

solidarité et santé dossiers

n° 2 • avril - juin 2005



ÉTUDES DIVERSES

sommaire

Études diverses

dossiers solidarité et santé n° 2 • avril - juin 2005

INTRODUCTION 5

DOSSIER

Quelles sont les durées d'assurance validées par les actifs pour leur retraite ?
une première évaluation à partir de l'Échantillon interrégimes de cotisants (EIC)
Hélène CHAPUT et Najat EL MEKKAOUI DE FREITAS 7

L'échantillon national interrégimes d'allocataires de minima sociaux (ENIAMS)
Anne PLA 23

Caractéristiques régionales et structure de l'activité de court séjour :
impact sur les coûts hospitaliers par modélisation multi-niveaux
Monique KERLEAU, Marc LE VAILLANT et Zeynep OR 35

La diversification de l'activité de court séjour des établissements de santé :
l'éclairage par l'indicateur d'entropie
Monique KERLEAU, Marc LE VAILLANT et Zeynep OR 49

introduction

Études diverses

dossiers solidarité et santé n° 2 • avril - juin 2005

Ces seconds Dossiers Solidarités et Santé de l'année 2005 s'ouvrent par une étude intitulée « Quelles sont les durées d'assurance validées par les actifs pour leur retraite ? une première évaluation à partir de l'Echantillon interrégimes de cotisants (EIC) ».

L'Echantillon interrégimes de cotisants (EIC) est un nouvel outil d'analyse en matière de retraites conçu pour représenter les personnes ayant entre 31 et 67 ans au 31 décembre.

Il permet d'obtenir une vision nouvelle des carrières et des droits acquis au sein du système français des retraites. *Hélène Chaput et Najat El Mekkaoui de Freitas* nous livrent une première exploitation de l'EIC (2003) qui nous montre l'augmentation du nombre de polycotisants. Par ailleurs, deux résultats émergent : tout d'abord, la situation au regard des droits à pension pour la génération 1934-1936 s'est constamment améliorée alors que pour les générations ultérieures, cette acquisition des droits a été moins favorable. Ensuite, la situation des femmes au regard des retraites n'a fait que s'améliorer grâce à l'acquisition de davantage de trimestres de cotisations entre 31 et 43 ans, réduisant ainsi l'écart avec les hommes.

C'est pour mieux connaître la situation des personnes en difficulté et notamment des bénéficiaires de minimas sociaux, que la Drees, en collaboration avec l'Insee, la Cnaf, la MSA et l'Unédic ont mis en place l'Echantillon national interrégimes d'allocataires de minima sociaux (ENIAMS). Le champ de l'ENIAMS est ciblé sur les principaux minima sociaux concernant les personnes d'âge actif (RMI, ASS, API, et AAH). L'échantillon couvre au total 95 % des bénéficiaires âgés de 16 à 65 ans. L'objet de l'étude d'*Anne Pla* est de présenter cet échantillon, d'exposer les grandes étapes de sa constitution et enfin, de livrer les principaux résultats obtenus par l'exploitation des premières vagues annuelles sur les flux de personnes transitant d'une année sur l'autre dans les différents dispositifs.

Un troisième article intitulé « Caractéristiques régionales et structure de l'activité de court séjour : impact sur les coûts hospitaliers par modélisation multi-niveaux » examine le rôle des activités médicales et chirurgicales sur les valeurs du point ISA lorsque l'on prend en compte non seulement, de façon classique, les caractéristiques spécifiques des établissements mais aussi les déterminants régionaux des valeurs du point à partir d'un modèle multi-niveaux. L'impact de la diversité des activités médicales et chirurgicales sur les valeurs du point ISA est questionné à partir d'un indicateur original de diversification.

Enfin, ces Dossiers s'achèvent par une seconde étude réalisée par *Monique Kerleau, Marc Le Vaillant et Zeynep OR* qui a pour thème « La diversification de l'activité de court séjour des établissements de santé : l'éclairage par un indicateur d'entropie » dont l'objectif a été de tester les qualités descriptives des mesures d'entropie qui permettent d'analyser l'intensité de la diversification des établissements de santé, en prenant en compte simultanément le spectre des disciplines couvertes par ces derniers et le degré de diversité des services qu'ils produisent. La base de données utilisée est issue de l'appariement des données de case mix issues du PMSI et de la statistique annuelle d'établissement (SAE). La période d'observation couvre cinq années, de 1997 à 2001. A ce stade, l'étude a eu une finalité descriptive. Il s'est agi en effet, d'un point de vue structurel, de classer les hôpitaux et les cliniques selon l'intensité de leur diversification en portant un intérêt particulier à la composante dite « intra » de l'entropie, qui renvoie à la plus ou moins grande propension des établissements à couvrir toute l'étendue de la gamme des lignes de produits d'une discipline donnée.

QUELLES SONT LES DURÉES D'ASSURANCE VALIDÉES PAR LES ACTIFS POUR LEUR RETRAITE ? une première évaluation à partir de l'Échantillon interrégimes de cotisants (EIC)

Hélène CHAPUT, Najat El Mekkaoui de Freitas***

Ministère de l'Emploi, de la Cohésion sociale et du Logement
Ministère de la Santé et des Solidarités

Drees

Drees et Eurisco, Université Paris-Dauphine

La première vague de l'Échantillon interrégimes de cotisants (EIC 2003), nouvel outil d'analyse en matière de retraites, recueille des informations sur les cotisants ayant entre 31 et 67 ans au 31 décembre 2001. L'EIC permet d'avoir une vision nouvelle des carrières et des droits à la retraite acquis au sein du système français. Cette première exploitation montre, d'une part l'augmentation du nombre de polycotisants et d'autre part, une plus grande mobilité des cotisants entre régions. Deux résultats émergent de la présente étude : la situation au regard des droits à pension, s'est constamment améliorée, pour la génération 1934-1936, alors que pour les générations ultérieures l'acquisition de droits a été moins favorable. Par contre, la situation relative des femmes n'a fait que s'améliorer et ce, quelle que soit la génération.

Évaluer les retraites futures ou l'âge auquel les actifs d'aujourd'hui pourront liquider leur(s) retraite(s) représente un exercice délicat compte tenu, d'une part, de la complexité du système de retraite français, caractérisé par une multiplicité de régimes aux réglementations disparates (encadré 1) et, d'autre part, du morcellement de l'information statistique disponible (encadré 2).

Pour améliorer la connaissance et éclairer les choix publics, la Drees a construit un Échantillon interrégimes de cotisants (EIC) donnant, avec une périodicité régulière, une photographie des droits à la retraite acquis dans l'ensemble des régimes français par un échantillon d'actifs de différentes générations.

Avec l'EIC¹, il est donc aujourd'hui possible d'évaluer les droits à pension acquis par les cotisants au système de retraite français, au fur et à mesure qu'ils les constituent, sans attendre le moment de la liquidation de la (des) pension(s). Cet article présente, dans un premier temps, les principes ayant guidé la construction de l'échantillon et les hypothèses retenues dans le cadre du présent travail. La seconde partie propose une photographie des droits à la retraite acquis au 31 décembre 2001 par les actifs au titre des régimes de base².

L'ÉCHANTILLON INTERRÉGIMES DE COTISANTS : UN NOUVEL OUTIL D'ANALYSE EN MATIÈRE DE RETRAITES

La première vague de l'EIC (EIC 2003) est conçue pour représenter les personnes ayant entre 31 et 67 ans au 31 décembre 2001. L'échantillon est

1 - Cette étude n'aurait pu être réalisée sans les travaux préliminaires ayant abouti à la constitution de l'échantillon, travaux auxquels ont participé Yves Ullmo, Pierre Ralle, Christel Colin, Hélène Michaudon, et Laurent Caillot.

2 - Les droits acquis au sein des régimes complémentaires ne sont pas examinés ici et feront l'objet d'une prochaine étude.

constitué de personnes nées dans le courant du mois d'octobre d'une année paire sur deux : le taux de sondage est donc d'une génération sur quatre et de 2,67 % par génération tirée, ce qui représente environ 230 000 personnes.

L'EIC est un panel : les individus tirés dans l'EIC 2003 seront suivis dans les EIC suivants, afin de pouvoir observer l'évolution des droits acquis par les individus de l'échantillon entre deux EIC successifs (acquisition de nouveaux droits ou mise à jour d'informations au sein des régimes). Par ailleurs, l'EIC et l'Échantillon interrégimes de retraités (EIR)³ seront articulés, afin de pouvoir comparer les droits estimés à partir du dernier EIC aux droits effectivement versés et ce, dès qu'un individu passe du statut de cotisant à celui de retraité.

les informations tirées de l'EIC 2003

le cas général

L'élaboration du contenu de l'EIC a donné lieu à un arbitrage entre les coûts liés à l'obtention d'une information et son intérêt statistique, en fonction de l'organisation des différents systèmes d'information. L'établissement d'un « dessin de fichier » identique pour tous les régimes mais permettant néanmoins de rendre compte de leurs spécificités s'est révélé un exercice délicat. Un socle commun à tous les régimes contenant les durées validées à l'assurance vieillesse et les rémunérations perçues avec, dans la plupart des cas, un recueil d'informations rétrospectives sur longue période a finalement été mis au point. Ont été adjointes à ce noyau dur les données correspondant aux spécificités de certains régimes ou pertinentes pour quelques-uns seulement (avantages liés à l'occupation d'emplois classés en catégorie active par exemple).

Pour les régimes de base du secteur privé, et pour chaque année de carrière, les informations sollicitées sont relatives au nombre de trimestres durant lesquels il y a eu cotisation dans le régime ainsi qu'au nombre de trimestres assimilés avec, si possible, les motifs qui leur correspondent et à la rémunération individuelle et ses composantes principales. Pour les régimes complémentaires, ces informations sont remplacées par le nombre de points acquis, avec ou sans contrepartie de cotisations. Enfin, et ce, principalement à des fins d'études, ont également été collectés (selon la disponibilité de ces informations dans les bases de données des régimes) le montant des cotisations vieillesse, le statut, la situation d'activité, la

catégorie socioprofessionnelle et la condition d'emploi (temps complet / temps partiel). Les régimes qui en disposent ont aussi fourni des informations sur la situation matrimoniale et le nombre d'enfants.

le cas des fonctionnaires

L'obtention des informations relatives aux carrières des agents de la Fonction publique s'est révélée plus complexe. En effet, les organismes gérant les pensions de retraite du secteur public (Service des pensions de l'État, CNRACL et FSPOEIE) ne disposent pas d'informations sur les carrières des fonctionnaires. Des palliatifs ont donc dû être trouvés pour compléter l'EIC :

- pour les agents civils de l'État, l'EIC s'appuie sur une extraction des fichiers de paie de la Comptabilité publique, archivés par l'Insee ; les informations sur les carrières ne sont toutefois disponibles que depuis 1978. Les périodes cotisées par les agents civils de l'État avant 1978 ne peuvent donc pas être repérées à partir de ces fichiers. Afin de combler cette absence de données, une date d'entrée dans la Fonction Publique a été imputée aux cotisants de l'EIC présents dans les fichiers de paie des agents de l'État en 1978 ;
- pour les personnels civils et militaires de la Défense, une collecte spécifique d'informations a été mise en œuvre par l'Observatoire social de la défense ;
- pour les fonctions publiques territoriale et hospitalière, une extraction du panel DADS permet de recueillir des informations sur les carrières des individus ayant été rémunérés par une collectivité locale depuis 1989 ou par un hôpital depuis 1976, et vient compléter le fichier fourni par la CNRACL.

