

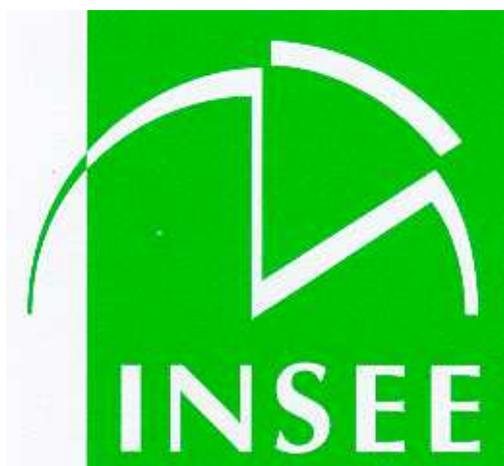
**Direction des Statistiques Démographiques et Sociales**

**N° F1201**

**MÉTHODOLOGIE DE PROJECTION DE LA  
POPULATION ACTIVE  
À L'HORIZON 2060**

OLIVIER FILATRIAU

**Document de travail**



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

**INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES**

Série des Documents de Travail  
de la  
DIRECTION DES STATISTIQUES DÉMOGRAPHIQUES ET SOCIALES

**N° F1201**

**Méthodologie de projection de la population active à l'horizon 2060**

OLIVIER FILATRIAU

Document de travail

Janvier 2012

Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs.  
Working-papers do not reflect the position of INSEE but only their authors' views.

# Méthodologie de projection de la population active

## à l'horizon 2060

### Résumé :

Ce 10<sup>ème</sup> exercice de projections officielles de population active pour la France métropolitaine s'inspire de la méthodologie des précédents exercices. Il s'appuie sur les projections de population totale les plus récentes auxquelles sont appliquées des projections de taux d'activité par sexe et âge quinquennal. Ces dernières sont obtenues par prolongement de tendances observées dans l'enquête Emploi, excepté celles des 55-69 ans qui découlent du modèle de microsimulation Destinie 2 (modèle Démographique Économique et Social de Trajectoires Individuelles simuléEs). Les concepts, les modélisations et les scénarios ont été discutés au sein d'un groupe de travail inter-administration qui réunissait le Cas (Conseil d'Analyse Stratégique), la Cnav (Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse), le Cor (Conseil d'Orientation des Retraites), la Dares (Direction de l'Animation et de la Recherche des Études et des Statistiques), la Depp (Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance), la DGTPE (Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique), la Drees (Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques) et l'Insee, ainsi que des intervenants extérieurs.

Mots-clés : projections, population active, activité, démographie, vieillissement

### 1. Concept et champ

Cet exercice se base sur l'activité définie par les critères du BIT. Sont comptabilisés comme actifs : les actifs occupés au sens du BIT (personnes ayant travaillé au moins une heure pendant la semaine de référence, ou qui étaient en congés payés, en formation pour une entreprise ou en arrêt maladie sous certaines conditions de durée), les militaires du contingent et les chômeurs au sens du BIT (n'ayant pas travaillé au cours de la semaine de référence, disponibles pour travailler qui sont à la recherche active d'un emploi ou qui en ont trouvé un qui commence ultérieurement).

Par souci d'harmonisation avec les séries produites par Eurostat et la majorité des pays, ces projections s'appuient sur un concept d'âge courant, c'est à dire l'âge au moment de l'interrogation de l'enquêté. Alors qu'il était utilisé pour les projections précédentes, le concept d'âge atteint au 31 décembre de l'année considérée, c'est-à-dire la différence de millésimes (âge = année considérée - année de naissance) est donc abandonné. Ce changement induit des modifications du taux d'activité en particulier pour les tranches d'âge quinquennal au sein desquelles on observe une disparité de l'activité par âge fin : les plus jeunes et les plus âgés. Par exemple avec l'ancien concept, la tranche d'âge des 15-19 ans intégrait des individus de 14 ans en âge courant dont l'activité est particulièrement faible. Certains individus de 19 ans en âge courant dont l'activité est la plus élevée de

la tranche d'âge, étaient par ailleurs intégrés dans la tranche d'âge des 20-24. Ainsi sur 2009, le changement de concept d'activité a augmenté le taux d'activité des 15-19 ans de 3 points. A l'inverse, celui des 60-64 ans a baissé de 3 points. Les taux d'activité des autres tranches d'âges ont été affectés dans une moindre mesure.

### **Encadré 1 : changements de concept d'activité depuis les précédentes projections**

Le filtre servant à construire la variable d'activité au sens du BIT a été modifié en décembre 2007. Ces changements visaient notamment à se rapprocher des concepts utilisés par Eurostat. Dès lors les projections de population active effectuées en 2006 ne sont pas directement comparables avec celles de cet exercice.

#### 1) modification du concept de chômage :

- la seule inscription à l'ANPE ne constitue plus une « démarche active » de recherche d'emploi,
- le fait d'être en maladie de moins d'un mois ne peut plus se substituer au critère de disponibilité à 15 jours pour exercer un emploi,
- le fait d'avoir trouvé un emploi qui commence plus tard ne peut se substituer à l'exercice de démarches actives de recherche d'emploi que si l'emploi ultérieur commence moins de 3 mois après la date de référence.

#### 2) changement du traitement des élèves-stagiaires fonctionnaires (plus d'exclusion a priori du champ de l'emploi),

#### 3) passage de la population totale de la France métropolitaine à celle des personnes vivant en ménage ordinaire,

#### 4) autres modifications des pondérations (mode de prise en compte des logements neufs, marges de calage supplémentaires, intégration de l'enquête non répondants).

Au moment de ces changements, des estimations de différences sur la population active 2006 avaient été menées (avec les pondérations de l'époque qui ont changé depuis) :

Le point 1) conduit à une baisse du nombre de chômeurs de 190 000 et le point 2) à une hausse des actifs occupés de 176 000. Le point 3) diminue le nombre d'actifs occupés de 326 000 et le nombre de chômeurs de 57 000. Enfin, le point 4) induit une hausse du nombre d'actifs occupés de 203 000 et diminue le nombre de chômeurs de 50 000.

Par ailleurs, depuis le premier semestre 2011, l'Insee adopte les définitions retenues par Eurostat pour les stagiaires. Auparavant, étaient considérés comme actifs occupés au sens du BIT les stagiaires (rémunérés ou non) s'ils exerçaient des tâches de même nature que celles de leurs

collègues. Depuis, et selon les définitions retenues au niveau européen par Eurostat, l'Insee utilise le critère de rémunération pour déterminer si un stagiaire est en emploi ou non. Désormais, sont considérés comme actifs occupés les stagiaires rémunérés, et ce quelle que soit la nature du stage qu'ils effectuent.

