire brut. En effet, lors d'une période de récession, l'indice risque de sous-estimer l'évolution du salaire horaire, celui-ci va chuter plus fortement que si la durée effective avait pu être prise en considération. Inversement, au cours d'une période de croissance, l'indice tendra à surestimer les hausses du salaire horaire brut. Il est donc à craindre que notre indice des salaires bruts soit plus sensible à la conjoncture compte tenu de cet effet des données. Toutefois, l'examen du ratio de la durée effective et de la durée conventionnelle pour l'industrie manufacturière³ indique la présence d'un tel effet principalement pour l'année 1975 et dans une moindre mesure pour l'année 1993. L'emploi salarié au 30 juin est une série construite à partir des données publiées par le MET. La série du salaire horaire brut obtenue couvre la période 1970-2000. Le tableau suivant compare les deux indices de manière à clarifier les notions de salaire qu'ils intègrent.

TABLEAU 1 - Comparaison des indices du salaire horaire conventionnel et brut

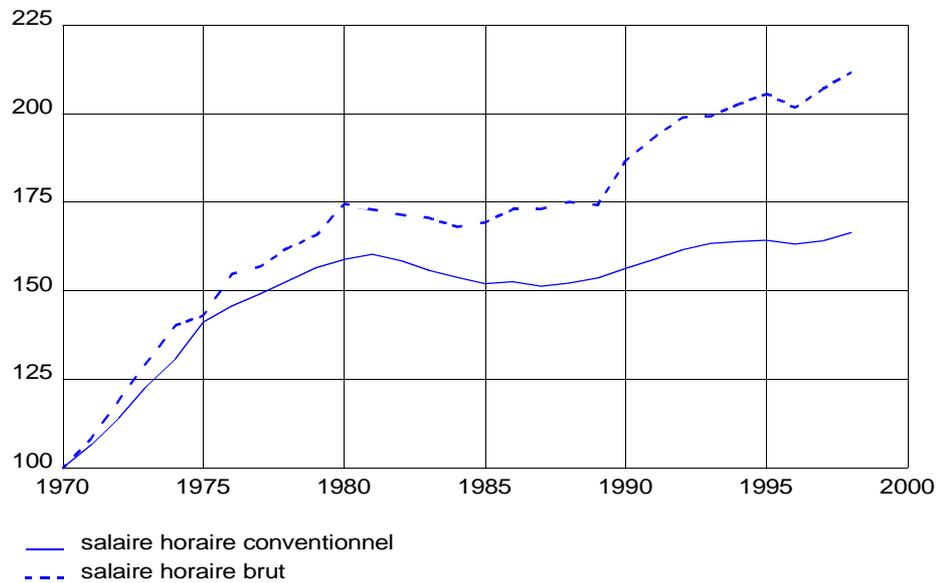
Composantes et facteurs affectant les salaires	Indice salaires conventionnels	Indice salaires bruts
rémunérations en espèces payables à intervalles réguliers	x	x
majorations pour heures supplémentaires, travail de nuit,...	-	x
primes (13 ^e et 14 ^e mois, de fin d'année,...)	-	x
pécule de vacances simple	x	x
pécule de vacances double	-	x
rémunérations en nature (chèques-repas, voiture de société,...)	-	x
avantages extra-légaux (fonds de pension, assurances groupe,...)	-	-
cotisations sociales à charge des travailleurs	x	x
cotisations sociales à charge des employeurs	-	-
précompte professionnel	x	x
durée du temps de travail	x ^a	x ^b
salaires des cadres ou du personnel dirigeant	-	x
entreprises publiques (Belgacom, SNCB,...)	-	x

- a. Le MET tient directement compte de la durée conventionnelle du temps de travail dans le cas des ouvriers. Calculs propres en ce qui concerne l'intégration de la durée conventionnelle des employés (voir page précédente).
- b. Il s'agit de la durée conventionnelle moyenne (corrigée pour le travail à temps partiel).

1. La notion de salaire brut fait le plus souvent référence au salaire servant pour le calcul des cotisations sociales personnelles.
2. Pour plus d'informations sur cette série, voir le Planning Paper 80 (BFP, 1997).
3. Cf. Planning Paper 80.

Le graphique suivant présente les deux indices en termes réels¹ au cours de la période 1970-1998 (année de référence 1970).

FIGURE 1 - Salaire horaire conventionnel et salaire horaire brut
(indices en termes réels)



Le salaire horaire **conventionnel** moyen croît continuellement entre 1970 et 1981 avec une augmentation annuelle moyenne de 5% entre ces deux années. La première moitié de cette période se caractérise par une progression très rapide (+7%) alors qu'à partir de 1976 un ralentissement important est observé (+2.5%). A partir de 1982, le salaire horaire conventionnel baisse (-1.2% en moyenne entre 1982 et 1987) mais remonte à nouveau à partir de 1988. En 1992, il dépasse le niveau de 1981. Il s'ensuit une période de stabilisation jusqu'en 1997 où une nouvelle hausse modérée semble se profiler.

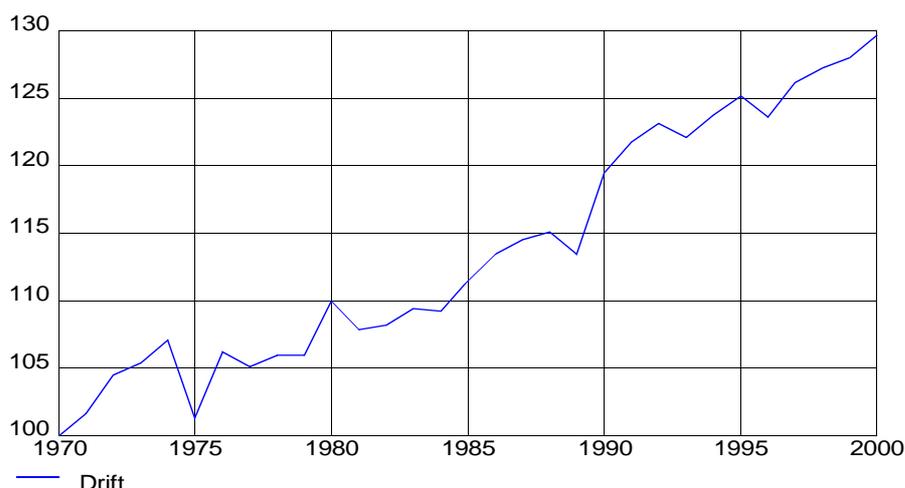
Le salaire horaire **brut** moyen connaît une évolution similaire mais avec des augmentations relativement plus fortes (e.g. taux de croissance annuel moyen de +7% entre 1970 et 1980 et de +4.5% entre 1989 et 1995). Comme pour le cas du salaire conventionnel, les années 80 constituent une période de modération salariale contrastant radicalement avec la décennie antérieure et celle à venir. Le salaire horaire brut moyen baisse entre 1980 et 1984 (-1.3% en moyenne par an). Il remonte ensuite modérément jusqu'en 1989 où il atteint le niveau de 1980, puis sa hausse s'accélère fortement jusqu'en 1992 (+6.1% en moyenne entre 1989 et 1992). Une nouvelle hausse soutenue semble se profiler en fin de période.