3 - L'EIR est outil statistique permettant de mesurer les droits à pension des retraités, cf. annexe 1.

ENCADRÉ 1 ●

LE STATUT PARTICULIER DES GÉNÉRATIONS
1934 ET 1938 DANS L'EIC

Dix générations d'actifs font partie de l'EIC. Parmi elles, deux générations - 1934 et 1938 - ont dépassé 60 ans au 31 décembre 2001. Elles ont été intégrées à l'échantillon principalement à des fins méthodologiques et de coordination avec l'EIR (cf. annexe 1) : il s'agissait, d'une part, de pouvoir comparer les pensions qui seront estimées à partir de l'EIC aux pensions effectivement versées disponibles dans l'EIR ; d'autre part, il fallait pouvoir qualifier de manière plus précise la situation des individus entre 60 et 65 ans au regard de l'activité.

Les générations 1934 et 1938 ont fait l'objet du même traitement que les autres dans les travaux préliminaires ayant abouti sur cette étude. Mais les travaux de comparaison des durées validées renseignées dans l'EIC avec celles disponibles par ailleurs dans l'EIR a conduit à les écarter de l'étude, du moins pour la partie consacrée à la description des droits acquis de manière globale.

En effet, les travaux d'appariement avec l'EIR ont mis en évidence des problèmes d'enregistrement des durées validées dans l'EIC pour ces générations, phénomène confirmé par les régimes. Au moment de la liquidation de leur pension, beaucoup d'individus de ces générations ont, par exemple, bénéficié de « validation sur présomptions » qui leur ont permis de valider des périodes lacunaires et d'augmenter leurs durées d'assurance. Ces informations n'ayant pas l'objet d'un enregistrement sur un support informatique, elles n'apparaissent donc pas dans l'EIC.

ENCADRÉ 2 ●

RÉGIMES ÉTUDIÉS ET PROCÉDURES D'ESTIMATIONS

Pour cette étude, les 26 régimes de base suivants (cf. annexe 2 pour la signification des sigles employés) ont été retenus :

CNAVTS
MSA Salariés
MSA Exploitants
CNRACL
Fonction Publique d'État civile
ORGANIC
CANCAVA
SNCF
ENIM
CANSSM
CAVIMAC
IEG Pensions
RATP
CRPCEN
Banque de France
CAVOM
CARMF
CARCD
CAVP
CARSAF
CARPIMKO
CARPV
CREA
CAVAMAC
CIPAV
CAVEC

Pour les cotisants ayant réalisé une partie de leur carrière dans la Fonction Publique d'État civile ou dans les fonctions publiques territoriale et hospitalière, des estimations ont été réalisées, compte tenu des imperfections des sources de données.

Fonction Publique d'État civile :

• *Pour les parties de carrières effectuées après 1978, quatre trimestres ont été affectés par année de présence dans les fichiers de paie des agents de l'État. Pour les années où les fichiers de paie des agents de l'État n'étaient pas disponibles (1979, 1981, 1987) ou incomplets (1993, 1994, 1995), les agents ont été considérés comme cotisant ces années-là dès lors qu'ils étaient présents l'année d'avant et celle d'après ; sinon, ils ont été considérés comme n'ayant pas acquis de droits.*

• *Pour les parties de carrières effectuées avant 1978, une date d'entrée dans la Fonction Publique a été estimée en collaboration avec l'Insee et le service des Pensions de l'État. Quatre trimestres ont ensuite été affectés par année de présence entre la date d'entrée estimée et 1978.*

Fonctions publiques territoriale et hospitalière

La seule information disponible à la CNRACL est la date d'entrée dans le régime. Quatre trimestres ont donc été affectés par année de présence entre la date d'entrée et 2001, année de fin de recueil de l'information.

De telles opérations ont été aussi réalisées pour des régimes où les données n'étaient pas disponibles sur toutes les périodes. Dans tous les cas, les trimestres imputés ont été considérés comme des trimestres cotisés. Une telle méthode entraîne une surestimation des durées cotisées, notamment pour les femmes : en effet, elle ne permet pas de tenir compte des éventuelles interruptions d'activité et/ou des temps partiels par exemple¹.

Quand il était impossible pour les régimes de détailler année par année la chronique d'acquisition de droits, les données ont été fournies globalement sur les périodes d'affiliation. Le nombre de trimestres validés durant la période a été réparti sur les années constituant la période, afin de reconstituer une chronique.

• Quelles sont les durées d'assurance validées par les actifs pour leur retraite ? une première évaluation à partir de l'Echantillon interrégimes de cotisants (EIC)

Les trimestres ainsi imputés sur une année ont été considérés comme des trimestres cotisés, dans la limite de quatre par an ; au-delà de quatre, ils ont été considérés comme des trimestres validés gratuitement et non écrétables².

Au final, cette étude a été menée sur 220 000 cotisants aux régimes de base environ. Près de 97 % d'entre eux ont acquis des droits auprès du régime général, 18 % ont cotisé en tant que salariés agricoles et plus de 15 % en tant qu'agent de la Fonction publique d'état civile (tableau ci-dessous).

hypothèses simplificatrices retenues
pour le calcul des cotisations

	En %
Part d'individus de l'échantillon ayant acquis des droits à ...	
... la CNAVTS	96,7
... la MSA salariés	17,9
... la MSA exploitants	5,0
... la CNRACL	2,6
... l'ORGANIC	5,2
... la CANCAVA	2,9
... la SNCF	0,8
... l'ENIM	0,4
... la CANSSM	0,5
... la CAVIMAC	0,1
... IEG Pensions	0,6
... la RATP	0,1
... la CRPCEN	0,4
... la Banque de France	0,1
... la CAVOM	0,0
... la CARMF	0,4
... la CARCD	0,1
... la CAVP	0,1
... la CARSAF	0,0
... la CARPIMKO	0,4
... la CARPV	0,0
... la CREA	0,1
... la CAVAMAC	0,1
... la CIPAV	0,3
... la CAVEC	0,1
... la Fonction publique d'Etat civile	15,4

Source : EIC2003, Drees

1 - Une comparaison des durées cotisées ainsi calculées à partir de l'EIC avec les travaux d'estimations menés par la CNAVTS permet de dire que la surestimation est plus importante pour les femmes ayant validé de faibles durées et qu'elle oscille entre 3 et 9 trimestres selon les générations. Ceci n'est toutefois qu'une première analyse et demande à être examiné plus avant.

2 - Les trimestres validés gratuitement et non écrétables sont les trimestres validés gratuitement au titre de toute la carrière et non pas relatif à une année précise. Entrent par exemple dans cette catégorie, les trimestres validés pour enfants donnant lieu à la majoration de durée d'assurance pour les femmes.

3 - La somme des pourcentages est supérieure à 100 %, car un individu peut avoir cotisé dans plusieurs régimes de base.

LA SITUATION DES ACTIFS EN MATIÈRE D'ACQUISITION DE DROIT À LA RETRAITE

de plus en plus de polycotisants au sein du système de retraite français

Au 31 décembre 2001, 58 % des actifs avaient cotisé à un seul régime de base et près de 42 % à plus d'un régime. Ces polycotisants⁴ ont été affiliés en moyenne à 2,2 régimes de base. Les hommes ont cotisé, en moyenne, à davantage de régimes que les femmes (1,6 contre 1,4). Ce résultat peut refléter la plus faible participation des femmes au marché du travail et donc une plus faible probabilité de changer de régime ; il peut aussi témoigner d'une moins grande mobilité professionnelle de la part de ces dernières. En effet, bien que celle-ci ait augmenté, elle reste inférieure à celle des hommes : ainsi, alors que moins d'un homme sur deux qui était artisan, commerçant ou chef d'entreprise en 1988 l'était encore en 1993, c'est le cas de près de 60 % des femmes (Chapoulie, 2000).

Le nombre moyen de régimes d'affiliation croît avec les générations : alors qu'il est de 1,5 pour les hommes de la génération 1934, il passe à 1,6 pour ceux nés entre 1946 et 1958 (graphique 1). Malgré leur plus jeune âge, les dernières générations ont donc cotisé dans davantage de régimes que leurs aînées. Cette évolution est la conséquence de deux effets qui jouent en sens contraire. Les générations les plus jeunes ont d'abord, de fait, une carrière plus courte que leurs aînées et donc une probabilité plus faible d'avoir acquis des droits dans un plus grand nombre de régimes. *A contrario*, elles ont des carrières professionnelles moins linéaires et ont donc changé plus souvent de régime au cours de celles-ci. Si « l'effet génération » domine pour les générations 1934 à 1958, c'est « l'effet âge » qui prévaut à partir de la génération 1962 : le nombre moyen de régimes d'affiliation passe de 1,6 pour la génération 1958 à un peu moins de 1,5 pour la génération 1970. Si les générations 1966 et 1970 comptent au 31 décembre 2001 moins de polycotisants que la génération 1962, elles en comptent toutefois davantage, malgré leur jeune âge, que les plus âgées nées en

4 - Un polycotisant est une personne qui a cotisé, au cours de sa carrière, dans plus d'un régime de base. Les notions de polycotisant (utilisée dans cette étude) et de polypensionné (utilisée dans les études relatives aux retraités) ne se recouvrent pas totalement : par exemple, une personne qui a cotisé dans deux régimes (i.e. polycotisante) peut être unipensionnée si la faiblesse des droits acquis dans l'un des régimes a donné lieu à un versement forfaitaire unique, en lieu et place d'une pension.

1934 et 1938. Ce constat vaut pour les hommes comme pour les femmes, mais, pour ces dernières, « l'effet âge » ne prévaut qu'à partir de la génération 1966 et de manière très modérée.

Afin de neutraliser cet effet lié à l'âge et de mettre en évidence le seul effet de génération, le nombre moyen de régimes d'affiliation a été étudié à l'âge de 31 ans, c'est-à-dire l'âge le plus élevé observé pour l'ensemble des générations de l'échantillon. Au 31 décembre 2001, ce nombre s'élevait en moyenne à 1,4 pour les hommes et 1,3 pour les femmes (gra-

phique 2). Pour les premiers, le nombre moyen de régimes d'affiliation s'est régulièrement accru, pour se stabiliser autour de 1,5 depuis la génération 1958. Pour les secondes, il a augmenté continûment de 1,2 pour la génération 1934 jusqu'à un peu moins de 1,5 pour la génération 1970. Ce constat reflète à la fois une plus grande participation des femmes au marché du travail et une diversification de leur carrière. Cette évolution s'est produite alors que l'âge de fin d'études s'est accru au fil des générations, réduisant la durée de cotisation possible jusqu'à 31 ans et donc la probabilité de changer de régime d'affiliation. Avec 1,5 régimes en moyenne à 31 ans, les femmes de la génération 1970 ont donc rattrapé les hommes d'âge équivalent.

la quasi-totalité des cotisants a acquis des droits au régime général

Le nombre de régimes dans lesquels ont cotisé les actifs fournit un premier élément de cadrage. Mais on peut aller plus avant dans l'analyse en examinant comment se combinent les affiliations aux différents régimes. Si une étude poussée des trajectoires et des transitions entre régimes n'est pas l'objet du présent travail, il est toutefois possible de décrire les régimes qui comptent le plus fréquemment des unicotisants et les combinaisons de régimes les plus fréquemment rencontrées parmi les polycotisants.

