

Quel ralentissement de la population active attendre en 2004 ?

Stéphane Lhermitte
Département de l'emploi et des revenus d'activité

La population active connaît depuis 2000 un ralentissement progressif et durable dû notamment au vieillissement de la population. Au-delà des facteurs structurels liés à la démographie et aux comportements tendanciels d'activité, ce dossier cherche à éclairer les facteurs conjoncturels d'évolution de la population active. En 2003, ces effets conjoncturels ont été le principal facteur du ralentissement de la population active. En 2004, ce ralentissement se poursuivrait, essentiellement sous l'effet de la montée en puissance du nouveau dispositif de retraite anticipée. Aussi, la faible croissance de la population active potentielle, conjuguée à une légère progression de l'emploi total permettrait d'interrompre la hausse du chômage au cours du premier semestre.

Après une décennie de forte augmentation, notamment lors des cinq dernières années avec environ 270 000 actifs supplémentaires par an entre 1998 et 2002, la population active a commencé à ralentir fortement : la hausse moyenne serait de 70 000 actifs entre 2003 et 2007. A comportement de cessation d'activité inchangé, une baisse pourrait même être observée à la fin de cette période.

Les effets de ce net ralentissement sur le marché du travail sont déjà à l'œuvre : malgré un fort infléchissement de l'emploi lié à la dégradation conjoncturelle de l'activité depuis le début de 2001, le ralentissement de l'offre potentielle du travail a limité la hausse du taux de chômage au sens du BIT qui n'a augmenté que de l'ordre de 1 point sur deux ans fin 2003.

Il convient donc de bien analyser les évolutions de cette population active pour prévoir au mieux celles du chômage. Notamment, il est nécessaire de bien comprendre les

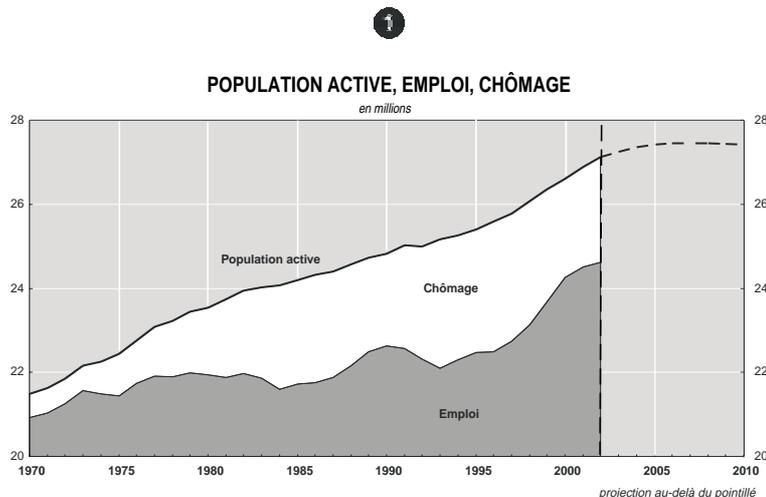
évolutions à attendre des différents déterminants de la population active « potentielle » ou « offre de travail »⁽¹⁾ pour analyser dans quelle mesure le ralentissement de la population active peut contribuer à la baisse du chômage au cours de l'année 2004.

La population active tendancielle continuerait de ralentir en 2004

Plusieurs facteurs expliquent l'évolution de cette offre de travail : ils sont d'ordre structurel, conjoncturel et institutionnel.

Les évolutions structurelles sont le reflet de la démographie et de comportements d'activité ; ces deux éléments permettent de définir la

(1) Cf. encadré 1 pour les différents concepts de la population active et plus spécifiquement le concept utilisé dans ce dossier pour l'analyse de la conjoncture du marché du travail à l'Insee.



Note :

La population active après 2003 a été simulée à contexte conjoncturel et institutionnel inchangé par rapport à 2002.

NB : le concept de population active retenu ici est décrit dans l'encadré 1.

ENCADRÉ 1 : DÉFINITIONS DE LA POPULATION ACTIVE

La population active se réfère à la main d'œuvre disponible, et se compose des personnes travaillant ou cherchant à travailler. Plusieurs définitions de la population active existent qui traduisent différents degrés de restriction.

Au sens du recensement

L'approche la plus intuitive est donnée par la population active « au sens du recensement », qui s'intéresse à la main-d'œuvre potentielle au sens large.

La population active « au sens du recensement » repose sur les résultats obtenus aux recensements de population. Est classée « active » toute personne déclarant spontanément être en emploi ou en recherche d'emploi au moment du recensement.

Pour les évolutions annuelles, elle repose sur la déclaration spontanée des personnes interrogées dans les enquêtes Emploi : est classée « active au sens du recensement » toute personne qui déclare « travailler » ou « être au chômage ». Les taux d'activité « spontanés » ainsi calculés (ratios « nombre d'actifs / nombre de personnes actives ou inactives ») peuvent ensuite être calés par classe d'âge et de sexe sur les résultats des recensements de population.

Pour que l'ensemble de la population soit couverte, ces taux d'activité sont ensuite appliqués à la population par sexe et âge, déterminée par ailleurs en utilisant notamment les registres de l'état civil. La date de référence est le moment de l'interrogation (en général au mois de mars), mais elle n'est pas définie très précisément et peut être, après quelques corrections, établie au 31 décembre de chaque année.

Au sens du BIT

Le Bureau International du Travail (BIT) a adopté une approche plus formalisatrice dans le but de comparaisons internationales. La population active « au sens du BIT » cerne une main d'œuvre immédiatement disponible.

Selon les critères du Bureau International du Travail (BIT), la population active regroupe à une date donnée :

- les actifs occupés au sens du BIT : personnes qui ont travaillé au cours de la période de référence (y compris les militaires du contingent), ne serait-ce qu'une heure (ou qui étaient en congés payés, en formation pour une entreprise ou en arrêt maladie sous certaines conditions de durée) ;
- les chômeurs au sens du BIT : personnes qui n'ont pas travaillé au cours de la période de référence, qui sont disponibles pour travailler dans les quinze prochains jours et qui sont à la recherche active d'un emploi (ou qui en ont trouvé un qui commence ultérieurement).

Les taux d'activité « au sens du BIT » sont obtenus à partir des enquêtes Emploi (annuelles jusqu'en 2002, en continu depuis). La population active peut être mesurée directement dans l'enquête Emploi et correspond au niveau de la mi-mars de chaque année. Il peut également être établi au 31 décembre de chaque année en appliquant les taux d'activité de l'enquête à la population par sexe et âge, déterminée par ailleurs en utilisant notamment les registres de l'état civil. Les évaluations obtenues incluent alors les ménages collectifs ou vivant en habitation mobile, qui ne sont pas dans le champ des enquêtes Emploi annuelles.

Au sens de la comptabilité nationale

La population active dite « au sens de la comptabilité nationale », qui est utilisée dans ce dossier, est élaborée au département Emploi et Revenus d'Activité de l'Insee, pour les exercices d'analyse conjoncturelle.

En principe, cette approche est semblable à celle au sens du recensement sur l'emploi et proche de celle du BIT sur le chômage. Elle est conçue pour assurer la cohérence avec le système de comptabilité nationale, ce qui implique notamment, dans la mesure du possible, l'exhaustivité, et d'être représentative par secteur d'activité économique et par région. Pour cela, elle totalise les personnes employées dans les différents secteurs de l'économie en France métropolitaine (salariées et non salariées), les militaires du contingent et le chômage au sens du BIT, chacune de ces composantes étant mesurée indépendamment.

L'emploi est mesuré en faisant évoluer, annuellement et trimestriellement, une base issue du dernier recensement de la population. Les indices d'évolution sont calculés par secteur d'activité économique et par région, à partir de sources administratives multiples (fichiers de l'Unédic, des Urssaf, de la MSA, effectifs des grands entreprises nationales, etc.). Le chômage au sens du BIT est calculé à partir des enquêtes Emploi, en ajoutant les chômeurs des ménages collectifs (connus aux recensements) ; ses évolutions infra-annuelles sont estimées selon l'âge et le sexe, à l'aide notamment de la variation du nombre de demandeurs d'emploi inscrits en catégories 1, 2 et 3 à l'ANPE n'ayant exercé aucune activité réduite au cours du mois. Sa régionalisation est également fondée sur les données de l'agence.

La population active dite au sens de la comptabilité nationale est calculée en fin de chaque année et en moyenne annuelle. Elle l'est aussi, mais de manière moins précise, à la fin de chaque trimestre. ■

Quel ralentissement de la population active attendre en 2004 ?