1. Nous avons utilisé la série de l'indice des prix à la consommation fournie dans la brochure du MET, "L'indice des salaires conventionnels".

Les évolutions observées cadrent bien avec le contexte institutionnel prévalant pendant la période étudiée. Ainsi, les augmentations importantes aussi bien du salaire conventionnel que du salaire brut pendant les années 70 s'accordent bien avec le système de "négociation libre". A partir des années 80, ce sont les interventions gouvernementales qui vont influencer l'évolution salariale. Les politiques mises en place¹ vont effectivement imposer une modération salariale au niveau du salaire conventionnel et dans une moindre mesure au niveau du salaire brut. La croissance du salaire horaire conventionnel à partir de 1988 témoigne d'un cadre institutionnel à nouveau plus flexible. Toutefois, la hausse, déjà à partir de 1984 et en moyenne plus rapide, du salaire horaire brut témoigne de la présence du wage drift tout au long de la période examinée.

Pour construire une série du wage drift, tel que nous l'avons définie, nous avons calculé le ratio de l'indice du salaire horaire brut moyen et du salaire horaire conventionnel moyen. Notons que le salaire horaire brut horaire est toujours supérieur au salaire conventionnel horaire. Cette série est disponible pour la période 1970-2000. Le graphique suivant présente la série du wage drift horaire en niveau.

FIGURE 2 - Wage drift en niveau (année de référence=1970)

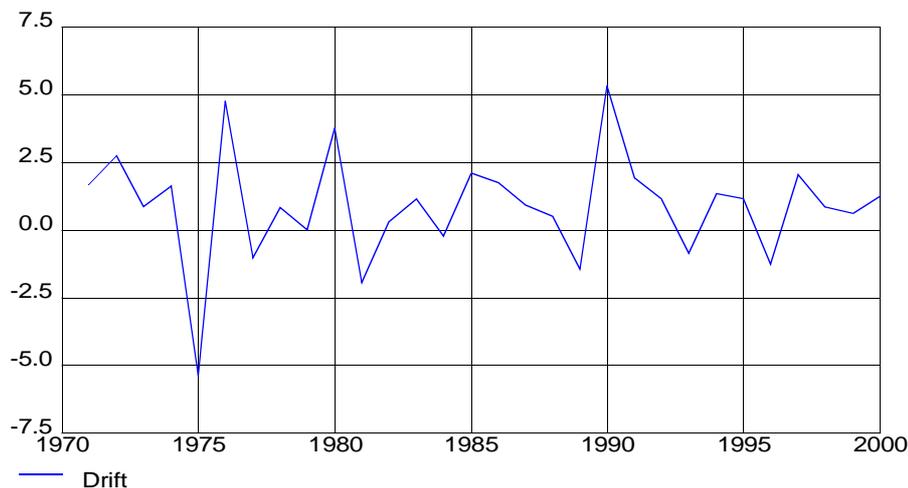


Le wage drift a augmenté de 30% entre 1970 et 2000, soit un taux annuel moyen de 0.95%. Cette augmentation est particulièrement forte entre 1970 et 1974 (taux annuel moyen de +1.42%) et entre 1989 et 1992 (+2.42%). Depuis 1989, et malgré certaines années de décroissance, le drift a augmenté en moyenne de 1.34%. Par contre, les années 1976-1979 (-0.05%) et surtout 1980-1984 (-0.15%) constituent des périodes de ralentissement du wage drift.

1. Citons notamment la politique de redressement menée à partir de 1982 qui fait appel au blocage pur et simple de l'indexation des salaires, à des sauts d'index, à des indexations forfaitaires, à l'interdiction d'octroi de tout nouvel avantage salarial et l'introduction déjà d'une "norme" de compétitivité.

Dans la littérature sur le wage drift, on ne peut toujours clairement identifier si cette notion fait référence à une mesure en niveau ou en taux de croissance. De ce fait, nous avons choisi de présenter les deux mesures et d'appeler wage drift la mesure en niveau. Le graphique suivant présente le wage drift en taux de croissance.

FIGURE 3 - Wage drift en taux de croissance



Le graphique 3 permet de mieux identifier les années au cours desquelles le wage drift a connu des fluctuations importantes. Son taux de croissance annuel est particulièrement élevé en 1990 (+6.0%), 1976 (+4.8%) et 1980 (+4.0%). Il s'agit chaque fois d'épisodes où à la fois le salaire horaire conventionnel et le salaire horaire brut augmentent. Inversement, l'année 1975 a le taux de croissance du drift le plus négatif (-5.7%). Celui-ci s'explique par une croissance soutenue du salaire horaire conventionnel (via les mécanismes d'indexation) mais d'une progression ralentie du salaire horaire brut suite au premier choc pétrolier et à la récession qui s'ensuit. Toutefois, rappelons que l'année 1975 se caractérise probablement par une forte baisse de la durée effective du temps de travail qui, en l'absence de données disponibles, n'est pas prise en compte dans notre mesure du wage drift. Cet effet de données tendrait à renforcer artificiellement l'écart entre le salaire horaire conventionnel et brut. Enfin, au cours de la période étudiée, le taux de croissance du wage drift n'a pas tendance à augmenter mais semble fluctuer abondamment.

Dans cette section, nous avons construit une mesure du wage drift pour la période 1970-2000. L'analyse descriptive de ces données a permis, notamment, de confirmer l'existence de ce phénomène en Belgique ainsi que l'importance du contexte institutionnel belge sur l'évolution des salaires au cours de la période examinée. Dans les sections qui suivent, nous allons étendre notre analyse et examiner des facteurs économiques et sociodémographiques pour expliquer le wage drift.

E. Facteurs susceptibles d'influencer la dérive salariale

Dans les sections précédentes, nous avons énuméré des éléments susceptibles d'influencer le wage drift. Dans cette section, nous voulons décrire ces facteurs et présenter les données disponibles pour les étudier. Dans la section suivante, nous présenterons les résultats d'une analyse économétrique incorporant certaines de ces variables.

Les facteurs susceptibles d'influencer le wage drift sont des facteurs qui n'ont pas été pris en compte ou suffisamment pris en compte lors des négociations sectorielles et qui influencent les salaires via les tractations (collectives et individuelles) au sein des entreprises. A ceux-ci s'ajoutent les facteurs qui ne sont pas mesurés par l'indice des salaires conventionnels. Nous avons regroupé l'ensemble de ces facteurs en deux grandes catégories: les facteurs sociodémographiques et les facteurs économiques.