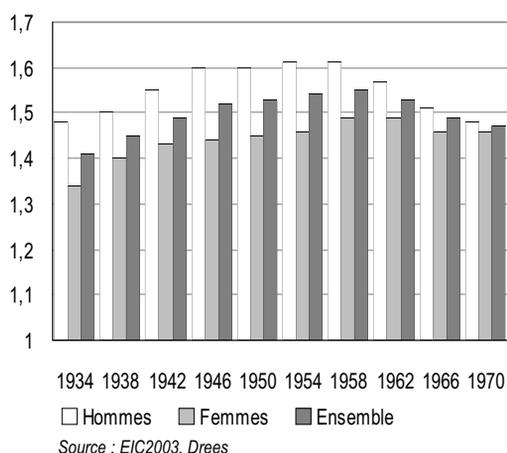
Au 31 décembre 2001, la part moyenne d'unicotisants par génération est de 10 points plus faible pour la génération 1962 que pour la génération 1934 (tableau 1). A partir de la génération 1966, c'est « l'effet âge » décrit précédemment qui domine. Mais les deux générations les plus jeunes de l'échantillon sont quand même, malgré leur jeune âge, majoritairement moins unicotisantes que les générations les plus âgées.

Plus de 95 % des unicotisants ont exclusivement cotisé au régime général et ont donc réalisé la totalité de leur carrière en tant que salarié du secteur privé ou agent non titulaire de la Fonction Publique. Cette proportion n'a fait qu'augmenter au fil de générations, passant de 90 % pour la génération 1934 à 98 % pour la génération 1970.

Comme les unicotisants, les polycotisants sont, en grande majorité, passés par le régime général (tableau 2). Toutes les personnes qui ont principalement validé leurs droits dans le régime des médecins ou des pharmaciens libéraux (CARMF et CAVP) en ont, par exemple, également validé au régime général (CNAVTS). C'est le cas également de 99 % des fonctionnaires civils de l'État et des agents des collectivités territoriales et hospitalières. Quel que soit leur régime principal d'affiliation, plus de 90 % des

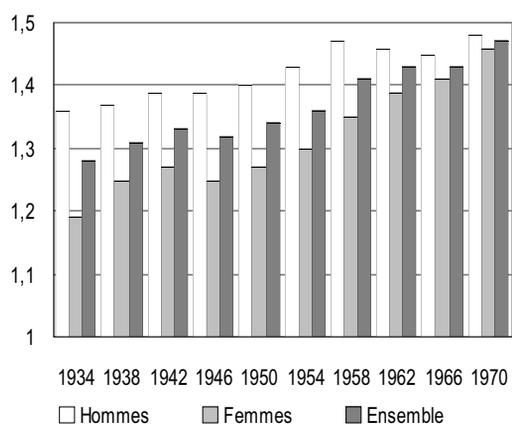
GRAPHIQUE 1 ●

nombre moyen de régimes de retraite d'affiliation
au 31/12/2001, par génération et par sexe



GRAPHIQUE 2 ●

nombre moyen de régimes de retraite d'affiliation
à 31 ans, par génération et par sexe



• Quelles sont les durées d'assurance validées par les actifs pour leur retraite ?
une première évaluation à partir de l'Echantillon interrégimes de cotisants (EIC)

TABLEAU 1 ●

répartition des unicotisants par génération et selon le régime où ils ont cotisé au 31/12/2001

En %

	1934	1938	1942	1946	1950	1954	1958	1962	1966	1970	Ensemble
Part d'unicotisants	65,6	62,3	59,2	56,9	56,3	56,0	55,2	55,9	59,0	60,0	58,2
Part d'unicotisants ayant cotisé ...	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
... à la CNAVTS	90,3	92,5	94,5	94,8	95,9	96,3	96,8	97,1	97,4	97,8	95,6
... à la MSA salariés	1,7	0,9	0,6	0,9	0,8	0,8	0,8	0,9	1,0	0,8	0,9
... dans la Fonction Publique	1,7	2,1	1,8	1,7	1,4	1,2	1,3	1,0	0,8	0,8	1,3
... dans un régime spécial de salariés	0,8	0,8	0,7	0,5	0,3	0,4	0,4	0,2	0,2	0,2	0,4
... à la MSA exploitants	5,3	3,2	1,8	1,8	1,3	0,9	0,6	0,6	0,4	0,3	1,5
... à l'ORGANIC	0,2	0,3	0,3	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,0	0,2
... à la CANCAVA	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
... dans un régime de profession libérale	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Note de lecture : 65,6 % des individus de la génération 1934 sont des unicotisants ; 90,3 % d'entre eux ont été exclusivement affiliés à la CNAV.

Source : EIC2003, Drees

TABLEAU 2 ●

répartition des polycotisants, selon leur régime principal et les autres régimes dans lesquels il ont été affiliés

Régime principal	Autres régimes d'affiliation																				
	CNAVTS	MSA salariés	MSA exploitants	ORGANIC	CANCAVA	Fonction publique d'État civile	CNRACL	SNCF	ENIM	CANSSM	CAVIMAC	IEG	RATP	CRPCEN	Banque de France	CARPIMKO	CARMF	CAVP	CARCD	Autres professions libérales	
CNAVTS		50,2	5,6	15,6	8,2	27,7	4,9	0,2	0,6	0,9	0,1	0,2	0,1	0,7	0,0	0,6	0,7	0,1	0,0	0,1	1,4
MSA salariés	93,9		15,3	3,2	1,2	7,8	1,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5
MSA exploitants	79,7	52,2		2,5	0,7	4,2	0,2	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
ORGANIC	98,2	14,6	4,6		3,1	5,4	0,3	0,1	0,3	0,3	0,1	0,0	0,0	0,3	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	0,3
CANCAVA	99,2	15,9	2,1	4,3		4,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
Fonction publique d'État civile	98,8	12,5	1,6	0,7	0,3		0,4	0,1	0,1	0,3	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,2
CNRACL	99,1	15,4	0,9	1,4	0,6	11,8		0,1	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,2	0,0	1,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
SNCF	98,0	20,3	2,0	0,7	0,1	4,3	0,2		0,1	0,5	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1
ENIM	93,2	22,1	1,5	6,1	1,1	9,5	0,4	0,0		0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CANSSM	95,2	16,9	4,3	3,2	0,3	0,5	0,3	0,0	0,0		0,0	1,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3	0,0	0,0	0,5
CAVIMAC	96,4	11,8	4,5	0,9	0,9	12,7	0,0	0,9	0,0	0,0		0,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9
IEG	98,8	9,2	1,0	0,9	0,4	5,7	0,1	0,2	0,0	1,7	0,1		0,0	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
RATP	99,0	7,7	1,0	2,9	1,0	8,7	0,5	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0		0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CRPCEN	98,5	10,8	1,2	3,6	0,3	6,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,2
Banque de France	99,1	5,3	1,8	0,9	0,0	9,7	0,0	0,0	0,0	0,9	0,0	0,0	0,0	0,9		0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CARPIMKO	99,8	7,4	0,8	0,8	0,0	9,7	0,0	0,2	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,2	0,0		0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CARMF	100,0	6,7	0,0	0,2	0,0	21,2	0,2	0,0	0,2	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		0,0	0,0	0,0	0,0
CAVP	100,0	7,2	0,7	2,0	0,0	8,6	0,0	0,0	0,0	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		0,0	0,0	0,0
CARCD	97,2	11,3	0,0	0,0	0,9	17,9	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		0,0	0,0
Autres professions libérales	99,2	10,5	1,3	5,0	2,5	17,2	0,0	0,4	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0	0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Note de lecture : 93,9 % des polycotisants dont le régime principal est la MSA salariés (régime dans lequel ils ont validé la plus grande partie de leurs droits) ont également validé des trimestres au régime général.

Source : EIC2003, Drees

polycotisants ont ainsi cotisé au régime général. On observe toutefois une exception : les exploitants agricoles (cotisants dont le régime principal est la MSA exploitants) sont seulement 80 % à être dans ce cas, alors que plus de la moitié d'entre eux a cotisé en tant que salarié agricole.

quelles sont les durées d'assurance validées par les actifs d'aujourd'hui ?

au 31 décembre 2001, l'écart de durées d'assurance validées entre les hommes et les femmes se réduit

Si, au 31 décembre 2001, le nombre moyen de régimes d'affiliation croît avec les générations, les durées d'assurance validées par les actifs pour leur retraite (encadré 3) ont tendance à diminuer (graphique 3). À cette date, le nombre de trimestres validés (hors périodes militaires et de chômage non indemnisé, cf. encadré 3) est ainsi passé de 120 pour la génération 1942 à 36 pour la génération 1970. Toutefois, cette diminution est moins que proportionnelle : ainsi, si les individus de la génération 1946 ont 4 ans de moins que ceux de la génération 1942, ils ont validé en moyenne 9 trimestres de moins (111 trimestres contre 120), soit 2,25 ans.

L'écart entre les droits à la retraite acquis par les hommes et par les femmes est important pour les plus anciennes générations : au 31 décembre 2001, les hommes de la génération 1942 (la plus vieille génération considérée ici, encadré 3) ont validé 21 % de trimestres de plus que les femmes et ceux de la génération 1946, 20 % de plus. La possibilité de

valider, au moment de la liquidation des droits, les périodes militaires et certaines d'apprentissage devrait encore accroître cet écart à la différence des majorations de durée d'assurance bénéficiant aux mères ayant élevé des enfants (encadré 3). L'écart entre les droits à la retraite recensés par l'EIC pour les hommes et pour les femmes diminue toutefois au fil des générations et passe de 27,7 trimestres pour la génération 1942 à 0,2 trimestre pour la génération

ENCADRÉ 3 ●

CONCEPTS ET NOTIONS UTILISÉS DANS L'ÉTUDE

La présente étude a été réalisée sur la base des données relatives aux carrières des cotisants de 26 des 29 régimes de base faisant partie de l'EIC (la caisse de retraite des notaires, le régime des salariés d'Altadis et les droits à pension des personnels civils et militaire du Ministère de la Défense seront considérés ultérieurement), ce qui représente environ 220 000 cotisants. Les résultats ne portent donc que sur les individus ayant cotisé au moins une fois à un régime de retraite de base. Près de 6 % des individus répondant aux critères pour faire partie de l'échantillon ne sont retrouvés dans aucune des caisses : il peut s'agir soit de personnes n'ayant jamais cotisé, soit de personnes ayant cotisé dans un des régimes de base non pris en compte dans l'EIC.

L'étude se focalise sur un des aspects des droits à pension, les durées d'assurance validées au titre des régimes de base, les éléments de rémunérations n'étant pas traités, pas plus que les droits acquis dans les régimes complémentaires.

Sont pris en compte dans les durées d'assurance validées :

- l'ensemble des périodes cotisées au titre de l'activité professionnelle ;
- l'ensemble des périodes validées au titre de la maladie, de la maternité, de l'invalidité, des accidents du travail, du chômage indemnisé, de la préretraite, de la reconversion et de la formation. Ces périodes sont dites « assimilées ».

En revanche, la validation des périodes militaires pour les hommes, la majoration de durée d'assurance pour enfant pour les femmes et la validation des périodes de chômage non indemnisé ne sont pas intégrés dans le calcul des durées d'assurance validées : la plupart de ces informations ne sont, en effet, disponibles souvent qu'au moment de la liquidation et ne sont pas connues au cours de la carrière.