L'essentiel de la hausse du taux d'activité induite par ces modifications s'explique en fait par le changement de champ. Les ménages dits "non ordinaires" sont particuliers puisqu'ils sont constitués des collectivités (maisons de retraite, prisons...) et des personnes vivant en habitation mobile. Ils intègrent relativement peu d'actifs (autour de 20%). La restriction aux seuls ménages ordinaires conduit à augmenter légèrement le taux d'activité calculé.

Les filtres ayant été rétopolés, ces changements ont modifié les niveaux des différents indicateurs mais pas leurs évolutions.

Les taux d'activité sont mesurés à partir des enquêtes Emploi de 1968 à 2010. Jusqu'en 2002, les interrogations de l'enquête Emploi avaient lieu au cours du mois de mars (ou en janvier pour les années de recensement). Depuis 2002, elles sont réparties tout au long de l'année avec un échantillonnage trimestriel [en vertu du *règlement européen (CE) n°577/98*]. Ainsi, à une mesure de l'activité spécifique au mois de mars, a succédé une mesure en moyenne annuelle. Ce changement de temporalité induit des ruptures apparentes dans les comportements d'activité de certaines catégories qu'il est nécessaire de corriger. Par exemple, les taux d'activité des jeunes sont plus élevés en moyenne annuelle qu'au mois de mars. Ceci vient en particulier des étudiants qui travaillent pendant l'été (et sont comptés comme actifs) et pas le reste de l'année [cf. Beffy, Coudin (2007)]. A cela s'ajoutent des effets calendaires : obtention des diplômes en juin et en septembre, entrées sur le marché du travail généralement plus nombreuses au deuxième semestre qu'au premier.

Le passage de l'Enquête Emploi annuelle à l'Enquête Emploi en continu introduit donc une rupture dans les séries de taux d'activité qu'il convient de modéliser pour éviter que l'estimation de la tendance d'activité sous-jacente soit biaisée.

Du fait notamment de l'absence de séries longues de taux d'activité des DOM, l'exercice a porté sur la France métropolitaine.

L'horizon retenu pour cet exercice de projection est 2060.

## **2. Méthodologie**

La méthode choisie consiste à combiner des projections de taux d'activité à celles de population totale (Chardon, 2010) pour différentes catégories de sexe et d'âge (Nauze-Fichet, 2002 et Brondel et al., 1996). Les tranches d'âge considérées sont quinquennales de 15 à 69 ans alors que les 70 ans et plus sont regroupés dans la même catégorie.

Les taux d'activité de chaque catégorie sont tirés des enquêtes Emploi de 1968<sup>1</sup> à 2005. Ces séries sont régressées sur une tendance temporelle ainsi que sur certaines variables explicatives ou correctives introduites au cas par cas. Les projections s'obtiennent ensuite en simulant la tendance temporelle pour des valeurs futures ainsi que les variables supplémentaires.

Du fait des réformes des retraites, les projections des taux d'activité des 55-69 ans reposent sur une méthodologie différente. Elles s'appuient directement sur les projections du modèle de microsimulation Destinie.

### Population totale des ménages ordinaires en moyenne annuelle

Les projections démographiques de population totale au 1<sup>er</sup> janvier par sexe et tranche d'âge quinquennal sont produites par la division enquêtes et études démographiques. Leur champ est plus large que celui de l'enquête Emploi. Pour en tenir compte, on applique une matrice de passage à partir des observations de 2009 afin de déduire la population des ménages ordinaires (les individus en ménages ordinaires représentent 98% de l'ensemble des ménages). On fait donc l'hypothèse que le ratio nombre d'individus en ménage ordinaires sur nombre total d'individus, par sexe et âge quinquennal est constant sur la période de la projection.

Enfin, pour obtenir une approximation de la population en moyenne annuelle en âge courant pour chaque tranche d'âge quinquennal on calcule la demi-somme suivante :

$$Pop\_moy_t^{a,a+4} = \frac{Pop\_01janv_t^{a,a+4} + Pop\_01janv_{t+1}^{a+1,a+5}}{2}$$

avec  $Pop\_moy_t^{a,a+4}$  la population en moyenne annuelle en t pour la tranche d'âge quinquennale [a,a+4] et  $Pop\_01janv_t^{a,a+4}$  la population au 1<sup>er</sup> janvier de l'année t pour la tranche d'âge [a,a+4].

### Spécification économétrique et tendance temporelle

Pour chacune des catégories d'âge et de sexe<sup>2</sup>, les projections s'appuient sur la modélisation suivante :

$$TA_t = (1 + D_t) \left( \frac{T_0 + T_1 \exp(\nu(t-d))}{1 + \exp(\nu(t-d))} \right) + c.1_{ecc} + \beta.X_t + Correc_t + \varepsilon_t$$

$D_t$  : correction pour la structure démographique interne à la classe d'âge,

<sup>1</sup> Les données antérieures à 1975 sont construites à partir du concept d'âge en fin d'année. Cela introduit une nette rupture de série sur les taux d'activité en âge courant des 15-24 ans. L'introduction d'une indicatrice sur 1968-1974 dans la modélisation est possible mais détériore dans certains cas les écarts-type des estimations des autres paramètres. Il semble donc préférable d'effectuer les estimations sur 1975-2009 pour ces classes d'âge.

<sup>2</sup> Excepté sur les 55-69 ans.

$X_t$  : variables explicatives,  
 $1_{ecc}$  : indicatrice « enquête Emploi en continu »,  
 $Correc$  : variables correctives,  
 $\varepsilon_t$  : résidu.

La plupart des séries d'activité se caractérisent par un pallier suivi d'une période de hausse ou de baisse transitoire, se terminant par un nouveau pallier. Compte tenu de ce profil, comme dans les précédents exercices, la tendance temporelle retenue est une tendance logistique avec les paramètres suivants :  $T_0$  le taux limite passé,  $T_1$  le taux limite futur,  $v$  la vitesse de diffusion et  $d$  la date d'inflexion.

### **Correction pour la structure démographique interne à la classe d'âge $D_t$**

Estimer les taux d'activité pour des tranches d'âge et pas pour un âge simple implique de corriger lorsque nécessaire des effets de structure démographique à l'intérieur de la tranche d'âge. La taille des générations à l'intérieur d'une même classe d'âge influe directement sur le taux d'activité moyen de cette classe d'âge.

Par exemple, en 2006, l'arrivée de la génération nombreuse de 1946 à 60 ans rajeunit la moyenne d'âge des 60-64 ans et le taux d'activité moyen dans cette classe d'âge en est mécaniquement augmenté sans pour autant illustrer des changements dans les comportements d'activité. Il est donc nécessaire d'isoler cet effet avant d'estimer la tendance des comportements. Cet effet intervient dans les classes à forte hétérogénéité de comportement (jeunes et seniors), à savoir les catégories entrantes et sortantes de l'activité.