1. Facteurs socio-démographiques

Dans les sections précédentes, nous avons vu que l'indice des salaires conventionnels ne tient pas compte de la répartition de l'emploi au sein des commissions paritaires. De ce fait, des caractéristiques sociodémographiques susceptibles de jouer sur l'évolution des salaires conventionnels, telles que l'âge, vont se refléter dans le wage drift.

Les caractéristiques pour lesquelles nous disposons de données sont **l'âge moyen de la population active occupée** (désagrégé par sexe), **la part de l'emploi féminin dans l'emploi salarié total**, **la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi salarié total**, et **le niveau de scolarisation de l'emploi total**. Cette dernière variable correspond à la part des diplômés de l'enseignement supérieur (universitaire ou non) dans l'emploi total. La part de l'emploi féminin est une série qui provient des données du MET et qui est disponible annuellement pour la période 1970-1998. Les autres variables proviennent des enquêtes de l'INS sur les forces de travail et sont disponibles annuellement pour la période 1986-1998 (à l'exception de l'âge moyen qui est disponible depuis 1983). Pour pouvoir disposer d'une série plus longue de l'âge moyen de la population active occupée, nous avons utilisé les données des recensements de la population (1961, 1970 et 1981) et interpolé de manière linéaire les années 1961-1969, 1971-1980 et 1982-1983. La série de l'âge moyen ainsi obtenue couvre la période 1961-1998.

Certaines de ces variables devraient influencer positivement le wage drift. Ainsi, si la population salariée vieillit et bénéficie en moyenne de salaires plus élevés, ceci ne va pas se refléter dans l'indice conventionnel mais bien dans l'indice des salaires bruts. En particulier, vu l'entrée plus tardive des femmes sur le marché du travail, le vieillissement de celles-ci devrait entraîner un effet de rattrapage des salaires féminins par rapport aux salaires masculins.

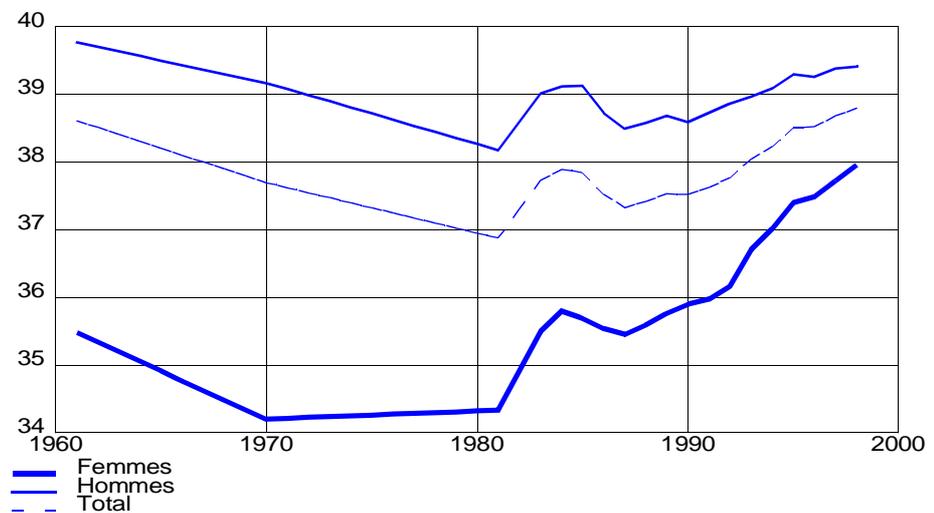
Le "niveau de scolarisation" pourrait également avoir un effet positif sur le wage drift. Celui-ci n'a cessé d'augmenter au cours des dernières années et il est susceptible d'avoir généré des hausses salariales, par exemple, à l'engagement qui ne se refléteront pas non plus dans l'indice conventionnel.

Le taux d'activité des femmes a également fortement augmenté au cours de la période examinée. Les femmes sont en moyenne moins bien payées sur le marché du travail et de ce fait leur participation accrue pourrait avoir un effet de ralentissement sur le wage drift. Selon certains auteurs, les femmes négocieraient moins bien leur salaire et de ce fait auraient, toutes choses égales par ailleurs, des salaires inférieurs à ceux des hommes. L'évolution du taux d'activité des femmes est à son tour étroitement liée à celle du travail à temps partiel. Les emplois à temps partiel sont généralement des emplois "moins bien payés" souvent dans des secteurs où les salaires sont relativement plus faibles. Leur essor pourrait avoir un effet de ralentissement sur le wage drift, du moins au niveau sectoriel.

Soulignons que ces variables sont fortement corrélées entre elles. De plus, elles pourraient affecter l'évolution des salaires dans certains secteurs et non au niveau macroéconomique. Enfin, vu le nombre restreint d'observations disponibles pour certaines séries (soit 13 ans), il s'agira de sélectionner les variables les plus pertinentes pour l'analyse économétrique.

Le graphique suivant illustre la série de l'âge moyen désagrégé par sexe. Rappelons que pour chacune de ces séries, les observations de 1961, 1970 et 1981 proviennent des recensements de la population. Les périodes 1962-1969, 1971-1980 et 1982 constituent des interpolations. Les données 1983-1998 proviennent des enquêtes des forces de travail de l'INS.

FIGURE 4 - Age moyen de la population active occupée par sexe



Sur l'ensemble de la période, l'âge moyen total a connu une toute petite augmentation. Toutefois, cette progression modeste recouvre des évolutions contrastées au cours de la période examinée.

Ainsi, l'âge moyen de la population active occupée totale décroît d'un peu plus d'un an et demi entre 1961 et 1981. Cette baisse est particulièrement forte pour les hommes dont l'âge moyen passe de 39.7 à 38.1 ans. L'âge moyen des femmes baisse également entre 1961 et 1970 mais augmente ensuite légèrement entre 1970 et 1980. Ce rajeunissement de la population masculine est de nature démographique et reflète principalement l'arrivée de la génération du baby-boom sur le marché de l'emploi. Pour les femmes, c'est principalement le taux d'activité qui joue pendant cette période, celui-ci augmente en début de période principalement suite à l'arrivée de femmes jeunes sur le marché du travail. A partir des années 70, les effets de vieillissement et d'accroissement du taux d'activité vont jouer ensemble et se compenser jusqu'au début des années 80.