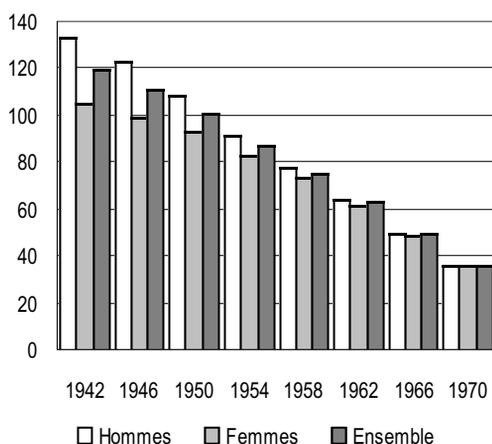
Le nombre de trimestres validés sur une année par un cotisant est égal au nombre de trimestres validés par cotisation et validés gratuitement sans contrepartie de cotisation salariale, au titre du chômage, de la préretraite, de la reconversion, de la formation, de la maladie, de la maternité, de l'invalidité et des accidents du travail. Le nombre de trimestres validés sur une année dans un régime est au maximum égal à 4.

Les durées validées dans le cadre de l'AVPF sont considérées comme des durées cotisées.

Le nombre de total de trimestres validés au 31 décembre 2001 par un cotisant est égal à la somme des trimestres validés annuellement, à laquelle viennent s'ajouter des trimestres non positionnés au cours de la carrière et des trimestres ayant fait l'objet d'un rachat.

GRAPHIQUE 3 ●

nombre moyen de trimestres validés au sein des régimes de base, à 31 ans, par génération et par sexe



Source : EIC2003, Drees

1970. Aussi, à partir de la génération née en 1966, on observe moins d'un trimestre d'écart entre les hommes et les femmes. Ces résultats traduisent l'élargissement de la participation des femmes au marché du travail. Pour les générations les plus jeunes de l'échantillon, ils sont toutefois à considérer avec précaution dans la mesure où ils ne reflètent que les débuts d'activité professionnelle et ne prennent donc pas en compte l'ensemble des aléas de carrière liés à la maternité : en effet, les femmes de ces générations sont encore susceptibles d'avoir des enfants, avec des effets possibles sur leur carrière et sur l'acquisition de droits à la retraite (temps partiel, congé parental d'éducation, interruption d'activité). Par ailleurs, ils ne tiennent pas compte comme cela a été rappelé plus haut des périodes militaires qui ne sont validées, pour les hommes, qu'à la liquidation de la (des) pension(s), non plus que de certaines périodes d'apprentissage et de chômage non indemnisé.

des durées d'assurance validées à 31 ans plus faibles pour les personnes nées après 1950

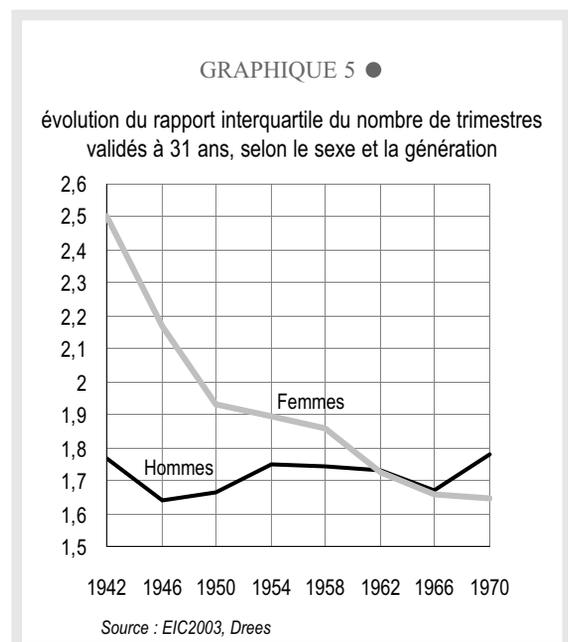
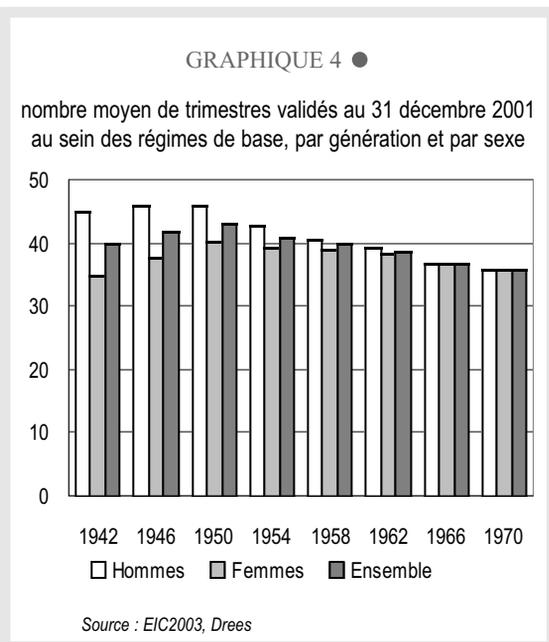
La plus grande participation des femmes au marché du travail se traduit aussi, pour les générations du baby boom, par un accroissement du nombre de trimestres qu'elles ont acquis à 31 ans (graphique 4). Les durées d'assurance validées à cet âge sont ainsi passées de 34,8 trimestres pour les femmes nées en 1942, à 40,1 pour celles nées 8 ans plus tard, alors qu'elles sont restées stables autour de 45 trimestres pour les hommes des mêmes générations.

En revanche, pour les personnes nées après 1950, le nombre de trimestres validés à 31 ans décroît pour

atteindre 35,7 pour les femmes nées en 1970 et 35,9 pour les hommes de la même génération. Ce phénomène est certainement pour partie lié à l'allongement de la durée des études : de la génération 1942 à la génération 1970, l'âge moyen de fin d'études est en effet passé, pour les hommes comme pour les femmes, de 16 à près de 20 ans. Il peut également traduire de plus grandes difficultés d'insertion sur le marché du travail : les générations nées après 1950 et surtout après 1960 ont, en effet, effectué leurs premières années de carrière durant des périodes de chômage élevé que n'ont pas connues les générations les plus âgées lors de leur entrée dans la vie active. Le taux de chômage des 15-24 ans est ainsi passé de 5,1 % en 1970 à 9,8 % en 1975, puis à 16,1 % en 1980, 22,5 % en 1985 et 17,6 % en 1990, alors que, dans le même temps, celui des travailleurs plus âgés s'est également accru, mais dans des proportions sensiblement moins importantes (7,7 pour les 25-49 ans en 1990 contre 3,1 % en 1975 par exemple).

des carrières féminines de plus en plus homogènes

L'évolution du nombre de trimestres d'assurance, différente pour les hommes et les femmes, se retrouve dans la dispersion des durées validées au fil des générations (graphique 5). Pour les femmes, le rapport interquartile (indicateur de dispersion calculé comme le rapport entre les durées validées par le quart des cotisants en ayant validé le plus et le quart en ayant validé le moins) a diminué de manière continue au fil des générations : toujours à l'âge de



31 ans, il est passé de 2,5 pour celles nées en 1942 à 1,6 pour celles nées en 1970 et illustre ainsi l'homogénéisation des carrières féminines. La situation est tout à fait différente pour les hommes : après une diminution de la dispersion du nombre de trimestres d'assurance validés entre la génération 1942 (1,8) et la génération 1946 (1,6), le rapport interquartile a tendance à augmenter pour les générations plus jeunes. Alors que les générations plus âgées ont bénéficié de conditions d'emploi favorable et d'une couverture du risque vieillesse de plus en plus large, les générations suivantes (1950 à 1970) ont en effet souffert d'un environnement économique plus difficile : leurs carrières sont devenues plus heurtées, avec le développement d'un chômage touchant particulièrement les non qualifiés et une sélectivité accrue sur le marché du travail qui ont contribué à accroître la dispersion observée dans l'acquisition de droits à pension.

*les femmes valident des durées
de plus en plus longues entre 31 et 51 ans*

Au-delà de 31 ans, l'augmentation de l'activité des femmes les conduit en outre à disposer plus souvent de carrières complètes. Elles sont ainsi plus nombreuses à avoir validé le nombre maximal de trimestres d'assurance possible entre 31 et 51 ans (tableau 3) : si 34 % des femmes nées en 1942 avaient validé 80 trimestres entre les deux âges, c'est le cas de 36 % de celles nées en 1950. L'évolution est contraire pour les hommes : 62 % des hommes nés en 1942 ont validé 80 trimestres d'assurance

contre seulement 55 % de ceux nés en 1950. Les carrières des actifs entre 31 et 51 ans apparaissent à cet égard de plus en plus heurtées, mais, chez les femmes, des interruptions d'activité moins fréquentes et de moins longue durée pour prendre en charge les enfants viennent contrebalancer cet effet de même que la mise en place et la montée en charge de dispositifs tels que l'Assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) [encadré 3].

*à 51 ans, les générations les plus récentes
ont globalement validé autant de trimestres
que les plus anciennes*

L'EIC permet d'analyser, pour les trois générations de cotisants les plus anciennes (1942, 1946 et 1950), le nombre de trimestres validé à 51 ans. Les différences observées précédemment quant à l'évolution des durées d'assurance validées par les hommes et les femmes s'en trouvent confirmées (graphique 6). En effet, si le nombre de trimestres validés par les hommes à l'âge de 51 ans est resté stable au fil des générations (108 trimestres en moyenne), il s'est sensiblement accru pour les femmes, dans la mesure où celles nées en 1950 ont validé en moyenne 10,5 trimestres de plus que celles nées huit ans plus tôt (93 trimestres contre 82,5). Ces résultats prennent en compte l'ensemble des périodes cotisées au titre de l'activité professionnelle et de l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) ainsi que les périodes dites « assimilées » validées, sans contrepartie de cotisations, au titre de la maladie, de la maternité, de l'invalidité, des acci-

TABLEAU 3 ●

proportion de cotisants ayant validé
le nombre maximal de trimestres*
entre 31 et 51 ans, par génération et par sexe

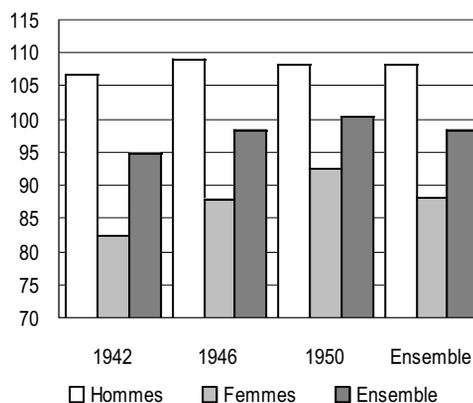
	Entre 31 et 51 ans		
	Part d'hommes ayant validé le nombre maximal de trimestres	Part de femmes ayant validé le nombre maximal de trimestres	Part de cotisants ayant validé le nombre maximal de trimestres
1942	61,5 %	34,3 %	48,4 %
1946	60,4 %	34,9 %	47,8 %
1950	54,5 %	35,5 %	45,0 %
Ensemble	58,4 %	35,0 %	46,8 %

* hors chômage non indemnisé et sur le champs considéré

Source : EIC2003, Drees

GRAPHIQUE 6 ●

nombre moyen de trimestres validés à 51 ans au sein
des régimes de base (hors service militaire, majoration de
durée d'assurance et apprentissage), par génération et par sexe



Source : EIC2003, Drees

dents du travail, du chômage indemnisé, de la préretraite, de la reconversion et de la formation. En revanche, ils ne tiennent pas compte de la validation des périodes militaires pour les hommes, ni des majorations de durée d'assurance dont bénéficient les femmes qui ont élevé des enfants (jusqu'à huit trimestres par enfant élevé pour celles du secteur privé et quatre trimestres pour celles du secteur public). Ainsi, les périodes passées sous les drapeaux permettraient de valider en moyenne 9 trimestres supplémentaires aux hommes nés en 1942 (génération concernée par la guerre d'Algérie), 5 à ceux nés en 1946 et 3 à ceux nés en 1950. Par ailleurs, les majorations de durée d'assurance pour enfant devraient accroître en moyenne les durées validées par les femmes de 18,5 trimestres pour celles nées en 1942, de 17,4 trimestres pour celles nées en 1946 et de 16,9 trimestres pour celles nées en 1950. Ces durées validées à 51 ans pourraient enfin faire l'objet, comme cela a été mentionné plus haut, de régularisations au moment de la liquidation au titre des périodes d'apprentissage effectuées avant 1972 puisqu'elles sont susceptibles de faire l'objet de cotisations arriérées de la part des assurés et donc, de rentrer en compte dans la détermination des durées d'assurance validées.