On définit  $D_t$  comme l'« écart relatif » entre le taux d'activité moyen (pour les 15-19 ans,  $TA_t^{15-19}$ ) dans la tranche d'âge et la moyenne des taux par âge (pour les 15-19 ans,  $MTA_t^{15-19} = \frac{1}{5} \sum_{15}^{19} TA_t^i$ ).

Par le passé,  $D_t$  est observé. Pour obtenir les valeurs futures on considère qu'il est proportionnel à une tendance logarithmique<sup>3</sup> ainsi qu'à l'écart entre l'âge moyen dans la classe d'âge (simulé par les projections de population totale après 2009) et l'âge au milieu de la classe :

$$D_t = (\alpha_0 + \alpha_1 \ln(t))(agm_t - agmil) + \varepsilon_t$$

Cette correction est introduite les catégories les plus jeunes et les plus âgés (15-29 ans et 50-69 ans).

### **Indicatrice de rupture de série et variables explicatives avec coefficient à estimer**

Jusqu'en 2002 l'enquête Emploi était annuelle. Depuis 2003, elle est passée « en continu » ce qui introduit une rupture dans les séries de taux d'activité : on passe d'un taux d'activité en mars à un taux

<sup>3</sup> Ce choix fait suite au test de différentes spécifications.

en moyenne annuelle. La rupture de la série est corrigée par une indicatrice déterminant si « les données viennent d'une enquête en continue ou non ». Cette dernière est incluse dans les équations lorsqu'elle est significative à 20% et/ou lorsqu'elle aide à l'identification des paramètres de la logistique (par exemple, lorsque son inclusion diminue la taille des intervalles de confiance associés aux paramètres). Elle est exclue dans les cas contraires. Ceci permet de plus de recalculer des séries de taux d'activité en moyenne annuelle pour les années antérieures à 2002.

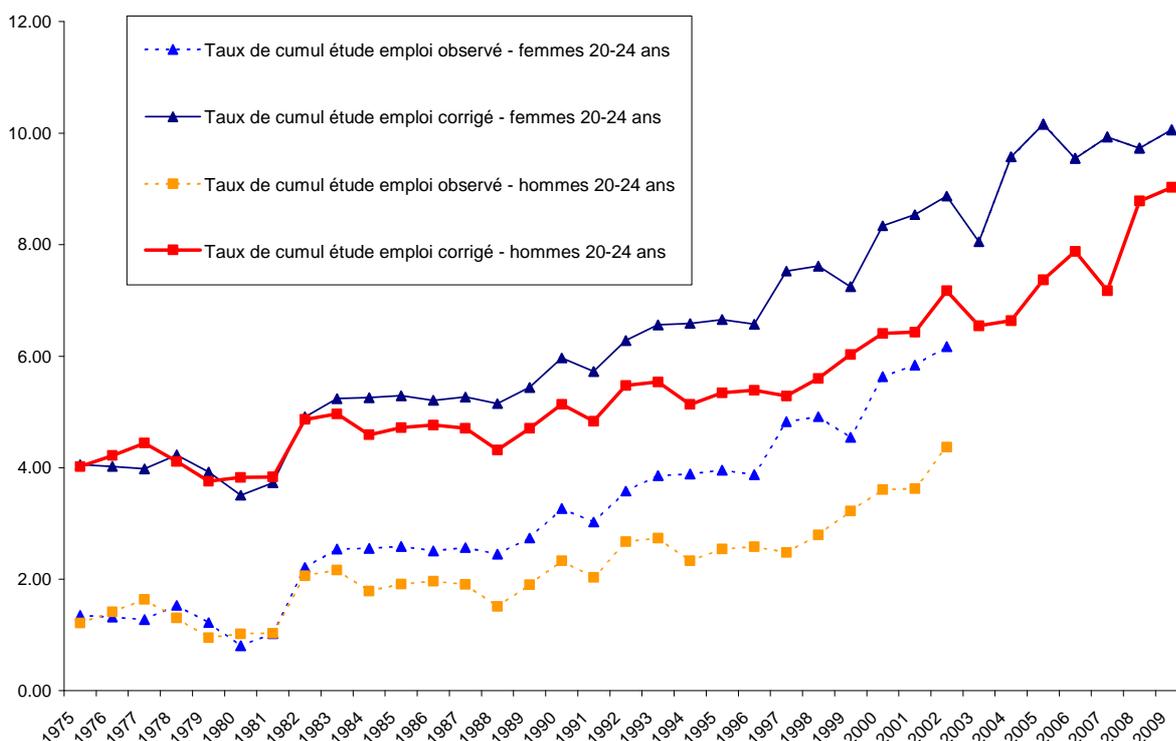
L'introduction du taux de cessation d'activité dans le secteur de la sidérurgie vise à expliquer la forte baisse des taux d'activité des hommes de 50-54 ans dans la période de forte restructuration des années 1980 ; puis sa remontée probablement liée à la fin du mouvement en 1991.

### Variables correctives

Certains paramètres peuvent découler plus ou moins directement de décisions institutionnelles. C'est le cas notamment du nombre de places en apprentissage ou encore du cumul étude-emploi.

Ces éléments sont intégrés dans les projections à l'aide d'une série de taux d'apprentissage pour les 15-19 ans et les 20-24 ans. La part du cumul étude-emploi dans la population des 20-24 ans est également introduite.

Alors que la mesure du taux d'apprentissage dans l'enquête Emploi ne semble pas affectée par le passage à l'enquête Emploi en continu, on observe une rupture de série en 2003 pour les taux de cumul étude-emploi du fait de la saisonnalité de l'emploi des jeunes qui n'était pas captée par l'enquête Emploi annuelle.



## Graphique 1

Pour corriger la rupture, on régresse ces taux sur une tendance (exponentielle pour les hommes et logistique pour les femmes) et l'indicatrice « enquête Emploi en continu » :

$$Tx\_emploi / \acute{e}tude_t = Tend_t + c.1_{eec} + \varepsilon_t$$

On ajoute ensuite aux valeurs de la série antérieures à 2003, le paramètre estimé  $c$  pour obtenir une série homogène à celle de 2003-2009 (graphique 1).

### Encadré 2 : Effets de flexion de long terme

La théorie du Job Search distingue deux phénomènes aux influences contradictoires : le travailleur additionnel et le travailleur découragé. L'effet du travailleur additionnel s'explique par le fait que si un individu perd son emploi, les autres membres du ménage jusqu'alors inactifs vont être incités à chercher une activité rémunérée pour compenser la perte de revenu du ménage. D'un point de vue macroéconomique, une hausse du taux de chômage conduirait donc à un accroissement de la population active. L'effet du travailleur découragé traduit le fait qu'une hausse du taux de chômage accroît la concurrence sur le marché du travail entre les demandeurs d'emploi. Dès lors, face à une baisse de leur probabilité d'embauche, certains chômeurs peuvent céder au découragement et cesser de rechercher un emploi. De facto, un accroissement du chômage induirait une baisse du taux d'activité. On parle d'effet de flexions conjoncturelles des taux d'activité quand l'impact du phénomène "travailleur découragé" prédomine.

