
Projection de l'effectif et de la masse salariale des cotisants de l'Ircantec

Jérémy Boccanfuso

Sous la supervision de Thomas Bréda

Synthèse

La pérennité financière du système de retraite français reste aujourd'hui menacée par l'évolution de la démographie et du marché du travail que l'on connaît en France : allongement de l'espérance de vie à 60 ans, arrivée en retraite des papy-boomers, entrées plus tardives sur le marché du travail et allongement des carrières. La prise en compte de ces évolutions structurelles et de leurs implications pour les différents régimes de retraite a favorisé le développement de méthodes d'évaluation *ex-ante* toujours plus élaborées. Initialement ces outils avaient pour objectif, à travers la publication du premier rapport du Conseil d'orientation des retraites de 2001, d'alerter les décideurs sur les enjeux démographiques qui allaient se jouer et sur l'insuffisance des réformes des années 1990. Ils restent depuis largement utilisés aussi bien pour guider les politiques nationales, que pour la gestion des paramètres techniques des différents régimes. La réforme de 2008 du régime de retraite complémentaire des non-titulaires (Ircantec), qui a vu confier au conseil d'administration la gestion des paramètres de cotisation (taux de cotisation, valeur d'achat du point, etc.), impliquait la rénovation de leurs outils statistiques et plus particulièrement de leur modèle de projection. Auparavant, les prévisions de l'effectif et de la masse salariale des cotisants étaient en effet obtenues à partir du modèle Prisme de la CNAV. L'emploi non-titulaire était ainsi supposé évoluer de façon identique à l'emploi privé. Bien que l'on observe effectivement une corrélation positive entre ces deux types d'emplois, il était fait abstraction du rôle contracyclique de l'emploi non-titulaire et des politiques de titularisation et de décentralisation qui affectent directement l'effectif et la composition des cotisants. Le modèle développé dans le présent rapport veille ainsi à combler ce manque en se focalisant sur les déterminants du recours à l'emploi non-titulaire.

Le modèle flux-stock élaboré repose sur une analyse *meso*, c'est-à-dire à la frontière des méthodes de microsimulation au niveau individuel et des méthodes de macrosimulation qui s'appuient sur des agrégats globaux. Les individus sont ainsi répartis dans une multitude de groupes (environ 250) et la modélisation se focalise sur l'évolution de l'individu moyen de chaque groupe. Cette approche permet d'appréhender efficacement l'hétérogénéité caractéristique des cotisants de l'Ircantec mais nécessite d'identifier des facteurs fiables permettant de discriminer les cotisants. Pour ce faire, nous avons utilisé les résultats de l'analyse rétrospective de la carrière des cotisants et en avons identifié trois : (1) la fonction publique, (2) la mobilité des cotisants et (3) la durée totale de leur cotisation. En croisant ces caractéristiques, on obtient des groupes dont les caractéristiques, aussi bien du point de vue de leur fonction de survie que de leurs rémunérations, sont homogènes. L'exercice de projection consiste alors simplement à faire vieillir notre échantillon tout en simulant l'entrée de nouveaux cotisants.

La sélection des déterminants du recours aux non-titulaires est essentiellement empirique et issue d'une méthodologie parcimonieuse basée sur les qualités explicatives et prédictives

des régresseurs. De plus, dans un souci de flexibilité du modèle et afin de capturer de la façon la plus précise possible les évolutions suite à un changement de l'environnement économique et institutionnel, ils peuvent différer d'une fonction publique à l'autre et leur effet est spécifique à chaque regroupement de cotisants. L'exercice de projection effectué en calibrant le modèle sur la première moitié de la période d'observation et en comparant le résultat de nos projections à l'évolution réellement observée, abouti à des résultats très satisfaisants. L'erreur absolue moyenne des projections est de 2,4 % pour l'effectif des cotisants et de 3,3 % pour la masse salariale. Ces résultats sont supérieurs à ceux obtenus par les modèles standards de séries temporelles qui ont été testés. Par ailleurs, les dynamiques que l'on observe à la suite de chocs macroéconomiques et démographiques sont remarquables et extrêmement sophistiquées. Ainsi, suite à une hausse du taux de chômage par exemple, on observe une hausse de l'effectif des cotisants entrant à l'Ircantec à laquelle s'ajoute une hausse de la survie moyenne des cotisants qui étaient déjà présents. Le retour vers l'équilibre qui aurait prévalu sans le choc s'effectue ensuite au rythme du départ des cotisants. La persistance de l'effet du taux de chômage est ainsi relativement importante puisqu'il augmente le nombre d'individus qui ont une probabilité plus importante de rester à l'Ircantec, c'est-à-dire les individus avec une ancienneté dans le régime déjà élevée. Cette persistance n'aurait par exemple pas été observée suite à une hausse de la population active dont l'effet se serait traduit uniquement sur le nombre de cotisants entrant.

Enfin, les projections à l'horizon 2060 ont été effectuées sur la base des scénarios macroéconomiques du Conseil d'orientation des retraites et des projections démographiques de l'Insee. Elles soulignent le rôle contracyclique de l'emploi non-titulaire. Sans évolutions institutionnelles, on assisterait ainsi à une hausse de l'effectif des cotisants d'autant plus importante que le taux de chômage serait élevé. Ce constat, en accord avec les résultats de l'analyse rétrospective que nous avons menée par ailleurs, confirme la préférence des travailleurs pour le secteur public et l'augmentation de la demande de l'État pour ce type d'emplois lors de périodes économiquement instables. En ce qui concerne les politiques institutionnelles, seul le cas de la décentralisation est traité à ce stade. On peut montrer ainsi que toutes choses égales par ailleurs, la décentralisation conduit à une hausse du recours aux non-titulaires qui aurait deux origines : (1) elle réduirait la spécialisation des emplois publics et donc leur productivité et (2) elle délocaliserait des emplois de la fonction publique d'État vers la fonction publique territoriale dont le goût pour l'emploi non-titulaire est plus prononcé. Ce phénomène de décentralisation implique néanmoins une baisse du salaire moyen via des rémunérations plus faibles en moyenne dans les collectivités territoriales et une baisse de la durée de cotisation. Ainsi, selon nos projections, le troisième acte de décentralisation voté en janvier dernier devrait conduire à une hausse du recours aux non-titulaires et une précarisation accrue de l'emploi public.

Executive Summary

The demographic trends and the changes encountered in the labour market are threatening the sustainability of the French pension system. The main sources of these structural modifications are an improved life expectancy at the age of 60, the retirement of the baby-boomers generation, later entries in the labour market and longer careers. Awareness of policy-makers on the implications of these structural changes was made through the development of sophisticated *ex-ante* valuation methods, e.g. forecast modeling. These statistical tools were initially used for the first publication of the Conseil d'orientation des retraites (Pensions Advisory Council) in 2001. Although they have used very optimistic macroeconomic scenarios, they concluded that balance sheets of most pension schemes would become and maintain negative in the near future. Since then, the forecast methods are playing an important role in the French pension system regulations and day to day management.

The on-going reorganization of the pension scheme for contract civil servants (Ircantec) that started in 2008 led the board of directors to administer contributions. Therefore, they needed an upgrade in their forecasting tools as the evolution of non-permanent workers was assumed to be identical to the private sector, and thus the specificities of this type of jobs were neglected despite the counter-cyclical role of public employment and its sensitivity to tenure and decentralization policies. Hence, the model presented in this report aims to fill this gap by focusing on the determinants of non-permanent workers' jobs.

This model uses a *meso* approach, namely between a micro approach that focus on individuals and a macro analyse which uses aggregate indicators to analyse and capture the behaviour of contributors to the pension plan. Therefore, individuals are divided into several homogenous groups (about 250) in order to allow us to concentrate on the average behaviour for each group. Although these methods have been used before to deal with heterogeneous compartments, they require to identify reliable characteristics in order to discriminate all individuals efficiently. To do so, we use the results of our previous study on contract civil servant's careers that identify three key factors : (i) the employer (e.g. hospitals, state administrations or local civil services) ; (ii) worker's mobility ; and (iii) length of contribution. Thereby, the forecasts are obtained directly by getting old the sample and adding new contributors.

We select the determinants of non-statutory employment levels from a parsimonious empirical process based on explanatory and forecast powers. This method of selection initially uses the well-known LES approach and then maximizes the out-of-sample forecast accuracy by allowing for marginal changes. Moreover, as this selection is specific for each employer and estimations are different for each subgroup, the model remains flexible and captures the dynamics observed after an economic or institutional shock very precisely. In order to assess the ability to recreate past evolution of non-statutory employment, we first

calibrate the model on the period 1971–1991 and then compare the forecasted results of 1992–2009 to observed data. The mean absolute percentage error (MAPE) is 2,4 % for the number of contributors to the pension plan and 3,3 % for their wages. These results are better than the ones we obtained from testing few time series models (e.g. exponential smoothing, ARIMA, and multivariate linear regressions). Furthermore, the dynamics observed after economic or demographic shocks are very flexible. For example, an increase in the unemployment rate will increase both the number of new contributors and the survival of former contributors. As these older contributors are more likely to stay longer in the pension scheme, the dynamics remains big and persistent. Finally, the effects of this unemployment shock disappear after 43 years when all contributors retire.

Forecasts for 2060 rely on macroeconomic scenarios from the Conseil d'orientation des retraites (Pensions Advisory Council) and demographic scenarios from Insee (the National Institute of Statistics). In this report, the stress is on the counter-cyclical role of public employment and it argues that if we keep everything constant, the number of contributors increases with higher unemployment rate and/or lower growth. This result was already showed in our previous study and emphasises the preference of workers for public sector in unstable economic time. Furthermore, when studying the consequences of decentralization we see that a greater level of decentralization in the state will increase the number of contract civil servants through two means :

1. by reducing the specialization of the working force employed in the public sector. Therefore, workers become less productive and more of them will be needed to do the same job.
2. the use of non-statutory employment is higher in local civil service than in state administrations. Therefore, a decrease in the latter and an increase in the former will mechanically rise the number of contract civil servants.

Finally, we show that a bigger decentralization level could also reduces wages through smaller job durations and lower remunerations in local civil services. Therefore, the global resources of the pension scheme will fall (compared to a scenario without decentralization). All in all, according to our forecasts, the third act of decentralization voted last January would necessarily lead to greater casualization for contract civil servants.

Table des matières

Synthèse	i
Executive Summary	iii
Introduction	1
1 Les cotisants de l’Ircantec	3
1.1 Un recours accru aux non-titulaires	3
1.2 Des carrières et des profils salariaux hétérogènes	4
1.3 Les facteurs institutionnels et économiques de l’emploi non-titulaire	5
1.4 Les anciennes projections de 2011	6
2 Le modèle de projection	7
2.1 L’architecture générale	7
2.2 Les nouveaux cotisants	8
2.3 L’arrêt de cotisation	10
2.4 Les salaires	11
3 Estimation et sensibilité des résultats	12
3.1 Sélection des variables explicatives	13
3.2 Premier exercice de projection	14
3.3 Prévisions concurrentes	17
3.4 Réponse face aux chocs économiques et institutionnels	19
4 Evolution à l’horizon 2060	21
4.1 Hypothèses des projections	21
4.2 Projection des scénarios du Cor	24
4.3 Décentralisation	26
4.4 Comparaison avec les précédentes projections de l’Ircantec	29
Conclusions et poursuite de l’étude	31
Bibliographie	33
A Annexes	35
A.1 Baisse du taux des nouveaux cotisants parmi le flux entrant	35
A.2 Spécifications retenues pour chaque module	36
A.3 Fonctions et probabilités instantanées de survie des cotisants	37
A.4 Résultats complémentaires de l’exercice de projection	37
A.5 Résultats de la variante basée sur l’emploi total	39
B Liste de tableaux et graphiques	41

Introduction

La publication du premier rapport du conseil d'orientation des retraites en 2001, dont l'objectif était d'alerter les décideurs publics sur l'impact des évolutions démographiques pour les finances du système de retraite français, a généralisé l'utilisation des méthodes d'évaluation *ex-ante* pour la gestion des régimes de retraite. Ainsi, la délégation au conseil d'administration du régime complémentaire des agents non titulaires (Ircantec) de la gestion des paramètres techniques (taux de cotisation, valeur d'achat du point, etc.), prévue par la réforme de 2008, impliquait une révision profonde de leurs outils statistiques. Conscient des spécificités de leurs cotisants et de la nécessité de disposer d'un outil de projection fiable afin d'aider les gestionnaires du régime complémentaire, l'Ircantec a fait appel aux services de l'Institut des politiques publiques afin de proposer un outil de simulation pour l'effectif et la masse salariale des cotisants. Le présent rapport décrit la modélisation élaborée durant mon stage à temps partiel sous la supervision de Thomas Bréda et Antoine Bozio, ainsi que les principaux résultats des projections à l'horizon 2060.

L'institution de retraite complémentaire des agents non titulaires de l'État et des collectivités publiques (Ircantec) s'adresse à une population particulière de cotisants. En effet, contrairement à ce qu'il est d'usage pour le régime général du secteur privé ou les autres régimes spéciaux du secteur public, l'Ircantec est généralement un régime de passage pour ses cotisants. Ces derniers, pour la plupart des vacataires et contractuels dans la fonction publique, n'ont pas vocation à rester dans des emplois de non-titulaires et se dirigent généralement vers le secteur privé ou sont titularisés après quelques années. Cette forte mobilité s'explique par le caractère temporaire de l'emploi non-titulaire qui ne doit, par définition, pas être permanent. Une analyse fine de la carrière des non-titulaires a toutefois permis d'identifier l'existence de cotisants qui passent l'essentiel de leur carrière dans les emplois de l'Ircantec. Ces individus, à l'image des praticiens hospitaliers, sont par exemple des techniciens pour lesquels il n'existe pas de corps de titulaires. Cette hétérogénéité importante des cotisants reste cependant difficile à appréhender puisqu'elle ne se retrouve pas tant dans les caractéristiques individuelles et des emplois des cotisants, que dans la place qu'occupe l'Ircantec dans leur carrière. Ainsi, le modèle de projection que nous avons élaboré veille à retranscrire cette dichotomie forte dans la composition du stock de cotisants

et s'éloigne ainsi des techniques de microsimulation usuelles reposant sur les caractéristiques individuelles des cotisants.

De nombreux modèles de projection pour les régimes de retraites sont actuellement utilisés dans les administrations françaises. Le Conseil d'orientation des retraites [15] les regroupe en deux catégories : les modèles de microsimulation et les modèles flux-stock. Ces premiers reposent sur une modélisation au niveau individuel et s'appuient sur les caractéristiques idiosyncratiques afin de déterminer la trajectoire professionnelle des cotisants. À l'image du modèle Destinie de l'Insee [5] ou Prisme de la CNAV [1] ils sont majoritairement généralistes¹, en ce sens où ils portent sur l'ensemble de la population française. Les modèles de flux-stock reposent quant à eux sur la modélisation d'individus-types. Cette approche se retrouve plus naturellement lors de l'analyse de populations spécifiques dont l'hétérogénéité peut être appréhendée à partir d'une discrimination pertinente des cotisants. L'architecture globale des principaux modèles de projection est assez similaire et peut être résumée comme suit : un premier module portant sur la démographie, un second sur la carrière et l'acquisition des droits et enfin un troisième module pour les âges de cessation d'activité et de liquidation. Bien qu'il soit d'usage que les projections des régimes spéciaux et complémentaires reposent sur des lois de probabilité exogènes (parfois modifiées en projection) pour les modules de la démographie et de l'âge de liquidation, la modélisation des carrières doit être plus flexible et tenir compte des déterminants de l'emploi. Il n'existe ainsi pas de consensus méthodologique et les approches reposent principalement sur les spécificités de la population étudiée. Du point de vue de l'Ircantec (le régime de retraite complémentaire des agents non titulaires), ces projections de carrière étaient jusqu'alors obtenues à partir du modèle Prisme. Les cotisants de la Cnav étaient ainsi mécaniquement affiliés soit à l'Arcco (et éventuellement à l'Argic) soit à l'Ircantec, les deux régimes complémentaires des cotisants du régime général. Dès lors, la modélisation des carrières des cotisants de l'Ircantec ne tenait pas compte des spécificités de l'emploi non-titulaire. Le modèle de projection que nous développons veille ainsi à combler ce manque en se focalisant sur les déterminants du recours à ce type d'emplois. À terme, ces projections permettront à l'Ircantec de disposer du nombre de points ou droits à retraite acquis lors de chaque exercice. L'horizon des projections étant lointain (2060) différents scénarios institutionnels et macroéconomiques seront étudiés.