*période d'assurance et périodes assimilées :
comment se répartissent
les durées d'assurance validées ?*

Les durées d'assurance validées comprennent, outre les périodes cotisées, celles qui sont dites « assimilées » et qui sont acquises sans contrepartie de cotisation dans un certain nombre de situations : chômage indemnisé, préretraite, reconversion, formation, maladie, maternité, invalidité et accidents du travail⁵. À 31 ans, ces trimestres assimilés (cf. encadré 1) représentent en moyenne 4,7 % de l'ensemble des trimestres validés jusque-là, cette proportion augmentant considérablement au fil des générations de 1 % seulement pour la génération 1934 à 11,2 % pour la génération 1970.

**FORMATION, CHÔMAGE INDEMNISÉ,
PRÉRETRAITE, RECONVERSION :
DES DISPOSITIFS DE VALIDATION SANS
CONTREPARTIE DE COTISATION
QUI JOUENT UN RÔLE DE PLUS EN PLUS
IMPORTANT AU FIL DES GÉNÉRATIONS**

Pour mieux cerner cette évolution, l'acquisition de droits au titre du chômage indemnisé, de la préretraite, de la reconversion ou de la formation a été

rapportée, pour chaque génération, à l'ensemble des trimestres d'assurance acquis aux différents âges (graphiques 7)⁶.

A partir de 1974, la part moyenne de ces validations sans contrepartie de cotisations augmente pour toutes les générations. Entre 1945 et le milieu des années 70, les périodes assimilées pour chômage indemnisé, préretraite, reconversion et formation avaient en effet un poids négligeable. À partir du premier choc pétrolier et jusqu'en 2001, elles prennent de plus en plus d'importance du fait de la dégradation de la situation économique. Les générations les plus anciennes (1934-1950) sont concernées de manière relativement homogène ; les générations les plus jeunes (1962, 1966 et 1970) se distinguent par le fait qu'elles valident une part importante de leur durée d'assurance au titre du chômage ou de la formation au moment de leur entrée sur le marché du travail, avec ensuite un retour sur le « sentier commun ». Bien que les plus jeunes générations aient un niveau de formation plus élevé que les plus anciennes, leur entrée dans la vie active a en effet été plus heurtée avec des périodes de chômage élevé et une insertion professionnelle passant de plus en plus par des emplois temporaires.

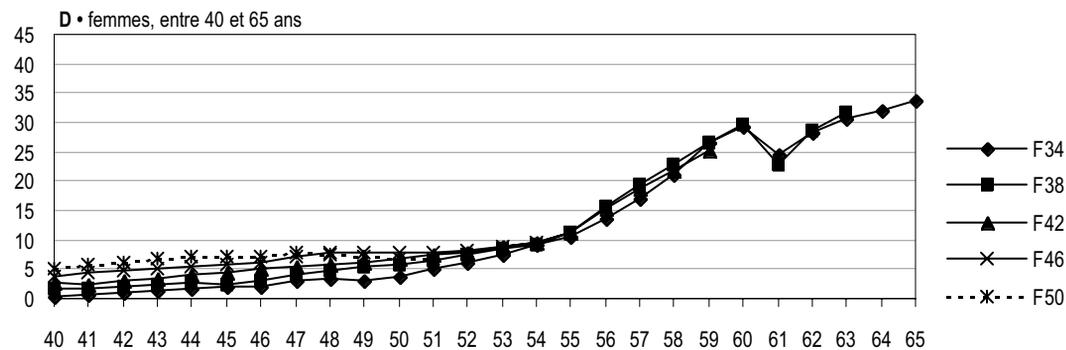
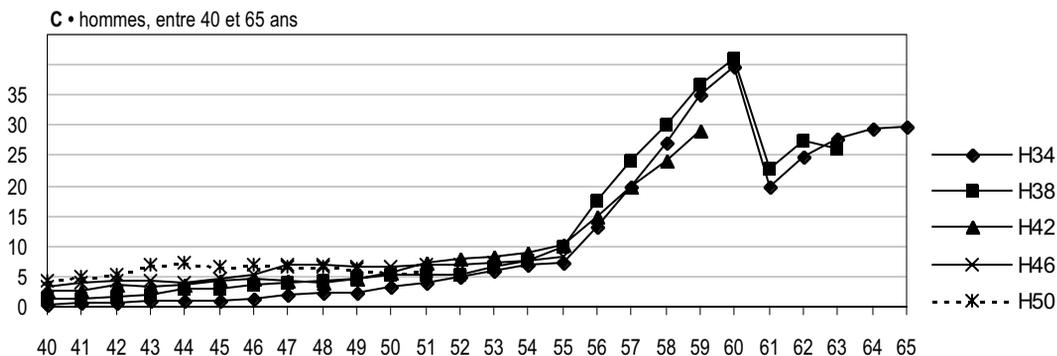
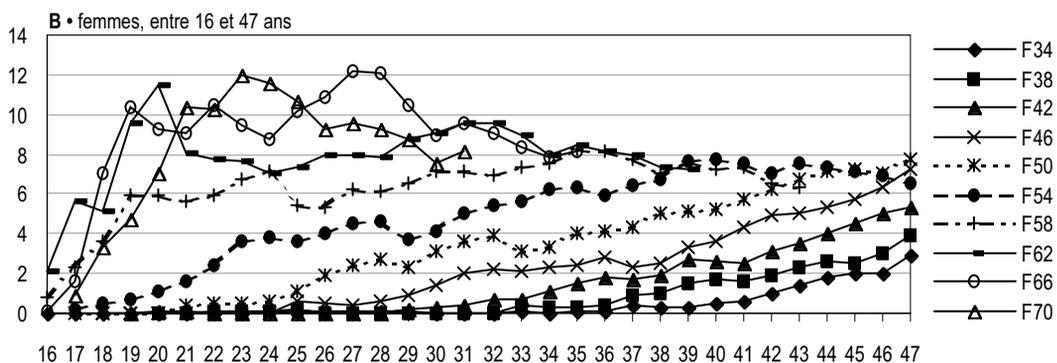
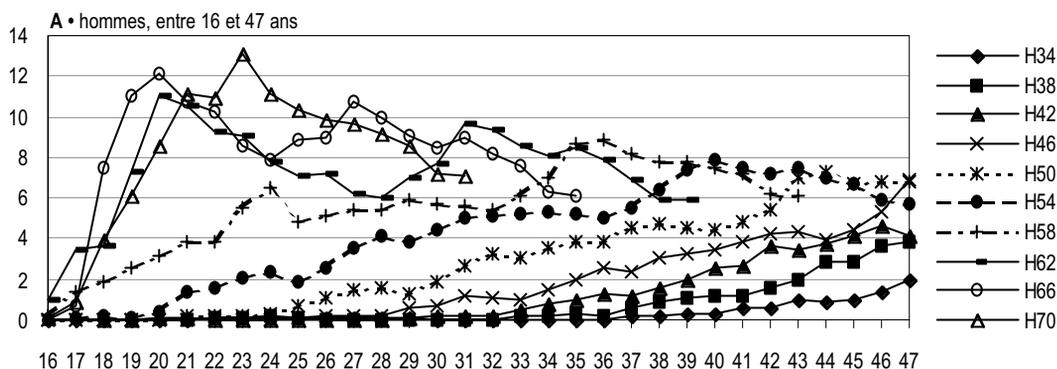
Au-delà de 50 ans, la part de ces trimestres gratuits dans l'ensemble des trimestres d'assurance validés augmente en outre de manière sensible, avec une accélération à partir de 55 ans. Ainsi, alors que 3,3 % de l'ensemble des trimestres validés par les hommes de la génération 1934 l'année de leurs 50 ans l'étaient au titre du chômage indemnisé, de la préretraite, de la reconversion ou de la formation, cette part s'élève à 7,3 % quand ils atteignent 55 ans et 40 % l'année de leurs 60 ans. Le phénomène est le même pour les femmes, quoique d'une ampleur moins marquée : pour les femmes nées en 1934, la part des trimestres acquis au titre du chômage, de la préretraite, de la reconversion ou de la formation passe ainsi de 3,8 % en 1984 (50 ans) à 10,7 % en 1989 (55 ans) et à 29 % en 1994 (60 ans). Ce mouvement est similaire pour toutes les générations, quelle que soit d'ailleurs la situation économique qui prévalait au moment où chacune de ces générations a engagé ses dix dernières années de carrière professionnelle.

5 - D'autres situations (service militaire, enfants pour les femmes, ...) peuvent donner lieu à des validations " gratuites " de durée d'assurance. Dans la présente étude, nous nous en tenons aux motifs cités dans le texte.

6 - Les données disponibles dans les régimes ne permettent pas de dissocier le chômage, la préretraite, la reconversion et la formation : les informations ne sont connues que de manière globale.

GRAPHIQUE 7 ●

part moyenne des trimestres validés gratuitement au titre du chômage, de la préretraite, de la reconversion ou de la formation dans l'ensemble des trimestres validés



Note de lecture : à 19 ans, les hommes de la génération 1966 valident, en moyenne, 11 % du total de leurs trimestres au titre du chômage, de la préretraite, de la reconversion ou de la formation.

Source : EIC2003, Drees

Dans les différents motifs d'acquisition de droits ainsi considérés (chômage, préretraite, formation et reconversion), l'accroissement observé à compter de 55 ans concorde avec le développement des dispositifs de préretraite pour les hommes et du chômage aux âges élevés pour les femmes (Colin, Iéhlé, Mahieu 2000). Il peut aussi illustrer le faible taux d'emploi des plus de 50 ans en France (Blanchet, Marioni 1996).

LES DROITS ACQUIS AU TITRE DE LA MALADIE, DE L'INVALIDITÉ ET DES ACCIDENTS DU TRAVAIL PRENNENT UNE PART DE PLUS EN PLUS ÉLEVÉE À PARTIR DE 40 ANS

Si des périodes de chômage peuvent être assimilées à des périodes d'assurance, on peut également

ENCADRÉ 4 ●

LE MODE DE CALCUL DES PENSIONS DANS LES RÉGIMES DE RETRAITE DE BASE

Les modes de calcul des pensions diffèrent selon les régimes ; des notions communes sont toutefois utilisées : en première approximation, on peut dire que le montant d'une pension est, dans les régimes de base, le produit d'un taux, calculé en fonction de la durée d'assurance validée dans le régime et/ou dans tous les régimes et d'une rémunération de référence (salaire annuel moyen pour le régime général, calculé comme la moyenne des 25 meilleures années, dernier traitement pour les fonctionnaires ou les salariés relevant d'un régime spécial). Cette étude se focalise sur le premier aspect : les durées d'assurance validées au sein des régimes de base. Les droits acquis dans les régimes complémentaires ne sont pas traités ici et devront faire l'objet d'un travail complémentaire

Il existe différentes manières de valider des durées d'assurance :

- en contrepartie de cotisations sur le salaire ou le revenu d'activité, des périodes d'assurance sont validées. Les trimestres sont validés sans tenir compte de la durée réelle de l'activité, uniquement en fonction du montant des cotisations ou salaires reportés au compte : en 2005, il est retenu autant de trimestres que le salaire reporté au compte de l'assuré représente de fois 1 522 €. Un maximum de quatre trimestres par an est retenu.