Effectuées sur des données américaines, les premières études économétriques menées par Dernburg et Strand (1964) mettent en évidence qu'en général l'effet du "travailleur découragé" domine.

Par la suite, les analyses effectuées par Salais (1971) sur la France débouchent sur la même conclusion.

Constatant que le taux de chômage avait connu depuis, une hausse substantielle, Jacquot (1997) a cherché à mesurer l'existence éventuelle d'effets de flexions de long terme sur le taux d'activité. En s'appuyant sur un modèle à correction d'erreur, il conclue notamment que l'élévation durable du taux de chômage induit une diminution pérenne du taux d'activité.

Dans un rapport du Conseil d'Analyse Économique, Pisany-Ferry (2000) estime sur plusieurs pays de l'OCDE un modèle intégrant une tendance linéaire.

Une analyse plus prospective de Chauvin et Plane (2001) sur des données françaises décrit pour chaque sexe et pour différentes tranches d'âges, le taux d'activité en fonction non seulement du taux de chômage, mais également du taux de préretraite et du pourcentage d'emploi à temps partiel. Les auteurs introduisent également une tendance logistique plus adaptée pour prendre en compte les autres phénomènes observables et inobservables susceptibles d'affecter le taux d'activité, que la tendance linéaire utilisée notamment par Jacquot et Pisany-Ferry.

De même, pour les projections de population active de 2002, Nauze-Fichet introduit le taux de chômage (pour les 20-24 ans) et le taux de préretraite (pour les 55-64 ans) dans ses équations de taux d'activité.

Enfin, dans un document de travail à paraître, Filatriau et Reynes (2010) estiment un modèle à correction d'erreur sur données de panel de pays de l'OCDE en s'appuyant sur une tendance estimée par un filtre de Kalman sans intégrer d'autres variables explicatives que le taux de chômage.

Dans le cadre des travaux préparatoires à cet exercice (GPPA 2010), on a procédé à des projections intégrant des estimations d'effet de flexion. Il en ressort que les significativités des coefficients de taux de chômage sont très sensibles à la période d'estimation considérée et à la spécification retenue (introduction d'un terme autorégressif, de l'indicatrice « enquête Emploi en continu » ou encore de variables de contrôle).

L'introduction dans les projections de population active d'effet de flexion de long terme pose question. Il faut être sûr de ce que capte le coefficient associé à cet effet de flexion. Par exemple le développement du chômage est concomitant avec le développement de l'activité féminine sans qu'il y ait de causalité mais juste une simultanéité temporelle. Il est fort possible que l'effet capté soit celui de cette similarité apparente de tendance.

De même, capte-t-on bien un effet de pour les jeunes dans certaines études ou juste le fait que l'allongement des études soit concomitant avec le développement du chômage ?

Compte tenu des difficultés pour saisir les effets de flexion de long terme il a été décidé de ne pas les intégrer dans cet exercice de projection.

Les différentes estimations des effets de flexions évoquées sont résumées dans le tableau suivant :

Etudes	Modélisations retenues	Effets de flexion de long terme estimés (en points de taux d'activité en plus pour un point de taux de chômage en moins)
Jacquot (1997)	Tendance linéaire et modèle à correction d'erreur	entre 0.66 et 1 point sur les 15-64 ans
Pisany-Ferry (2000)	Tendance linéaire	0.25 point
Chauvin et Plane (2001)	Tendance logistique et variables de contrôle - pas de terme autorégressif	<p><i>Hommes :</i> pas d'effet sur les 15-19 ans 0.4 point sur les 20-24 ans pas d'effet sur les 25-54 ans 0.6 point sur les 55-59 ans 1.2 point sur les 60-64 ans 0.3 point sur les 65 ans et +</p> <p><i>Femmes :</i> 0.5 sur les 15-19 ans 0.25 point sur les 20-24 ans pas d'effet sur les 25-54 ans 0.4 sur les 55-59 ans 0.5 point sur les 60-64 ans 0.25 point sur les 65 ans et +</p>
Nauze-Fichet (2002)	Tendance logistique et variables de contrôle - terme autorégressif introduit en fonction de la statistique de DW	0.4 sur les 20-24 ans pas d'effet sur les autres classes d'âge
Filatriau et Reynes (2010)	Filtre de Kalman sur données de panel de pays de l'OCDE - pas de variable de contrôle	<p><i>Hommes :</i> 0.5 sur les de 15-19 ans 0.2 point sur les 20-24 ans pas d'effet sur les de 25-54 ans 0.4 point sur les de 55-59 ans 0.7 point sur les de 60-64 ans 0.3 point sur les de 65 ans et +</p> <p><i>Femmes :</i> 0.5 sur les de 15-19 ans 0.1 point sur les 20-24 ans -0.4 sur les de 25-54 ans 0.2 sur les 55-59 ans 0.2 point sur les de 60-64 ans 0.1 point sur les de 65 ans et +</p>
GPPA (2010)	Tendance logistique et variables de contrôle - terme autorégressif introduit en fonction de la statistique de DW	<p><i>Hommes :</i> 0.2 point sur les de 45-49 ans -0.2 point sur les de 50-54 ans (pas d'effet si estimation en retirant 2009) pas d'effet sur les autres classes d'âge quinquennal</p> <p><i>Femmes :</i> -0.5 sur les 45-49 ans (-0.6 si estimation en retirant 2009) -0.4 sur les 50-54 ans pas d'effet sur les autres classes d'âge quinquennal</p>

### **Méthode d'estimation :**

Les équations sont estimées par maximum de vraisemblance (sous hypothèse de normalité ou d'AR(1) des résidus). Lorsque l'on suspecte de l'autocorrelation dans les résidus, le processus des erreurs est spécifié en fonction de la statistique de Durbin-Watson et du Student du coefficient d'autocorrelation. Les écart-types ne sont pas corrigés en plus de la spécification d'autocorrelation.

### **Intégration des simulations de Destinie 2 dans les projections du taux d'activité des 55-69 ans**

Les réformes des retraites successives en 1993, 2003 et 2010 modifient progressivement et durablement les taux d'activité des seniors. Une spécification avec une simple tendance logistique n'est plus adaptée.