La modélisation retenue est caractéristique des modèles flux-stock. Son originalité est de discriminer les cotisants selon leur durée totale de cotisation et leur mobilité. La justification de cette discrimination est présentée dans la partie suivante où nous aurons également l'occasion de rappeler les principaux déterminants du recours à l'emploi non-titulaire que nous avons identifiés. La structure globale du modèle est ensuite présentée étape par étape. Finalement, après avoir évalué la capacité prédictive du modèle et les principaux mécanismes d'adaptation, nous présentons les résultats de premières projections basées sur des scénarios macroéconomiques et institutionnels.

1. Il est à noter que les modèles de microsimulation ne sont pas nécessairement généralistes (par exemple le modèle de la RATP) et que les modèles de flux-stock peuvent également être généralistes (par exemple le modèle Promess de la Dress [2]).

1 Les cotisants de l'Ircantec

Les informations dont nous disposons sur les cotisants sont issues de la base administrative des données de l'Ircantec. L'ensemble des périodes de cotisation pour l'échantillon des cotisants entrés après 1970 et nés au mois d'octobre sont ainsi renseignées. Nous disposons par ailleurs des caractéristiques principales des employeurs et des emplois des cotisants, ainsi que de quelques informations individuelles (âge, sexe, etc.). Nous nous sommes pour le moment restreint à l'étude des cotisants travaillant dans l'une des trois fonctions publiques, limitant l'analyse aux non-titulaires des fonctions publiques, aux titulaires travaillant moins de 28 heures par semaine ou sans droit à pension² et aux praticiens hospitaliers.

1.1 Un recours accru aux non-titulaires

Du point de vue des politiques publiques, les non-titulaires sont une partie importante du mode de gestion de la main d'œuvre du secteur public. La flexibilité offerte par ces emplois se confronte au risque d'une précarisation d'une partie des agents du secteur public ne disposant pas des fortes garanties offertes par le statut de fonctionnaire titulaire. Cette flexibilité reste néanmoins indispensable au fonctionnement de la machine administrative constituant, comme le résumait F. Hammon (1993), « le seul moyen de mettre un peu d'huile dans les rouages » de cette dernière. Cela induit régulièrement une tension entre la volonté de réduire l'usage de ce type d'emploi – comme peuvent le rappeler par exemple les politiques de titularisation et CDIisation mises en place le 12 mars 2012 – et l'usage parfois croissant de dispositifs d'emploi public tels que les emplois aidés. Le constat de la hausse du recours à ce type d'emploi reste néanmoins flagrant et a eu pour effet d'augmenter l'effectif des cotisants de l'Ircantec qui est passé de 1,1 millions en 1971 à environ 2,8 millions en 2011.

Cette augmentation du nombre de cotisants s'explique par une hausse simultanée des employés affiliés à l'Ircantec au sein des trois fonctions publiques. Des disparités sont toutefois notables. Le développement des fonctions publiques territoriale et hospitalière est responsable de l'essentiel de cette hausse. Leur part dans l'emploi Ircantec a très largement augmenté, passant de 26 % à 40 % pour les collectivités locales et de 11 % à 20 % pour la fonction publique hospitalière entre 1971 et 2011. En faible croissance, la fonction publique d'État a, quant à elle, vu sa part diminuer de 47 à 29 %. Ces changements reflètent la tendance globale des trois composantes de la fonction publique dans l'emploi public total (titulaire et non-titulaire), au centre du phénomène de décentralisation observé en France. En part de l'emploi public total, la fonction publique d'État est passée de 67 à 51 %³ et les fonctions publiques territoriale et hospitalière respectivement de 20 % à 32 % et de 12 % à 17 % entre 1971 et 2007 (Bozio et Grenet [9]).

2. Les titulaires sans droit à pension sont les titulaires n'ayant pas rempli les conditions (généralement la durée minimale) afin d'être affiliés aux régimes spéciaux.

3. La répartition des trois fonctions publiques parmi l'emploi public total est calculée en équivalent temps plein.

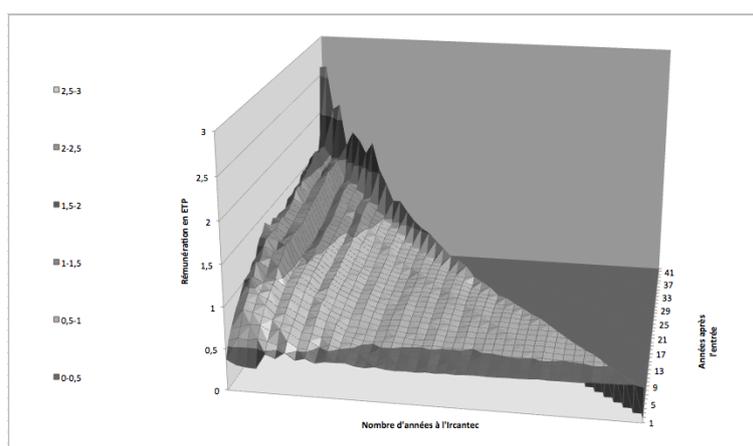
1.2 Des carrières et des profils salariaux hétérogènes

L'analyse prospective que nous proposons ici s'appuie sur une analyse rétrospective que nous avons menée en 2013. Celle-ci a permis de mettre en avant le caractère temporaire de l'emploi des cotisants dont la durée moyenne est inférieure à deux ans.

À l'aide d'une typologie effectuée par appariement optimal il est possible de capturer la forte hétérogénéité des carrières des cotisants. On observe ainsi quatre types de cotisants qui s'opposent par la place qu'occupe l'Ircantec dans leur carrière. Le premier comprend les cotisants qui passent la majorité de leur carrière à l'Ircantec. Le second regroupe certains spécialistes et praticiens hospitaliers qui travaillent dans le secteur public tout en cumulant un emploi dans le secteur privé. Ces deux groupes qui ne représentaient qu'environ 10 % des cotisants en 1990, ont toutefois un impact essentiel pour les finances de l'Ircantec puisque, du fait de rémunérations élevées, ils fournissaient à cette même date environ 43 % des cotisations perçues par l'Ircantec.

Les deux autres groupes distinguent les cotisants qui passent l'essentiel de leur carrière dans le secteur privé de ceux qui se voient titularisés après quelques années passées à l'Ircantec. Ces deux types de cotisants qui n'ont pas vocation à perdurer dans des emplois de l'Ircantec ont en commun d'avoir des périodes de cotisation particulièrement courtes. Une analyse fine de leur carrière montre qu'ils ont une mobilité importante sur le marché du travail et effectuent des allers-retours fréquents à l'Ircantec. Ce comportement atypique semble néanmoins particulièrement bien décrire la situation des travailleurs saisonniers que l'on retrouve dans la fonction publique territoriale et plus généralement de l'ensemble des vacataires qui, à cause des rigidités du marché du travail, peuvent connaître une courte période d'inactivité entre deux contrats.

FIGURE 1 – Évolution salariale en ETP



NOTE : Les rémunérations sont calculées en équivalent temps plein et exprimées en plafonds de sécurité sociale. Seules les années à l'Ircantec sont prises en compte. SOURCE : Ircantec, calcul des auteurs.

L'une des conséquences directes de cette dichotomie entre les quelques cotisants qui passent

l'essentiel de leur carrière à l'Ircantec et les autres se retrouve dans les rémunérations. Comme on peut le constater à partir du graphique 1, la rémunération en équivalent temps plein est fortement corrélée à la durée de cotisation. De façon plus surprenante, on s'aperçoit que la progression salariale moyenne est d'autant plus forte qu'un cotisant aura une durée totale de cotisation importante à l'Ircantec. Ainsi, alors qu'un cotisant quittant définitivement l'Ircantec 20 ans après sa première cotisation gagnait environ 0,6 plafond de sécurité sociale (PSS), un cotisant présent plus de 35 ans avait une rémunération deux fois plus importante lors de sa vingtième année.

Loin d'être anecdotique pour les finances de l'Ircantec, cette dichotomie se doit d'être au cœur du modèle de projection que nous construisons. En effet, le régime complémentaire des non-titulaires étant un régime par tranche, le taux moyen de cotisation est d'autant plus grand que la rémunération est élevée⁴. Autrement dit, une augmentation d'un euro de la rémunération n'engrange pas le même montant de cotisation si celle-ci est au dessus ou au dessous sur plafond de sécurité sociale. À la lumière de cette différence dans la progression salariale des cotisants, on comprend mieux pourquoi les 10 % des cotisants passant la plupart de leur carrière à l'Ircantec (c'est-à-dire les deux premiers types présentés à la page 4) représentaient plus de 43 % des cotisations perçues par l'Ircantec en 1990.

1.3 Les facteurs institutionnels et économiques de l'emploi non-titulaire

L'environnement institutionnel et politique affecte grandement le recours aux non-titulaires. L'analyse rétrospective a ainsi dégagé deux principaux déterminants institutionnels de l'effectif des cotisants : les politiques de titularisation et de décentralisation.

En ce qui concerne les politiques de titularisation, on observe systématiquement une hausse de la probabilité de titularisation des cotisants lors des différents plans de titularisation qui ont pu avoir lieu depuis le milieu des années 70. À l'aide d'une étude économétrique, il a été montré que les politiques de titularisation ont un effet significatif sur l'effectif des non-titulaires. On constate en effet que les cotisants titularisés ne sont pas remplacés par de nouveaux non-titulaires. Les résultats sont d'ailleurs tout autre puisque suite à une titularisation, on observe une baisse de l'effectif d'environ trois cotisants. Celle-ci a pour origine deux phénomènes distincts. Le premier, fondé à partir de l'analyse de l'emploi des non-titulaires, prend source dans le fait que les non-titulaires se succèdent sur un même emploi, alors que les titulaires restent en emploi. Le second, d'ordre budgétaire, est dû au coût relatif des emplois titulaires impliquant, pour un employeur soucieux de garder un coût de sa masse salariale constant, de réduire le recrutement de non-titulaires.

Un second pan de l'analyse des déterminants institutionnels s'est quant à lui concentré sur l'analyse des politiques de décentralisation. Il y a été argué que la hausse du recours aux non-titulaires depuis les années 1990 s'explique en partie par la délégation de nouvelles responsabilités aux établissements et aux collectivités locales dans une logique de

4. Il existe deux tranches de cotisation, l'une entre 0 et 1 PSS et l'autre entre 1 et 8. Ainsi, le taux moyen de cotisation est croissant (non strictement) tant que la rémunération du cotisant ne dépasse pas huit PSS.

décentralisation, qui les a conduit à rechercher des compétences de gestion (financière, juridique, gestion des ressources humaines) qu'elles ont souvent trouvées dans le secteur privé. De plus, l'autonomie croissante des établissements publics et des collectivités territoriales, et les contraintes budgétaires fortes auxquelles ils sont soumis les ont incité à recourir à une main d'œuvre plus flexible, qui s'ajuste aux variations de l'activité. Le recours aux non-titulaires s'inscrit parfois comme une première étape dans la voie de l'externalisation de certains de ces emplois.

Enfin, l'analyse rétrospective a également veillé à identifier quelques déterminants macroéconomiques du recours aux non-titulaires. Il a ainsi été montré à partir de l'analyse de modèles Var et Vec que la croissance affecte positivement l'effectif des cotisants, tout comme le niveau de l'emploi privé dans l'économie. On identifie également, de façon plus surprenante, le rôle contra-cyclique du recours aux non-titulaires suite à une augmentation du taux de chômage. Celui-ci se voit en effet augmenter suite à une hausse du taux de chômage à court terme, avant de venir se stabiliser à un niveau de long terme également supérieur au niveau initial.

1.4 Les anciennes projections de 2011

Les projections de l'Ircantec ne prenaient jusqu'alors pas en compte la spécificité des cotisants, ni le rôle particulier de l'emploi non-titulaire. En effet, à défaut de disposer de leur propre modèle de projection de l'effectif des cotisants et de la masse salariale, il était supposé que ceux-ci représentaient une part constante des effectifs présents à la CNAV. L'emploi non-titulaire devait ainsi évoluer de façon similaire à l'emploi privé. Comme nous venons de le voir, cette hypothèse va à l'opposé des résultats de l'analyse préliminaire que nous venons de rappeler. Elle ne permet notamment pas de tenir compte de l'environnement institutionnel qui, via des politiques de titularisation ou de décentralisation, affecte indéniablement la composition et la masse des non-titulaires. De plus, et de façon encore plus importante, il n'était pas tenu compte du rôle contracyclique de ce type d'emploi. Bien au contraire, puisque le modèle de microsimulation PRISME de la CNAV admet que la masse totale de ses effectifs dépend négativement du niveau de chômage, l'effectif des cotisants de l'Ircantec était d'autant plus important que la conjoncture économique était favorable. Ainsi, selon les projections effectuées en 2011 pour le scénario médian, l'effectif des cotisants devait augmenter de 0,8 % par an en moyenne sur la période de 2011 à 2030, puis de 0,2 % jusqu'en 2060 [22]. En tenant compte de la hausse des pensions servies par le régime, leur solde technique se serait ainsi dégradé progressivement, avant de devenir négatif vers 2030. L'Ircantec se verrait alors contraint d'utiliser les réserves importantes dont il dispose (en 2012 ces réserves représentaient deux années et six mois de pension, soit 5,8 milliards d'euros [11]). Cette tension importante sur la pérennité du système ainsi que la délégation au conseil d'administration de l'Ircantec de la fixation des paramètres techniques au travers de plans quadriennaux ont conduit le régime à repenser leurs projections. À terme, celles-ci doivent leur permettre d'analyser l'effet de possibles réformes institutionnelles en se concentrant sur la spécificité des emplois qu'il recouvre. Notre travail s'inscrit dans ce processus d'amélioration et vise à fournir les prémices d'une

modélisation spécifique du comportement de cotisation des individus à l'Ircantec. Nous devons ainsi, tout comme l'effectuait auparavant la CNAV, produire plusieurs séries de l'emploi non-titulaire selon les scénarios que nous aurons retenus. Il est à noter toutefois que l'échéance de ce projet de deux ans, prévue début 2015, étant encore éloignée, les résultats que nous reportons dans ce rapport sont intermédiaires. De plus, un long travail doit encore être effectué sur le choix des scénarios de projection et notamment sur la prise en compte de l'évolution future de l'environnement institutionnel.

2 Le modèle de projection

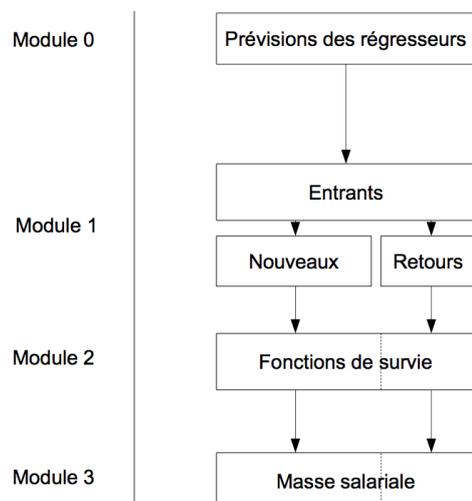
Les enseignements de l'analyse rétrospective que nous venons de rappeler servent de sous-bassement à l'exercice de projection. Celui-ci doit en effet avoir pour ambition de retranscrire la forte hétérogénéité des cotisants, aussi bien du point de vue de leur mobilité que de leurs rémunérations. Comme nous avons pu le constater à partir de la typologie, cette hétérogénéité ne se retrouve pas tant dans les caractéristiques des emplois ou les caractéristiques idiosyncratiques des cotisants que dans la place qu'occupe l'Ircantec au sein de leur carrière. Dès lors, une discrimination fine basée sur la mobilité des cotisants a été utilisée et complétée lors de la modélisation salariale par un raffinement en fonction de la durée totale de cotisation.

2.1 L'architecture générale

Le modèle de projection repose sur la modélisation des flux d'entrée et de sortie des cotisants. Contrairement à une modélisation directe des stocks, cette approche a l'avantage de s'appuyer sur la forte mobilité des cotisants de l'Ircantec. Ces derniers connaissent en effet un taux de renouvellement particulièrement important (dans les années 2000 le flux de cotisants entrant chaque année était à peu près égal au flux sortant) qui s'explique à la fois par les nombreux allers-retours qu'ils effectuent et par le caractère temporaire de certains emplois Ircantec.