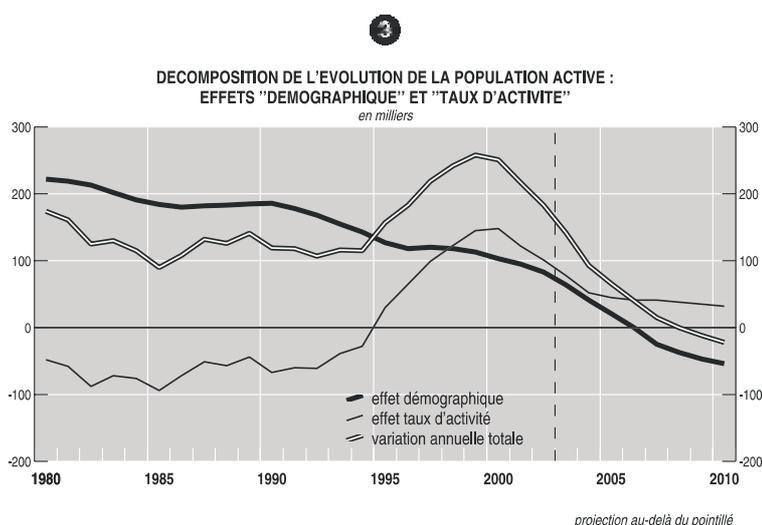
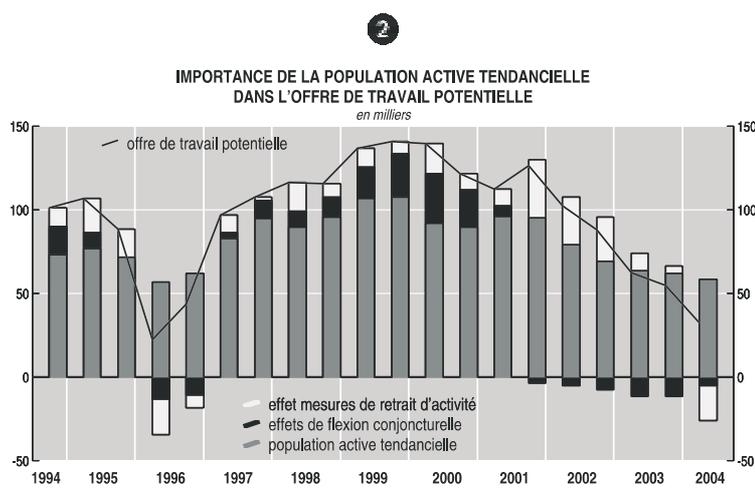
population active tendancielle. Les identifier est indispensable pour toute étude projective sur la population active : ce sont eux qui expliquent l'essentiel de la croissance de la population active française, et qui déterminent l'ampleur de son ralentissement (cf. tableau 1 et graphique 2). Autrement dit, simuler cette population active tendancielle est un point essentiel pour mesurer la main-d'œuvre potentielle (cf. encadré 2).

La hausse de la population active tendancielle est de moins en moins forte : elle est passée de +191 000 en 2001 à +148 000 en 2002, et atteindrait +126 000 en 2003 puis +107 000 en 2004. En effet, la population des 15-64 ans a fortement augmenté pendant les décennies soixante-dix et quatre-vingt, avec l'arrivée des classes d'âge du baby-boom sur le marché du travail, puis a progressé plus faiblement par la suite, expliquant un effet « démographique » de moins en moins important (cf. graphique 3).

Depuis le début des années soixante-dix, le marché du travail a également été marqué par de grandes modifications des comportements d'activité (cf. graphiques en encadré 2) : très forte baisse de l'activité des 15-24 ans (de 54% en 1970 à 30% en 2002), parallèlement à la hausse du taux de scolarisation ; baisse également de l'activité des plus de 55 ans (de 58% en 1970 pour les 55-64 ans à 42% en 2002), en lien notamment avec l'abaissement de l'âge légal de la retraite. A l'inverse, l'activité des femmes de 25 à 54 ans a fortement augmenté depuis 1970 (de 48% en 1970 à 79% en 2002), et celle des hommes du même âge a stagné à un haut niveau (aux alentours de 94%). Toutefois, ces évolutions dans les comportements d'activité ont commencé à s'atténuer au cours de la dernière décennie : le taux d'activité des jeunes semble avoir atteint un plancher, et la hausse de l'activité féminine ralentit fortement.

Le ralentissement actuel de la population tendancielle, de +270 000 entre 1998 et 2002 à +70 000 entre 2003 et 2007, s'appuierait de façon pratiquement équivalente sur un effet démographique, (contribution à l'écart de -85 000), avec notamment le départ des premières générations du baby-boom, et sur un effet taux d'activité (contribution

de -115 000). En 2004, la croissance de la population active tendancielle portera notamment sur la hausse du nombre d'actifs dans la catégorie des 55 ans et plus (cf. graphique 4) ; les femmes joueront une nouvelle fois un rôle plus important que les hommes sur la croissance de la population active (cf. graphique 5).



Note de lecture :

Population active observée jusqu'en 2003, simulation de la population active potentielle ensuite (à contexte conjoncturel et institutionnel inchangé).

La variation annuelle totale correspond à une variation lissée sur cinq ans. Elle est décomposée en deux effets (où PT est la population totale en âge de travailler et TA le taux d'activité) :

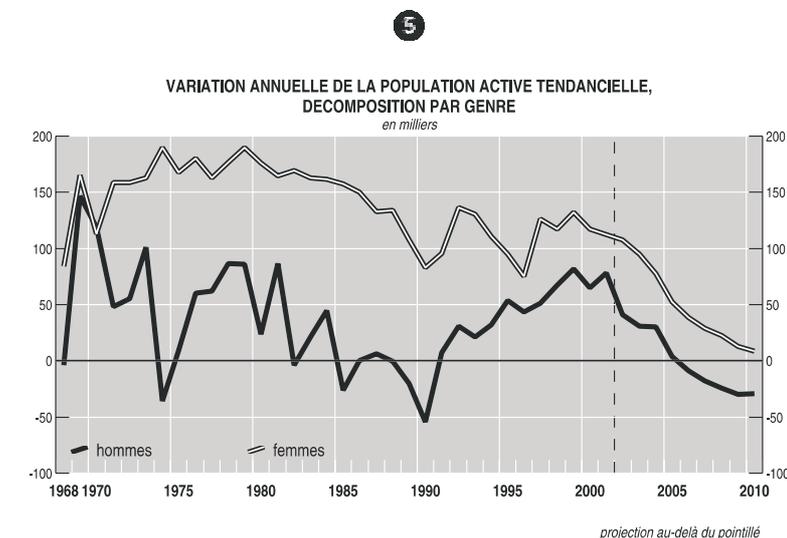
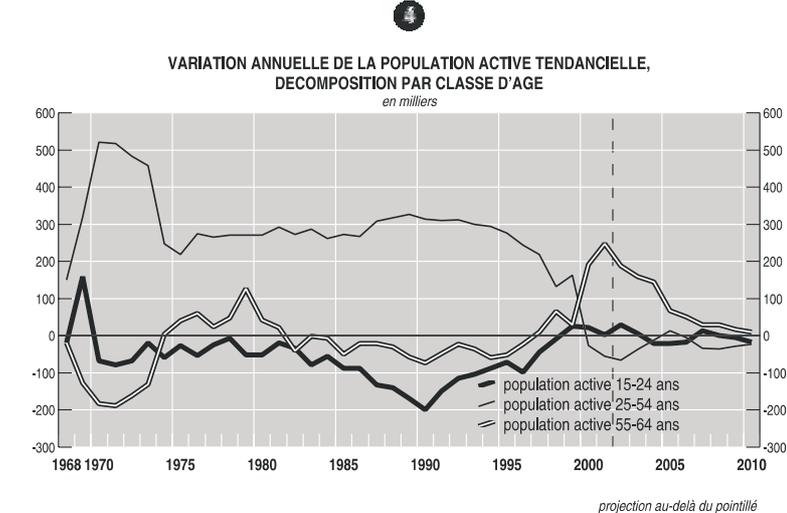
- un effet « démographique » (variation annuelle à taux d'activité constants) : $(PT_n - PT_{n-1}) \times TA_n$
- un effet « taux d'activité » (variation annuelle à populations constantes) : $PT_{n-1} \times (TA_n - TA_{n-1})$

L'impact de la flexion conjoncturelle d'activité serait moindre au cours du prochain semestre

Si la population active suit principalement les grandes tendances de participation au marché du travail et de la démographie, elle n'en est pas moins réceptive aux aléas de la conjoncture, et principalement à la situation sur le marché du travail qui influe sur la décision de participation. Ainsi, certains jeunes peuvent être conduits à préférer rechercher un emploi plutôt que de prolonger leur scolarité lors d'une amélioration conjoncturelle. Inversement, lors d'une détérioration du marché du travail, certains chômeurs peuvent être découragés dans leur recherche d'emploi et amenés à ne plus en rechercher ; ils deviennent alors inactifs au sens des critères du BIT. Les effets décrits ici sont dits « du chômeur découragé ». La théorie inverse, « du travailleur additionnel », implique que lors d'un licenciement dans un ménage, une autre personne du ménage se porte sur le marché du travail pour compenser la perte de revenu. Toutefois, depuis les travaux de Salais, la prééminence de l'effet du chômeur découragé sur celui du travailleur additionnel ne s'est pas démentie en France (cf. Salais [1971], Bloch et al. [1986], Jacquot [1997]).