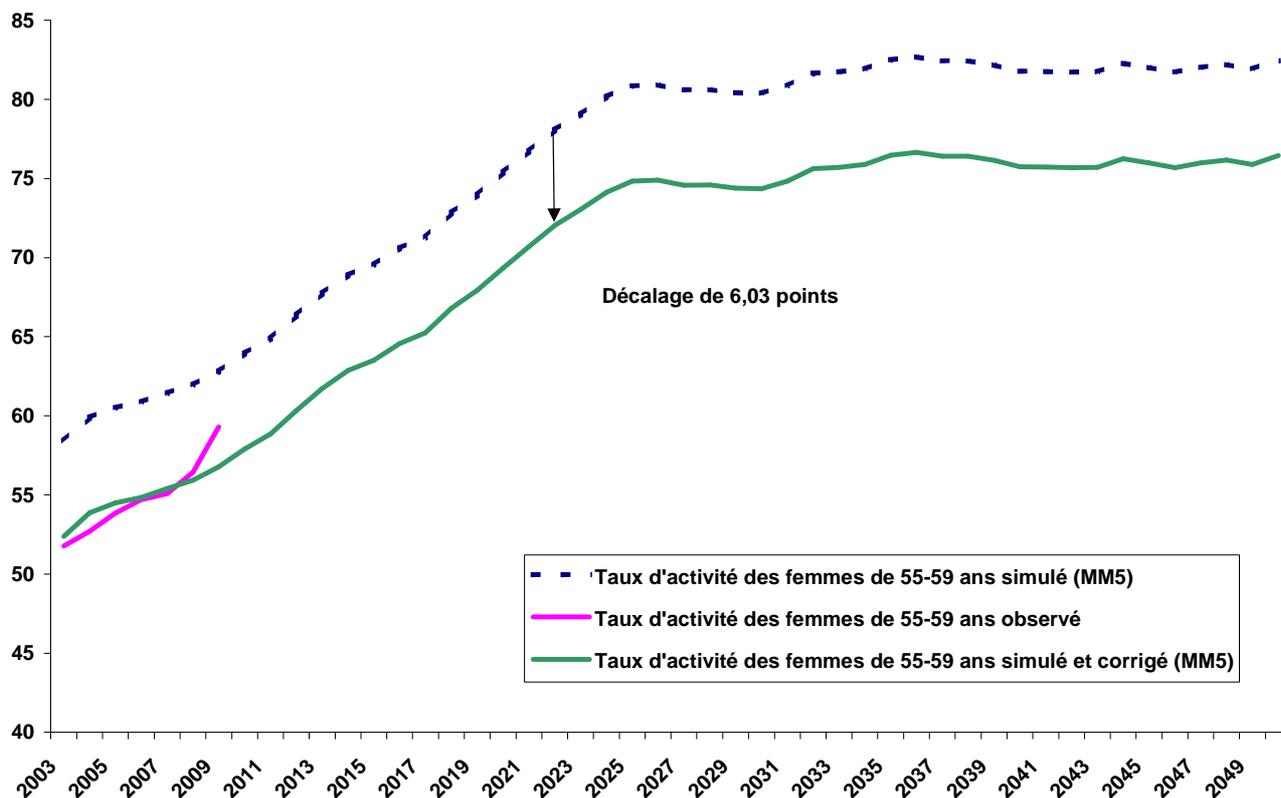
Pour y remédier, on s'appuie sur le modèle de microsimulation Destinie 2 (Blanchet, Buffeteau, Crenner, Le Minez, 2010 et Bachelet, Beffy et Blanchet, 2011). Cet outil a été construit à l'INSEE durant les années 1990 (Blanchet et Chanut, 1998 ; division « Redistribution et Politiques Sociales », 1999). Son objectif principal est la simulation des droits à retraite mais il permet aussi l'étude prospective d'autres questions liées au vieillissement de la population. Son principe général est de simuler les conséquences de scénarios économiques et législatifs au niveau individuel, sur des échantillons représentatifs de la population totale. Le générateur de biographies utilisé dans cet exercice repose sur l'enquête Patrimoine réalisée par l'INSEE en 2003. L'échantillon initial de Destinie contient environ 20 000 ménages et 65 000 individus, soit un sondage au 1/1 000<sup>ème</sup>. A partir de certaines hypothèses de comportement ce modèle dynamique peut simuler les trajectoires des individus dans le passé et le futur. Par agrégation, il est en mesure de déterminer les taux d'activité de l'échantillon sous une législation donnée et donc par différence de calculer l'impact des réformes des retraites.

Ce modèle autorise différentes variantes de comportements de liquidation qui donnent, sur le long terme, des résultats proches en nombre d'actifs, mais sur le court terme, des dynamiques sensiblement différentes. La simulation choisie pour alimenter le scénario central des projections de population active est celle qui reproduit le mieux les évolutions récentes des taux d'activités des seniors. Il s'agit du modèle dit « à taux de remplacement cible », différent du modèle Stock et Wise mobilisé dans les anciennes projections. Par ailleurs, le scénario central est simulé sous l'hypothèse d'un effet « horizon » supposé modifier en amont de l'âge de liquidation les comportements d'activité des salariés et des entreprises du fait du report de l'âge de départ à la retraite induit par la réforme de 2010. Au total la modélisation des taux d'activité des seniors repose sur des hypothèses de comportement qu'il est difficile de confronter à la réalité. Cette modélisation demeure donc fragile, même si l'incertitude qu'elle induit reste modeste à long terme en comparaison des autres sources d'imprécisions qui entourent les projections de population active.

Lors du précédent exercice, cette information avait été utilisée comme une variable correctrice dans la modélisation économétrique. Pour chaque sexe et tranche d'âge quinquennal des 55-65 ans<sup>4</sup>, on avait retranché des séries d'activité observées, l'impact des réformes des retraites de 1993 et 2003 pour obtenir des séries sous la législation de 1983. On avait ainsi pu estimer une tendance à législation constante. Puis l'impact des réformes des retraites simulé par Destinie avait été ajouté en projection pour prendre en compte les changements législatifs. S'y ajoutait une modélisation économétrique ad hoc pour intégrer l'impact de l'allongement de la durée des études sur les départs à la retraite.

Puisque l'estimation d'une tendance logistique semblait inadaptée pour les 55-69 ans et que Destinie 2 semblait être l'outil le plus abouti pour simuler l'évolution du taux d'activité des seniors, on a choisi de se centrer sur ses simulations pour cet exercice. Or, pour des raisons d'échantillonnage et de paramétrage, la série de taux d'activité simulée par Destinie a été décalée par rapport au niveau observé et peut parfois être assez chaotique alors même que sa tendance était valide.

Ainsi pour obtenir des projections satisfaisantes, les séries de taux d'activité issues de Destinie ont été lissées (moyenne mobile d'ordre 5) puis translatées (graphique 2).