Le modèle est constitué de quatre modules distincts. Le premier, au cœur des scénarios de projection, reprend les hypothèses d'évolution des variables explicatives qui seront utilisées pour le reste de la modélisation. Ces variables capturent les déterminants économiques de l'offre et de la demande de travail, l'environnement institutionnel et politique, ainsi que certains déterminants spécifiques à chaque fonction publique. Le second module se concentre quant à lui sur la modélisation du flux des cotisants entrant. Il fournit ainsi pour chaque exercice une estimation du nombre de nouveaux cotisants, c'est-à-dire les individus qui cotiseront pour la première fois à l'Ircantec, ainsi qu'une estimation du nombre d'individus qui reviendront cotiser à l'Ircantec. Le troisième module porte sur la probabilité de survie des cotisants. On peut alors utiliser les estimations des flux d'entrée et de sortie obtenues à partir des modules précédents afin de construire le stock de cotisants chaque année. Finalement, le quatrième module se concentre sur l'estimation des masses salariales à partir de l'estimation d'équations de salaire. Le graphique 2 reprend l'architecture générale du modèle, en soulignant les liens entre chaque module.

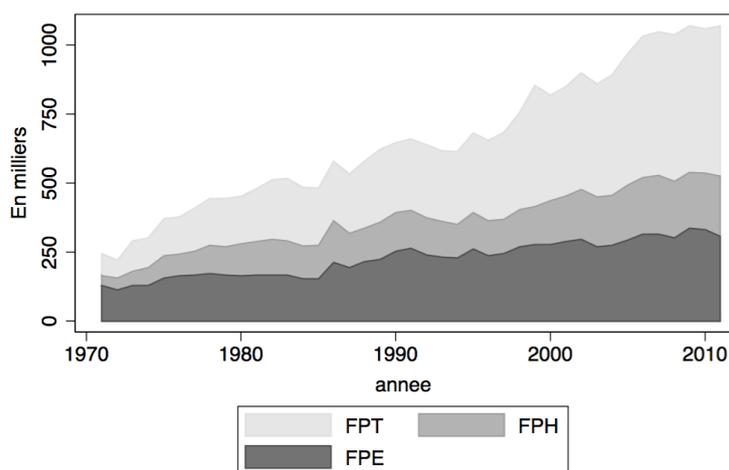
FIGURE 2 – Architecture du modèle



2.2 Les nouveaux cotisants

Le flux de cotisants entrant à l'Ircantec a connu une croissance importante depuis sa création en 1971, passant de 246 000 à 1 070 000 en 2011, qui traduit la montée en charge progressive qu'a connu le régime complémentaire. De façon similaire à l'évolution du nombre de cotisants, on constate que la progression au sein de la fonction publique territoriale est bien plus importante que celles qu'ont connues les fonctions publiques hospitalière et d'État.

FIGURE 3 – Flux entrant de cotisants



NOTES : Flux entrant des cotisants à l'Ircantec pour les trois fonctions publiques.
 SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre.
 Calcul des auteurs.

Parmi ces cotisants entrant, la part des nouveaux cotisants, c'est-à-dire ceux n'ayant jamais

cotisé auparavant à l'Ircantec, a fortement décliné dans les années 70 avant de se stabiliser aux alentours de 40 % depuis le milieu des années 80. La baisse tendancielle observée durant les premières années ne traduit cependant pas une évolution globale que l'on pourrait imputer au comportement des cotisants mais un effet d'échantillonnage. En effet, l'échantillon retenu pour la projection étant celui des cotisants entrés pour la première fois après 1970 à l'Ircantec (ce qui revient à exclure les individus ayant cotisé aux régimes de l'Ipacte et de l'Igrante), ce taux doit nécessairement connaître une baisse tendancielle le ramenant de un en 1971 à sa valeur tendancielle.

Estimation du flux de cotisants entrant

Le module de projection du flux entrant de cotisants a pour objectif de rendre compte de son évolution aussi bien du point de vue de l'effectif que de la distinction entre nouveaux cotisants et retours. Cette dernière étape est en effet essentielle pour la suite de la modélisation. Pour ce faire, il procède en deux étapes. Dans un premier temps, l'effectif total du flux entrant est modélisé. Ce flux est par la suite réparti entre cotisants entrant pour la première fois et les autres.

La modélisation du flux de cotisants entrant repose sur la spécification suivante pour chaque fonction publique :

$$\frac{E_{j,t}^0}{PopActive_t} = a_j + \beta_j Macro_t + \gamma_j Pol_{j,t} + \delta_j Offre_{j,t} + \epsilon_{j,t} \quad \forall j, t \quad (1)$$

Où $E_{j,t}^0$ est le nombre de cotisants entrant à l'Ircantec à la date t dans la famille d'employeurs j , $PopActive_t$ est la population active en France, $Macro_t$ l'ensemble des régresseurs macroéconomiques, $Pol_{t,j}$ l'ensemble des facteurs politiques et institutionnels et $Offre_{t,j}$ les déterminants de l'offre d'emploi.

En estimant non le nombre de cotisants entrant mais leur proportion dans la population active, la croissance de moyen terme⁵ du flux entrant est donnée par la croissance démographique. Cette approche est indispensable à l'exercice de projection et permet d'inclure les hypothèses de croissance démographique (naissances et immigration) de façon exogène.

Répartition du flux entrant entre nouveaux cotisants et retours

À l'issue de cette première étape, nous disposons d'une prévision du nombre de cotisants entrant à l'Ircantec chaque année. Cependant, comme nous l'avons vu à partir de la typologie, il est indispensable pour l'analyse de la survie des cotisants d'identifier ceux qui effectuent des allers-retours à l'Ircantec. En effet, ces derniers qui se retrouvent principalement dans les troisième et quatrième types ont des fonctions de survie à l'Ircantec différentes de celles des cotisants qui entrent à l'Ircantec pour la première fois. Ainsi, en affinant l'analyse à des groupes de cotisants avec des comportements de départ homogènes, on améliore

5. Le moyen terme est ici défini lorsque la part des entrants parmi l'emploi total est constante.

d'autant l'analyse de leurs probabilités de rester à l'Ircantec. On ne regrettera que le caractère *ex-post* de cette méthode qui ne permet de distinguer les individus particulièrement mobiles qu'une fois qu'ils se sont signalés, c'est-à-dire qu'ils effectuent un premier retour à l'Ircantec.

Avant d'estimer le taux de nouveaux cotisants parmi le flux entrant, il est indispensable de corriger son évolution des effets de sélection de l'échantillon des cotisants⁶. Celle-ci étant supposée exogène, les taux observés ont été corrigés. Les détails de cette étape sont présentés en annexe page 35. L'estimation est ensuite effectuée pour chaque fonction publique à partir de l'équation suivante :

$$Y_{t,j} = a_j + \beta_j Macro_t + \gamma_j Pol_{j,t} + \delta_j Offre_{j,t} + \epsilon_{j,t} \quad \forall j, t \quad (2)$$

Où $Y_{t,j}$ est le taux de cotisants nouveaux parmi les cotisants entrés l'année t dans la fonction publique j .

2.3 L'arrêt de cotisation

Les périodes de cotisation sont généralement très brèves. Ainsi, un an après leur entrée plus de la moitié des cotisants quittent l'Ircantec. Comme on peut le constater à partir du graphique 15 en annexe à la page 37, ces périodes ont d'ailleurs été de plus en plus courtes depuis la création de l'Ircantec, bien qu'elles semblent augmenter légèrement depuis les années 2000. Par ailleurs, une analyse plus fine de ces probabilités de survie indique qu'il existe des différences notables entre les trois fonctions publiques, mais également entre les cotisants qui entrent pour la première fois à l'Ircantec et ceux qui y reviennent après une interruption. Ces résultats sont d'ailleurs confirmés par les tests d'égalité des fonctions de survie qui rejettent systématiquement l'hypothèse nulle. Ce constat nous a amené à différencier la modélisation des durées de cotisation par fonction publique pour les nouveaux cotisants et les retours.

Modélisation de la durée de cotisation

La modélisation s'appuie sur la probabilité instantanée de rester à l'Ircantec des cotisants (c'est-à-dire un moins le taux de hasard). Le pas d'observation étant annuel, la spécification doit contraindre la probabilité de rester à l'Ircantec à être comprise en 0 et 1. C'est pourquoi elle est effectuée à partir d'une transformation logarithmique.

Par ailleurs, la modélisation doit être adaptée au comportement spécifique des cotisants de l'Ircantec et plus particulièrement rendre compatible la présence de carrières stables

6. Comme nous l'avons vu, les estimations sont effectuées sur l'échantillon des cotisants entrés à l'Ircantec pour la première fois après 1971. De ce fait, il existe une baisse naturelle de la part des cotisants nouveaux parmi les entrants. Ce taux est en effet de un en 1971. On remarque de plus que cette baisse est quadratique : dans la mesure où les retours sont effectués dans les années qui suivent la sortie des cotisants (généralement un ou deux ans), la troncature est plus importante en 1972, année où l'on autorise que les cotisants entrés en 1971 à revenir, qu'en 1972 où l'on observe ceux entrés en 1971 et 1972. En effet, l'apport marginal d'une année supplémentaire est de plus en plus faible puisqu'il est d'autant moins probable qu'un individu cotise à nouveau que la période de temps sans cotisation est grande ou qu'il est resté longtemps à l'Ircantec lors de sa première période de cotisation.

à l'Ircantec et d'autres beaucoup plus mobiles. Cette dichotomie des carrières est en effet une fois de plus confirmée par l'analyse des probabilités instantanées de survie (graphique 16 en annexe à la page 37) qui restent remarquablement stables et à un niveau élevé après environ cinq années, alors qu'elles connaissent une variabilité importante et des niveaux faibles auparavant. Nous avons ainsi opté pour une estimation par partie autorisant les coefficients estimés à différer en fonction de l'ancienneté. Les regroupements d'ancienneté ont ainsi été effectués à partir de la comparaison des probabilités moyennes et de leur variance pour chaque ancienneté. Au final, les groupes retenus sont les suivants : 1, 2, 3, 4, 5, de 6 à 9, de 10 à 16 et de 17 à 41 ans. Il peut être montré que les résultats ne sont pas sensibles à des changements marginaux dans ces regroupements.

La spécification des probabilités instantanées est la suivante :

$$\text{logit}(P_{N,t,j,r}) = a_{N,j,r} + \beta_{N,j,r} \text{Macro}_t + \gamma_{N,j,r} \text{Pol}_{j,t} + \delta_{N,j,r} \text{Offre}_{j,t} + \epsilon_{N,j,r,t} \quad \forall N, t, j, r \quad (3)$$

Avec $P_{N,t,j,r}$ la probabilité instantanée de rester à l'Ircantec l'année t avec une ancienneté appartenant au regroupement N dans la famille j pour les cotisants r (nouveaux cotisants ou retours). On obtient ainsi une estimation de cette probabilité par la transformation suivante⁷ :

$$\hat{P}_{N,t,j,r} = \frac{\exp(\hat{a}_{N,j,r} + \hat{\beta}_{N,j,r} \text{Macro}_t + \hat{\gamma}_{N,j,r} \text{Pol}_{j,t} + \hat{\delta}_{N,j,r} \text{Offre}_{j,t})}{1 + \exp(\hat{a}_{N,j,r} + \hat{\beta}_{N,j,r} \text{Macro}_t + \hat{\gamma}_{N,j,r} \text{Pol}_{j,t} + \hat{\delta}_{N,j,r} \text{Offre}_{j,t})} \quad (4)$$

Il est ensuite possible de construire la fonction de survie des cotisants entrés l'année t ($E_{j,t,r}^0$) grâce à la relation⁸ :

$$\hat{S}(n)_{t,j,r} = \prod_{i=0}^n \hat{P}_{N(i),t+i,j,r} \quad (5)$$

Et ainsi obtenir l'estimation du nombre de cotisants présents lors de chaque exercice :

$$\hat{E}_t = \sum_{r,j} \sum_{n=0}^{t-1971} \hat{S}(n)_{t-n,j,r} \hat{E}_{j,t-n,r}^0 \quad (6)$$

2.4 Les salaires

La progression salariale étant différente selon la durée totale de cotisation (voir la discussion page 4), une dimension supplémentaire est ajoutée au modèle. Trois regroupements de durée totale sont ainsi créés : de 1 à 29 ans, de 30 à 35 ans et plus de 35 ans. Ces regroupements sont issus de l'analyse de la progression salariale des cotisants que l'on retrouve dans le graphique 1 précédemment présenté. Une fois de plus, il peut être montré que les résultats obtenus ne sont pas sensibles à des variations mineures de ce regroupement.

7. Cette transformation est nécessaire dans la mesure où d'après l'inégalité de Jensen on a ici : $\mathbb{E}(\text{logit}(\hat{P}_{N,t,j,r})) \neq \text{logit}(\mathbb{E}(\hat{P}_{N,t,j,r}))$, $\forall \hat{P}_{N,t,j,r} \neq \frac{1}{2}$.

8. Où $N(i)$ est la fonction qui à toutes anciennetés i associe le regroupement N .

L'Ircantec utilisant les masses salariales nominales afin d'effectuer les projections de leur budget, nous nous concentrons sur la modélisation des salaires en euros courants. Tout comme pour le module salarial de Destinie [5], le modèle de microsimulation de l'Insee, il est supposé que les salaires réels croissent à un taux exogène égal à celui de la productivité et que les salaires nominaux croissent en fonction de l'inflation. Une évolution endogène des salaires est également introduite. Elle repose à la fois sur des indicateurs macroéconomiques et institutionnels. En plus de ces variables communes à l'ensemble de la modélisation, un aspect plus spécifique à l'évolution des cotisants et de leurs emplois est également ajouté à travers la part des femmes parmi les cotisants, l'âge moyen à la première cotisation et la part des temps plein parmi les emplois. Ces caractéristiques visent ainsi à prendre en compte la composition des cotisants. Par ailleurs, il apparaît que ces caractéristiques sont déterminantes afin de rendre compte de l'évolution de la quotité de travail des cotisants, dimension indispensable à la modélisation des salaires annuels. Finalement, la progression salariale des cotisants est également introduite à partir d'un polynôme de l'ancienneté. L'estimation de la partie endogène des salaires, c'est-à-dire les salaires nominaux corrigés de l'inflation et de la productivité⁹, est effectuée par :

$$w_{t-n,D,j,r}^E(n) = a_{D,j,r} + \rho_{D,j,r} n + \kappa_{D,j,r} n^2 + \beta_{D,j,r} X_t + \epsilon_{D,n,j,r,t} \quad \forall D, n, j, r, t \quad (7)$$

Où $w_{t-n,D,j,r}^E(n)$ est le logarithme de la partie endogène du salaire d'un cotisant de type r (nouveau/retour) dans la fonction publique j entré à la date $t-n$ avec une ancienneté n et qui a une durée totale de cotisation (d) appartenant au groupe D . La matrice X_t comporte quant à elle l'ensemble des variables explicatives macroéconomiques, institutionnelles et d'emploi des cotisants.

Le salaire nominal estimé est donné en notant Π_t l'indice des prix et g_t celui de la productivité à l'année t par :

$$\widehat{W}_{t-n,d,j,r}(n) = \exp(\widehat{w}_{t-n,d,j,r}^E(n)) \times \Pi_t \times g_t \quad (8)$$

La masse salariale totale en euros courants est alors simplement :

$$M_t = \sum_{j,r,d} \sum_{n=0}^{t-1971} (\widehat{S}(d)_{t-n,j,r} - \widehat{S}(d+1)_{t-n,j,r}) \widehat{E}_{j,t-n,r}^0 \widehat{W}_{t-n,j,r,d}(n) \quad (9)$$

3 Estimation et sensibilité des résultats

La modélisation étant maintenant présentée, nous nous tournons à présent vers son estimation et l'analyse de sa capacité à reproduire l'évolution passée. Pour ce faire, nous nous livrons à l'exercice suivant : après avoir calibré le modèle sur la période 1971-1991, nous testons notre capacité à prédire l'effectif des cotisants et leur masse salariale sur la période 1992-2009 en supposant connue la valeur de l'ensemble des régresseurs. Cette approche nous permet en effet d'évaluer la capacité prédictive du modèle. Nous comparons ensuite

9. Afin de corriger les salaires nominaux de l'inflation et la productivité nous utilisons un indice des prix à la consommation fourni par l'Insee et de la productivité des travailleurs en base 1 en 1971.

ces résultats à ceux de modèles concurrents. Finalement, nous décrivons les principaux mécanismes d'adaptation que l'on retrouve dans le modèle.