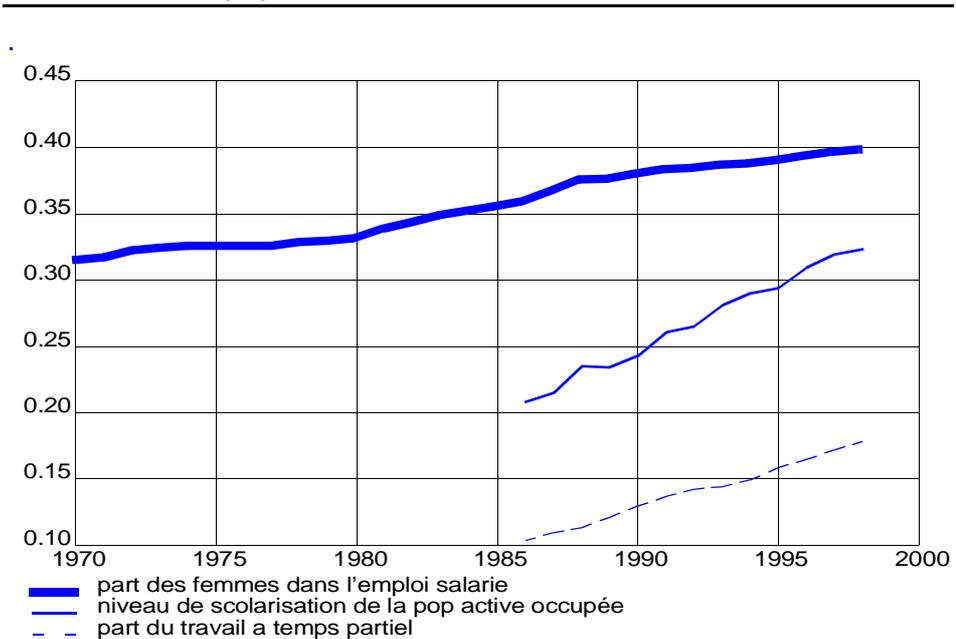
Entre 1981 et 1984, l'âge moyen augmente rapidement puis baisse légèrement jusqu'en 1987. Cette évolution est commune aux hommes et aux femmes. La baisse pourrait éventuellement s'expliquer par l'impact des politiques de prépension et de préretraite caractérisant cette période. Toutefois, les années 1983-1985 correspondent au début des enquêtes sur les forces de travail et aussi à une période où les données n'étaient pas encore informatisées. De ce fait, les évolutions observées pourraient être dues à des erreurs de mesure ou d'encodage.

Nous avons confronté ces séries avec celles de l'âge moyen de la population en âge de travailler (14-64 ans)¹. Là aussi une augmentation apparaît entre 1980 et 1984, suivie d'un tassement, et d'une nouvelle augmentation. Ces évolutions sont moins prononcées que celles pour la population active occupée, mais les tendances sont similaires. De ce fait, l'augmentation de l'âge moyen de la population active occupée entre 1981 et 1984 pourrait être due à un phénomène démographique, alors que la baisse, surtout chez les hommes, entre 1984 et 1987 pourrait être due à la baisse du taux d'activité des travailleurs les plus âgés. Dans les estimations économétriques, nous avons utilisé des séries "lissées" entre 1982 et 1986, où les fluctuations observées ont été remplacées par une hausse continue au cours de cette période.

A partir de 1987, l'âge moyen est en progression continue. Cette augmentation est particulièrement soutenue chez les femmes dont l'âge moyen passe de 35.4 à 38 ans. En fin de période, l'âge moyen des femmes actives occupées atteint presque 38 ans, alors que celui des hommes est de 39.4 ans.

Le graphique suivant présente les autres variables sociodémographiques.

1. Il s'agit d'une série du BFP à partir des données du recensement de la population, d'enquêtes pour les années entre les recensements et du Registre National à partir de 1983.

FIGURE 5 - Part des femmes dans l'emploi salarié, niveau de scolarisation et taux de temps partiel

La part des femmes dans l'emploi salarié total a augmenté de 8 points de pour cent au cours de la période 1970-1998. Le niveau de scolarisation de la population active occupée est également en augmentation continue au cours de la période 1986-1998. Ainsi, la part de la population active occupée ayant un diplôme d'études supérieures (universitaires ou non) passe de 20% à 32%. La part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi salarié total passe, quant à lui, de 10% à 18%.

2. Facteurs économiques

Dans cette section, nous examinons les facteurs économiques susceptibles d'avoir un effet sur les salaires au niveau des entreprises. Rappelons que les entreprises peuvent fixer librement le salaire d'embauche (les barèmes ne constituant que des minimums) mais que l'évolution de celui-ci est contrainte par l'évolution des barèmes et du mécanisme d'indexation. Pour échapper à cette contrainte d'évolution, les entreprises peuvent accorder des promotions à leurs effectifs et de cette manière leur allouer des hausses salariales en dehors des augmentations conventionnelles. Par ailleurs, les entreprises peuvent accorder des avantages en nature ou extra-légaux à leur personnel tel que la mise à disposition d'une voiture de société ou la participation dans un fonds de pension. Vu le cadre institutionnel salarial contraignant des dernières décennies et le caractère rentable pour les employeurs de ce type d'avantages, il est probable que ces mécanismes se soient substitués en partie aux hausses salariales ces dernières années, en particulier pour certaines catégories de travailleurs, par exemple les cadres. Comme nous l'avons expliqué à la section D, notre mesure du wage drift prend en compte les avantages en nature mais pas les cotisations extra-légales qui ne font pas partie du salaire brut.

Les hausses salariales supplémentaires accordées au sein des entreprises pourraient témoigner des difficultés que rencontrent ces dernières à garder ou à attirer du personnel (demande de travail excédentaire, problème de matching). Ainsi, elles constitueraient une manière pour les entreprises de minimiser leurs coûts fixes d'embauche ou une sorte de salaire d'efficience. Les négociations sectorielles ayant lieu tous les deux ans, les négociateurs pourraient avoir du mal à anticiper exactement les évolutions de l'offre et de la demande de travail. De cette manière, le wage drift servirait de correction à ces erreurs d'anticipation. Une autre interprétation plausible est que les négociateurs anticipent le wage drift et laissent volontairement une certaine marge de manoeuvre au niveau des entreprises.

Pour essayer d'appréhender ces phénomènes, nous avons retenu les variables suivantes: le taux de chômage, un indice de productivité, un indice des prix et un indice conjoncturel. Nous avons choisi d'inclure à la fois le taux de chômage et un indice conjoncturel car ces variables pourraient avoir des effets distincts sur le wage drift. En période de récession (croissance), les entreprises choisissent d'abord de réduire (d'augmenter) les heures supplémentaires et ensuite lorsque la récession se prolonge de licencier (d'engager) du personnel. L'impact sur le wage drift du premier effet sera mieux pris en compte par l'introduction d'un indice conjoncturel, celui du deuxième par le taux de chômage. Bien que les commissions paritaires fixent toutes un mécanisme d'indexation, celui-ci varie d'une commission à l'autre. De plus, au cours de la période étudiée, les mécanismes d'indexation ont parfois été supprimés. De ce fait, il nous a semblé intéressant de tester l'impact potentiel de cette variable sur le wage drift. Enfin, la productivité devrait être une variable essentielle dans la détermination des salaires à long terme. De plus, cette variable englobe la formation de capital humain et de ce fait pourrait servir de proxy pour évaluer l'impact du niveau de formation de la population active occupée sur le wage drift.