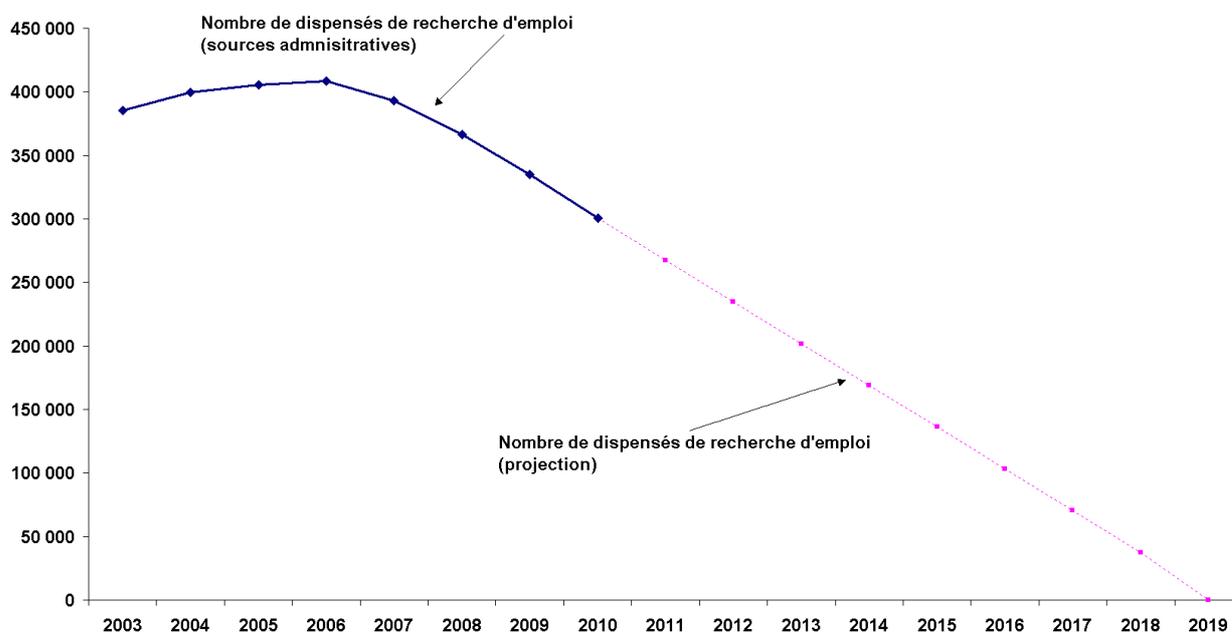


Graphique 2

<sup>4</sup> Les taux d'activité des 65-69 ans avaient été simulés sans variable correctrice, cette catégorie d'âge étant a priori très peu concernée par les réformes de 1993 et 2003. La réforme des retraites de 2010 joue par contre sur l'activité des 65-69 ans.

## Fin des dispositifs de dispense de recherche d'emploi

Aux effets simulés par Destinie, on ajoute une estimation de l'impact de la fin des dispositifs de dispenses de recherche d'emploi (DRE) sur l'activité des seniors. Pour calculer ces effets, on a projeté linéairement le nombre de dispensés de recherche d'emploi jusqu'à la date d'extinction du dispositif en 2019 en appliquant la diminution moyenne observée sur 2009-2010 (*graphique 3*).



Graphique 3

A partir de l'enquête Emploi on a estimé sur les seniors que l'activité des DRE était inférieure de 36 points à celles des autres individus. Cependant, il est vraisemblable que le taux d'activité des DRE s'ils n'avaient pas d'indemnité serait plus élevé que celui des DRE avec indemnité tout en demeurant moins élevé que pour les autres individus de cette classe d'âge. On a ainsi choisi arbitrairement de prendre un écart de taux intermédiaire de 18 points. Puis nous avons réparti le surplus d'activité engendré par l'extinction du dispositif par sexe et tranche d'âge quinquennal à partir de statistiques sur les DRE issues de l'enquête Emploi.

Au moment de ces projections peu d'éléments étaient disponibles et il est vraisemblable que les conjoncturistes devront revoir ces éléments sur le court terme. Néanmoins, ces estimations jouent peu sur les projections de population active.

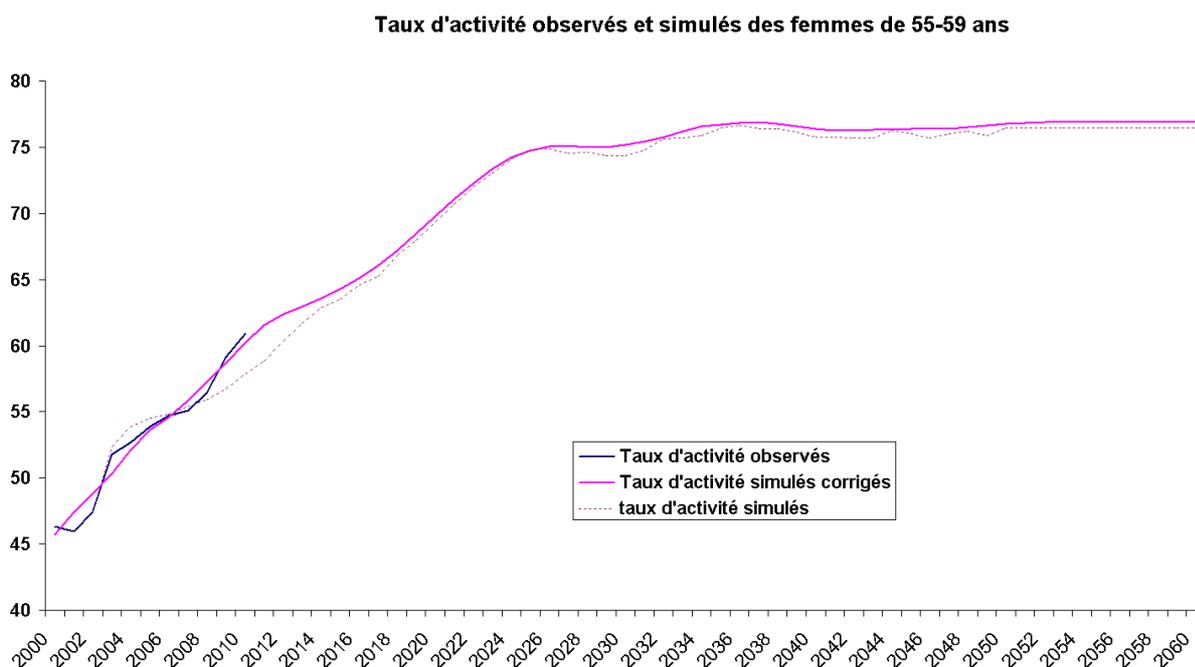
### Adaptation des projections aux évolutions récentes de l'activité des seniors

Les projections de population sont à analyser sur long terme et non pas comme un exercice de prévision. D'abord elles sont construites en prenant en compte la dernière législation connue sans anticiper d'autres décisions institutionnelles. Ensuite, elles n'intègrent pas les modifications de la

conjoncture économique qui peut avoir un impact de court terme sur l'activité via des effets de flexion. Enfin, les simulations de Destinie même si elles sont lissées peuvent s'éloigner sur court terme du taux d'activité observé.