3.1 Sélection des variables explicatives

Jusqu'alors les variables explicatives n'ont été présentées qu'à travers des catégories génériques : macroéconomie, offre, politique, etc. Cette partie a donc pour objectif d'éclaircir la spécification exacte en présentant la méthodologie de sélection des régresseurs pour chacun des modules.

Tout exercice de prédiction dépend d'un arbitrage entre parcimonie et précision : il s'agit d'avoir la prédiction la plus précise possible avec le moins de prédicteurs. En effet l'ajout de régresseurs comporte en effet un écueil en faisant dépendre la prédiction d'éléments secondaires auxquels on donne un poids trop important. Ainsi, la méthode de sélection des régresseurs ambitionne de trouver un compromis satisfaisant répondant à ces deux objectifs contradictoires. Pour ce faire, un certain nombre de déterminants de l'emploi Ircantec, essentiellement issus de l'analyse rétrospective, ont été repris. Nous disposons ainsi initialement d'un large ensemble de variables explicatives *a priori* disponibles pour l'estimation (tableau 1).

TABLE 1 – Variables explicatives

Variabiles	Sources	Notes
Croissance	Insee	
Taux de chômage	Insee	
Dépense des APU	Insee	En pourcentage du PIB
Inflation	Insee	
Smic	Insee	
Emplois salariés principalement marchand	Insee	En pourcentage de l'emploi total
Effectifs des fonctions publiques	Bozio, Grenet et rapport annuel de la fonction publique	En pourcentage de l'emploi public, par fonction publique
Part des Ircantec parmi les fonctions publiques	Calculs des auteurs	Par fonction publique
Probabilité de titularisation	Calculs des auteurs à partir de l'EIC	Par fonction publique
Part de temps plein parmi les Ircantec	Calculs des auteurs	Par fonction publique
Age moyen à l'entrée des cotisants	Calculs des auteurs	Par fonction publique
Part de femmes parmi les Ircantec	Calculs des auteurs	Par fonction publique

La sélection des variables est ensuite effectuée en trois étapes. Tout d'abord, la théorie économique et le bon sens sont mis à contribution. Ainsi, pour prendre l'exemple de la modélisation de la partie endogène des salaires, la part de temps plein est systématiquement retenue puisqu'elle permet de rendre directement compte de la quotité de travail. Dans un second temps, un algorithme de sélection des variables est utilisé. Celui-ci, implémenté par Éric Dubois et Emmanuel Michaux [18], reprend les principes de l'approche *LSE* (Gilbert 1984, [20]). En explorant plusieurs spécifications à partir des régresseurs initialement disponibles, il sélectionne la spécification qui se rapproche le plus du DGP (*data-generating process*) au vue des critères d'information et des tests de Fisher. La troisième et dernière étape est quant à elle plus spécifique à l'exercice de projection. Elle reprend la spécification des étapes précédentes en effectuant des changements à la marge afin de minimiser l'erreur absolue moyenne de projection pour la période 1992 – 2009 obtenue en estimant le modèle sur la période 1971 – 1991. Cette approche *Out-of-Sample* permet de répondre partiellement au défaut de la sélection d'une spécification basée sur les critères d'information lorsque l'on est amené à effectuer des projections (voir par exemple l'article de Qia et

Zhang [26]).

Cette méthodologie est effectuée pour chacun des modules au niveau des familles d'employeurs. Dans le cas où les estimations sont par parties, les régresseurs restent identiques pour l'ensemble de la fonction publique. Cette restriction permet une cohérence globale de la modélisation. La liste des variables explicatives retenues pour chaque estimation est présentée en annexe à la page 36.

3.2 Premier exercice de projection

Afin d'évaluer la capacité de la modélisation à retranscrire l'évolution passée, le modèle est estimé sur la période 1971–1991. Des projections sont ensuite calculées pour les années de 1992 à 2009 et comparées à l'évolution réellement observée. Ce premier exercice de projection reproduit fidèlement ce qui sera effectué afin d'obtenir les projections à l'horizon 2060, la seule différence étant que nous observons ici les valeurs exactes des variables explicatives. Par ailleurs, nous avons choisi pour le reste de l'analyse de mesurer la précision des projections à partir de l'erreur moyenne absolue (MAPE). Cet indicateur a pour avantage, contrairement aux autres que l'on retrouve généralement dans la littérature (voir Shcherbako 2013 [28] pour une présentation exhaustive), d'être facilement interprétable et indépendant des effets d'échelle. De plus, et cela malgré l'absence de consensus pour le choix d'un indicateur, il appartient à ceux qu'il est généralement conseillé de reporter (Makridakis 1995, [24]). Néanmoins conscient des imperfections de cet indicateur¹⁰, nous avons choisi de reporter également l'ensemble des graphiques des projections afin que le lecteur puisse se faire sa propre opinion de la précision des résultats en fonction des critères qu'il jugera pertinents (minimisation de l'erreur moyenne, de l'erreur absolue, des erreurs très importantes, etc.). Finalement, les données étant disponibles avec un pas annuel, nous ne nous concentrons que sur une comparaison point-par-point et écartons ainsi les approches par densité.

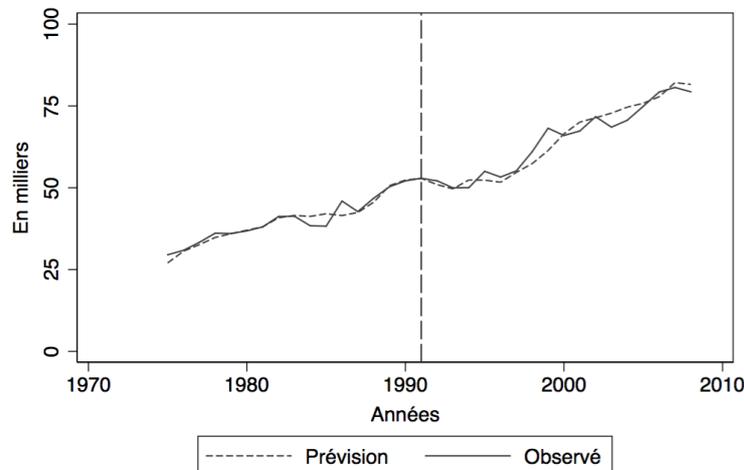
Enfin, il est indispensable de rappeler que quelques soient les résultats que nous obtenons ici, le fait que la modélisation capture l'évolution passée, y compris en projection, ne nous assure évidemment pas que cela restera également vrai dans le futur.

Le graphique 4 indique que la croissance globale du nombre de cotisants entrant est globalement bien capturée par le modèle. L'erreur moyenne absolue de projection sur la période 1992–2009 est d'environ 3,4 %. Les résultats au niveau des familles d'employeurs montrent une certaine stabilité de l'erreur de prévision puisque celle-ci était respectivement de 5, 3 et 4,5 % pour la fonction publique d'Etat (FPE), la fonction publique hospitalière (FPH) et la fonction publique territoriale (FPT).

L'estimation des probabilités instantanées de survie aboutit à des résultats moins satisfaisants. En effet, en projection le modèle conduit à une sortie prématurée des cotisants qui restent le plus longtemps : après 10 ans d'ancienneté les probabilités prédites sont nettement inférieures à celles réellement observées (graphique 17 en annexe page 38). Ce

10. Les défauts généralement cités sont : (1) Des erreurs identiques au-dessus de la vraie valeur conduisent à une erreur absolue plus grande, (2) l'erreur moyenne absolue est d'autant plus grande que les valeurs de la série originelle sont faibles. (Woschnagg 2004, [30])

FIGURE 4 – Flux entrant de cotisants prédit

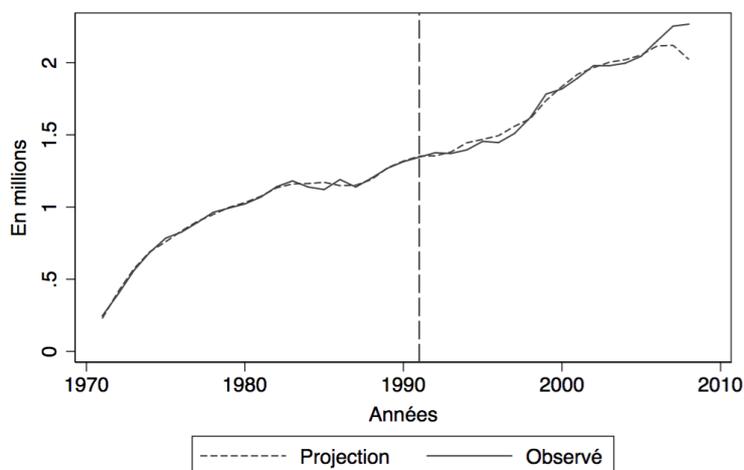


NOTES : Résultats des projections du nombre de nouveaux cotisants par année. Le modèle est estimé sur la période de 1971 à 1991 puis projeté par la suite. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

problème ne s'applique cependant pas aux anciennetés les plus faibles, dont les projections sont très proches de ce qui est observé. La modélisation de ces dernières probabilités étant plus importante pour la projection de l'effectif puisqu'elles s'appliquent à un plus grand nombre d'individus, les résultats du stock de cotisants par exercice restent très bons. Comme l'indique le graphique 5, les projections sont très proches de ce qui a réellement été observé (l'erreur moyenne absolue est de 2,4 %). Plus particulièrement, on remarque que l'accélération de l'effectif connu dans les années 2000 se retrouve dans l'évolution prédite. Finalement les projections semblent fiables malgré l'horizon important de la projection (17 ans), et ne se détériorent notablement que pour les trois dernières années de la projection. Des distinctions notables apparaissent toutefois dans la qualité des projections par fonction publique. On constate en effet que malgré des résultats agrégés très semblables à ceux de la FPT, les projections sont plus éloignées pour la FPE et la FPH. Les erreurs absolues de prévisions y sont respectivement de 2 %, 6 % et 7 %. Par ailleurs le *turnover* des cotisants, calculé comme le rapport du flux entrant et de celui sortant, est également proche de ce qui est observé (graphique 18 en annexe à la page 38). Il semblerait ainsi que le modèle permette de rendre compte correctement de la mobilité importante des cotisants.

Finalement le module des salaires permet de capturer l'hétérogénéité des progressions salariales. Il conduit toutefois à surestimer les salaires d'entrée et à sous-estimer les salaires avec une ancienneté élevée. Il semblerait ainsi que la progression salariale estimée soit en moyenne trop faible, détériorant ainsi fortement les résultats des projections pour les fonctions publiques : les erreurs absolues moyennes sont de 16 %, 15 % et 4 % respectivement pour la FPE, FPH et FPT. Au niveau agrégé toutefois, la surestimation de la masse salariale dans la FPE est compensée par une sous-estimation dans la FPH, aboutissant alors à des

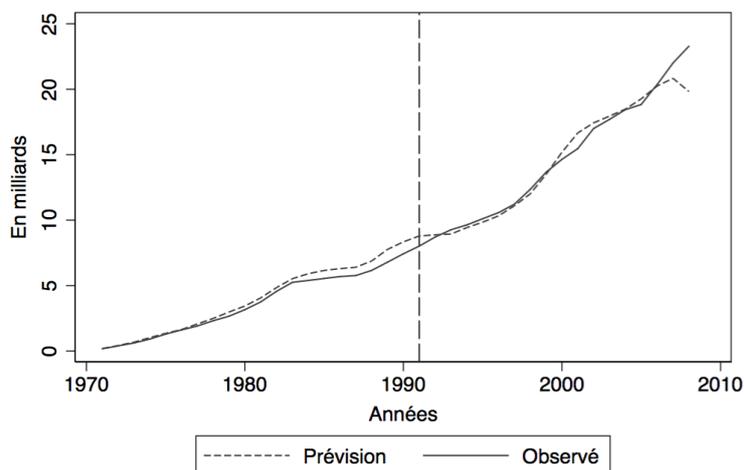
FIGURE 5 – Stock de cotisants prédit



NOTES : Résultats des projections du nombre de cotisants présents à l'Ircantec chaque année. Le modèle est estimé sur la période de 1971 à 1991 puis projeté par la suite. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

résultats satisfaisants avec une erreur absolue moyenne de 3,3 %.

FIGURE 6 – Masse salariale prédite



NOTES : Résultats des projections de la masse salariale chaque année. Le modèle est estimé sur la période de 1971 à 1991 puis projeté par la suite. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

On notera au final qu'il n'est pas surprenant que la modèle ne soit que partiellement capable de retranscrire la progression salariale à ce stade. En effet, puisque l'échantillon utilisé pour cet exercice de projection ne comporte que la moitié de la période, le poly-

nôme de l'ancienneté ne capture que l'évolution du salaire des cotisants pour leurs vingt premières années à l'Ircantec. Son maximum se retrouve alors entre 15 et 20 années d'ancienneté et explique ainsi la sous-estimation observée pour les anciennetés importantes.

3.3 Prévisions concurrentes

Le modèle que nous proposons reste particulièrement sophistiqué et repose sur un grand nombre d'hypothèses. Bien que celles-ci soient en partie issues des conclusions de l'analyse rétrospective des cotisants, se pose la question de leur légitimité et de l'intérêt de la complexité de la modélisation. Pour tenter de répondre à cette question, nous comparons nos résultats à ceux de modèles concurrents. Cette approche est standard pour tout prévisionniste soucieux de fournir les résultats les plus robustes possible.

Les modèles de série temporelle sont généralement utilisés afin d'effectuer les prévisions concurrentes (Woschnagg 2004, [30]). Il n'existe cependant aucun consensus quant au choix d'un modèle concurrent, ni même sur la classe à laquelle il doit appartenir. Nous proposons donc d'en retenir plusieurs à la fois simples et largement connus, mais appartenant à différentes classes de modélisation : paramétriques/non-paramétriques, univariés/multivariés, etc. En ce qui concerne la méthode à utiliser afin de comparer la qualité des prévisions entre deux modèles, on assiste actuellement à un débat important. Suite à l'article de Diebold et Mariano [17] en 1995 de nombreux tests d'égalité de la qualité des projections se sont développés (*DM-tests*). L'approche proposée reposait sur la comparaison de deux fonctions d'erreurs obtenues à partir de projections *Out-of-Sample*. Son impact fût si important qu'elle a progressivement remplacé les méthodes de comparaison basée sur la totalité de l'échantillon (*Full-Sample*). Cet usage, que Diebold [16] lui-même considère abusif, a conduit à l'élaboration d'une large littérature visant à rappeler la complémentarité des approches *Full-Sample* et *Out-of-Sample*. Sans prendre part à ce débat qui est très éloigné de notre objectif de modélisation, nous préférons toutefois analyser la qualité des prévisions à partir de ces deux approches. Dans un souci de simplicité, nous ne nous concentrons ici que sur l'estimation de l'effectif des cotisants. De plus, nous ne traitons volontairement pas des questions du niveau de désagrégation optimale, du nombre d'années optimales et des mixtures de modèles. Cela pourrait constituer l'une des critiques majeures de cette approche qui, en se voulant généraliste, ne met pas en œuvre toutes les techniques récentes afin d'obtenir les meilleures prédictions imaginables pour les modèles concurrents. Par ailleurs, la comparaison est effectuée grâce à deux indicateurs complémentaires : l'erreur absolue moyenne et l'erreur au carré moyenne. Alors que la première traite de la qualité globale des prédictions, la seconde donne un poids plus important aux erreurs les plus fortes.

Au final, on retrouve trois types de modèles concurrents :

1. Parmi les modèles non-paramétriques, nous avons retenu le lissage exponentiel. Bien qu'il soit généralement utilisé pour des projections à très court terme, son caractère autoregressif et sa spécification en font un bon candidat ici. Deux versions sont utilisées : l'une sans tendance et l'autre avec une tendance.

2. Le second type de modèle que nous utilisons sont les modèles Arima. Paramétriques et univariés, ils sont très souvent utilisés par les prévisionnistes. À l'aide des tests de racine unitaire, l'analyse de l'ACF et du PACF deux spécifications ont été retenues : un Arima(1,1,1) et un Arima(2,1,0).
3. Finalement, nous proposons un modèle de régression des moindres carrés multivarié. La sélection de la spécification et des variables explicatives est similaire à celle que nous avons utilisée pour le modèle principale de projection. Elle est rappelée à la page 13.

Comme on peut le constater à partir du tableau 2, les modèles exponentiels sont dominés par tous les autres modèles concurrents, aussi bien dans le cas *Full-Sample* que dans celui *Out-of-Sample*. Il n'est cependant pas possible de préférer la régression aux modèles Arima. En effet, ces derniers obtiennent de meilleurs résultats dans le cas *Out-of-Sample*, mais sont moins bons pour les prévisions dans la période estimée. Ce constat vient ainsi confirmer la pertinence du débat sur le choix de la méthode de comparaison.