L'indicateur du marché du travail choisi pour mesurer ces effets de flexion est le taux de chômage. Ces effets sont mesurés explicitement par la méthode d'estimation des taux d'activité, présentée dans l'encadré 2 : le taux de chômage fait partie des variables explicatives introduites dans les équations et intervient significativement pour les jeunes et pour certaines catégories d'hommes.

En revanche, il ne ressort jamais significativement pour les femmes, dont on aurait pu penser de prime abord que la décision de se porter sur le marché du travail dépend de la situation conjoncturelle. Une explication peut être avancée pour tenter de résoudre ce paradoxe : les



taux d'activité féminins entre 25 et 54 ans ont régulièrement et fortement augmenté depuis le début de la période d'estimation (1970) et ce, quelle que soit la situation conjoncturelle. Par ailleurs, le taux de chômage se dégrade pendant la majeure partie de cette période. Il peut donc y avoir une colinéarité entre hausse tendancielle du chômage et tendance déterministe, ce qui expliquerait l'absence d'effet trouvé par l'économétrie : il est difficile de discerner dans quelle mesure les taux d'activité auraient crû plus rapidement à taux de chômage fixe ou si le comportement d'activité des femmes est réellement indépendant de la conjoncture.

De même, aucun effet de flexion n'apparaît pour les plus de 55 ans. Cela est principalement dû à la pré-

sence, pour cette catégorie, de divers dispositifs de retraits d'activité, comme la préretraite ou la dispense de recherche d'emploi (DRE, cf. encadré 4). Ces dispositifs ont beaucoup contribué aux variations des taux d'activité et sont eux-même liés au cycle conjoncturel.

Les effets de flexion mesurés jusqu'ici le sont pour des classes d'âge particulières par sexe. Néanmoins, ces effets conjoncturels ont un effet global sur la population active, comme l'illustre la comparaison entre l'écart de la population active observée à sa tendance et le taux de chômage (cf. graphique 6). L'agrégation des effets trouvés équation par équation donne ainsi le résultat global suivant : une augmentation du nombre de chômeurs

de 10 000 personnes supplémentaires entraîne une baisse de l'ordre de 1 500 du nombre d'actifs.

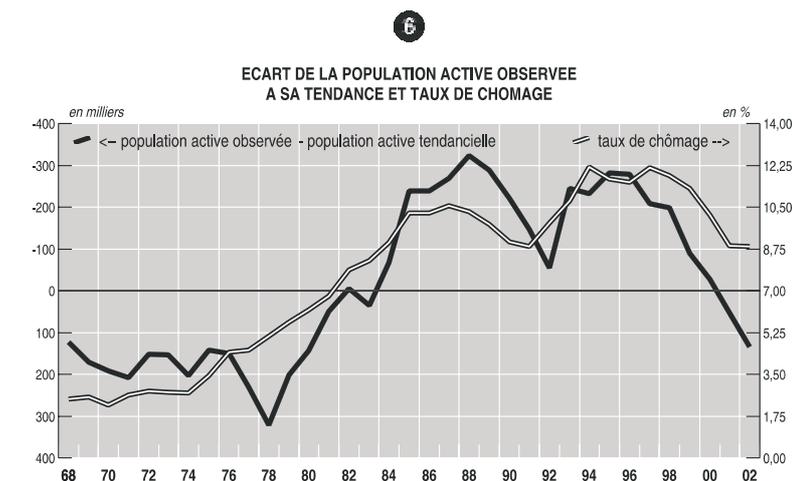
Au premier semestre de 2004, si le chômage se stabilise avec notamment l'effet du ralentissement de la population active (cf. *supra*), la flexion conjoncturelle d'activité ne devrait donc plus contribuer significativement aux variations de l'offre de travail (cf. *tableau 1*).

Outre les effets de flexion conjoncturels mis en évidence ci-dessus, des effets structurels ou de long terme peuvent exister si une hausse durable du taux de chômage a un impact persistant sur l'offre de travail, ce qui semble être le cas de la France. Dans les équations de taux d'activité retenues, ces effets structurels peuvent être intégrés en partie dans la tendance, puisque le chômage a connu une hausse tendancielle : un retournement durable vers une orientation plus favorable du marché du travail pourrait donc entraîner une augmentation de l'offre de travail supérieure à ce que suggèrent actuellement les équations d'activité.

L'influence des mesures institutionnelles et de retraits d'activité : l'effet des retraites anticipées en 2004 devrait être significatif

Certaines mesures institutionnelles peuvent par ailleurs modifier les comportements d'activité. C'est le cas de l'APE (allocation parentale d'éducation, cf. *encadré 2*), qui joue sur l'activité des femmes ayant des enfants en bas âge. C'est également le cas des modifications législatives portant sur les conditions de départ à la retraite. Ces mesures bien identifiées sont prises en compte directement dans la population active tendancielle, en raison de leur caractère structurel.

Dans le cas de l'APE, l'hypothèse retenue est que, sur le passé, en l'absence de la mesure, le taux d'activité des femmes ayant le profil des bénéficiaires de la mesure



Lecture :

Ce graphique montre le lien entre le taux de chômage et la différence entre la population active observée et la population active tendancielle (échelle inversée) ; cette dernière dépend également de mesures de retrait d'activité.

aurait évolué parallèlement à celui des autres femmes. La mesure joue aujourd'hui à plein régime, et concerne environ 100 000 femmes.

Les modalités de départ à la retraite, et notamment les durées de cotisation nécessaires pour obtenir une liquidation à taux plein, ont été modifiées à l'occasion de deux lois en 1993 et en 2003⁽²⁾. Pour financer les régimes de retraites, ces deux réformes ont pour objectif de relever les taux d'activité des 55-64 ans en repoussant l'âge de départ effectif à la retraite.

Il est possible rétrospectivement d'estimer grossièrement l'effet de la réforme du régime des retraites de 1993, même si celle-ci n'a pas encore atteint son régime stationnaire (cf. *encadré 2*). La variation du taux d'activité des plus âgés peut être décomposée en une composante tendancielle et une composante imputable à l'allongement de la durée des études ; celle-ci s'explique par l'arrivée dans la classe d'âges compris entre 60 et 64 ans de générations plus qualifiées et plus actives. La troisième composante, estimée par solde, peut s'interpréter comme un effet de la réforme à niveau d'études donné. En 2004, cette composante est de l'ordre de 4 points d'activité des

60-64 ans, ce qui équivaut à 100 000 retraités en moins par rapport à son évolution avant réforme.

Concernant la réforme de 2003, deux volets peuvent avoir des conséquences significatives dès 2004. Le premier volet concerne l'allongement progressif de la durée de cotisation pour les salariés du secteur public. La méthode rétrospective appliquée à la réforme de 1993 n'étant évidemment pas adaptée, un exercice intermédiaire a été adopté pour tenter d'intégrer les premiers effets de la loi (cf. *encadré 2*) ; compte tenu de la montée en charge progressive, et du champ restreint au seul secteur public, ce premier volet de la loi ne devrait jouer que faiblement en 2004, à hauteur de 10 000 à 20 000 actifs supplémentaires.