La série de population active totale issue de cet exercice est utilisée en conjoncture en tant que population active tendancielle. On y intègre au moment de la prévision, une estimation des effets de flexion et l'impact de politiques publiques de court terme les plus récentes ayant un impact sur l'activité (stages,...).

Comme il n'y a pas de raison objective pour que l'activité simulée des seniors s'éloigne rapidement de l'observée, on a adapté les séries d'activité simulées des 55-69 ans sur 2011-2014 pour qu'elles suivent la tendance observée récemment tout en rejoignant le niveau d'activité des projections en 2015. Pour cela, pour chaque sexe et chaque tranche d'âge quinquennale on applique une évolution régulière jusqu'au point projeté en 2015 à la série observée. Puis on lisse cette série à l'aide d'une moyenne mobile d'ordre 5 (graphique 4).



Graphique 4

### 3. Scénario central et variantes

Les projections de population active reposent sur un certain nombre d'hypothèses. L'incertitude qui les entoure nécessite de proposer des variantes pour en tenir compte. Les scénarios alternatifs s'appuient sur des considérations statistiques, théoriques (variante sans effet horizon), politiques (scénarios volontaristes) ou démographiques. Sous l'hypothèse que ces différentes variantes sont

indépendantes les unes des autres, leurs impacts sur la population active par rapport au scénario central sont cumulables.

### **Aléa statistique**

Les comportements d'activité sont soumis à des incertitudes, en partie liées aux fluctuations conjoncturelles (l'activité observée à court terme pouvant osciller autour de sa tendance de long terme) et en partie d'origine statistique. Ces incertitudes pourraient conduire l'activité future à s'écarter plus ou moins durablement du scénario central précédent tout en restant plausible au regard des observations passées, du contexte socio-économique actuel et de l'environnement institutionnel. Ainsi, la crise récente a un impact complexe sur le nombre d'actifs qui peut l'éloigner de son évolution tendancielle. De même, d'un point de vue statistique, il est délicat de projeter le taux d'activité des femmes de 40-54 ans car le ralentissement de la hausse de leur activité est très récent, et de ce fait la précision des estimations s'en trouve réduite.

Pour prendre en compte ces incertitudes, on envisage une variante statistique « haute » (resp. « basse ») qui s'appuie sur une activité plus forte (resp. faible) que dans le scénario central mais toujours probable au vu des observations passées et de l'environnement du marché du travail actuel. Plus précisément, ces variantes sont obtenues en contraignant le taux limite futur de la tendance logarithmique à la valeur prédite dans le scénario central plus ou moins l'écart-type estimé.

La précision de l'impact des réformes des retraites sur les 55-69 ans étant difficilement quantifiable, on conserve les taux d'activité du scénario central pour cette tranche d'âge.

### **Variante sans prise en compte de l'effet horizon**

Chez les 55-59 ans, au-delà des effets directs des réformes des retraites et de l'allongement de la durée des études, le scénario central fait l'hypothèse que les changements d'âges limites des régimes de retraite induits par la réforme de 2010, peuvent modifier les comportements sur le marché du travail. Le recul de l'âge de départ à la retraite inciterait les salariés et les employeurs à davantage d'effort de maintien dans l'emploi. Une variante sans prendre en compte cet effet est proposée.

### **Variantes volontaristes**

D'autres variantes plus « volontaristes » qui s'appuient sur des comportements d'activité en rupture avec les observations récentes, supposent que le contexte socio-économique et institutionnel soit en partie modifié.

Ainsi, dans un cadre facilitant la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, les taux d'activité des femmes aux âges de la maternité pourraient progresser et rejoindre ceux des plus âgées malgré les signes de ralentissement observés récemment. Pour illustrer cette éventualité, on ajoute 5 points à l'estimation du scénario central du taux d'activité en 2060 pour les femmes de 25-45 ans. La montée en charge de cette augmentation correspond à une fonction qui répartit le surplus d'activité au milieu de la période de projection.

Le scénario central repose sur un maintien du nombre d'apprentis au niveau de 2009.

Or, une politique de développement de l'apprentissage avec un objectif de 600 000 apprentis en 2015 contre un peu plus de 400 000 en 2009, pourrait augmenter durablement l'activité des moins de 25 ans.

Enfin, des réformes structurelles qui aideraient ou inciteraient les seniors à être plus actifs constitueraient des leviers supplémentaires pour accroître la main d'œuvre disponible. Un scénario augmentant de 10 points le taux d'activité des 55-59 ans à l'horizon 2060 a été construit en ce sens de manière analogue à celui d'activité haute des femmes aux âges de la maternité.

### **Variantes démographiques**

Compte tenu de l'importance des hypothèses démographiques dans ces projections, des scénarios alternatifs sont envisagés. Ils reposent directement sur les variantes démographiques des projections de population totale de population totale (Chardon, 2010). Ce sont les hypothèses sur la fécondité et les migrations qui ont le plus d'influence sur le nombre d'actifs, contrairement à celles sur la mortalité qui touchent principalement les personnes aux âges élevés. Deux variantes de fécondité sont étudiées, puis deux variantes de migrations.

Dans la variante « basse » de fécondité, l'indice conjoncturel de fécondité passerait de 1,98 enfant par femme en 2007 à 1,8 en 2015 et se maintiendrait ensuite à ce niveau. Dans la variante « haute », il remonterait à 2,1 en 2015, seuil correspondant à long terme au renouvellement des générations. Ces variantes ne s'écartent du scénario central qu'après 2030 quand les générations à naître commenceront à devenir actives. Au-delà, la population active croîtrait à un rythme plus soutenu que le scénario central en cas de fécondité « haute ». Elle se stabiliserait par contre en cas de fécondité « basse ».

Les variantes sur les migrations ont un impact à plus court terme. Le scénario central s'appuie sur un flux migratoire de 100 000 personnes par an. Compte tenu de l'incertitude qui pèse sur les politiques migratoires futures et leur impact, on considère une variante haute avec 150 000 migrants par an et une variante basse avec 50 000 migrants par an.