TABLE 2 – Comparaison des modèles concurrents

Modèles	<i>Out-of-Sample</i>		<i>Full-Sample</i>	
	MAPE	MSE	MAPE	MSE
Lissage exponentiel	22,29 %	2.00e+09	13,70 %	1.35e+08
Lissage exponentiel Holt-Winter	7,65 %	2.45e+08	6,60 %	8.16e+07
Arima(1,1,1)	2,32 %	1.65e+07	3,78 %	1.83e+07
Arima(2,1,0)	2,32 %	1.65e+07	3,51 %	1.57e+07
OLS	4,10 %	5.41e+07	2,66 %	9.28e+06
Modèle principal	2,39 %	3.72e+07	1,96 %	7.81e+06

NOTES : Résultats de l'erreur moyenne absolue (MAPE) et de l'erreur moyenne au carré (MSE) de chacun des modèles concurrents pour l'effectif des cotisants. Les résultats *Out-of-Sample* sont obtenus en estimant les données sur la période 1971–1991 afin de construire des projections sur la période 1992–2009. Les résultats *Full-Sample* sont obtenus en estimant les données sur l'ensemble de la période 1971–2009 afin d'obtenir des projections pour cette même période. Le modèle principal est celui que nous souhaitons comparer. Le lissage exponentiel de Holt-Winter inclut une tendance contrairement au lissage exponentiel simple. SOURCE : Calculs des auteurs à partir des données de l'Ircantec sur l'échantillon des cotisants entrés après 1971.

Lorsque l'on compare les résultats des modèles concurrents avec ceux provenant du modèle que nous avons construit, on s'aperçoit que celui-ci est une fois de plus très satisfaisant. Il permet en effet d'obtenir les meilleurs résultats dans le cas *Full-Sample* quelque soit l'indicateur que l'on retient, et est second après les modèles Arima dans le cas *Out-of-Sample*. En s'attardant légèrement sur cette dernière comparaison, on s'aperçoit que la différence en terme d'erreur absolue moyenne (MAPE) est très faible, mais que celle en terme d'erreur au carré moyenne (MSE) est beaucoup plus importante. Ce dernier indice étant particulièrement sensible aux valeurs extrêmes, la différence entre les deux modélisations provient essentiellement du traitement des dernières années. En effet, comme nous l'avons vu, notre modèle conduit à des projections relativement médiocres à un horizon supérieur à 15 années. Le test de DM, établi à partir des erreurs au carré, ne permet toutefois ni d'affirmer que la spécification Arima est meilleure (à tous les seuls usuels), ni qu'il existe une différence significative entre les deux prévisions.

Au final, la complexité du modèle paraît légitime en ce sens qu'il n'est pas possible d'obtenir de meilleurs résultats par une autre approche standard de prévision. De plus, le modèle

que nous proposons permet, contrairement aux modèles Arima par exemple, d'effectuer des prévisions de long terme basées sur des scénarios économiques et institutionnels élargissant ainsi le spectre des prévisions potentielles.

3.4 Réponse face aux chocs économiques et institutionnels

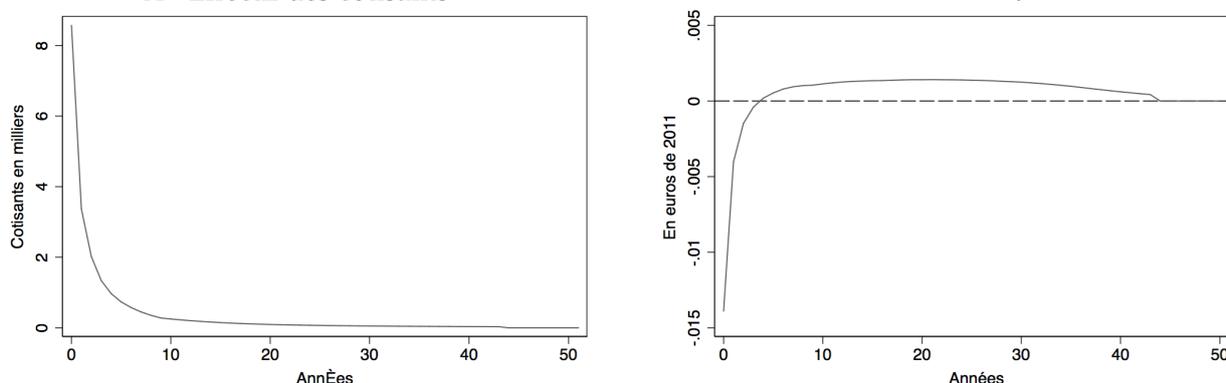
Avant de présenter les projections à l'horizon 2060, il est indispensable d'analyser les mécanismes d'adaptation que l'on retrouve à travers la modélisation. L'approche que nous proposons ici s'inspire des méthodes macroéconométriques. Elle vise à étudier les fonctions d'impulsion-réponse simulées à l'aide du modèle suite à un choc temporaire des variables explicatives. Comme il est d'usage, l'ampleur du choc est normalisé à un écart-type. Par ailleurs, plutôt que de présenter l'ensemble des fonctions d'impulsion-réponse, exercice qui se serait avéré fastidieux, nous nous sommes restreints à deux exemples qui illustrent la multitude des évolutions que l'on peut attendre.

La population active

La dynamique engendrée par une hausse exogène de la population active est relativement simple et constitue de ce fait un premier exemple assez naturel. Le modèle de projection ne s'appuie sur l'évolution de la population active qu'à travers la variation de l'effectif des cotisants entrant dans le régime complémentaire. En effet, à niveau constant de la part des entrants parmi la population active, une variation de cette dernière traduit la croissance démographique observée en France. Ainsi, on s'attend à ce qu'elle soit positivement corrélée à l'effectif des cotisants. Cela se retrouve à travers la fonction d'impulsion-réponse du graphique 7 qui reporte l'effet d'une hausse exogène de 1 % de la population active. L'équilibre vers le niveau qui aurait prévalu sans choc s'effectue alors au rythme du départ des cotisants et devient nul après 43 ans. Cela est la conséquence d'une des hypothèses majeures de la modélisation : les cotisants ne pouvant rester que 43 années au maximum, tout choc transitoire devient nul à cet horizon. Cette limite de 43 ans a été retenue puisqu'elle correspond au nombre d'annuités permettant à un cotisant d'obtenir une retraite à temps plein depuis la réforme de 2013. Il est à noter que le modèle est suffisamment flexible pour changer cette limite, ce qui sera utile lors du traitement des scénarios sur les réformes futures des retraites.

Toutes choses égales par ailleurs, l'entrée de nouveaux individus a pour effet immédiat d'augmenter marginalement la part des cotisants avec une ancienneté faible dans le stock total. Ces derniers ayant des salaires relativement plus faibles, on observe une baisse du salaire moyen. Au fur et à mesure qu'une partie de ces cotisants restent à l'Ircantec, les gains salariaux dus à leur ancienneté leur permettent d'atteindre un revenu supérieur au revenu moyen qui aurait prévalu en l'absence de choc. On constate ainsi une faible hausse du salaire moyen pour le stock de cotisants après sept années. L'évolution de la productivité réelle du travail par tête et de la progression salariale permettent de maintenir cet écart malgré le départ de certains cotisants. Finalement, le différentiel devient nul une fois que le surplus de cotisants a définitivement quitté l'Ircantec (après 43 années).

FIGURE 7 – Fonctions d'impulsion-réponse pour la population active
A - Effectif des cotisants
B - Salaire moyen



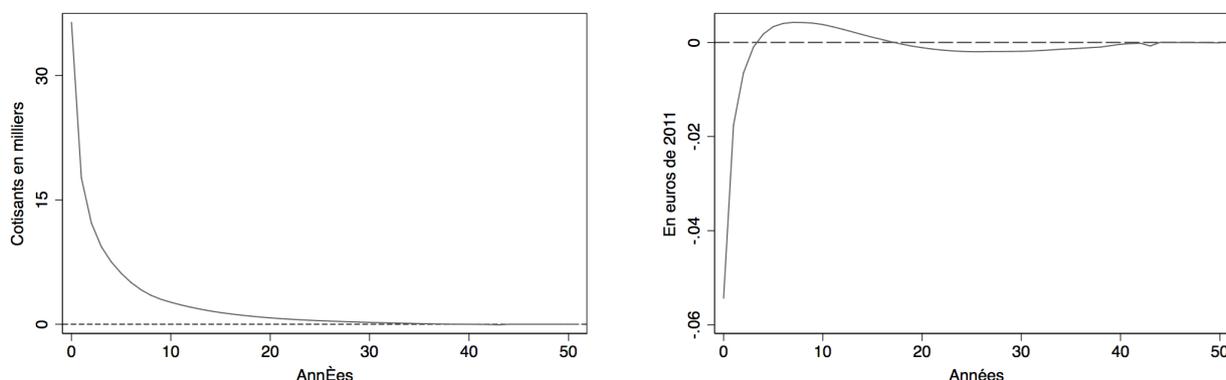
LECTURE : Variation de l'effectif des cotisants (graphique de gauche) et du salaire moyen (droite) suite à une hausse de 1 % de la population active à l'année 0. SOURCE : Calcul des auteurs.

Le taux de chômage

La dynamique engendrée par une hausse du taux de chômage est plus complexe. Celle-ci augmente le nombre de cotisants entrant à l'Ircantec l'année du choc d'environ 20 000 individus. Elle affecte de plus les probabilités de survie des individus déjà présents : les probabilités de survie baissent en moyenne pour les cotisants présents depuis un an et augmentent pour tous les autres. Les cotisants présents depuis 2 ans et de 7 à 10 ans sont les plus touchés par cette hausse et voient leur probabilité augmenter d'environ 0,009 en moyenne. Ainsi, ce surplus de cotisants restant à l'Ircantec qui serait sorti en l'absence de choc vient s'ajouter à l'effet initial. L'effectif total de l'Ircantec augmente alors d'environ 35 000 cotisants dès la première année. La convergence vers le niveau qui aurait prévalu sans choc s'effectue ensuite au rythme du départ des cotisants. Il est à noter que ce rythme est plus lent que celui que l'on retrouve lors d'une simple hausse des entrants (voir le graphique 7 par exemple). En effet, du fait de probabilités de survie plus élevées, le surplus de cotisants qui étaient déjà présents à l'Ircantec est plus persistant à court et moyen terme. Finalement le différentiel devient très légèrement négatif à 42 ans, traduisant la baisse des probabilités des cotisants qui étaient présents depuis un an lors du choc. Cette dynamique globale suite à une hausse du taux de chômage souligne le rôle contracyclique de l'emploi non-titulaire et est ainsi en accord avec les résultats que nous avons trouvés lors de l'analyse rétrospective sur l'emploi non-titulaire.

En ce qui concerne le salaire moyen, la hausse du taux de chômage le diminue lors de l'année du choc. À cet effet viennent s'ajouter ceux de la variation du stock des cotisants qui affecte également le salaire moyen et sa dynamique. Celle-ci prend deux formes : (a) des variations de l'ancienneté et (b) des variations entre les fonctions publiques. (a) Les variations de l'ancienneté, qui sont dues à des chocs différents sur la fonction de survie selon l'ancienneté des cotisants, conduit à une hausse de la part des jeunes cotisants et donc à un salaire moyen plus faible immédiatement après le choc. Cependant, une fois que la plupart de ces jeunes cotisants sont sortis de l'Ircantec (après environ trois ans),

FIGURE 8 – Fonctions d'impulsion-réponse pour le chômage
 A - Effectif des cotisants B - Salaire moyen



LECTURE : Variation de l'effectif des cotisants (graphique de gauche) et du salaire moyen (droite) suite à une hausse d'un point de pourcentage du taux de chômage à l'année 0. SOURCE : Calcul des auteurs.

l'effet que le choc avait eu sur la probabilité des anciens cotisants se fait ressentir : le stock de cotisants est plus ancien que ce qu'il aurait été en l'absence de choc. Le salaire moyen est donc augmenté du fait du rendement positif de l'ancienneté. (b) L'effet de la composition apparaît finalement alors que celui de l'ancienneté disparaît au fur et à mesure que les anciens cotisants sortent de l'Ircantec : le développement plus important de la fonction publique territoriale, au détriment essentiellement de la fonction publique hospitalière implique une baisse du salaire moyen. Celle-ci se retrouve dans le graphique 8 après environ une vingtaine d'années.

4 Evolution à l'horizon 2060

Le modèle et les mécanismes d'ajustement étant maintenant présentés, nous nous tournons à présent vers les scénarios d'évolution à l'horizon 2060. Le but n'étant pas de deviner le nombre de cotisants et leur masse salariale dans 50 ans, mais plutôt d'étudier l'évolution que l'on peut anticiper à partir de versions plus ou moins optimistes de l'environnement économique et institutionnel ; nous prenons le parti de procéder en plusieurs étapes afin de différencier l'évolution strictement macroéconomique et démographique de celle strictement institutionnelle. Par ailleurs, le modèle de simulation étant tourné vers le passé, nous avons souhaité minimiser les termes d'erreur en utilisant directement les valeurs observées lorsque celles-ci étaient disponibles. Ainsi, en utilisant directement le nombre de cotisants entrés de 1971 à 2009, leur fonction de survie et leurs revenus, nous évitons d'avoir recours aux méthodes de calage usuelles.

4.1 Hypothèses des projections

La particularité de l'emploi Ircantec est de reposer sur un certain nombre de facteurs institutionnels qui ne sont que partiellement liés à l'environnement économique. À ce stade il paraît nécessaire d'analyser l'évolution du régime complémentaire tout en contrôlant pour

ces facteurs institutionnels exogènes que l'on pourrait anticiper. Cette approche *ceteris paribus* offre des projections collant le plus possible aux scénarios d'évolution du Cor. Elle suppose néanmoins que nous soyons capable de définir une évolution contrefactuelle pour les titularisations et l'effectif des fonctions publiques. D'aucuns pourraient arguer que supposer que ces variables restent identiques à ce qu'elles étaient pourrait être une solution envisageable. Cela suppose toutefois que l'on observait les niveaux structurels de ces variables en 2009, sans quoi on serait en train de rendre permanent ce qui n'était qu'un choc transitoire. Bien conscient de ce défaut, nous faisons tout de même cette hypothèse lors de ce premier exercice ¹¹.

Les hypothèses économiques

Le conseil d'orientation des retraites (Cor) publie des scénarios macroéconomiques pour les exercices de projection qu'il mène régulièrement (2001, 2006, 2007, 2010 et 2012). Ces scénarios font foi au sein de l'ensemble des services administratifs travaillant sur la problématique des retraites et se retrouvent également dans les travaux académiques et ce malgré leur optimisme flagrant : « à court-terme, les projections du COR ont été à chaque fois trop optimistes par rapport aux réalisations des années suivantes » (Blanchet, Bozio et Rabate [7]). Non sans rester indifférent à ces critiques, le Cor a élargi progressivement le spectre de ses scénarios en proposant de plus en plus de variantes. Le onzième rapport du Cor [14] propose ainsi 5 évolutions différentes de l'environnement économique. Ces scénarios étaient présentés comme suit :

Scénario A : un retour aux gains de productivité observés sur très longue période

Dans le scénario A, le taux de croissance annuel de la productivité du travail est de 1,8 % à long terme, ce qui correspond à l'évolution moyenne observée entre le début des années 1990 et l'immédiat avant-crise. L'hypothèse de taux de chômage à long terme est de 4,5 %, niveau jugé compatible avec le retour au plein emploi. Dans ce scénario, les effets négatifs de la crise sur la croissance du PIB seraient assez rapidement rattrapés grâce à la mise en œuvre d'une politique de réformes.

TABLE 3 – Scénario A

Taux de croissance moyen (en % par an)	2011–2020	2020–2030	2030–2040	2040–2050	2050–2060
PIB (volume)	1,6	2,1	1,9	1,9	1,9
Productivité apparente du travail par tête	0,9	1,7	1,8	1,8	1,8
Taux de chômage (en %)	2020	2030	2040	2050	2060
	7,3	4,5	4,5	4,5	4,5

SOURCE : Onzième rapport du Cor [14].

Scénario B : un retour aux gains de productivité observés juste avant la crise.