Un deuxième volet de la réforme de 2003 devrait jouer de façon bien plus importante en 2004 : il s'agit du dispositif permettant à des personnes ayant commencé à travailler très jeunes, sous certaines conditions, de partir en retraite avant l'âge légal (cf. *encadré 3*). Ainsi, sous certaines hypothèses,

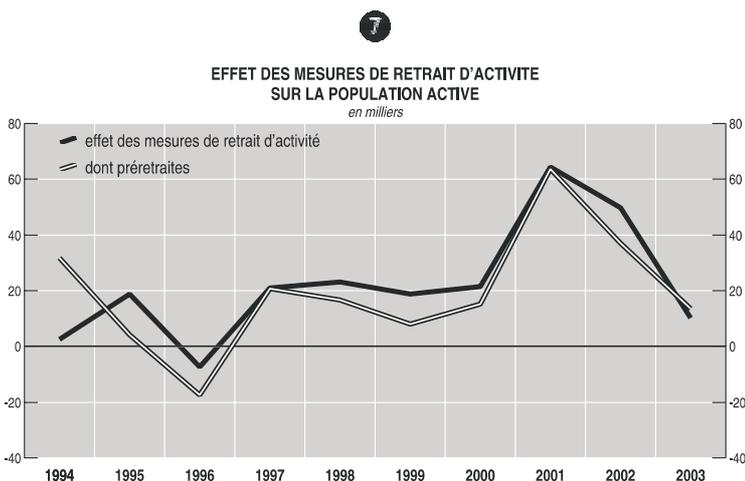
(2) Lois n°93-936 du 22 juillet 1993 et n°2003-775 du 21 août 2003.

Quel ralentissement de la population active attendu en 2004 ?

sur 180 000 personnes du régime général potentiellement concernées par cette mesure en 2004, 90 000 sortiraient du marché du travail dès l'année prochaine en liquidant leurs droits à la retraite (cf. encadré 3). En tenant compte des autres régimes, ce seul volet de la réforme aurait alors un effet *ex ante* à la baisse de la population active de 100 000. Sous l'hypothèse d'effets de flexion habituels, la baisse *ex post* de la population active et du chômage imputable à ce volet serait de l'ordre de 85 000.

Cette mesure peut s'assimiler en termes de variations du nombre d'actifs aux autres mesures de retrait d'activité que sont les préretraites et les stages de formations hors entreprises, ou autres mesures d'accompagnement des restructurations. En effet, une variation du nombre des bénéficiaires de ces mesures a des conséquences directes sur la main d'œuvre immédiatement disponible.

La baisse du nombre de bénéficiaires de ces dispositifs a été importante et a joué dans le sens d'une augmentation de la population active entre 1997 et 2003 (cf. graphique 7). Au début 2004, l'effet de l'extinction de l'Arpe⁽³⁾ devrait s'amenuiser, mais il serait compensé par la forte baisse du nombre d'entrées en stage : environ 17 000



Note :

En 1997, une diminution du nombre de bénéficiaires des mesures de retrait d'activité a entraîné une augmentation du nombre d'actifs de 20 000.

actifs supplémentaires seraient sur le marché du travail en raison des modifications de l'ensemble de ces dispositifs. Mais si l'on y ajoute l'effet des retraites anticipées lié à la réforme de la loi Fillon, l'effet des mesures de retraits d'activité contribuerait négativement à la population active, pour la première fois depuis 1996, de l'ordre de -20 000 au cours du prochain semestre (cf. tableau 1).

Au total, le ralentissement de la population active potentielle s'accroîtrait encore en 2004 : l'inflexion

de l'évolution tendancielle et l'effet de la mesure de retrait d'activité feraient bien plus que compenser la forte baisse du nombre de stages prévue dans le projet de loi de finances pour 2004.

(3) Arpe : allocation de remplacement pour l'emploi.

TABLEAU 1 : BOUCLAGE DE LA POPULATION ACTIVE

	Variations annuelles						Variations semestrielles				
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2002		2003		2004
							1 ^{er} s.	2 nd s.	1 ^{er} s.	2 nd s.	1 ^{er} s.
(1) Population active tendancielle	185	214	182	191	148	126	79	69	64	62	58
(2) Effets de flexion conjoncturelle	22	45	52	3	-13	-23	-7	-7	-13	-10	-2
(3) Effet des mesures de retrait d'activité dont retraites anticipées à partir de 2004	25	20	27	45	55	15	28	26	10	4	-23
(4) Offre de travail potentielle = (1)+(2)+(3)	232	280	261	239	190	118	101	89	61	57	34
(5) Emploi total	452	578	626	242	106	-43	72	33	-25	-18	21
(6) Contingent	-55	-37	-41	-24	-	-	-	-	-	-	-
(7) Chômeurs BIT	-104	-271	-316	14	135	148	62	74	83	64	13
(8) Population active observée	294	270	269	232	241	104	134	107	58	46	34
(9) Défaut de bouclage = (8)-(4)	62	-10	8	-7	50	-14	33	18	-3	-11	0

Prévision

L'inflexion de la population active permettrait une stabilisation du chômage au cours du prochain semestre

La compréhension et l'estimation des mécanismes sous-jacents à l'évolution de la population active permettent d'obtenir une vision synthétique du marché du travail, à travers le bouclage de la population active (*cf. encadré 4*). Celle-ci consiste à comparer la population active *ex ante* ou « potentielle », obtenue avec la tendance de la population active, les effets de flexion et les mesures de retrait d'activité et celle observée *ex post*, calculée comme somme de l'emploi et du chômage (*cf. tableau 1*). La comparaison des évolutions de ces deux populations actives fait apparaître un défaut de bouclage qui tient en partie aux différences de mesures et de sources, sensibles à certains aléas statistiques.

Cet exercice sert à analyser la cohérence passée des différentes composantes du marché du travail, et à prévoir l'évolution du chômage : à partir des prévisions d'emploi, des effets de la politique de l'emploi et des projections de population active tendancielle, on obtient par solde une prévision de la variation de chômage.

Les défauts de bouclage récemment calculés ont été relativement faibles, en valeur absolue, au regard des grandeurs calculées dans

BIBLIOGRAPHIE

J. Bardaji, B. Sédillot et E. Walraet (2002) : « Évaluation de trois réformes du régime général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation Destinie », *Document de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques G2002 / 07*

D. Blanchet et P. Marioni (1996) : « L'activité après 55 ans : évolutions récentes et éléments de prospective », *Économie et statistique*, n°300

L. Bloch, P-Y. Hémin, O. Marchand, F. Meunier et C. Thélot (1986) : « Analyse macroéconomique des taux d'activité et flexion conjoncturelle », *Fonctionnement du marché du travail et de l'emploi*, p.665-703

C. Brutel (2002) : « La population de la France métropolitaine en 2050 : un vieillissement inéluctable », *Économie et statistique*, n°355-356

P. Givord (2002) : « Prévoir l'évolution des taux d'activité aux âges élevés : un exercice difficile », *Économie et statistique*, n°355-356

A. Jacquot (1997) : « Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ? », *Économie et prévision* n°127

E. Nauze-Fichet (2002) : « Projections de population active en 2050 : l'essoufflement de la croissance des ressources en main-d'œuvre », *Économie et statistique*, n°355-356

R. Salais (1971) : « Sensibilité de l'activité par sexe et âge aux variations du chômage », *Annales de l'Insee*, n°8

Unédic (2002) : Notes sur les bénéficiaires de l'ARPE, (*direction des études et statistiques*) ■

le passé ; cela montre que l'on arrive à mettre tous les éléments du marché du travail en cohérence au cours de ces semestres. Notamment, le fort ralentissement de l'emploi total, et même le recul au cours du premier semestre de 2003,

n'ont pas accéléré la hausse du chômage parce que la population active a également ralenti en 2002 puis en 2003. Pour le prochain semestre, la nouvelle inflexion de la population active entraînerait une stabilisation du chômage. ■

ENCADRÉ 2 : POPULATION ACTIVE, TENDANCE ET FACTEURS SUPPLÉMENTAIRES

Principes

Le point essentiel de toute prospective concernant la population active réside dans la définition et le calcul d'une population active tendancielle, censée rendre compte d'une part de la démographie et d'autre part des comportements tendanciels d'activité.

Pour cela, on utilise la méthode élaborée pour les projections « Insee-Dares » de population active (Nauze-Fichet [2002]). Cette méthode consiste à combiner, pour chaque catégorie de sexe et d'âge, une projection de population et une projection de taux d'activité. En ce qui concerne les catégories de population, les tranches d'âge retenues sont quinquennales de 15 à 69 ans, les 70 ans et plus étant regroupés. La projection de population utilisée est celle élaborée par l'Insee (Brutel [2002]).