### **Tableau récapitulatif du scénario central et des variantes des projections de population active**

	En différence /scénario central						Taux d'activité des 15-69 ans en 2060 (%)	Rapport actifs/inactifs de 60 ans ou + en 2060 <sup>2</sup>
	2010 <sup>1</sup>	2015	2020	2030	2040	2060		
<i>Scénario central (pour rappel)</i>	28 364	28 940	29 568	30 143	30 427	31 238	69,7	1,5
Aléa statistique								
- hypothèse haute	-	2	167	208	300	338	70,4	1,5
- hypothèse basse	-	-256	-194	-236	-310	-340	68,9	1,5
Variantes démographiques								
- fécondité haute	-			40	422	1 505	69,7	1,6
- fécondité basse	-			-31	-378	-1 466	69,7	1,4
- migration haute	-	120	274	611	990	1 705	69,7	1,5
- migration basse	-	-120	-275	-612	-991	-1 745	69,7	1,5
Variante de modèle de comportement								
- sans "effet horizon"	-	-194	-333	-518	-497	-475	68,6	1,5
Encadré : Variantes structurelles d'activité								
- activité féminine haute	-	15	47	147	267	410	70,6	1,5
- activité haute des seniors	-	16	50	153	263	409	70,6	1,5
- activité haute des jeunes	-	183	186	193	191	196	70,1	1,5

1. provisoire

2. Le ratio actifs sur inactifs de 60 ans et plus est calculé sur la population totale qui intègre les personnes vivant dans des habitations mobiles ou résidant en

Source : Insee, projections de population active 2010-2060.

Champ : population des ménages de 15 ans et plus de France métropolitaine en âge courant

	D <sub>t</sub>	Paramètres de la logistique et écarts-type				Contrôle		Corrections	résidus		Spécification				Période d'estimation
		T0	T1	d	v	1 <sub>eec</sub>	X <sub>t</sub>		Rho	DW	R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	LnL	RMSE		
<b>Femmes</b>															
15-19 ans	oui	34,89 10,60	5,92 1,80	-2,22 1,02	0,24 0,07	1,06 1,62		Apprentissage	0,87 0,13	2,2	0,992	-39,0	0,80	1975-2009	
20-24 ans	oui	67,43 0,33	44,58 0,70	-11,01 1,16	0,45 0,05	2,93 0,67		Apprentissage et cumul emploi-étude	0,19 0,183	1,7	0,985	-39,8	0,83	1975-2009	
25-29 ans	oui	22,95 20,45	81,00 0,84	-0,07 0,63	0,12 0,02	0,98 0,74			0,34 0,16	1,9	0,995	-36,2	0,62	1968-2009	
30-34 ans	non	12,30 23,49	79,35 1,00	-0,17 0,67	0,12 0,02	2,00 0,74			0,43 0,17	2,0	0,995	-46,8	0,80	1968-2009	
35-39 ans	non	30,21 6,08	81,88 1,25	-1,01 0,37	0,13 0,02	2,18 0,69			0,59 0,13	1,8	0,997	-43,0	0,73	1968-2009	
40-44 ans	non	41,96 2,53	83,95 1,61	-1,91 0,32	0,14 0,02	1,57 1,17			0,45 0,15	1,8	0,997	-37,3	0,64	1968-2009	
45-49 ans	non	40,55 6,25	91,95 4,16	-1,65 0,50	0,09 0,57				0,57 0,16	2,0	0,997	-40,3	0,67	1968-2009	
50-54 ans	non	47,36 1,64	88,10 6,35	-3,07 0,38	0,11 0,02				0,46 0,15	1,9	0,996	-40,8	0,68	1968-2009	
55-59 ans															
60-64 ans															
65-69 ans															
70 et +	non	10,76 2,76	0,27 0,14	-0,17 0,52	0,14 0,02				0,39 0,14	1,9	0,992	24,0	0,14	1968-2009	
<b>Hommes</b>															
15-19 ans	oui	37,40 6,29	6,11 2,41	-3,80 1,47	0,22 0,07	1,62 3,06		Apprentissage	0,85 0,13	1,8	0,988	-43,9	0,93	1975-2009	
20-24 ans	oui	82,16 0,43	55,15 0,63	-9,56 0,88	0,41 0,04	2,49 0,72		Apprentissage et cumul emploi-étude	0,38 0,20	1,9	0,992	-36,8	0,81	1975-2009	
25-29 ans	oui	96,20 0,11	92,63 0,45	-7,18 1,96	0,28 0,08	0,30 0,27			0,12 0,17	2,0	0,928	-14,6	0,37	1968-2009	
30-34 ans	non	98,32 0,24	95,87 0,19	-4,67 1,68	0,21 0,07				0,53 0,15	2,0	0,941	3,3	0,24	1968-2009	
35-39 ans	non	98,27 0,21	95,81 0,26	-5,11 2,11	0,21 0,08				0,47 0,12	1,9	0,930	0,2	0,26	1968-2009	
40-44 ans	non	97,44 0,15	95,66 0,30	-7,27 3,43	0,30 0,14	-0,23 0,24			0,43 0,19	2,0	0,903	-0,3	0,26	1968-2009	
45-49 ans	non	96,64 0,81	93,24 1,48	-2,23 1,45	0,09 0,07				0,28 0,16	1,8	0,856	-8,7	0,32	1968-2009	
50-54 ans	oui	93,80 0,46	89,41 0,77	-2,67 1,01	0,14 0,06	0,67 0,43	-1,65 0,27		0,22 0,25	1,9	0,951	-14,3	0,37	1968-2009	
55-59 ans															
60-64 ans															
65-69 ans															
70 et +	non	43,68 12,81	0,78 0,21	0,62 0,44	0,13 0,01					1,8	0,995	-3,6	0,28	1968-2009	

### Estimations (scénario central)

## Bibliographie

Bachelet, Beffy et Blanchet, « Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus » : une comparaison de trois modèles, Document de travail n°G2011/8, Insee, avril 2011

Beffy, Coudin « Les quatre saisons de l'emploi Une partition pour étudiants », Insee Première n°1119, janvier 2007.

Blanchet, Buffeteau, Crenner, Le Minez, « Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats », Document de travail n°G2010/13, Insee, juillet 2010.

Chardon, « Projections de population à l'horizon 2060 », Insee Première n°1320, octobre 2010.

Chauvin, Plane, « 2000-2040: population active et croissance », Revue de l'OFCE , no. 79:235-259, 2001

Coudin, « Projections de population active à l'horizon 2050 : des actifs en nombre stable pour une population âgée toujours plus nombreuse », Économie et Statistique n°408-409, 2007

Filatriau , « Projections de population à l'horizon 2060, des actifs plus nombreux et plus âgés », Insee Première n°1345, avril 2011.

Filatriau et Reynes, Document de travail, 2011

Jacquot, « Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ». Économie et prévisions, 127 :137–155, janv 1997

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, 2002

Pisany-Ferry, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, 2000

Salais, « Sensibilité de l'activité par âge et par sexe aux variations du chômage. » Annales de l'INSEE, 8, sept-déc 1971.