Le scénario B, un peu moins favorable, ne remet pas en cause l'hypothèse de retour au plein emploi à terme, mais suppose que les gains de productivité ne retrouvent pas leur tendance de très longue période. Le taux de croissance annuelle de la productivité du

11. Au vue des séries concernées, il n'est en effet pas intuitif de définir un niveau de long terme. Nous avons bien tenté d'avoir recours aux méthodes de lissage paramétrique et non paramétrique usuelles afin de déterminer un niveau structurel plausible. La volatilité et l'absence de tendance globale sur la période que nous étudions ne nous permettent toutefois pas de conclure sans avoir à faire d'autres hypothèses plus générales en ayant directement recours à une modélisation structurelle.

travail est de 1,5 % à long terme, soit un retour à l'évolution moyenne observée depuis le début des années 2000 jusqu'au déclenchement de la crise.

TABLE 4 – Scénario B

Taux de croissance moyen (en % par an)	2011–2020	2020–2030	2030–2040	2040–2050	2050–2060
PIB (volume)	1,6	1,9	1,6	1,6	1,6
Productivité apparente du travail par tête	0,9	1,5	1,5	1,5	1,5
Taux de chômage (en %)	2020	2030	2040	2050	2060
	7,6	4,8	4,5	4,5	4,5

SOURCE : Onzième rapport du Cor [14].

Scénario C : des gains de productivité du travail durablement amoindris.

Le scénario C tient compte d'effets négatifs durables de la dégradation de la conjoncture depuis 2010 en raison de la diffusion de la crise en zone euro. Dans ce scénario, la crise modifie le taux de croissance de la productivité globale des facteurs – et donc de la productivité du travail à long terme. Les gains de productivité seraient alors durablement amoindris et se stabiliseraient à terme à 1,3 % par an, soit l'évolution moyenne observée entre 1998 et 2011, alors que le taux de chômage à long terme ne redescendrait pas en dessous de 7 %.

TABLE 5 – Scénario C

Taux de croissance moyen (en % par an)	2011–2020	2020–2030	2030–2040	2040–2050	2050–2060
PIB (volume)	1,6	1,5	1,4	1,4	1,4
Productivité apparente du travail par tête	0,9	1,3	1,3	1,3	1,3
Taux de chômage (en %)	2020	2030	2040	2050	2060
	7,8	7,0	7,0	7,0	7,0

SOURCE : Onzième rapport du Cor [14].

Variante A' et C' : des gains de productivité du travail davantage contrastés à long terme.

TABLE 6 – Scénario A'

Taux de croissance moyen (en % par an)	2011–2020	2020–2030	2030–2040	2040–2050	2050–2060
PIB (volume)	1,6	2,3	2,1	2,1	2,1
Productivité apparente du travail par tête	0,9	1,8	2,0	2,0	2,0
Taux de chômage (en %)	2020	2030	2040	2050	2060
	7,3	4,5	4,5	4,5	4,5

SOURCE : Onzième rapport du Cor [14].

TABLE 7 – Scénario C'

Taux de croissance moyen (en % par an)	2011–2020	2020–2030	2030–2040	2040–2050	2050–2060
PIB (volume)	1,5	1,2	1,1	1,1	1,1
Productivité apparente du travail par tête	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0
Taux de chômage (en %)	2020	2030	2040	2050	2060
	7,8	7,0	7,0	7,0	7,0

SOURCE : Onzième rapport du Cor [14].

Finalement, l'inflation est supposée revenir à son niveau structurel de 1,75 % dès 2012 pour tous les scénarios et l'évolution du Smic est calée sur celle de l'évolution du salaire réel par tête égale à 0,7 % pour la période de 2010 à 2020 puis à la croissance de la productivité du travail.

Les hypothèses démographiques

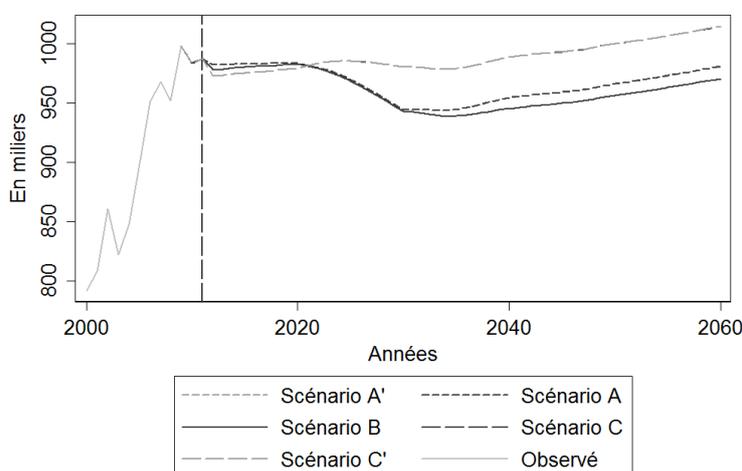
Les hypothèses démographiques sont reprises des projections de l'Insee. Elles portent sur l'évolution de la population active et l'âge de fin d'étude.

- Nous reprenons les projections de l'Insee à l'horizon 2060 pour la population active [8]. Celle-ci continuerait d'augmenter de façon assez soutenue jusqu'en 2025, avec 110 000 actifs supplémentaires par an, avant de marquer une pause puis de repartir à la hausse à partir de 2035 (+45 000 personnes par an jusqu'en 2060). Trois scénarios statistiques sont proposés par l'Insee : une version haute, médiane et basse . Nous rapprochons donc le scénario démographique haut aux scénarios A' et A du Cor, le scénario médian au B et le bas aux C et C'.
- Les projections de l'âge de fin d'étude sont issues de Destinie [3]. Celui-ci devrait passer de 20,1 ans en 2009 à 21 ans en 2040 et rester constant par la suite. Partant de l'hypothèse que l'âge d'entrée des cotisants suit une évolution identique à celle de l'âge de fin d'étude, nous y appliquons une croissance moyenne annuelle de 0,13 % entre 2009 et 2040 et nulle par la suite.

4.2 Projection des scénarios du Cor

Nous présentons maintenant les projections de l'effectif des cotisants et de leur masse salariale obtenues à l'aide des hypothèses que nous venons de mentionner. Le graphique 9 reporte l'évolution attendue pour le nombre de cotisants entrant.

FIGURE 9 – Projections du nombre d'entrants

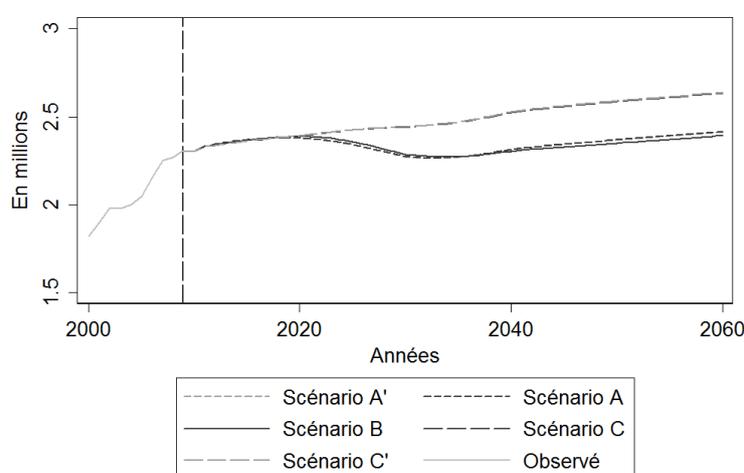


NOTES : Résultats des projections du nombre de cotisants entrant par exercice.
SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

L'effectif des cotisants entrant serait amené à baisser légèrement en 2012. Cette baisse initiale serait d'autant plus importante que les projections démographiques sont basses. L'amélioration de l'environnement économique, et plus particulièrement du chômage, implique toutefois une baisse progressive dans les scénarios A', A et B ; alors que le maintien

du taux de chômage à un niveau "élevé" de 7,8 % dans les scénarios C et C' conduirait à une croissance de l'effectif des cotisants entrant égale à celle de la population active. Ainsi, au début des années 2020, les projections des scénarios C et C' deviennent supérieures à celles des scénarios A', A et B. Cet écart continuerait de croître jusqu'en 2030, le temps que les scénarios rejoignent leurs prédictions de long terme. Il se maintiendrait par la suite et l'effectif augmenterait dans tous les scénarios au rythme de la population active. À terme le flux d'entrants devrait passer de 987 000 en 2011 à 980 000 dans les scénarios A' et A, 970 000 dans le B et 1 014 000 dans les C et C'.

FIGURE 10 – Projections de l'effectif des cotisants

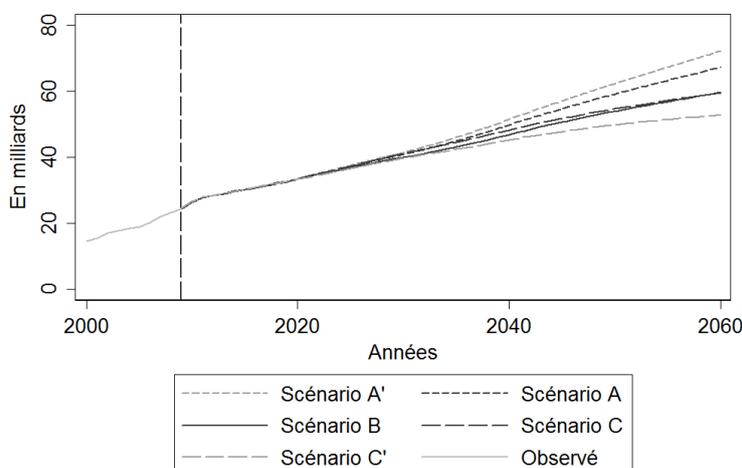


NOTES : Résultats des projections de l'effectif des cotisants par exercice. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

Les projections de l'effectif ne seraient toutefois que très légèrement affectées par les différences du flux entrant dans les années 2012–2020. Seules les prédictions de long terme des scénarios semblent au final déterminantes. Ainsi, l'écart entre les cinq scénarios se creuserait dans le courant de la décennie 2020–2030, période durant laquelle on observerait une convergence vers les niveaux de chômage, croissance et productivité structurels. Outre l'effet du flux entrant de cotisants, le différentiel entre les scénarios les plus optimistes et les scénarios C et C' augmenterait du fait d'un changement durable du comportement de cotisation : le taux de chômage structurel élevé retenu dans les scénarios C et C' implique un allongement permanent de la durée de cotisation des individus à l'Ircantec (relativement aux scénarios les plus optimistes). Finalement, cet écart cesserait de se creuser assez rapidement et on retrouverait une croissance de l'effectif poussée par la démographie dès 2040. L'effectif des cotisants passerait ainsi de 2,33 millions en 2011 à 2,41 en 2060 pour les scénarios A' et A, 2,39 pour le B et 2,64 pour les C et C', soit respectivement une croissance globale entre 2011 et 2060 de 3,4 %, 2,6 % et 13,3 %. Ces projections soulignent une fois de plus le rôle contracyclique de l'emploi non-titulaire : toutes choses égales par ailleurs, le gouvernement préfère avoir recours à des emplois pérennes en limitant le re-

crutement de non-titulaires lorsque l'environnement économique est favorable.

FIGURE 11 – Projections de la masse salariale



NOTES : Résultats des projections de la masse salariale par exercice en euros constants de 2011. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

L'évolution de long terme de la masse salariale repose quant à elle principalement sur les hypothèses de croissance et de la productivité apparente du travail par tête. Ainsi, la différence de l'évolution de l'effectif des cotisants pour les scénarios C et C' est compensée par l'écart dans les hypothèses de la productivité du travail. Une fois de plus, la tendance est relativement similaire pour l'ensemble des scénarios à moyen terme et les écarts n'apparaissent durablement qu'après 2025. La masse salariale totale en euros 2011 devrait passer de 26 milliards en 2011 à 72,3 dans le scénario A', 67,4 dans le A, 59,7 dans le B et C et 52,9 dans le C', soit une croissance globale projetée respectivement de 178 %, 159 %, 130 % et 104 %.

4.3 Décentralisation

Les scénarios que nous venons de présenter ne tiennent compte que de l'évolution macroéconomique. Or, comme nous le savons, l'emploi non-titulaire est fortement affecté par les politiques institutionnelles. Il est dès lors indispensable que nos projections reposent sur des évolutions institutionnelles crédibles. Dans ce but, nous nous concentrons ici sur l'analyse de l'effet des politiques de décentralisation.

Le phénomène de décentralisation a été instauré en France par les lois Defferre votées en 1982 par le gouvernement Mauroy et poursuivi avec la réforme constitutionnelle de 2003. Du point de vue de l'Ircantec, ce processus a un effet direct qui, via la délocalisation des compétences administratives de l'Etat vers des entités locales, affecte la gestion de la main d'œuvre publique. À minima, deux canaux peuvent affecter l'effectif des cotisants :

- D'une part, on peut supposer qu'un État centralisé implique une plus forte spécialisation de l'emploi public. Ainsi, la délégation de compétences administratives à des employés multi-taches dans les collectivités peut conduire à une hausse de l'emploi public.
- Par ailleurs, le recours à l'emploi non-titulaire n'est pas identique dans les trois fonctions publiques. En effet, entre 1971 et 2011, la part des Ircantec dans la fonction publique d'État était très nettement inférieure (environ 15 % en équivalent temps plein) à celle dans la fonction publique territoriale (environ 34 %). En conséquence, en supposant que ces caractéristiques tiennent plus aux politiques des ressources humaines qu'aux emplois eux-mêmes, on doit également s'attendre à une hausse de l'effectif des cotisants lors du processus de décentralisation (à niveau d'emploi public donné).

Afin d'évaluer l'effet du processus de décentralisation en projection, nous avons retenu trois scénarios reprenant les hypothèses macroéconomiques du scénario médian :

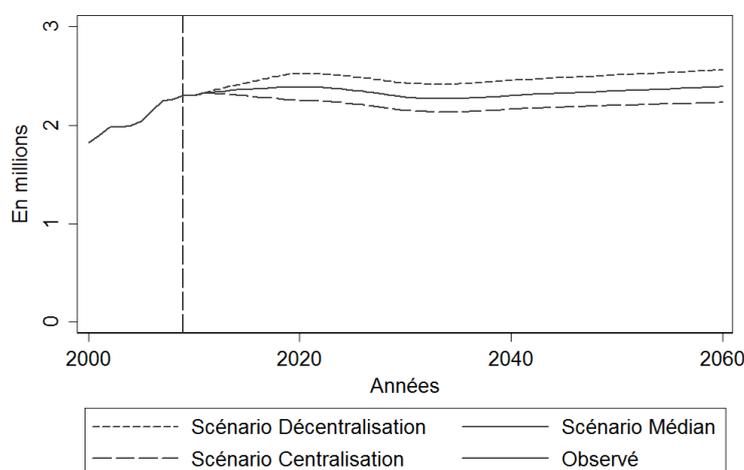
1. Un scénario de décentralisation haut : Il suppose que le processus de décentralisation continuera lors de la prochaine décennie (2011–2020) de façon identique à ce que nous avons observé sur la dernière décennie (2001–2010), avant de se stabiliser en 2021.
2. Un scénario de décentralisation médian : Le processus de décentralisation que l'on a connu a atteint son niveau stationnaire dès 2010 et reste dès lors constant. Ce scénario correspond au scénario B que nous avons présenté ci-dessus.
3. Un scénario de décentralisation bas : À l'inverse, ce scénario reprend une hypothèse de concentration qui devrait progressivement ramener la situation en 2020 à celle d'avant la mise en place de la réforme constitutionnelle.

Comme on peut le constater à partir du graphique 12, la question de la décentralisation est centrale pour les projections de l'Ircantec. Les résultats sont en effet sensibles aux hypothèses retenues et justifie notre approche qui vise à décomposer l'effet strictement institutionnel de l'effet purement macroéconomique.

Le scénario de décentralisation implique une hausse substantielle de l'effectif des cotisants qui passerait de 2,33 millions en 2011 à 2,56 en 2060, soit une croissance totale de 9,9 % largement supérieure à la simple évolution qui serait due aux facteurs macroéconomiques (2,6 %). À l'inverse, le scénario de concentration réduirait l'effectif à 2,23 millions de cotisants en 2060, soit une croissance globale de - 4,3 %. Naturellement, la composition de l'effectif par fonction publique se verrait modifiée. Ainsi, le scénario de décentralisation provoquerait une hausse relative plus importante des effectifs dans la fonction publique territoriale (39,72 % des cotisants en 2060 contre 28,16 % dans la fonction publique d'État) alors qu'à l'inverse le scénario de concentration connaîtrait une hausse relative de la fonction publique d'État qui représenterait 32,36 % des effectifs en 2060 (contre 30,77 % pour les collectivités locales). Ces bouleversements dans la composition du stock de cotisants ne seraient pas neutre pour le salaire moyen. En effet, comme nous le savons, les rémunérations sont en moyenne beaucoup plus faibles dans la fonction publique territoriale que dans la fonction publique d'État¹². Dès lors, le développement des em-

12. Lors de l'analyse rétrospective, nous avons montré que les rémunérations étaient en moyenne de 27 % de PSS dans la FPT contre 35 % dans la FPE pour la période de 1992 à 2011.