Les projections Insee-Dares de population active se servent des taux d'activité au sens du BIT qui proviennent directement des enquêtes Emploi de l'Insee (annuelles jusqu'en 2002). Puisqu'il n'est pas possible d'avoir ces données détaillées pour la population active au sens de la comptabilité nationale par une source directe, elles ont été calculées en faisant l'hypothèse suivante : on suppose que la part d'actifs d'une tranche de sexe et d'âge par rapport au nombre total des actifs est identique pour les deux concepts « BIT » et « comptabilité nationale ». La méthode retenue revient donc à multiplier le taux d'activité au sens du BIT par le rapport de la population active au sens de la comptabilité nationale sur la population active au sens du BIT pour obtenir le taux d'activité au sens de la comptabilité nationale.

Les simulations de taux d'activité

Une fois ces données construites, il est possible d'établir des projections des taux d'activité selon différentes classes d'âge et de genre. Celles-ci s'appuient sur la simulation d'équations de taux d'activité faisant intervenir une tendance temporelle, un effet de structure démographique et des facteurs explicatifs de type conjoncturel ou institutionnel. Ces équations sont estimées sur la période 1968-2002 par la méthode des moindres carrés non linéaires. En notant TA le taux d'activité dans une catégorie donnée de sexe et d'âge, la forme générale des équations est ainsi :

$$TA = (1 + D) \cdot [\text{trend}(p, f, s, ti) + \text{facteurs supplémentaires}]$$

- D est l'effet de structure démographique interne à la tranche d'âge, lié aux périodes de rajeunissement ou de vieillissement de la population dans la tranche considérée. Par exemple, la structure par âge des 55-59 ans est actuellement sensiblement rajeunie par l'arrivée des générations nombreuses des années 1946 et 1947 (qui ont respectivement 56 et 55 ans en 2002). Cet effet démographique affecte à la hausse le taux d'activité des 55-59 ans (les personnes étant plus actives à 55 ou 56 ans qu'aux âges supérieurs). Sur le passé, cet effet est observé : c'est l'écart relatif entre le taux d'activité (moyenne arithmétique des taux d'activité à chaque âge pondérée par les populations à chaque âge) et l'es-

pérance de taux d'activité (moyenne simple des taux d'activité). En projection, cet effet est estimé en considérant que cet écart relatif est proportionnel à l'écart entre l'âge moyen dans la tranche d'âge et l'âge au centre de la tranche (l'âge moyen étant par ailleurs simulé dans les projections démographiques) :

$$D = (a + b \log(t)) \times \text{demo}$$

où *demo* est l'écart entre l'âge moyen dans la tranche d'âge et l'âge au centre de la tranche.

La variable D n'intervient que pour les hommes de moins de 30 ans, les femmes de moins de 25 ans et les hommes et femmes de 50 à 69 ans.

- *trend(p, f, s, ti)* est le plus souvent une tendance temporelle de forme logistique :

$$\text{trend}(p; f; -s, ti; s)(t) = \frac{p + f \exp(s(t - ti))}{1 + \exp(s(t - ti))}$$

avec t : le temps, p : le taux limite passé, f : le taux limite futur, s : la vitesse de diffusion, ti : la date d'inflexion.

Le choix d'une forme logistique est particulièrement adapté à la description des phénomènes se diffusant progressivement dans le temps, avec une étape d'émergence, de développement et de saturation progressive. Ce choix paraît pertinent pour la description des évolutions de comportements d'activité.

Toutefois, pour certaines tranches de sexe et d'âge, l'estimation d'une tendance logistique ne converge pas. Une autre spécification est nécessaire et, après estimations, une tendance log-linéaire sera retenue, ce qui ne pose pas de problème à moyen terme : le but, contrairement à d'autres projections de population active, n'est pas d'avoir un horizon de long terme.

Par ailleurs, les taux limites des tendances logistiques sont dans la majorité des cas estimés sans contrainte par la modélisation économétrique, sur la base des évolutions passées. Des contraintes raisonnées n'ont été introduites que dans les cas où l'estimation libre du modèle ne convergerait pas. Elles s'appuient, pour l'évolution des taux d'activité féminins dans certaines tranches d'âge, sur une logique générationnelle en tenant compte de décalages de cinq ans entre les dates d'inflexion successives.

- Les facteurs supplémentaires sont de deux sortes. Ce sont soit des variables explicatives introduites avec un coefficient à estimer, soit des variables de correction introduites directement sans coefficient, parce qu'elles traduisent des effets comptables que l'on introduit directement pour estimer les autres effets tendanciels :

Variables avec coefficients estimés :

- le taux de chômage qui permet de quantifier l'ampleur des effets de flexion conjoncturelle d'activité ;
- le taux de préretraités pour les 55 à 64 ans ; ce coefficient est estimé, car le nombre de préretraités par sexe n'est pas connu sur l'ensemble de la période.

ENCADRÉ 2 : POPULATION ACTIVE, TENDANCE ET FACTEURS SUPPLÉMENTAIRES (SUITE)

Variables avec coefficients unitaires :

- taux d'apprentis pour les 15-24 ans ;
- impact de l'allocation parentale d'éducation (APE) de rang 2 (i.e. dans la version actuelle du dispositif) pour les femmes de 25 à 44 ans.

Estimation *ad hoc* des facteurs supplémentaires

● *APE* :

L'impact de l'APE de rang 2 (mise en place en juillet 1994) sur l'activité des femmes est estimé pour chaque tranche d'âge quinquennal. L'hypothèse retenue est que, sur le passé, en l'absence de la mesure, le taux d'activité des femmes ayant le profil des bénéficiaires de la mesure aurait évolué parallèlement à celui des autres femmes. En projection, on suppose que cet impact est stable, la mesure jouant aujourd'hui à plein régime.

● *Effet de la réforme des retraites de 1993* :

La réforme de 1993 du régime général a conduit à un durcissement des barèmes de retraite dans le secteur privé susceptible de favoriser le maintien en activité de davantage de salariés entre 60 et 64 ans. D'une part, la durée d'assurance requise pour avoir le taux plein est passée de 37,5 ans à 40 ans (soit de 150 à 160 trimestres). D'autre part, le salaire annuel moyen pris en compte pour le calcul des pensions est dorénavant calculé sur les 25 meilleures années et non plus sur les 10 meilleures années. La montée en charge de cette réforme est progressive. L'allongement de la durée d'assurance requise est complètement acquis en 2003 tandis que la prise en compte des 25 meilleures années sera atteinte en 2008.

Par conséquent, pour la projection des taux d'activité des personnes de 60 à 64 ans, la méthode retenue est un peu complexe. Il convient en effet de traiter explicitement l'effet attendu de l'élévation importante du niveau d'études des nouveaux actifs, en particulier depuis le milieu des années quatre-vingt sur les taux d'activité futurs des 60-64 ans. En effet, ce phénomène devrait contribuer, à dispositif sur les retraites donné, à un report de l'âge effectif de retrait d'activité, plus particulièrement sensible après 2025. La méthode retenue consiste donc, pour projeter les taux d'activité des hommes et femmes de 60 à 64 ans, à décomposer ces derniers en trois composantes : une composante « tendancielle », un effet de l'allongement de la durée des études et un effet de la réforme du régime de retraite de 1993, à niveau d'études donné.

En pratique, la composante tendancielle est appréhendée à partir d'une équation du type de celle présentée ci-dessus, mais estimée sur une période plus courte (1968-1995), telle que le modèle converge mais que l'on puisse considérer qu'il n'est pas biaisé par les effets de la réforme du régime général de 1993. L'effet passé de l'allongement des études est estimé en tenant compte des variations de la structure des diplômes et des taux d'activité associés dans la classe des

60-64 ans. L'effet futur de l'allongement des études est appréhendé en appliquant aux taux d'activité par diplôme observés en 2003 une projection de la structure par niveau de diplôme des 60-64 ans (sur la base de la structure observée aujourd'hui chez les plus jeunes). La troisième composante, l'effet de la réforme du régime général de retraite de 1993, est appréhendée simplement comme la différence en 2003 entre les taux observés et la somme de la simulation tendancielle et de l'effet de l'allongement de la durée des études sur la période 1995-2003. Cet effet peut être considéré comme pratiquement total aujourd'hui et représente environ 4 points de taux d'activité (100 000 personnes).

● *Effet de l'allongement des cotisations dans le régime public (réforme de 2003)* :

La réforme de 2003 des régimes de retraite comporte un important volet sur les pensions des fonctions publiques, car elle y relève progressivement la durée cible d'assurance de 37,5 ans à 40 ans en 2008. Il est également prévu un abattement (décote) de 5% par année manquante dans la limite de 5 ans ; ce dispositif entrera progressivement en vigueur à partir de 2006 et ne produira son plein effet qu'à compter de 2020. A l'inverse, une bonification de 3% (surcote) par année travaillée au-delà de la durée d'assurance et de 60 ans (dans la limite de 5 ans) sera appliquée dès 2004.