L'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) permet de valider, au régime général, les périodes non travaillées ou travaillées à temps réduit et consacrées à l'éducation d'un enfant de moins de trois ans et ce, depuis le 1^{er} juillet 1972. Elle est ouverte aux bénéficiaires de l'allocation pour jeune enfant, de l'allocation parentale d'éducation, de l'allocation de présence parentale ou du complément familial. Les ressources du foyer ne doivent pas dépasser un certain plafond. L'AVPF donne lieu à un salaire reporté au compte de l'assuré, sur la base du Smic. Elle permet ainsi de valider des trimestres et intervient sur le montant de la pension.

- la plupart des régimes offrent la possibilité de verser des cotisations arriérées pour valider, par exemple, des périodes d'études, de stage ou d'apprentissage effectuées avant 1972.

Certaines périodes durant lesquelles le cotisant n'a pas exercé d'activité salariée peuvent être assimilées à des périodes d'assurance pour l'ouverture du droit et le calcul de sa pension. Le champ de ce dispositif varie d'un régime à l'autre. Au régime général sont prises en compte les périodes de maladie, longue maladie, de maternité, d'invalidité, d'accident du travail, entraînant une incapacité temporaire ou permanente, de rééducation professionnelle, de chômage et assimilé (chômage indemnisé et chômage non indemnisé sous certaines conditions), de service national, de guerre, de détention provisoire, d'affiliation au régime institué en faveur des rapatriés, de versement de l'indemnité de soin aux tuberculeux. Les conditions de validation et le décompte de ces périodes varient selon leur nature.

Pour le régime général et les régimes alignés, les conditions sont les suivantes :

- **Maladie** : chaque trimestre civil au cours duquel l'assuré a bénéficié d'indemnités journalières d'une durée de 60 jours.
- **Maternité** : le trimestre civil au cours duquel est survenu l'accouchement.
- **Invalidité** : chaque trimestre civil comportant une échéance du paiement des arrérages de la pension d'invalidité.
- **Accident du travail** : chaque trimestre civil comportant 60 jours d'indemnités journalières d'accident du travail ou une échéance de paiement de la rente accident du travail en cas d'incapacité au moins égale à 66 %.
- **Chômage** : les périodes de chômage indemnisé et certaines périodes de chômage non indemnisé. Pour les périodes postérieures à 1979, si l'individu n'a pas été indemnisé, la période est validée dans la limite d'un an ; si l'individu a cessé d'être indemnisé, la période est validée dans la limite d'un an pour les personnes âgées de moins de 55 ans, elle peut être allongée à 5 ans sous certaines conditions pour les plus âgées.
- **Service militaire légal et périodes de guerre** : Sont prises en compte les périodes pendant lesquelles l'assuré a effectué son service national légal ou a été présent sous les drapeaux par suite de mobilisation ou comme volontaire en temps de guerre. Un trimestre est validé pour toute période ou fraction de période de 90 jours effectuée sous les drapeaux avec un maximum de 4 trimestres par année civile. Les périodes de services militaires, qui donnent droit à validation de trimestres, ne sont généralement disponibles qu'au moment de la liquidation. Aux termes de la loi de financement de la sécurité sociale pour 2002, il n'est plus exigé que l'assuré ait versé des cotisations antérieurement à son service national pour assimiler des périodes de service national à des périodes d'assurance.

Enfin, au moment de l'attribution de la (des) pension(s) vieillesse, les femmes ayant élevé un ou plusieurs enfants peuvent bénéficier d'une majoration de durée d'assurance. Le niveau de cette majoration dépend des régimes de retraites et de la date de naissance des enfants.

valider des trimestres au titre de la maladie, de la longue maladie, de la maternité, de l'invalidité ou des accidents du travail⁷.

De manière concomitante, la part moyenne des trimestres « assimilés » validés au titre de la maladie, de la longue maladie, de la maternité, de l'invalidité ou des accidents du travail a tendance à augmenter de façon importante. Cette augmentation est continue à partir de 40 ans, quelle que soit la génération considérée (graphiques 8) : elle passe ainsi pour les hommes des cinq générations les plus âgées de l'échantillon (nées entre 1934 et 1950) de 1,2 % en moyenne à 40 ans à 10,2 % à 60 ans ; l'augmentation est de même ampleur pour les femmes des mêmes générations.

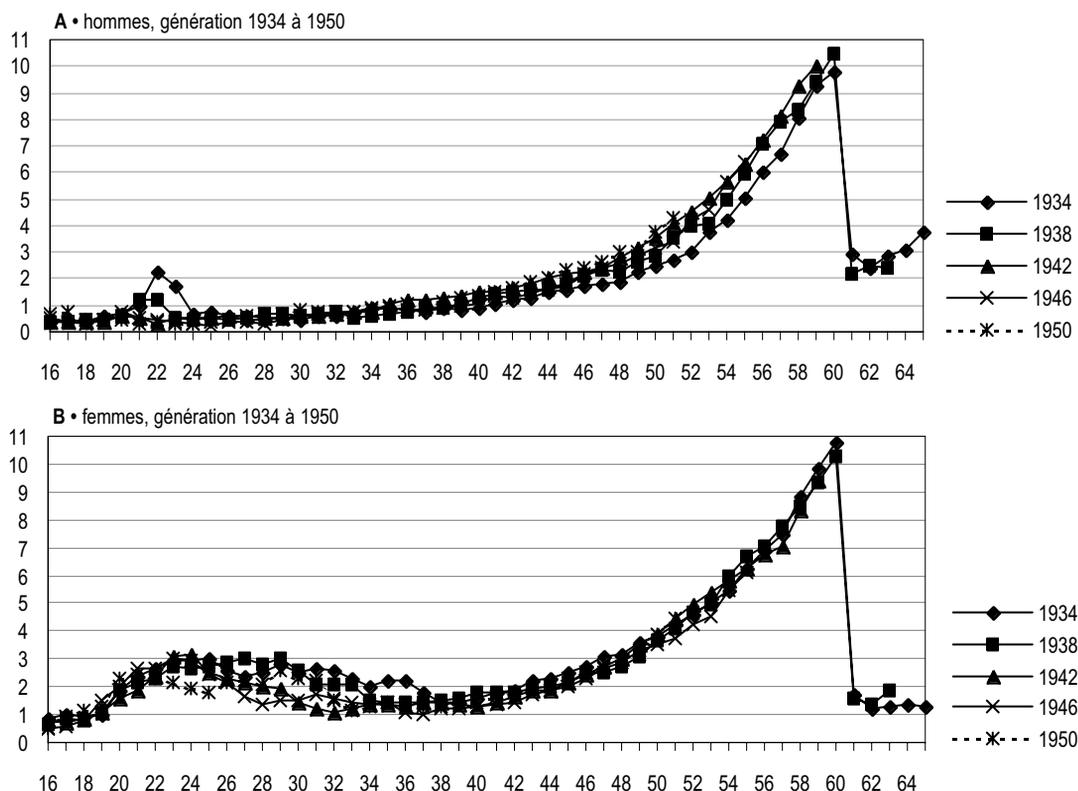
Un mouvement identique s'amorce en outre pour les générations les plus jeunes (nées entre 1954 et 1970) : les cotisants âgés de plus de 40 ans au 31 décembre 2001 ont ainsi validé, en vieillissant une part de plus en plus grande de leur durée d'assuran-

ce au titre de la maladie, de la longue maladie, de la maternité, de l'invalidité ou des accidents du travail. L'entrée dans les dispositifs de prise en charge de l'invalidité est en effet plus fréquente à partir de cet âge : ainsi, 86 % des pensions d'invalidité accordées en 1998 l'ont été à des personnes ayant plus de 40 ans (CNAM / ENSM, 2001). De même, si les proportions d'assurés bénéficiant d'arrêts maladie indemnisés sont stables avec l'âge, les assurés de plus de 40 ans comptabilisent davantage de jours d'arrêts maladie indemnisés (Merlière, Vénére, 1999).

Enfin, entre 20 et 36 ans, les femmes comptent également une forte proportion de trimestres validés au titre de motifs liés à la maladie, la maternité, l'invalidité ou aux accidents du travail. Même si les données ne permettent pas de distinguer précisément le motif de ces validations, on peut toutefois penser que cette hausse est plus particulièrement due aux congés maternité.

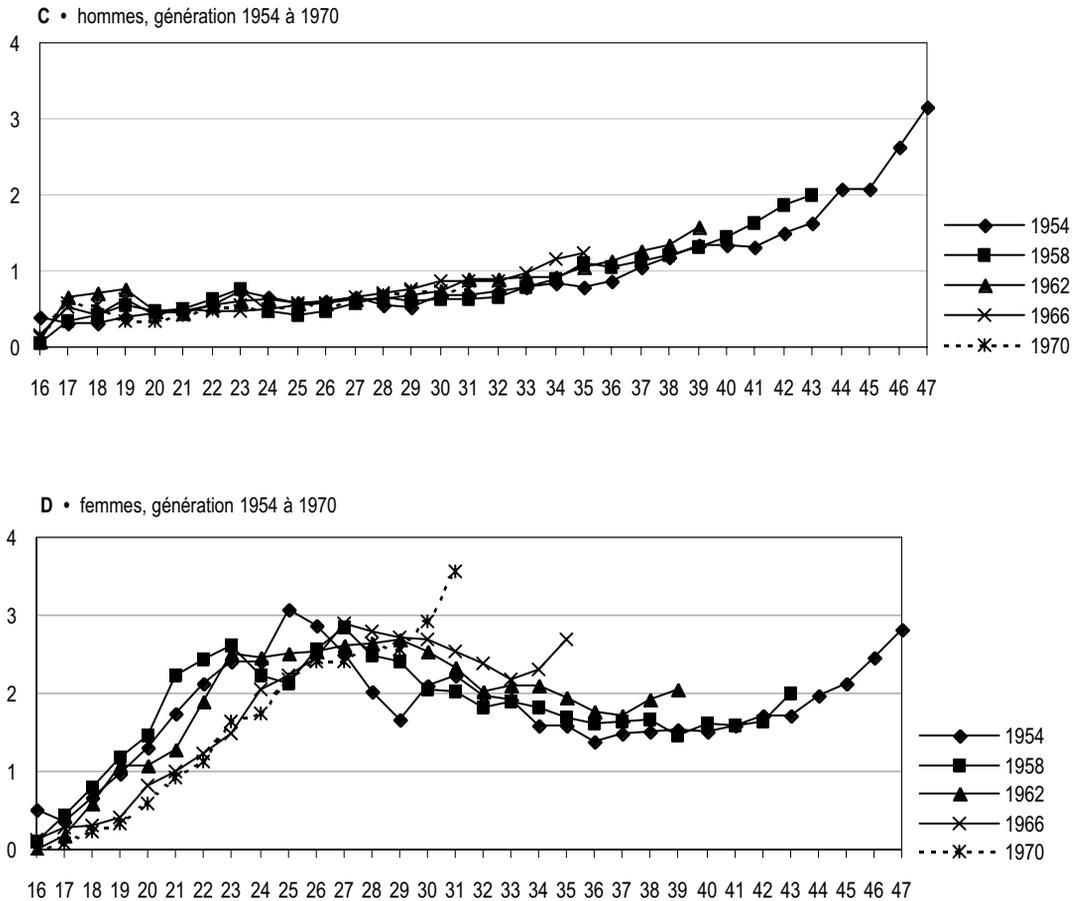
GRAPHIQUE 8 ●

part moyenne des trimestres validés gratuitement au titre de la maladie, de la maternité, de l'invalidité ou des accidents du travail dans l'ensemble des trimestres validés, par âge, selon le genre et la génération



7 - Les données disponibles dans les régimes ne permettent pas de dissocier la maladie, la maternité, l'invalidité et les accidents du travail : les informations ne sont connues que de manière globale.

tableau 8 (suite) • part moyenne des trimestres validés gratuitement au titre de la maladie, de la maternité, de l'invalidité ou des accidents du travail dans l'ensemble des trimestres validés, par âge, selon le genre et la génération



CONCLUSION

L'Echantillon interrégimes de cotisants permet d'avoir, aujourd'hui, une vision nouvelle des carrières et des droits à la retraite acquis au sein du système de retraite français.