Le taux de chômage devrait être négativement corrélé avec le wage drift, alors que l'indice des prix, l'indice de conjoncture et l'indice de productivité devraient l'être positivement. La série de taux de chômage utilisée est celle disponible au BFP (au 30/6 et d'après la définition du BFP qui inclut les chômeurs âgés non demandeurs d'emploi). L'indice de productivité est le ratio de la valeur ajoutée annuelle dans le secteur privé¹ et de l'emploi salarié au 30/6. Il s'agit donc d'un indicateur de la productivité annuelle par travailleur. L'indice des prix et l'indicateur conjoncturel sont des séries agrégées de la BNB. Ces quatre séries sont reproduites dans les annexes.

1. A l'exclusion des indépendants et des institutions sans but lucratif au service des ménages.

F. Analyse économétrique

1. La relation de long terme

Dans cette section, nous mettons en relation les différentes variables introduites précédemment en vue d'évaluer leur impact sur le wage drift. Tout d'abord, nous présentons les résultats d'une équation estimée sur la période 1970-1998 et qui prend en compte l'ensemble des variables macroéconomiques, à savoir, l'inflation, le taux de croissance du PIB, l'indice de productivité et le taux de chômage, ainsi que l'âge moyen de la population active occupée.

Dans un deuxième temps, nous avons tenté de mesurer l'impact de la part des femmes dans l'emploi salarié. La prise en compte des autres variables sociodémographiques (part du temps partiel et niveau de scolarisation) n'a pas donné de résultats satisfaisants, étant donné la période de disponibilité beaucoup trop limitée de ces séries (1986-1998). De ce fait, nous ne présenterons pas de résultats sur l'impact de ces variables.

Le tableau 1 présente les résultats des régressions effectuées en niveau. Il s'agit de relations de long terme ou d'équilibre entre les différentes variables mises en relation. Pour écarter le risque de "spurious regression" (régression fallacieuse), nous avons effectué une analyse de cointégration où nous avons examiné le niveau d'intégration de chacune des séries individuellement et ensuite la stationnarité des résidus des régressions multivariées. La section suivante présentera les résultats d'un modèle à correction d'erreur incorporant aussi les effets de court terme.

La plupart des séries étudiées sont stationnaires (parfois avec un trend), à l'exception du wage drift et des séries de l'âge moyen de la population active occupée (hommes, femmes et total). En présence de variables intégrées, les relations multivariées n'auront de sens que si leurs résidus sont stationnaires ou cointégrés. Le tableau 1 reprend les résultats des tests de cointégration de Dickey-Fuller pour chacune des équations estimées. Rappelons que bien que les coefficients de séries cointégrées obtenus par moindres carrés ordinaires soient consistants (e.g. ils convergent en probabilité vers leur vraie valeur), leurs écarts-types ne le sont pas. La distribution de ces coefficients est non standard et il n'est donc pas possible d'appréhender leur significativité à l'aide des statistiques de t. Dans le cas des séries stationnaires, les statistiques de t restent valables (voir notamment G.S. Maddala and In-Moo Kim, p.250).

Les équations couvrent la période 1970-1998. Les variables sont toutes en logarithme.

TABLEAU 2 - Equations (OLS): logarithme du wage drift

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
constante	2.35 (2.23**)	2.34 (2.57**)	3.00 (4.94**)	1.37 (1.06)	2.44 (2.20*)
dummy 89	-0.04 (-3.66**)	-0.04 (-3.93**)	-0.04 (-3.94**)	-0.04 (-4.07**)	-0.04 (-3.84**)
inflation	-0.047 (-0.44)	-	-	-	-
taux de croissance du pib	-0.01 (-0.11)	-	-	-	-
taux de chômage	-0.06 (-4.58**)	-0.06 (-5.57**)	-0.06 (-5.78**)	-0.06 (-5.01**)	-0.06 (-4.62**)
productivité	0.48 (9.33**)	0.49 (11.36**)	0.46 (8.14**)	0.49 (12.29**)	0.47 (5.56**)
âge moyen de la pop active occupée	0.53 (1.77*)	0.54 (2.06**)	-	-	0.52 (1.81*)
âge moyen des fem- mes occupées	-	-	0.36 (1.99*)	-	-
âge moyen des hom- mes occupés	-	-	-	0.80 (2.20**)	-
part des femmes dans l'emploi	-	-	-	-	0.02 (0.84)
nombre d'observations	28	29	29	29	29
R2 ajusté	0.97	0.98	0.98	0.98	0.98
DW	1.63	1.60	1.63	1.61	1.61
LM heterosc. test	0.13	0.01	0.05	0.05	0.03
Jarque-Bera norma- lity test	0.56	0.54	0.47	0.51	0.48
SE	0.011	0.010	0.010	0.010	0.010
F	175**	329**	326**	336**	252**
Dickey-Fuller test résidus	-4.32**	-4.23**	-4.31**	-4.27**	-4.27**

Remarques:

- statistiques de t entre parenthèses, * niveau de significativité de 10%, ** niveau de significativité d'au moins 5%. Pour les variables intégrées, ces statistiques sont incluses à titre indicatif.
- l'hypothèse nulle du test de cointégration de Dickey-Fuller est la non-stationnarité des résidus. La statistique rapportée est celle correspondant à un DGP sans constante et sans trend. Les valeurs critiques ont été calculées à l'aide de la méthodologie présentée par J.G.Mackinnon (1991). Nous avons également effectué un test de cointégration LR basé sur les valeurs propres de la matrice stochastique. Ce test a permis de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de vecteur de cointégration dans chacun des cas présentés. Il a également permis d'accepter l'hypothèse nulle de la présence d'un seul vecteur de cointégration.

L'équation 1 reprend l'ensemble des variables macroéconomiques ainsi que l'âge moyen de la population active occupée. Le test de cointégration permet de rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité des résidus. Toutefois, les coefficients de l'inflation et du taux de croissance du PIB, deux variables stationnaires, ne sont pas significatifs. De plus, le coefficient du taux du croissance du PIB n'a pas le signe attendu. Nous avons également introduit le taux d'inflation avec différents retards mais celui-ci n'est jamais apparu significatif.

L'équation 2 reprend les mêmes variables à l'exception de l'indice des prix et l'indice de conjoncture. A nouveau, les résidus sont stationnaires. Cette équation est généralement bien spécifiée avec un modèle significatif dans son ensemble et des résidus non-autocorrélés, de variance constante et distribués normalement. De plus, les différents coefficients ont les signes attendus et sont tous significatifs au moins à un niveau de 5% (rappelons que dans le cas de l'âge, ce test n'a pas de validité). La dummy 89 a été introduite suite à l'inspection des résidus. Cette variable a un coefficient négatif et est fortement significative. Son interprétation reste néanmoins incertaine. L'année 1989 correspond à l'introduction de la loi de sauvegarde de la compétitivité. Toutefois, il est peu probable que la simple introduction de cette loi puisse avoir eu un effet de ralentissement sur les hausses salariales. Cette année correspond également à une forte croissance de l'emploi salarié, en particulier de l'emploi à temps partiel. Si les emplois à temps partiel sont en moyenne moins bien rémunérés que les emplois à temps plein, leur accroissement pourrait avoir eu un effet de frein sur le wage drift. Malheureusement, les données dont nous disposons sur la part du temps partiel (1986-1998) ne nous permettent pas de confirmer cette interprétation.