La méthode utilisée pour estimer les effets de la réforme des retraites de 1993, rétrospective, ne peut être adaptée à l'estimation des effets de la réforme de 2003. Plusieurs possibilités s'ouvrent pour une estimation de l'allongement de la durée des cotisations qui ne concerne en 2004 que le secteur public. Des modèles de microsimulation peuvent être utilisés, comme le modèle Destinie de l'Insee, qui permet d'évaluer les conséquences de réformes du régime général d'assurance vieillesse (Bardaji, Sédillot et Walraet [2002]). Destinie simule les carrières salariales des individus et intègre un modèle de décision de départ à la retraite qui s'appuie sur la maximisation d'une fonction d'utilité. Toutefois, il s'agit davantage d'un modèle de moyen terme que de court terme.

Une autre solution consiste à décaler progressivement et de façon homogène vers le haut les taux d'activité par âge de la tranche des 50 ans et plus, en tenant compte du champ spécifique des fonctionnaires (Blanchet et Marioni [1996]). Par exemple, si à terme les profils de cessation d'activité se décalent d'un an, les personnes de 61 ans se comportent à cet horizon comme celles de 60 ans avant la réforme. Ceci peut être fait en étalonnant la vitesse de déplacement sur les effets estimés par ailleurs de la réforme du régime général de 1993, entre 1995 et 2003. Autrement dit, il est supposé que les fonctionnaires, sous l'effet du même durcissement de la condition de durée, vont décaler d'ici 2008 leur comportement comme les salariés du privé l'ont fait entre 1993 et 2003. Ceci revient à faire l'hypothèse forte

ENCADRÉ 2 : POPULATION ACTIVE, TENDANCE ET FACTEURS SUPPLÉMENTAIRES (SUITE)

que les salariés du secteur privé de 1993 et les fonctionnaires de 2003 avaient, avant la réforme, des historiques d'activité comparables.

C'est cette méthode qui sert actuellement dans les estimations de l'évolution tendancielle de l'activité. Elle nécessite d'être affinée, notamment en tentant de tenir directement compte d'un éventuel comportement spécifique des fonctionnaires.

- **Effet des dispositifs de préretraites et de retraites anticipées en 2004**

Les effets des dispositifs de préretraites sont ici estimés par l'économétrie, dans les modèles de taux d'activité par classe d'âge et de sexe (*cf. supra*). Par ailleurs, l'effet de la mesure permettant d'anticiper la retraite à partir de 2004, dans le cadre de la réforme des retraites de 2003, a été estimé de façon *ad hoc* et introduit directement (*cf. encadré 3*).

La population active tendancielle

Au total, les équations permettent de définir les différentes composantes de la population active potentielle, nécessaires au tableau de bouclage et à la prévision des variations du chômage (*cf. encadré 4*) : l'effet de flexion conjoncturelle d'activité, en agrégeant les différents ef-

fets du taux de chômage dans les équations ; plus directement les effets des mesures de retraits de l'activité ; surtout, l'évolution tendancielle de la population active.

Il est en effet possible de construire une population active tendancielle en utilisant les équations, puisque pour chaque catégorie, le taux d'activité est la somme d'une tendance et de facteurs supplémentaires. La population active des projections est définie comme :

$$\text{Population Active} = (\text{Tendance du taux d'activité} + \text{Facteurs supplémentaires}) * \text{Population}$$

Outre les tendances déterministes, la population active tendancielle retenue pour les exercices de bouclage ou de projection comprend les facteurs suivants : l'APE, le taux d'apprentissage, ou les effets des réformes des retraites ; ces facteurs peuvent en effet être assimilés à des évolutions structurelles des comportements.

Les facteurs supplémentaires qui sont intégrés dans les équations de simulation sont le taux de chômage et le nombre de préretraites. Pour obtenir une population active tendancielle, il est possible de les fixer arbitrairement à leur niveau de début 2002, c'est-à-dire à 8,9% pour le taux de chômage et 140 000 pour le nombre de préretraités.

Exemples d'équations caractéristiques et graphiques :

Dans les équations présentées par la suite, de nombreuses variables considérées, les taux d'activité notamment, présentent une racine unitaire. Pour s'assurer que les régressions ne sont pas biaisées, des tests de cointégration auraient dû être faits. Ces derniers n'existent cependant pas de manière standard pour des modèles non linéaires : on s'est assuré que le résidu des régressions ne présente pas de racine unitaire par des tests usuels.

Pour les personnes de 15 à 24 ans, les équations intègrent en variables supplémentaires : le taux de chômage (T_c) et les espérances de taux d'apprentissage par sexe et tranche d'âge (T_{aph15} , T_{aph20} , T_{apf15} , T_{apf20}). Ces équations sont estimées sur une période plus courte (1975-2002 au lieu de 1968-2002) car les variables sur l'apprentissage ne sont pas disponibles avant 1975.

- **Les hommes de 20 à 24 ans :**

$$T_a = (1 + \Delta) \times (\text{trend } (79,8; 55,3; -12,68; 0,55) - 0,45 \cdot T_c + T_{aph20})$$

(105,7)(40,1) (-11,6) (11,8) (-3,9)

avec $R^2 = 0,99$ $RMSE = 0,87$ $DW = 1,69$ Année d'inflexion:1990

- **Les femmes de 20 à 24 ans :**

$$T_a = (1 + \Delta) \times (\text{trend } (68,5; 47,8; -13,54; 0,58) - 0,36 \cdot T_c + T_{apf20})$$

(90,5)(35,9) (-9,9) (10,0) (-3,2)

avec $R^2 = 0,99$ $RMSE = 0,90$ $DW = 1,07$ Année d'inflexion:1990

Pas d'autocorrélation significative des résidus, malgré le faible DW : $u(t) = 0,41 \cdot u(t-1) + \varepsilon(t)$
(17)

ENCADRÉ 2 : POPULATION ACTIVE, TENDANCE ET FACTEURS SUPPLÉMENTAIRES (SUITE)

- Les hommes de 40 à 44 ans :

$$Ta = \text{trend} \begin{pmatrix} 98,7 \\ 99,7 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 95,6 \\ (321,6) \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 5,37 \\ (3,5) \end{pmatrix}; - \begin{pmatrix} 0,37 \\ (-3,7) \end{pmatrix} - 0,28.Tc \quad \begin{pmatrix} \\ (-3,0) \end{pmatrix}$$

avec $R^2 = 0,54$ $RMSE = 0,44$ $DW = 1,80$ Année d'inflexion: 1981

- Les femmes de 35 à 49 ans :

$$Ta = \text{trend} \begin{pmatrix} 24,2 \\ (2,2) \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 83,8 \\ (37,1) \end{pmatrix}; - \begin{pmatrix} 0,80 \\ (-1,6) \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 0,11 \\ (4,5) \end{pmatrix} + \text{lape2} + u \quad u(t) = 0,64.u(t-1) + \varepsilon(t) \quad \begin{pmatrix} \\ (3,4) \end{pmatrix}$$

avec $R^2 = 1,00$ $RMSE = 0,71$ $DW = 1,97$ Année d'inflexion: 1975

lape2 représente l'effet estimé de l'allocation parentale d'éducation de rang 2.

Pour les personnes de 55 ans et plus, les équations intègrent en variables supplémentaires le nombre de bénéficiaires de mesures de préretraites totales dans les tranches d'âge 55-59 ans et 60-64 ans, rapportés à la population totale de ces mêmes tranches d'âge (Tpr55 et Tpr60). Pour les hommes de 55 à 59 ans, le taux limite futur a été contraint pour obtenir une convergence plus rapide. Pour les femmes de 55 à 59 ans, le taux d'activité futur a été contraint pour assurer la cohérence des ratios hommes/femmes des taux d'activité futurs dans les tranches d'âge entre 50 et 64 ans. L'estimation de l'impact des préretraites n'est pas sensible à cette contrainte. Elle permet notamment d'éviter une sous-estimation spontanée du développement à ces âges de l'activité féminine.