Cette première exploitation de l'EIC montre l'augmentation du nombre de polycotisants au sein du système de retraite français, ce qui reflète une plus grande mobilité, volontaire ou contrainte, des cotisants.

En termes d'acquisition de droits à pension, deux résultats émergent de la présente étude : de la génération 1934 à 1946, la situation au regard des droits à pension s'est constamment améliorée tandis que pour les générations ultérieures l'acquisition de droits a été

de moins en moins favorable ; dans le même temps et quelle que soit la génération, la situation relative des femmes s'est fortement améliorée, avec un écart de plus en plus réduit par rapport aux hommes et une acquisition de davantage de trimestres entre 31 et 43 ans.

L'analyse de l'origine des droits à la retraite indique l'importance à partir de 40 ans des droits acquis sans contrepartie de cotisations salariales : ce résultat illustre les difficultés rencontrées sur le marché du travail par les seniors. Les différents dispositifs de validation gratuite tel que le chômage, la préretraite, la maladie ou l'invalidité permettent aux cotisants âgés de continuer à acquérir des droits à pension tout en étant en interruption temporaire d'activité.

annexe 1

L'ÉCHANTILLON INTERRÉGIMES DE RETRAITÉS (EIR)

L'Échantillon Interrégimes de Retraités (EIR) a pour objectif de reconstituer le montant de la retraite globale des individus, ainsi que ses éléments constitutifs. L'opération consiste à interroger les organismes de retraites sur les caractéristiques d'un échantillon de retraités : nature et montant des prestations versées, conditions de liquidation des droits à la retraite (âge de liquidation, taux de liquidation, durée de carrière validée, par exemple). Le rapprochement, individu par individu, des montants en provenance des différents régimes permet notamment de reconstituer la pension globale de chaque retraité.

La quasi-totalité¹ des organismes de retraites obligatoires (régimes de base, régimes complémentaires obligatoires et régimes spéciaux) sont interrogés. Les retraites issues de régimes complémentaires facultatifs sont exclues du champ de l'enquête², ainsi que les revenus provenant de l'épargne individuelle volontaire.

L'EIR 2001 est la quatrième enquête menée : la première a eu lieu en 1988 ; l'expérience a ensuite été reconduite en 1993 et en 1997.

L'Échantillon Interrégimes se présente sous la forme d'un panel. Les personnes appartenant à l'échantillon initial sont sélectionnées à nouveau à chaque enquête (exceptés les individus décédés entre deux vagues). Disposer d'un panel permet notamment d'étudier de manière détaillée l'évolution des retraites entre deux vagues : il est ainsi possible de distinguer ce qui dans cette évolution relève d'une variation nette des pensions (revalorisations affectant les montants perçus par les retraités déjà présents dans l'échantillon), et ce qui correspond à un effet « noria », de renouvellement de la population. Une partie de l'évolution globale des pensions est en effet due à l'arrivée à l'âge de la retraite de nouvelles générations et au décès des individus appartenant aux générations les plus anciennes. Actuellement, l'effet de génération joue positivement sur le montant des pensions : plus la génération est récente, plus les individus ont effectué leurs carrières dans des contextes favorables, et ont bénéficié de conditions de liquidation meilleures que leurs aînés.

L'échantillon a été enrichi à chaque vague, pour mieux prendre en compte la population des retraités et répondre aux besoins d'information des acteurs sociaux. Les échantillons de 1988 et 1993 ont été conçus de manière à observer la population des retraités de 65 ans et plus nés en France métropolitaine. En 1988, lors de la première opération, seules quatre générations de retraités ont été sélectionnées (1906, 1912, 1918, 1922). En 1993, une génération a été ajoutée, celle de 1926, suite au vieillissement de l'échantillon.

L'échantillon de 1997 marque une rupture par comparaison aux deux enquêtes précédentes : il a été étendu à l'ensemble des retraités de 55 ans et plus et concerne désormais douze générations, toujours nées en France métropolitaine. En 1997, les six générations les plus anciennes représentent les personnes âgées de plus de 65 ans, ce qui correspond au champ des EIR 1988 et 1993 (la génération 1930 a simplement été ajoutée aux générations précédemment enquêtées). Les six générations les plus jeunes (1932, 1934, 1938, 1940, 1942) représentent les retraités de 55 à 64 ans. Ce rajeunissement avait notamment pour objectif de mieux connaître la situation des « jeunes retraités », qui liquident leurs droits plus tôt que les autres, ainsi que d'étudier le cumul emploi-retraite à partir de 55 ans. Le nombre de jours de tirage dans les générations déjà présentes et dans les nouvelles générations a en outre été augmenté, afin d'avoir un échantillon suffisamment large pour réaliser des études régionales. Cette optique a été poursuivie lors de la constitution de l'EIR 2001 : l'échantillon est conçu pour représenter les personnes âgées de 55 ans et plus.

1 - Seuls quelques régimes ne sont pas pris en compte, ayant peu d'adhérents : notamment la Caisse Nationale des Barreaux Français (avocats), la Chambre de Commerce et d'Industrie de Paris, l'Opéra de Paris et le Port Autonome de Strasbourg.

2 - Le régime complémentaire de l'ORGANIC, facultatif, constitue une exception à ce principe. Il est en effet inclus dans l'EIR.

SIGNIFICATION DES PRINCIPAUX SIGLES EMPLOYÉS

CANCAVA	: Caisse Autonome Nationale de Compensation de l'Assurance Vieillesse Artisanale
CARCD	: Caisse Autonome de Retraite des Chirurgiens Dentistes
CARMF	: Caisse Autonome de Retraite des Médecins de France
CARPIMKO	: Caisse Autonome de Retraite et de Prévoyance des Infirmiers, Masseurs-Kinésithérapeutes, pédicures-podologues, Orthophonistes et orthoptistes
CARPV	: Caisse Autonome de Retraite et de Prévoyance des Vétérinaires
CARSAF	: Caisse Autonome de Retraite des Sages-Femmes françaises
CAVAMAC	: Caisse d'Allocation Vieillesse des Agents généraux et des Mandataires non salariés de l'Assurance et de la Capitalisation
CAVEC	: Caisse d'Allocation Vieillesse des Experts-comptables et des Commissaires aux comptes (régime de base et régime complémentaire)
CAVP	: Caisse d'Assurance Vieillesse des Pharmaciens
CAVOM	: Caisse d'Assurance Vieillesse des Officiers Ministériels, officiers publics et des compagnies judiciaires (régime de base et régime complémentaire)
CAVIMAC	: Caisse d'Assurance Vieillesse, Invalidité et Maladie des Cultes
CIPAV	: Caisse Interprofessionnelle de Prévoyance et d'Assurance Vieillesse
CNAVTS	: Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse des Travailleurs Salariés
CNRACL	: Caisse Nationale de Retraite des Agents des Collectivités Locales
CREA	: Caisse de Retraite de l'Enseignement, des Arts appliqués, du sport et du tourisme
CRPCEN	: Caisse de Retraite et de Prévoyance des Clercs et Employés de Notaires
EIC	: Échantillon Interrégimes de Cotisants
EIR	: Échantillon Interrégimes de Retraités
ENIM	: Établissement National des Invalides de la Marine
IEG Pensions	: Industries Électriques et Gazières Pensions
MSA	: Mutualité Sociale Agricole
ORGANIC	: Organisation Autonome Nationale de l'Industrie et du Commerce
RATP	: Régie Autonome des Transports Parisiens
SNCF	: Société Nationale des Chemins de fer Français

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Blanchet D., Marion P. (1996), « L'activité après 55 ans : évolutions récentes et éléments de prospectives », *Économie et Statistique*, n°300.
- Burricand C., Kohler F., (2005), *Débuts de vie professionnelle et acquisition de droits à la retraite, Études et Résultats*, mai, n°401, Drees.
- Caillot L., Chaput H., Colin C., El Mekkaoui de Freitas N., Michaudon H. (2004), *Échantillon interrégimes de cotisants – Tome 1 : procédures juridiques de constitution de l'échantillon, Document de travail*, février, n°62, Drees.
- Caillot L., Chaput H., Colin C., El Mekkaoui de Freitas N., Michaudon H. (2004), *Échantillon interrégimes de cotisants – Tome 2 : procédures de constitution statistique de l'échantillon, Document de travail*, mars, n°50, Drees.
- Caillot L., Colin C., El Mekkaoui de Freitas N., Michaudon H. (2004), *L'échantillon interrégimes de cotisants : un instrument de pilotage pour le système de retraite français, Droit social*, février, n°2.
- Chapoulié S. (2000), *Une nouvelle carte de la mobilité professionnelle, Économie et statistique*, juin, n°331, Insee
- Chaput H., El Mekkaoui de Freitas N., (2005), *Les durées d'assurance validées par les actifs pour leur retraite : une première évaluation à partir de l'Échantillon interrégimes de cotisants, Études et Résultats*, mai, n°400, Drees.
- CNAM-ENSM-Département soins de ville (2001), *Les causes médicales des pensions d'invalidité nouvellement attribuées en 1998*.
- Coëffic N. (2002), *Les montants des retraites perçues en 2001, Études et Résultats*, juillet, n°207, Drees.
- Colin C., El Mekkaoui de Freitas N., Michaudon H. (2003), *La création d'un échantillon interrégimes de cotisants : une avancée du système d'observation des retraites en France, Retraite et société*, février, n°39, Cnav.
- Colin C., El Mekkaoui de Freitas N., Michaudon H. (2004), *Comment mesurer les droits à la retraite acquis en France ?, Courrier des statistiques*, septembre, n°11, Insee.
- Colin C., Iéhlé V., Mahieu R. (2000), *Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé, Dossiers Solidarité Santé*, juillet-septembre, n°3, Drees.
- Conseil d'orientation des retraites (2001), « Retraites : renouveler le contrat social entre les générations », *Premier rapport, La Documentation Française*.
- Deloffre A. (2004), *Les retraites en 2003, Études et Résultats*, novembre, n°362, Drees.
- Division Redistribution et Politique sociale (1999), *Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE, Document de travail*, n°G9913.
- Gleizes M. & Tourne M. (1997), « La retraite des salariés du secteur privé en 2015 », *Retraite et société*, n°20.
- Insee (2004), « La population active », *Femmes et Hommes – Regards sur la parité, Édition 2004*
- Lagarenne C., Martinez C. et G Talon (1999), « Parcours professionnels et retraite : à quel âge partiront les actifs d'aujourd'hui ? », *Insee, France Portrait Social*.
- Merlière J., Vénére U. (1999), « les arrêts maladie indemnisés en 1997 », *Point Stat*, octobre, n°21, CNAMTS.