Les équations 3 et 4 sont des variations de l'équation 2, où l'âge moyen de la population active occupée est remplacé, respectivement, par l'âge moyen des femmes occupées et par celui des hommes. D'après ces estimations, l'âge moyen des hommes et des femmes ont tous les deux un impact positif important sur le wage drift. Cependant, cet impact est deux fois plus grand dans le cas des hommes. Les femmes sont en moyenne plus jeunes sur le marché du travail et moins nombreuses que les hommes ce qui explique en partie cette différence. Puisque l'âge moyen des femmes occupées et, dans une moindre mesure, leur taux de participation devraient continuer à s'accroître, on devrait s'attendre à une hausse plus importante du wage drift dans les années à venir due à ces effets de rattrapage. Néanmoins, l'écart important entre hommes et femmes est indicatif de la présence de différences salariales importantes entre hommes et femmes sur le marché du travail¹. De ce fait, la hausse du wage drift due à cet effet de rattrapage devrait probablement être atténuée.

L'équation 4 prend en considération la part des femmes dans l'emploi salarié. Notons que les résidus de cette estimation sont stationnaires. Les coefficients des variables économiques et de l'âge ont des valeurs presque identiques à celles des autres équations et restent significatifs. La part des femmes dans l'emploi salarié a un coefficient positif mais celui-ci n'est pas du tout significatif. Toutefois, il ne s'agit pas d'une variable stationnaire et nous ne pouvons pas utiliser la statistique de t pour évaluer sa pertinence. En vue de mieux cerner l'impact de cette variable, nous avons également examiné une estimation où l'âge moyen total de la population active occupée était remplacé par l'âge moyen des femmes. A nouveau, les coefficients des variables macroéconomiques et de l'âge sont restés identiques mais le coefficient de la part des femmes est devenu négatif et très proche de zéro. Vu l'impact incertain de cette variable, nous ne l'avons pas retenue dans la relation de long terme.

1. Les différences salariales entre hommes et femmes sont fortement liées à la présence de facteurs discriminatoires sur le marché du travail. Dans sa brochure, le MET cite notamment le paiement inégal pour le même travail, l'accès inégal à certains emplois mieux rémunérés, des salaires moyens inférieurs dans des secteurs typiquement "féminins" et la réticence des femmes à se présenter dans des secteurs ou professions typiquement "masculins".

Pour terminer, nous avons également effectué des estimations avec les autres variables sociodémographiques (niveau de scolarisation et taux de temps partiel). Etant donné la période très réduite que couvrent ces données (1986-1998) et le nombre important de variables explicatives, les résultats obtenus sont tout à fait insatisfaisants. L'introduction d'une variable binaire en vue d'appréhender les politiques salariales restrictives tout au long de la période étudiée n'a pas donné de résultat significatif. Il semblerait donc que ces politiques aient principalement un effet sur le salaire conventionnel. L'introduction d'un trend a également été testée mais n'a pas donné de résultat significatif. En fait, cette variable est apparue fortement corrélée avec l'âge et n'a pas été retenue.

Les résultats de l'équation 2 confirment aussi l'importance des facteurs macroéconomiques sur l'évolution à long terme du wage drift. Le taux de chômage et surtout l'indice de productivité sont fortement significatifs. L'impact du taux de chômage est relativement faible, une baisse de 1% du taux de chômage entraînant une hausse de 0.06% du wage drift. Cet impact a été mesuré sur une période où le taux de chômage est particulièrement élevé. Etant donné l'évolution plus positive que connaît le marché de l'emploi ces dernières années, on pourrait s'attendre, toutes choses égales par ailleurs, à un impact plus important du taux de chômage à l'avenir. L'impact de la productivité sur le wage drift est plus important (élasticité de long terme de 0.49). Des gains de productivité peuvent être dus au progrès technique, au degré de qualification de la population active occupée et dans une moindre mesure à des facteurs organisationnels et institutionnels. D'après nos résultats, un de ces éléments ou une combinaison de ceux-ci ont un effet important sur le wage drift. Dans la section suivante, nous verrons que ces deux variables macroéconomiques ont également un impact important à court terme.

2. Le court terme

En pratique, il est rare d'observer une situation d'équilibre ou de long terme telle que nous l'avons présentée dans la section précédente. Dans ce qui suit, nous introduisons un modèle à correction d'erreur. Ce type de formulation permet de prendre en compte la présence d'éventuelles rigidités à court terme et les ajustements ayant lieu pour les atténuer.

Nous utilisons la méthode en deux étapes introduite par Engle et Granger. La première étape consiste à estimer la relation de long terme (voir tableau 1 - équation 2); la deuxième, à estimer une équation dynamique comprenant les résidus de l'estimation de la première étape ainsi que les variables en différence. L'équation ainsi obtenue est un mélange d'effets à court et à long terme. Le tableau suivant présente les résultats obtenus.

TABLEAU 3 - Wage drift: modèle à correction d'erreur (OLS)

$\Delta \ln(\text{drift})$	cst	dummy89	dummy90	$\Delta \ln(\text{chom})$	$\Delta \ln(\text{prod})$	residus[-1]
	-0.002 (-0.7)	-0.03 (-2.84)*	0.04 (4.09)**	-0.05 (-3.29)**	0.55 (5.41)**	-0.74 (-3.34)**

Remarques:- statistiques de t entre parenthèses, * niveau de significativité de 10%, ** niveau de significativité d'au moins 5%.

$R^2_{\text{ajust}}=0.73$, $DW=1.98$, $F(\text{zero slopes})=16.26^{**}$, $\text{Jarque-Bera normality test}=0.99$, $LM \text{ het. test}=0.30$, $SE \text{ reg.}=0.010$

Dans cette équation, toutes les variables sont stationnaires et nous pouvons donc utiliser les statistiques traditionnelles pour évaluer leur impact sur le wage drift. Contrairement à l'âge, le taux de chômage et la productivité ont un impact significatif à court terme sur le wage drift. Le terme à correction d'erreur (*residus*) a un signe négatif et est significatif. Ce terme sert à corriger les écarts par rapport à la relation d'équilibre ou de long terme.