FIGURE 12 – Projections de l'effectif des cotisants



NOTES : Résultats des projections de l'effectif des cotisants par exercice. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

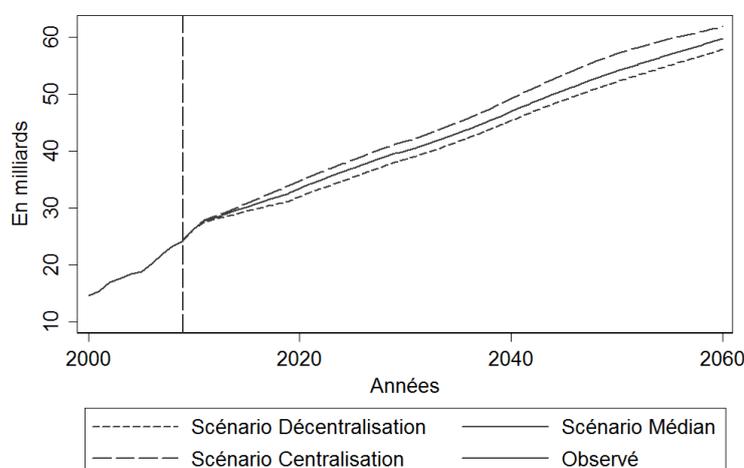
plais dans la fonction publique territoriale au détriment de ceux dans la fonction publique d'État induit par la décentralisation impliquerait une baisse importante du salaire moyen. À l'horizon 2020, celui-ci serait ainsi de 12 700 euros¹³ dans le scénario avec une décentralisation importante, contre 15 430 euros avec au contraire une concentration de l'État plus forte. Outre les contraintes salariales spécifiques à la fonction publique territoriale, la baisse du salaire moyen serait également expliquée par une durée de cotisation plus courte en moyenne, donc un rendement plus faible de la progression salariale. L'effet global sur la masse salariale serait alors opposé à celui que l'on retrouve pour les cotisants puisque le scénario de concentration de l'État deviendrait le plus favorable.

La décentralisation accrue impliquerait au final une hausse de la masse salariale de 26 milliards en 2011 à 57,8 milliards en 2060 (soit une croissance globale de 122 %), alors qu'une concentration de l'État la verrait passer à 61,8 milliards (138 %).

On a assisté en janvier 2014 à la mise en place du troisième acte de la décentralisation via la promulgation de la loi de modernisation de l'action publique territoriale et d'affirmation des métropoles qui poursuit deux objectifs principaux : (a) construire l'action publique du XXI^e siècle, qui repose sur la confiance dans la capacité des élus locaux à s'organiser, avec l'Etat, pour fournir aux citoyens des services accessibles et efficaces ; (b) et encourager la participation des territoires au redressement économique du pays. Au vue des projections que nous venons de proposer, il est indéniable que ce nouvel acte de décentralisation sera synonyme pour l'Ircantec d'une hausse de ses effectifs et d'une précarisation accrue de ses cotisants qui connaîtraient alors une baisse de leur salaire moyen. Si les effets de ce troisième acte devaient être comparables à ceux du second qui a eu lieu lors de la dernière décennie, on devrait observer une baisse de la croissance de la masse salariale d'environ 8

13. En euros constants de 2011.

FIGURE 13 – Projections de la masse salariale



NOTES : Résultats des projections de la masse salariale par exercice. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

points de pourcentage à l'horizon 2060 en comparaison d'un scénario où la concentration des fonctions publiques serait restée identique.

4.4 Comparaison avec les précédentes projections de l'Ircantec

Les projections que nous obtenons pour l'effectif des cotisants sont en contradiction avec celles proposées lors de l'exercice effectué par l'Ircantec en 2011 et qui avaient conclu à une hausse globale de 21,4 % pour les scénarios A et B et de 17,4 % pour le C [22]. Comme nous l'avons vu, la raison majeure à cette opposition est l'absence de prise en compte des spécificités de l'emploi non-titulaire qui était supposé représenter une part constante de l'emploi privé. Le rôle contracyclique du recours aux non-titulaires et les politiques de gestion de la main d'œuvre publique étaient en conséquence ignorés. Dans un soucis purement académique, il est néanmoins indispensable de mettre en lumière la ou les hypothèses sous-jacentes à la modélisation qui permettent d'expliquer cette différence. Une comparaison plus fine des résultats indique qu'elle s'explique principalement par une croissance plus importante dans les anciennes projections de l'Ircantec lors de la convergence vers les niveaux structurels, soit lors de la décennie 2020–2030. La raison de cet écart dans les taux de croissance se retrouve dans la prise en compte du taux de chômage : contrairement au modèle Prisme, nous ne calons pas la croissance de l'effectif simulé sur les prévisions du taux de chômage. Plus précisément le module de carrière du modèle Prisme utilise, comme il est d'usage depuis le modèle Destinie [12] pour les modèles de microsimulation généralistes, un Logit emboîté afin de modéliser les transitions sur le marché du travail. Celui-ci étant calé sur les hypothèses de chômage, la répartition de la population entre actifs et inactifs en première étape implique que toutes choses égales par ailleurs, une baisse du taux de chômage augmente mécaniquement le nombre de cotisants au régime

général. Une méthode assez naturelle pour introduire cette hypothèse dans notre modèle serait de supposer que l'équation (1) ne porte plus sur la part des entrants à l'Ircantec parmi la population active, mais parmi l'emploi total. L'évolution mécanique du flux entrant – c'est-à-dire l'évolution lorsque la part des entrants parmi l'emploi total est fixe – serait ainsi :

$$\frac{\partial E_t^0}{\partial t} = \frac{\partial PopActive_t}{\partial t} (1 - \mu_t) - \frac{\partial \mu_t}{\partial t} PopActive_t \quad (10)$$

Avec E_t^0 les cotisants entrant l'année t , $PopActive_t$ la population active et μ_t le taux de chômage.

Les projections que nous obtenons par cette seconde méthode sont en effet beaucoup plus proches de celles de 2011 et conduisent également à une hausse de l'effectif lors des années de transition vers l'état stationnaire. En ne tenant compte que des facteurs macroéconomiques, la croissance globale entre 2011 et 2060 serait de 20 % pour les scénarios A' et A, de 18,6 % pour le B et de 22,6 % pour les C et C'. Le rôle contracyclique de l'emploi non-titulaire resterait toujours déterminant et ne se propagerait cette fois-ci qu'à travers les variations des durées de cotisation : en période de chômage relativement important, les cotisants restent plus longtemps à l'Ircantec. Les graphiques correspondant à ces projections sont reportés en annexe à la page 39. Cependant, contrairement aux modèles Prisme et au modèle Destinie de l'Insee, notre modèle se concentre sur une population spécifique. Dès lors, il n'existe pas de raison *a priori* d'imposer que le flux de cotisants augmente mécaniquement à la même vitesse que l'emploi total. De plus, en ne contraignant pas l'effet du taux de chômage dans l'équation (1), nous devrions retrouver un effet négatif du taux de chômage si l'effectif entrant augmentait effectivement lorsque celui-ci baisse. Or, comme nous l'avons vu lors de l'exercice de projection et l'analyse des fonctions d'impulsion-réponse, cela n'est pas le cas.

Au final, cette brève comparaison confirme la nécessité pour l'Ircantec de disposer d'un modèle de projection spécifique se concentrant sur l'emploi non-titulaire afin d'être en mesure de pouvoir assurer sa pérennité financière. Il semble ainsi que l'approche qui a été utilisée jusqu'à maintenant, à savoir de supposer une évolution de l'emploi non-titulaire identique à celle de l'emploi privé, ne soit plus satisfaisante. En effet, contrairement à ce que l'on pourrait attendre pour l'emploi privé, les scénarios macroéconomiques pessimistes conduisent à un développement plus important de l'Ircantec via le rôle contracyclique de l'emploi non-titulaire qui ne pouvait jusqu'alors pas être pris en compte.

Conclusions et poursuite de l'étude

La difficulté majeure de la modélisation du comportement des cotisants de l'Ircantec est de retranscrire la coexistence particulièrement marquée d'individus avec des salaires relativement faibles qui restent peu de temps, et d'autres qui passent l'essentiel de leur carrière dans des emplois de non-titulaire et dont les rémunérations sont plus importantes. Cette dichotomie a pu être appréhendée en discriminant les cotisants selon leur durée totale de cotisation et leur mobilité. Par ailleurs, le choix d'une approche empirique reposant pour l'essentiel sur des équations comptables et veillant à reproduire au mieux l'évolution passée par l'identification des déterminants majeurs du recours à l'emploi non-titulaire a abouti à l'élaboration d'un modèle parcimonieux, dont les résultats s'avèrent supérieurs à la plupart des modèles de série temporelle que nous avons testés. En outre, la multitude des mécanismes d'adaptation que l'on retrouve à la suite de chocs macroéconomiques et institutionnels exogènes en font un outil extrêmement flexible, capable de retranscrire assez fidèlement les évolutions que l'on peut attendre sur le stock de cotisants et leurs rémunérations.

Les résultats des projections que nous avons effectuées à partir des scénarios économiques du Cor et en supposant l'absence de réformes institutionnelles, conduisent à une hausse de l'effectif des cotisants qui serait d'autant plus importante que le taux de chômage structurel serait élevé. Cela traduit l'une des spécificités essentielles de l'emploi non-titulaire qui, contrairement à l'emploi privé et à l'emploi public titulaire, à un rôle contracyclique majeur. Il semblerait ainsi que lorsque la situation économique est favorable, l'État préfère assurer des emplois pérennes en réduisant le recours aux non-titulaires. Finalement, nous avons également souligné le rôle important des politiques de décentralisation qui se retrouvent à nouveau au cœur de l'actualité grâce à la promulgation de la loi de modernisation de l'action publique territoriale et d'affirmation des métropoles en janvier dernier. Celle-ci devrait conduire à une hausse de l'effectif des cotisants et à une baisse de leur salaire moyen. En supposant que cette réforme aura des effets similaires à ce que l'on a pu observer lors des dix dernières années, on devrait ainsi observer une baisse de la croissance de la masse salariale d'environ 8 points de pourcentage à l'horizon 2060 en comparaison d'un scénario où la concentration des fonctions publiques serait restée identique.

Cette étude s'inscrit dans un projet de moyen terme avec l'Ircantec qui devrait prendre fin au début de l'année 2015. L'élaboration de scénarios institutionnels plus sophistiqués, prenant notamment en compte les politiques de titularisation et les changements dans le domaine d'intervention de l'Ircantec, devra donc être effectuée dans les mois qui viennent. De plus, le modèle actuel sera complété d'un module permettant de répartir la masse salariale par tranche de cotisation. Cette dernière étape est en effet indispensable pour le calcul des ressources de l'Ircantec et l'attribution des droits à la retraite (ie. l'achat de points). Finalement, la version actuelle du modèle repose sur une approche purement empirique. Dans les faits, des changements marginaux seront ainsi probablement apportés afin d'assurer une cohérence globale des prédictions, voire de contraindre les mécanismes d'adaptation. Cela sera notamment le cas de la gestion des titularisations pour lesquelles

ont trouve actuellement un effet trop faible : une titularisation supplémentaire exogène implique le départ de moins d'un cotisant. Ce résultat paraît d'autant plus surprenant que lors de l'analyse rétrospective nous étions arrivés à la conclusion que lors d'un plan de titularisation, la titularisation d'un cotisant qui n'aurait pas été titularisé en dehors de ce plan provoque le départ de trois cotisants.

Références

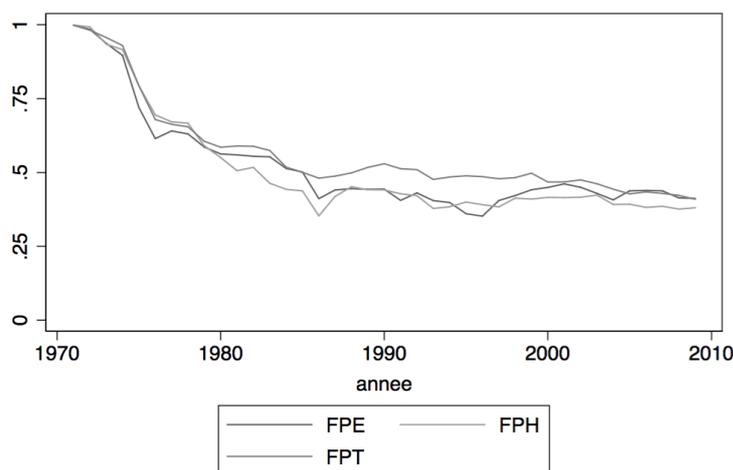
- [1] C. Albert, C. Berteau-Rapin, and A. Di Porto. PRISME le modèle de microsimulation dynamique de la CNAV, régime français de pension de retraite. *Cnav*, 2009.
- [2] P. Aubert, C. Duc, and B. Ducourbe. Le modèle PROMESS : Projection « méso » des âges de cessation d'emploi et de départ à la retraite. *Document de travail de la Drees*, 2010.
- [3] M. Bachelet, A. Leduc, and A. Marino. Les biographies du modèle destinie ii : reba-sage et projection. *Direction des Études et Synthèses Économiques, Insee*, 2014.
- [4] A. Barbier-Gauchard, A. Guilloux, and M. Le Guilly. Tableau de bord de l'emploi public : Situation de la france et comparaisons internationales. *Centre d'analyse str-atégique*, 2010.
- [5] J. Bardaji, B. Sédillot, and E. Walraet. Un outils de prospective des retraites : le modèle de microsimulation DESTINIE. *CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES*, 2003.
- [6] S. Bessière and J. Pouget. Les carrières dans la fonction publique d'Etat : Premiers éléments de caractérisation. *Dossiers, Insee*, 2006.
- [7] D. Blanchet, A. Bozio, and R. Rabate. Scénarios de réforme structurelle du système de retraite français. *RAPPORT IPP N 3*, 2013.
- [8] N. Blanpain and O. Chardon. Projections de population à l'horizon 2060. *Division Enquêtes et études démographiques, Insee*, 2010.
- [9] A. Bozio and J. Grenet. *Économie des politiques publiques*. 2010.
- [10] Caisse des dépôts et consignations. Réforme des paramètres et pilotage technique à long terme de l'ircantec. *Document de travail, Conseil d'orientation des retraites retraites*, 2009.
- [11] Caisse des dépôts et consignations. Comment l'Ircantec pilote ses réserves. *Le fil social, Caisse des dépôts et consignations*, 2013.
- [12] C. Colin. Modélisation des carrières dans le modèle Destinie. *Série des documents de travail de la direction des études et synthèses économiques, Insee*, 1999.
- [13] C. Colin. Modélisation des carrières salariales dans Destinie. *Insee, Série des documents de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*, 1999.
- [14] Conseil d'orientation des retraites. Onzième rapport du Conseil d'orientation des retraites Retraites : perspectives 2020, 2040 et 2060. *Onzième rapport du Conseil d'orientation des retraites Retraites*, 2012.
- [15] Conseil d'orientation des retraites. Vue d'ensemble des modèles de projection en matière de retraite en france. *Document du Conseil d'orientation des retraites*, 2012.