- Les hommes de 55 à 59 ans :

$$Ta = (1 + \Delta) \times (\text{trend} \begin{pmatrix} 82,9 \\ (53,4) \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 72,0 \\ (contraint) \end{pmatrix}; - \begin{pmatrix} 2,01 \\ (-2,5) \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 0,13 \\ (3,1) \end{pmatrix}) - 1,08.Tpr55 \quad \begin{pmatrix} \\ (-9,4) \end{pmatrix}$$

avec $R^2 = 0,98$ $RMSE = 1,06$ $DW = 1,16$ Année d'inflexion: 1982

- Les femmes de 55 à 59 ans :

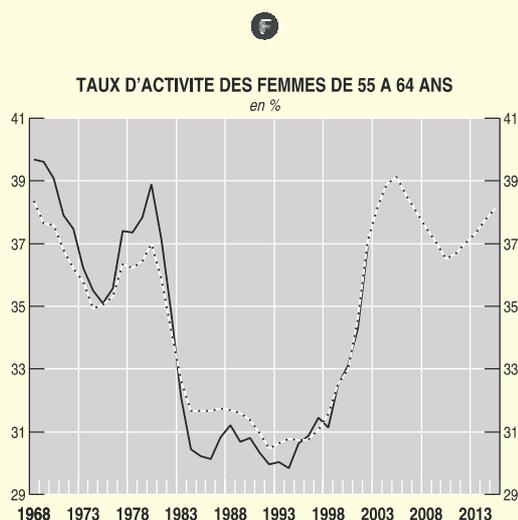
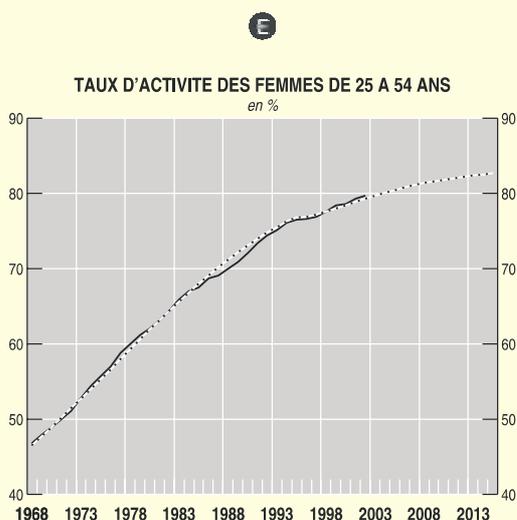
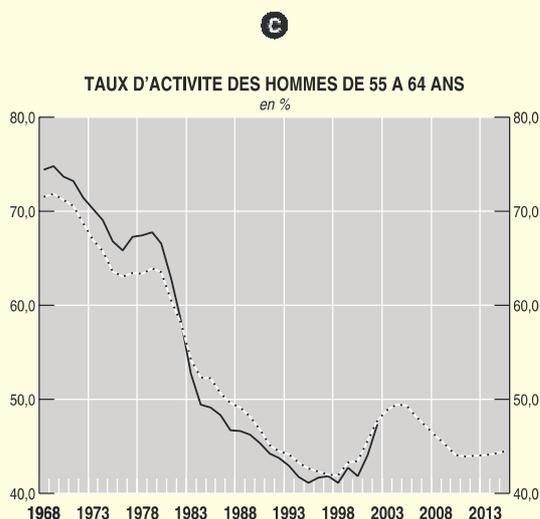
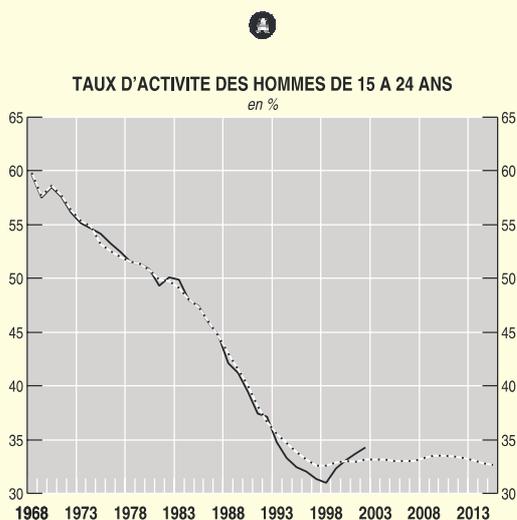
$$Ta = (1 + \Delta) \times (\text{trend} \begin{pmatrix} 43,2 \\ (35,7) \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 68,1 \\ (contraint) \end{pmatrix}; - \begin{pmatrix} 3,84 \\ (-3,1) \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 0,10 \\ (3,2) \end{pmatrix}) - 0,44.Tpr55 + u \quad \begin{pmatrix} \\ (-3,2) \end{pmatrix}$$

$$u(t) = 0,59.u(t-1) + \varepsilon(t) \quad \begin{pmatrix} \\ (3,9) \end{pmatrix}$$

avec $R^2 = 0,94$ $RMSE = 0,83$ $DW = 1,90$ Année d'inflexion: 2005

Les graphiques →

ENCADRÉ 2 : POPULATION ACTIVE, TENDANCE ET FACTEURS SUPPLÉMENTAIRES (SUITE)



Note :

Les graphiques montrent les taux d'activité observés (traits pleins) et tendanciels (en pointillés) par grandes catégories de sexe et d'âge.

ENCADRÉ 3 : MESURE DE RETRAITE ANTICIPÉE CONCERNANT LES CARRIÈRES LONGUES

Les règles de la retraite anticipée ⁽¹⁾

A compter du 1^{er} janvier 2004, les assurés ayant commencé à travailler jeunes et ayant eu une longue carrière pourront partir en retraite à 56, 57, 58 ou 59 ans s'ils remplissent trois conditions cumulatives :

- **Condition de durée d'assurance validée**
Les intéressés devront justifier, sur l'ensemble de leur carrière, d'une durée minimale d'assurance au moins égale à 168 trimestres.
- **Condition de durée d'assurance cotisée**
Ils devront justifier d'une durée d'assurance cotisée de :
 - 168 trimestres : pour un départ à 56 ou 57 ans
 - 164 trimestres : pour un départ à 58 ans
 - 160 trimestres : pour un départ à 59 ans

La notion de durée cotisée se définit comme la durée d'assurance ayant réellement donné lieu à cotisations à la charge de l'assuré. Toutefois, les périodes de service militaire et de maladie sont dans certaines conditions prises en compte dans la durée cotisée dans la limite de 4 trimestres.

- **Condition de début d'activité**
Ils devront, enfin, avoir validé au moins 5 trimestres avant la fin de l'année civile de leurs 16 ans pour un départ à 56, 57 ou 58 ans. A défaut, pour ceux nés au dernier trimestre d'une année civile, 4 trimestres validés dans l'année civile des 16 ans suffiront.

Pour un départ à 59 ans, ils devront avoir validé au moins 5 trimestres avant la fin de l'année civile de leurs 17 ans. A défaut, s'ils sont nés au dernier trimestre d'une année civile, 4 trimestres validés dans l'année civile des 17 ans suffiront.

Environ 180 000 personnes potentiellement concernées en 2004

D'après les estimations de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav), 176 000 personnes affiliées au régime général seraient potentiellement concernées par la mesure en 2004. Toutefois, ces données ne sont que des estimations globales, et il est plus délicat d'en déterminer la répartition (entre actifs occupés, chômeurs ou inactifs).

Une manière de faire est de s'appuyer rétrospectivement sur les cohortes récentes ayant liquidé leur droit à la retraite : 30% environ de ces bénéficiaires potentiels auraient rempli les conditions de départ anticipé alors qu'ils étaient chômeurs ou inactifs (préretraités ou autres). Les frontières n'étant pas toujours très définies entre ces classes, on supposera dans la suite qu'environ 10% des personnes potentiellement concernées sont au chômage (un chiffre supérieur serait probablement su-

restimé dans la mesure où le taux de chômage des 55 à 59 ans est de l'ordre de 7%) et 20% sont déjà inactives (préretraitées, dispensées de recherche d'emploi...). 70% des bénéficiaires potentiels sont donc considérés en emploi.

Pour déterminer le taux de recours à la mesure par les personnes en emploi potentiellement concernées, il est possible de s'appuyer sur les taux de recours observés dans le cadre de l'Arpe (allocation de remplacement pour l'emploi), dont le dispositif ressemblait fortement, du point de vue du salarié, à celui de la retraite anticipée. Mise en place en 1995 par les partenaires sociaux de l'Unédic, cette mesure a en effet permis aux salariés volontaires remplissant certaines conditions d'âge et de durée de cotisation au titre de l'assurance vieillesse, de mettre fin à leur activité professionnelle, en percevant un revenu de remplacement de 65% du salaire antérieur de référence. Si, contrairement au volet « retraite anticipée » de la réforme de 2003, ce dispositif nécessitait l'accord de l'employeur et son engagement de maintenir le volume d'heures travaillées, cette contrainte était relativement légère, puisque les conditions de remplacement n'étaient pas très précises (pas de remplacement « poste pour poste » par exemple). Les statistiques de l'Unédic montrent d'ailleurs que moins de 1% des dossiers présentés par les salariés ont été refusés par l'employeur. Il semble donc pertinent de rapprocher les deux dispositifs.