Remarquons que ce modèle pose certains problèmes, notamment l'utilisation de variables "dummies" en 1989 et 1990. Plus généralement, la période 1970-1998 se caractérise par des changements structurels importants sur le marché du travail. Ainsi, l'effet du taux de chômage sur le wage drift (à court terme) est surtout pertinent au cours de la première moitié de la période étudiée. Enfin, il est à craindre que des facteurs économiques et sociodémographiques additionnels, et que nous n'avons pas pu mesurer, puissent avoir un impact sur le wage drift. Un indice de mismatch de qualification et des séries longues sur le taux de temps partiel ou le niveau de scolarisation de la population active occupée devraient permettre de mieux prendre en compte ces évolutions structurelles.

3. Projections

L'exercice économétrique que nous avons effectué dans les sections précédentes, nous permet de réaliser des projections du wage drift. En effet, à l'aide de valeurs futures du taux de chômage, du niveau de productivité et de l'âge moyen de la population active occupée, il est possible de prévoir le niveau du wage drift.

Pour ce faire, nous avons utilisé principalement les projections établies à l'aide du modèle macro-économétrique Hermes par le Bureau fédéral du Plan¹. Le tableau 3 reprend les valeurs retenues pour les années 1999-2005. Les données de l'année 1999 sont une combinaison de valeurs observées (âge de la population active occupée) et estimées (taux de chômage et productivité). A titre de comparaison, nous avons repris, pour les années 1999-2000, les valeurs du wage drift observées et prévues par le modèle. En ce qui concerne l'âge moyen de la population active occupée, les valeurs obtenues pour 2000-2005 se fondent sur une projection démographique et sur un scénario d'évolution des taux d'activité de la population active occupée.

1. Pour une description complète de ces projections, voir le document "Perspectives économiques 2000-2005" (Bureau fédéral du Plan, avril 2000).

TABLEAU 4 - Projections du wage drift

	Wage Drift	TX Chômage (%)	Productivité	Age
1999	128.57 127.97* (0.62)	13.61 (-3.95)	2.31 (0.99)	38.86 (0.16)
2000	131.34 129.58* (2.15)	12.87 (-5.45)	2.39 (3.18)	39.01 (0.41)
2001	132.91 (1.20)	12.60 (-2.12)	2.45 (2.71)	39.19 (0.44)
2002	134.43 (1.14)	12.29 (-2.39)	2.52 (2.68)	39.35 (0.41)
2003	136.14 (1.27)	11.97 (-2.66)	2.59 (2.88)	39.50 (0.38)
2004	137.91 (1.30)	11.65 (-2.66)	2.66 (2.86)	39.65 (0.37)
2005	139.84 (1.40)	11.21 (-3.76)	2.74 (2.96)	39.78 (0.33)

Remarques: * valeur observée (1999) et partiellement observée (2000). Taux de croissance entre parenthèses (%). Le taux de chômage est celui intégrant les chômeurs âgés non-demandeurs d'emploi (définition BFP). L'indice de productivité mesure la valeur ajoutée du secteur privé (à l'exclusion des indépendants et des institutions sans but lucratif au service des ménages) par travailleur salarié.

Les valeurs estimées du wage drift pour les années 1999-2000 sont légèrement plus élevées que celles observées (1999) et partiellement observées (2000). Selon ces projections, le wage drift devrait augmenter de 6.5% sur l'ensemble de la période 2000-2005. Cette augmentation est particulièrement marquée en 2000 où l'indice de productivité et le taux de chômage connaissent respectivement une forte évolution à la hausse et à la baisse.

G. Conclusions

Dans cette étude, nous avons voulu donner un premier aperçu du wage drift en Belgique au niveau macroéconomique et en nous basant sur une analyse empirique. Nous avons, tout d'abord, présenté une mesure du wage drift à l'aide des données disponibles au MET et au BFP. Dans un deuxième temps, nous avons cherché à expliquer le wage drift à l'aide de variables sociodémographiques et macroéconomiques. L'analyse empirique effectuée a montré que le taux de chômage et l'indice de productivité ainsi que l'âge moyen de la population active occupée avaient un impact sur le wage drift. Une étude ultérieure devrait se pencher sur les interactions entre le wage drift et les salaires conventionnels. En effet, il serait intéressant d'examiner si ces deux phénomènes sont tout à fait indépendants ou si, comme certaines études scandinaves l'indiquent, les partenaires sociaux anticipent le drift lors des négociations sectorielles.

Le wage drift, tel que nous l'avons défini, mesure les augmentations salariales en excès de celles négociées collectivement au niveau sectoriel. De ce fait, les augmentations négociées collectivement au niveau des entreprises sont mesurées comme faisant partie du drift. En pratique, ces deux niveaux de négociation pourraient être complémentaires. Dans ce cas, l'impact des variables macroéconomiques sur le wage drift ne refléterait pas des erreurs d'anticipation mais bien un système de négociation collective à deux niveaux où le drift résulterait principalement d'un processus de négociation au niveau de l'entreprise. Ne disposant pas de données sur l'ampleur des négociations collectives au sein des entreprises, il est difficile de pouvoir apporter une réponse définitive à cette question.

En ce qui concerne les autres variables sociodémographiques, par exemple, le niveau d'études de la population active occupée, elles risquent d'avoir un impact sur le wage drift mais sur une période relativement longue. Ne disposant pas de séries suffisamment longues, il est difficile de se prononcer sur leur rôle. Une étude plus complète du wage drift devrait se pencher sur la construction de séries sociodémographiques plus longues. Une analyse au niveau sectoriel pourrait également être utile mais risque de poser des problèmes de données encore plus importants.

H. Annexe 1

Graphiques des séries de prix, PIB, productivité et taux de chômage.