- [16] F. X. Diebold. A personal perspective on the use and abuse of diebold-mariano tests. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2013.
- [17] F. X. Diebold and R. S. Mariano. Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1995.
- [18] E. Dubois and E. Michaux. Automatic. *GROCEr An Econometric Toolbox for Scilab*, 2011.
- [19] R. française. Rapport sur l'état de la fonction publique et les rémunérations. *Annexe au PLF 2012*, 2011.
- [20] C. L. Gilbert. Lse and the british approach to time series econometrics. *Oxford Economic Papers* 41 (1) : 108–128., 1989.
- [21] F. Hamon. Les agents non titulaires de l'Etat : Rapport au ministre de la fonction publique et des réformes administratives. *Paris La Documentation française*, 1983.
- [22] Ircantec. Perspectives 2020, 2040 et 2060 : le régime de retraite complémentaire des non titulaires de la fonction publique. *Document de travail du Conseil d'orientation des Retraites*, 2011.
- [23] R. Kerjosse and N. Rémila. Les trajectoires professionnelles des agents de la fonction publique d'Etat. *Dossiers, Insee*, 2011.
- [24] S. Makridakis and M. Hibon. Evaluating accuracy (or error) measures. 1995.
- [25] P. Pelletier. Les agents non titulaires des trois fonctions publiques. *Nacy, Berger-Levrault*, 2002.
- [26] M. Qia and G. P. Zhang. An investigation of model selection criteria for neural network time series forecasting. *European Journal of Operational Research*, 2001.
- [27] S. Rabaté and A. Bozio. Le système de retraite français : historique et législation. *Rapport-IPP*, 2013.
- [28] M. V. Shcherbako and al. A survey of forecast error measures. *World Applied Sciences Journal*, 2013.
- [29] Sénat. Projet de loi relatif à l'accès à l'emploi titulaire et à l'amélioration des conditions d'emploi des agents contractuels dans la fonction publique, à la lutte contre les discriminations et portant diverses dispositions relatives à la fonction publique, annexe 2. 2011.
- [30] E. Woschnagg. Evaluating forecast accuracy. 2004.

A Annexes

A.1 Baisse du taux des nouveaux cotisants parmi le flux entrant

FIGURE 14 – Part des nouveaux cotisants parmi le flux entrant



NOTES : Les nouveaux cotisants sont les cotisants qui entrent pour la première fois à l'Ircantec. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

La baisse tendancielle de la part des nouveaux cotisants parmi le flux entrant observée avant les années 90 est due à la sélection des cotisants entrés après 1971 à l'Ircantec. Ainsi, nous devons contrôler cet effet supposé exogène lors de l'estimation de ce taux. Pour se faire, on procède à une estimation préliminaire utilisant une tendance quadratique. La date de cassure à partir de laquelle l'effet de la sélection est négligeable n'étant pas connue, nous la choisissons à partir d'un processus récursif. L'idée de ce processus peut être résumée ainsi : le taux étant relativement constant après la date de cassure, l'effet de la sélection doit être pris en compte tant que l'on n'observe pas une convergence vers l'état stationnaire. Une des méthodes afin d'obtenir cette date est d'utiliser récursivement la régression suivante et de déterminer la période à partir de laquelle la variable $\mathbf{1}_{t > \bar{t}}$ est significative :

$$Y_t = \alpha + \beta_1 \mathbf{1}_{t > \bar{t}} + \beta_2 X_t + \varepsilon_t$$

Où X_t est la tendance quadratique et $\mathbf{1}_{t > \bar{t}}$ est une indicatrice temporelle. En effectuant cette estimation de façon récursive en augmentant au fur et à mesure \bar{t} , on obtient une année à partir de laquelle il n'est plus nécessaire de corriger l'effet de la sélection. Cette approche n'est possible que dans la mesure où les résultats du test de nullité sont stables dans le temps (ie. une fois que le coefficient est significatif il le reste pour les estimations suivantes). L'estimation (2) du modèle de projection est alors effectuée sur Y_t défini tel

que :

$$Y_t = \begin{cases} PartNouveaux & \text{si } t > \bar{t} \\ PartNouveaux - \widehat{Trend} - \hat{\alpha} & \text{sinon} \end{cases}$$

Cette méthode n'est évidemment pas optimale et le choix de la date de cassure peut porter à débat. Quoi qu'il en soit, empiriquement il semblerait néanmoins qu'elle permette de contrôler l'effet de la sélection de façon satisfaisante et que les résultats des projections ne s'en trouvent pas affectés. Il est d'ailleurs à noter que ces derniers ne sont pas sensibles à des changements marginaux des dates de cassure.

A.2 Spécifications retenues pour chaque module

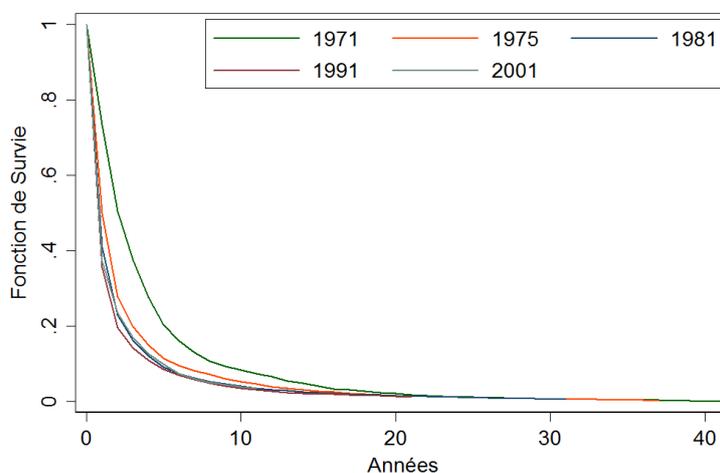
Le choix des variables explicatives est issu d'un processus en partie automatisé dont la sélection diffère d'une équation à l'autre et par fonction publique. Dans un souci de transparence et afin de réduire l'aspect "boite noire" du modèle, nous reportons ici la liste des variables sélectionnées à chaque étape de la modélisation.

TABLE 8 – Spécification pour chaque module

Variables	Module 1						Module 2			Module 3		
	Equation (1)			Equation (2)			Equation (3)			Equation (7)		
	FPE	FPH	FPT									
Croissance	-	-	√	-	√	√	√	-	√	√	√	-
Taux de chômage	√	√	√	-	√	-	√	-	√	-	-	-
Dépense des APU	√	√	√	-	√	√	√	√	√	√	√	√
Inflation	√	-	√	√	√	√	-	√	√	-	√	-
Emplois privés	√	√	√	√	√	√	√	√	√	√	-	-
Effectifs des fonctions publiques	-	√	√	√	√	√	-	√	√	√	√	√
Part des Ircantec dans la FP	√	-	-	√	√	√	-	-	-	-	-	-
Probabilité de titularisation	-	-	-	√	√	√	√	√	√	√	√	-
Part de temps plein	-	-	-	-	-	-	-	-	√	√	√	√
Age moyen à l'entrée	-	-	-	-	-	-	√	√	√	√	√	-
Part de femmes	-	-	-	-	-	-	-	-	-	√	√	√

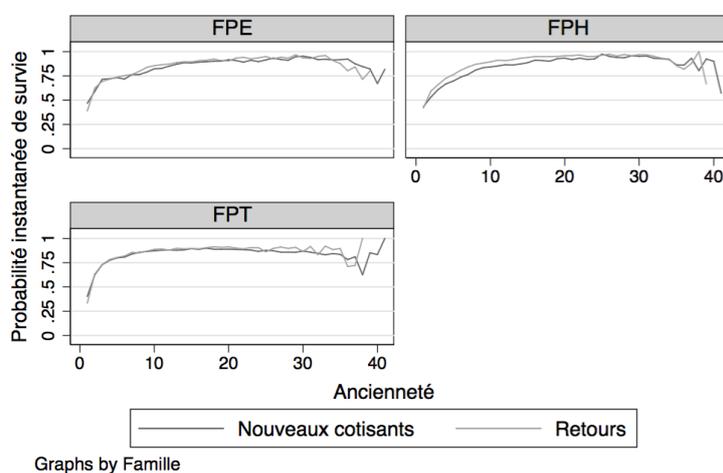
A.3 Fonctions et probabilités instantanées de survie des cotisants

FIGURE 15 – Fonction de survie des cotisants



NOTES : Survie des cotisants en fonction de leur année d'entrée à l'Ircantec.
SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

FIGURE 16 – Probabilité instantanée de rester à l'Ircantec



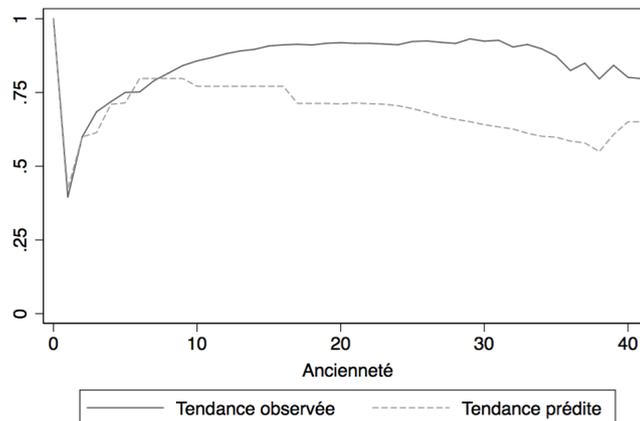
NOTES : Probabilités instantanées de rester à l'Ircantec des cotisants par famille et nouveaux/retours. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

A.4 Résultats complémentaires de l'exercice de projection

Les résultats des projections pour les probabilités instantanées sont peu satisfaisants pour les anciennetés importantes. Ce constat est en partie dû à la faible période d'estimation

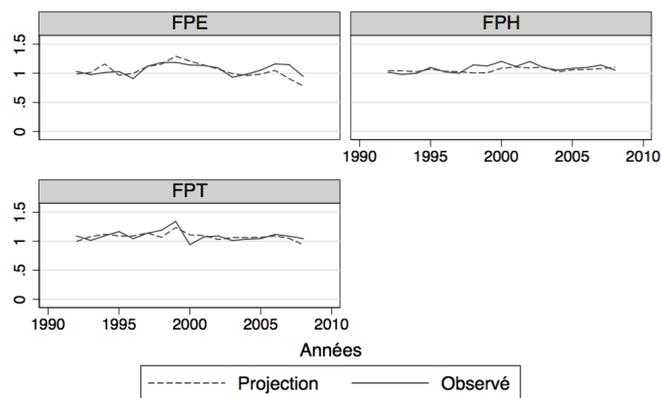
que nous utilisons pour ce premier exercice de projection (une vingtaine d'années). Ainsi, le nombre d'observations pour les groupements de 10 à 16 ans et de 17 ans et plus est très faible. Ce problème se voit naturellement réduit lors de l'exercice de projection à l'horizon 2060 dont les estimations sont effectuées à partir de l'ensemble des années observées.

FIGURE 17 – Projection des probabilités instantanées de rester à l'Ircanrec



NOTES : Résultats des projections de la probabilité instantanée de rester à l'Ircantec pour la période 1992 – 2009. Seule la moyenne pour chaque ancienneté est reportée. Le modèle est estimé sur la période de 1971 à 1991 par famille et type de cotisant (nouveaux/retours). SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

FIGURE 18 – Projection du turnover des cotisants

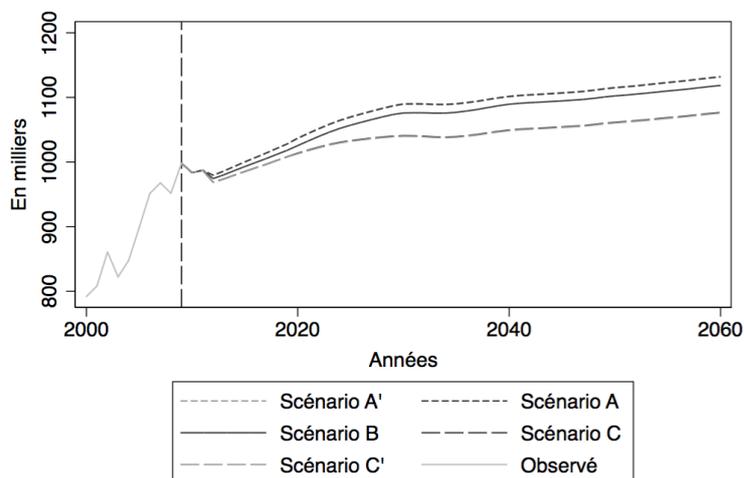


Graphs by Famille

NOTES : Résultats des projections du turnover des cotisants pour la période 1992 – 2009 à partir de l'estimation sur la période de 1971 à 1991. Le *turnover* des cotisants est calculé comme la rapport du flux entrant et de celui sortant. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

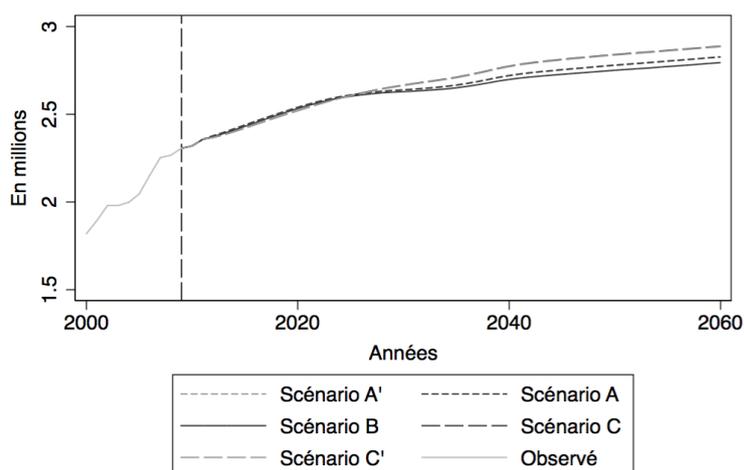
A.5 Résultats de la variante basée sur l'emploi total

FIGURE 19 – Projections du nombre d'entrants pour la variante basée sur l'évolution de l'emploi total



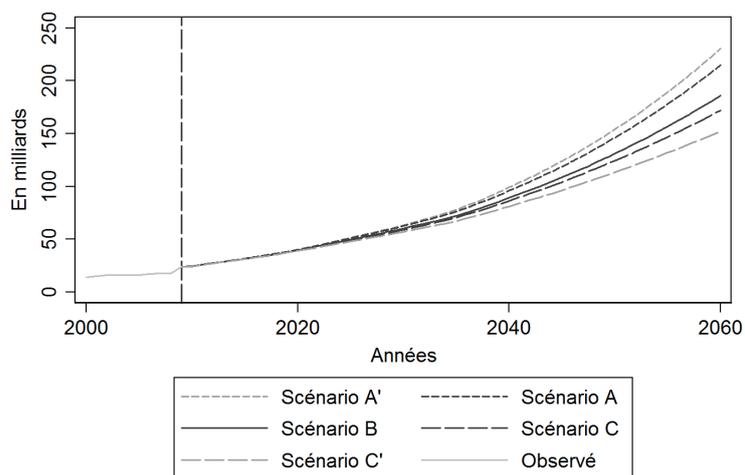
NOTES : Résultats des projections du nombre de cotisants entrant par exercice pour la variante fondée sur l'emploi total. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

FIGURE 20 – Projections de l'effectif des cotisants pour la variante basée sur l'évolution de l'emploi total



NOTES : Résultats des projections de l'effectif des cotisants par exercice pour la variante fondée sur l'emploi total. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

FIGURE 21 – Projections de la masse salariale pour la variante basée sur l'évolution de l'emploi total



NOTES : Résultats des projections de la masse salariale par exercice pour la variante fondée sur l'emploi total. SOURCE : Données de l'Ircantec, échantillon des cotisants nés au mois d'octobre et ayant cotisé pour la première fois après 1970. Calcul des auteurs.

B Liste de tableaux et graphiques

Liste des tableaux

1	Variables explicatives	13
2	Comparaison des modèles concurrents	18
3	Scénario A	22
4	Scénario B	23
5	Scénario C	23
6	Scénario A'	23
7	Scénario C'	23
8	Spécification pour chaque module	36

Table des figures

1	Évolution salariale en ETP	4
2	Architecture du modèle	8
3	Flux entrant de cotisants	8
4	Flux entrant de cotisants prédit	15
5	Stock de cotisants prédit	16
6	Masse salariale prédite	16
7	Fonctions d'impulsion-réponse pour la population active	20
8	Fonctions d'impulsion-réponse pour le chômage	21
9	Projections du nombre d'entrants	24
10	Projections de l'effectif des cotisants	25
11	Projections de la masse salariale	26
12	Projections de l'effectif des cotisants	28
13	Projections de la masse salariale	29
14	Part des nouveaux cotisants parmi le flux entrant	35
15	Fonction de survie des cotisants	37
16	Probabilité instantanée de rester à l'Ircantec	37
17	Projection des probabilités instantanées de rester à l'Ircanrec	38
18	Projection du turnover des cotisants	38
19	Projections du nombre d'entrants pour la variante basée sur l'évolution de l'emploi total	39
20	Projections de l'effectif des cotisants pour la variante basée sur l'évolution de l'emploi total	39
21	Projections de la masse salariale pour la variante basée sur l'évolution de l'emploi total	40