Le taux de 65% environ observé sur les dernières générations de salariés concernés par l'Arpe, selon le rapprochement des statistiques de l'Unédic et de la Cnav, peut-être supposé un peu plus faible (60%) dans le cas de la retraite anticipée, pour prendre en compte l'effet à venir de la surcote (bonification de 3% par année travaillée au-delà de la durée d'assurance et de 60 ans) : celle-ci pourrait en effet inciter certaines personnes de 58 ou 59 ans concernées à différer leur départ à la retraite pour en bénéficier. En revanche, le taux peut être supposé beaucoup plus important pour les chômeurs : 90% des 18 000 chômeurs potentiellement concernés liquideraient leurs droits à retraite anticipée.

Au total, l'effet sur la population active concernée par le régime général serait *ex ante* de -90 000 sur l'ensemble de l'année 2004. Cette réforme touche également les travailleurs non salariés des professions agricoles, artisanales, industrielles et commerciales et libérales, et les avocats, pour lesquels peu de chiffres sont disponibles. Compte tenu du champ concerné l'effet serait faible pour ces catégories (de l'ordre de 10 000 sur l'ensemble de l'année 2004).

Au total, sous ces hypothèses prises explicitement à titre exploratoire, cette réforme diminuerait *ex ante* la population active de 100 000 personnes sur l'ensemble de l'année 2004. Les effets se feraient davantage ressentir au second semestre qu'au premier (effet retenu de l'ordre de 40 000 sur le premier semestre), pour tenir compte des délais de montée en charge de ce dispositif. ■

(1) Décret n°2003-1036 du 30 octobre 2003.

ENCADRÉ 4 : L'EXERCICE DE BOUCLAGE DE LA POPULATION ACTIVE

Le tableau de bouclage de la population active permet de comparer la population active potentielle, construite sur la base des évolutions tendancielle, des flexions conjoncturelles d'activité et des mesures de retraits d'activité à la population active observée, soit la somme de l'emploi total et du chômage au sens du BIT (cf. tableau 1). Ecrit en variations, en principe, il devrait avoir la forme suivante :

$$\Delta PA^{obs} = \Delta PA^{tend} + c \cdot Pop_{-1} \cdot \Delta u - \Delta Préretraites - \Delta Stages + DF \quad (1)$$

Où :

- Δ marque la variation d'une période sur l'autre
- u est le taux de chômage
- PA^{tend} est la population active tendancielle
- DF est le défaut de bouclage
- Pop est la population potentielle concernée par les effets de flexion

En reprenant la formulation estimée des taux d'activité par classe d'âge et de sexe (cf. encadré 1), nous obtenons les équations :

- au niveau désagrégé (les indices d représentent chacune des différentes catégories),

$$\Delta PA_d = \Delta PA_d^{tend} + c_d \cdot [Pop_{d,-1} \cdot \Delta u + \Delta Pop_d \cdot (u - 8,9)] - p_d \cdot \Delta Préretraites$$

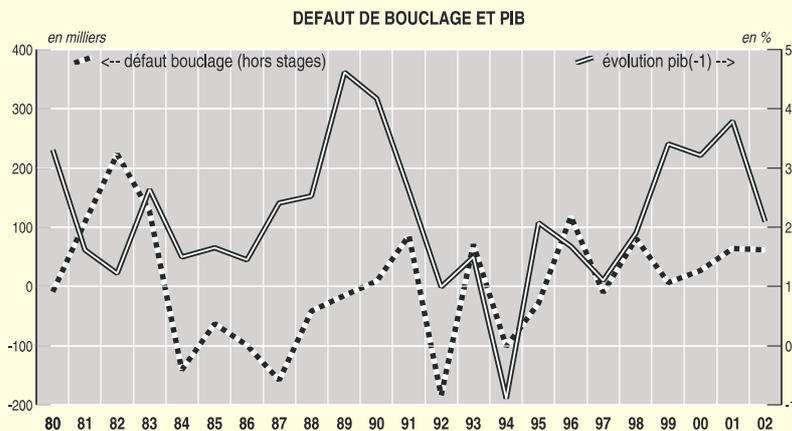
- au niveau agrégé (a pour agrégé),

$$\Delta PA \approx \Delta PA^{tend} + c_a \cdot Pop_{-1} \Delta u - p_a \cdot \Delta Préretraites \quad (2)$$

Le terme $Pop_{-1} \cdot \Delta u$ entre les crochets est de second ordre par rapport au terme $Pop_{-1} \cdot \Delta u$ et n'est plus représenté ici ; il est toutefois pris en compte dans le calcul des effets de flexion du tableau de bouclage.

Le tableau de bouclage retenu met en présence la population active tendancielle et les effets de flexion estimés de l'équation (2), avec les effets des mesures de retrait d'activité comptés algébriquement en fonction des variations de bénéficiaires de ces dispositifs, comme dans l'équation (1). Or, d'une part le coefficient p estimé dans les équations n'est pas tout à fait égal à 1 (0,8) et on ne peut le contraindre à 1 dans l'estimation, car on ne dispose pas de la répartition par sexe des préretraités. D'autre part, les stages de formations n'apparaissent pas dans les équations puisqu'ils ne sont pas disponibles par catégories de sexe et d'âge. Enfin, certains départs en préretraite, en retraite anticipée ou en formation peuvent entraîner un effet d'appel, des inactifs pouvant par exemple vouloir bénéficier de mesures de stages. Cet effet d'appel est considéré dans le bouclage comme faisant partie de l'effet de flexion.

Ainsi, le défaut de bouclage comprend, outre les résidus de l'estimation, une partie des stages et une faible partie des retraites. S'agissant des stages, comme ils ne sont pas pris en compte de façon explicite dans les estimations désagrégées, il se peut qu'ils soient inclus dans la tendance de ces équations. Concernant les préretraites, la partie comprise dans le défaut de bouclage est la différence entre 1 et le coefficient p . Cependant, un bouclage avec l'effet estimé des préretraites, que l'on ajoute ou non les stages, ne change ni la moyenne, ni la variance du défaut de bouclage sur la dernière décennie.



ENCADRÉ 4 : L'EXERCICE DE BOUCLAGE DE LA POPULATION ACTIVE (SUITE)

On peut se demander pourquoi les dispenses de recherche d'emploi (DRE)⁽¹⁾ ne jouent pas sur le taux d'activité des 55-59 ans. Cette mesure permet pourtant de continuer à indemniser des demandeurs d'emplois âgés sans qu'ils aient à accomplir des actes de recherche d'emploi. L'hypothèse sous jacente adoptée dans le bouclage est donc que l'entrée en DRE n'a pas modifié le comportement d'activité au sens des critères du BIT : par exemple lorsqu'une personne était inactive au sens du BIT avant de rentrer dans cette mesure, elle est censée rester inactive.

Ainsi, finalement, le défaut de bouclage consiste en des résidus d'estimation de production statistique et des équations économétriques, et quelques imprécisions d'estimation concernant les préretraites et les stages de formation. Toutefois, il peut être naturel de se demander s'il peut être anticipé, par exemple s'il garde un caractère procyclique. Si on compare les variations du PIB (moyen-

nes annuelles ou glissements annuels, retardés ou non d'une année), au défaut de bouclage, on ne remarque pas de lien particulier (*cf. graphique A*) : le coefficient de corrélation n'est que de 0,17 sur la période 1982-2002. L'effet de flexion conjoncturelle d'activité semble donc bien capté par le taux de chômage. ■

(1) La dispense de recherche d'emploi (DRE) est une situation particulière de certains demandeurs d'emploi au regard de la condition de recherche d'emploi. L'entrée dans la DRE entraîne la sortie de la liste des demandeurs d'emploi.

Peuvent être admis, sur leur demande, dans la DRE :

- à partir de 55 ans, les demandeurs d'emploi qui perçoivent une allocation d'assurance-chômage et qui justifient de 160 trimestres de cotisations au titre du régime de base de l'assurance-vieillesse, ceux qui perçoivent l'allocation de solidarité spécifique ainsi que ceux qui ne perçoivent aucune allocation-chômage ;

- à partir de 57 ans et demi, les allocataires du régime d'assurance-chômage.

Pour les demandeurs d'emploi indemnisés, la DRE permet le maintien de leur allocation, sans qu'ils aient à accomplir des actes de recherche d'emploi.