FIGURE 6 - Taux de croissance des prix

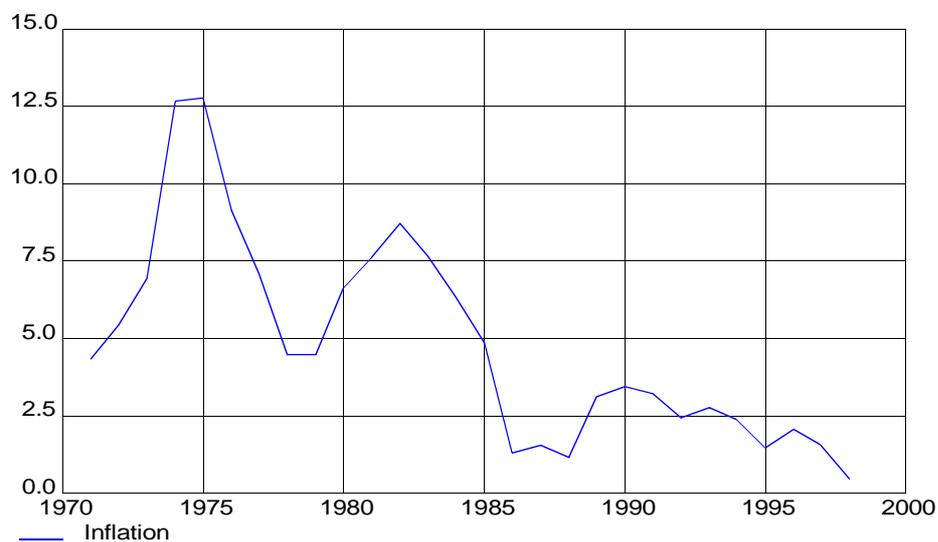


FIGURE 7 - Taux de croissance du produit intérieur brut

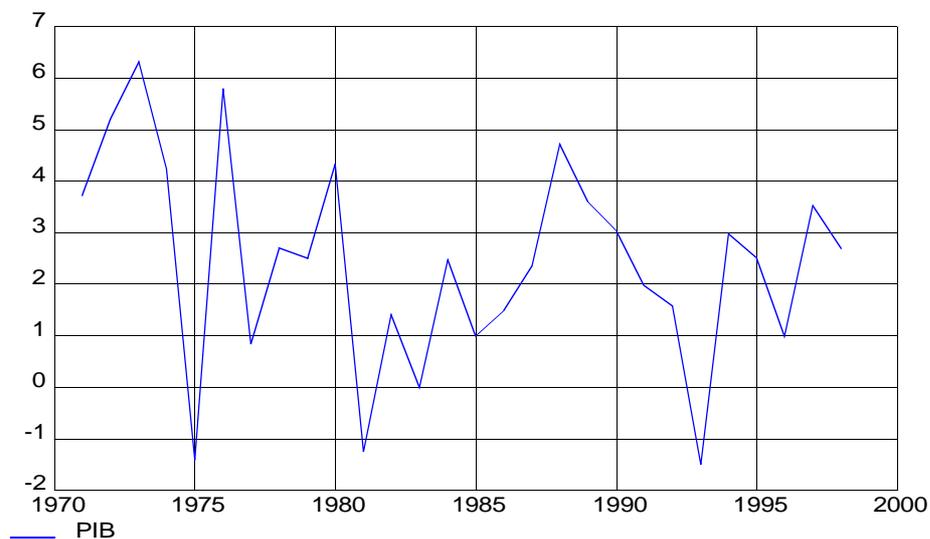


FIGURE 8 - Productivité annuelle par travailleur

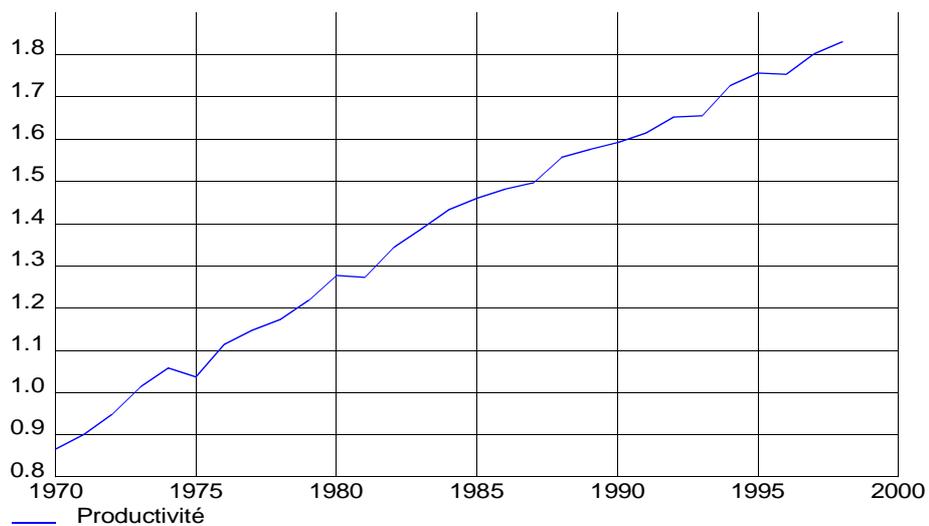
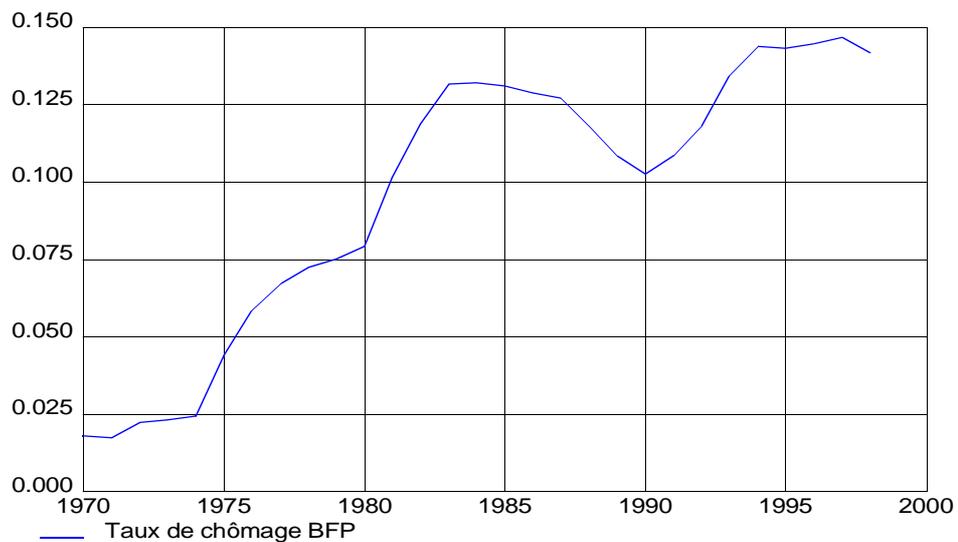


FIGURE 9 - Taux de chômage (y compris chômeurs âgés non-demandeurs d'emploi)



I. Bibliographie

- Arne, J.I., *A note on wage drift. The case of Sweden*, The Scandinavian Journal of Economics, vol.79, p.366-374, 1977.
- Bureau fédéral du Plan, *Perspectives économiques 2000-2005*, avril 2000.
- Bureau fédéral du Plan, *Quarante années d'évolution de la durée du travail en Belgique*, *Planning Paper 80*, avril 2000.
- Cahuc, P., et Zylberberg, A., *Economie du travail*, 1996.
- Calmfors, L., (ed.), *Wage formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries*, 1990.
- Eurostat, *Europees system van rekeningen 1995*.
- Mackinnon, J.G., *Critical Values for Cointegration Tests*, dans R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds.), *Long-run economic relationships*, 1991.
- Maddala, G.S., et In-Moo Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change* (1998).
- Ministère fédéral de l'Emploi et du Travail, *Salaire et durée du travail*, 1999.
- Ministère fédéral de l'Emploi et du Travail, *L'indice des salaires conventionnels et l'indice de la durée conventionnelle du travail: méthodologie et aperçu 1958-1998*, 1998.
- Ordine, P., *Wage drift and minimum contractual wage: Theoretical interrelationship and empirical evidence for Italy*, *Labour Economics* 2, p.335-357, 1996.
- Thomas, R.L., *Modern Econometrics* (1997).