L'ÉCHANTILLON NATIONAL INTERRÉGIMES D'ALLOCATAIRES DE MINIMA SOCIAUX (ENIAMS)

Anne PLA

Ministère de l'Emploi, de la Cohésion sociale et du Logement
Ministère de la Santé et des Solidarités
Drees

L'Echantillon national interrégimes d'allocataires de minima sociaux (ENIAMS) est un outil qui répond au besoin de mieux connaître la situation des personnes en difficulté, et parmi elles, celles qui sont bénéficiaires de minima sociaux.

Le champ de l'ENIAMS

est ciblé sur les principaux minimas sociaux concernant les personnes d'âge actif : le RMI, l'ASS, l'API et l'AAH.

Au total, l'échantillon couvre 95 % des bénéficiaires âgés de 16 à 65 ans.

L'objet de cette étude

est de présenter l'ENIAMS

de manière détaillée, d'exposer les grandes étapes de constitution

de l'échantillon et enfin, de livrer

les principaux résultats issus

de l'exploitation des premières vagues

annuelles sur les flux de personnes

transitant d'une année sur l'autre

dans les différents dispositifs.

Fin 2001, la Drees a mis en place, en collaboration avec l'Insee, la Cnaf, la MSA et l'Unédic, un panel destiné à améliorer la connaissance des populations bénéficiaires de minima sociaux. L'Échantillon national interrégimes d'allocataires de minima sociaux (ENIAMS) est un échantillon d'allocataires ou d'anciens allocataires des quatre principaux minima sociaux concernant les personnes d'âge actif : le Revenu minimum d'insertion (RMI), l'Allocation de parent isolé (API), l'Allocation de solidarité spécifique (ASS) et l'Allocation d'adulte handicapé (AAH). Cet échantillon est suivi dans le temps : chaque année, pour un même échantillon de la population française (personnes nées entre le 1er et le 14 octobre), les fichiers administratifs au 31 décembre gérés par les organismes délivrant ces prestations (la Cnaf, la MSA et l'Unédic) sont appariés, de façon à connaître les caractéristiques des allocataires telles qu'elles sont connues par l'ensemble de ces organismes et à en permettre un chaînage dans le temps.

Cet article présente ENIAMS de manière détaillée. Les choix ayant prévalu à sa définition, en lien avec les objectifs d'utilisation recherchés, font l'objet d'une première partie. La deuxième partie expose les étapes de constitution de l'échantillon, dans le respect des règles juridiques visant à protéger l'utilisation des données individuelles. La troisième partie est consacrée à un exposé des principaux résultats issus de l'exploitation des premières vagues annuelles de l'ENIAMS, sur les flux de personnes transitant d'une année sur l'autre dans les dispositifs de minima sociaux.

PRESENTATION GENERALE DE L'ENIAMS

Un outil visant à améliorer la connaissance des populations bénéficiaires de minima sociaux

La constitution de l'ENIAMS répond au besoin de plus en plus souvent exprimé de mieux connaître la situation des personnes en difficulté, et parmi elles, celles qui sont bénéficiaires de minima sociaux (rapport du CNIS de 1998 par exemple). Cette volonté est explicitement inscrite dans la loi d'orientation relative à la lutte contre les exclusions de juillet 1998 qui demande à « améliorer la connaissance des populations en difficulté et l'évaluation des politiques qui leur sont destinées ». De même, l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale a été créé en 1999 dans le but de rassembler et de diffuser des études sur ces sujets.

C'est dans ce contexte que la Drees a pris en charge la constitution de l'ENIAMS, s'inspirant ainsi des principes posés pour la construction d'autres outils « interrégimes » comme l'EIR¹ : d'une part, pour pouvoir suivre les trajectoires de bénéficiaires des minima sociaux et d'autre part, pour disposer d'une base de sondage permettant de réaliser des enquêtes ciblées sur ces populations. En effet, les enquêtes traditionnelles auprès des ménages ne permettent pas d'appréhender de façon satisfaisante ces populations particulières : les effectifs interrogés dans le cadre des enquêtes par sondage auprès de la population générale ne permettent le plus souvent que des analyses très agrégées. Par ailleurs, les populations en difficulté vivent plus souvent que le reste de la population en collectivité ou sont hébergées chez des parents ou amis ou même sans domicile fixe : elles sont parfois difficiles à repérer dans le cadre des enquêtes ordinaires dites « en population générale », pour lesquelles on observe systématiquement une sous-estimation notable des populations bénéficiaires de minima sociaux. Enfin, les questionnaires des enquêtes sont souvent mal adaptés aux situations spécifiques rencontrées par ces personnes, d'où la nécessité de mettre en oeuvre des opérations spécifiques, tout en préservant la comparabilité avec l'ensemble de la population (avec des questions posées de façon proche ou identique afin d'établir des comparaisons).

Un outil de suivi des trajectoires des allocataires de minima sociaux et une base de sondage pour des enquêtes ciblées

L'ENIAMS répond à un triple objectif. Recueillant de données administratives, il permet de relier entre

elles des informations dispersées jusque là dans les différents organismes sociaux gérant les minima sociaux. Mobilisant des données de gestion existantes, il permet d'autre part de disposer de données régulières sur les bénéficiaires sans avoir à les re-interroger et donc faire peser sur eux la charge d'une enquête répétée. Construit sous forme de panel annuel, l'ENIAMS permet ainsi de suivre l'évolution dans le temps des situations des bénéficiaires de minima sociaux. Enfin, construit à partir de données administratives détaillées sur les allocataires, il offre une base de sondage adaptée pour mener des enquêtes particulières s'intéressant à ces populations.

Un champ ciblé sur les quatre principaux minima sociaux concernant les personnes d'âge actif

Le champ de l'ENIAMS est ciblé sur les principaux minima sociaux concernant les personnes d'âge actif : le RMI, l'ASS, l'API et l'AAH. L'Allocation Supplémentaire de Vieillesse (FSV), qui s'adresse aux personnes de 65 ans et plus (ou dès 60 ans, en cas d'inaptitude au travail), est exclue du champ par construction. Les autres minima sociaux (allocation veuvage, allocation d'insertion et allocation supplémentaire d'invalidité) ont en effet des effectifs trop faibles pour pouvoir être intégrés dans un outil de ce type. Au total, l'échantillon couvre 95 % des bénéficiaires de minima sociaux âgés de 16 à 65 ans.

Ces quatre minima sociaux sont gérés par trois organismes : l'Unédic pour l'ASS, la Caisse centrale de la Mutualité sociale agricole (MSA) pour les allocataires du RMI, de l'API et de l'AAH relevant du régime agricole et la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf) pour ceux relevant du régime général.

L'ENIAMS, un échantillon au 1/26^e

L'ENIAMS est un échantillon. En effet, pour des questions de volume, les données administratives sur l'ensemble des bénéficiaires ne peuvent être exploitées de façon exhaustive (tableau 1).

L'échantillon doit cependant être suffisant pour permettre de caractériser les bénéficiaires de chacun des minima retenus et notamment de l'API, pour lequel les effectifs sont les plus faibles. Il est nécessaire également de permettre le repérage de situations assez peu fréquentes comme les cumuls entre minima sociaux. Enfin, l'ENIAMS est destiné à servir ponctuellement de base de sondage : ce qui nécessite une taille d'échantillon suffisamment

1 - Echantillon interrégimes de retraités

importante. Le choix retenu a été de partir d'un échantillon au 1/26^e en ne retenant, parmi les personnes allocataires ou anciennement allocataires de minima sociaux, que celles qui sont nées entre le 1^{er} et le 14 octobre. Plus précisément, le champ étant limité aux personnes d'âge actif et l'API pouvant par ailleurs être attribuée dès 16 ans, l'échantillon démographique retenu à la base porte sur les personnes âgées de 16 à moins de 65 ans et nées entre le 1^{er} et le 14 octobre. Cet échantillon est ensuite apparié avec les fichiers exhaustifs d'allocataires gérés par les organismes délivrant les prestations.

TABLEAU 1 ●

effectifs par allocation et organisme gestionnaire
au 31 décembre 2001

	RMI	API	AAH	ASS
Cnaf	1 070 000	175 600	699 000	0
MSA	21 700	1 200	38 100	0
Unédic	0	0	0	391 000

Champ : Métropole + Dom

Un échantillon de personnes et non de foyers, incluant également les conjoints

L'ENIAMS est un échantillon de personnes et non de foyers. Cette approche, qui est apparue la plus efficace, n'est pas sans poser certaines difficultés. En effet, l'ASS est une allocation individuelle mais le RMI, l'API et l'AAH sont des allocations différentielles calculées au niveau du foyer (ce sont les ressources du foyer qui sont prises en compte pour établir les droits au minimum social). Si pour l'API ce mode de calcul n'interfère pas trop avec une vision « individu », puisque le foyer n'inclut généralement qu'un seul adulte, le problème se pose pour le RMI et l'AAH. En effet, lorsqu'il existe un conjoint, celui-ci bénéficie de la prestation versée au même titre que l'allocataire administrativement déclaré à l'organisme social. Ceci est surtout vrai dans le cas du RMI. Il faut donc tenir compte dans les règles de constitution de l'échantillon des éventuels conjoints d'allocataires du RMI ou de l'AAH. Par contre, les enfants à charge de plus de 16 ans présents dans le foyer ne sont pas pris en compte dans l'échantillon.

Du fait de ce choix de constituer un échantillon d'individus (allocataires de minima sociaux ou conjoints d'allocataires), les principaux comptages réalisés à partir de l'ENIAMS (nombre d'allocataires, répartition par sexe, âge, situation familiale...) ne seront pas directement comparables aux données de cadrage disponibles dans les publications des organismes

sociaux, celles de la Cnaf notamment. Les utilisateurs de l'ENIAMS ne peuvent ainsi se fonder sur des données publiées régulièrement pour contrôler la validité ou la représentativité de l'échantillon.

Les informations disponibles dans l'ENIAMS

L'ENIAMS fournit une photographie des allocataires des quatre minima sociaux étudiés au 31 décembre de chaque année ; il permet de mettre en relation leur situation vis à vis des prestations sociales et d'autres caractéristiques plus classiques telles que situation familiale, socioéconomique, professionnelle, géographique... Ces données sont issues des fichiers de gestion des organismes partenaires : la Cnaf et la MSA pour le RMI, l'API et l'AAH, l'Unédic pour l'ASS. De plus, l'Unédic met également à disposition les informations concernant les individus inscrits au FNA (Fichier National des Assedic) qui rassemble toutes les personnes inscrites à l'ANPE, indemnisées ou non par l'assurance-chômage depuis 1993. De même, sont disponibles un grand nombre d'informations du fichier de gestion de la Cnaf (en plus de celles relatives aux minima sociaux) telles que celles concernant l'ensemble des autres prestations reçues (prestations familiales, aides au logement notamment). Le champ d'observation est ainsi particulièrement vaste.

Néanmoins, comme le montre le schéma 1, tous les appariements entre les différents sous-ensembles ne sont pas autorisés. En effet, l'utilisation de ces données individuelles est particulièrement réglementée et n'est autorisée que pour répondre aux objectifs définis précédemment, c'est-à-dire l'étude des allocataires de minima sociaux. Ce sont ces considérations juridiques, particulièrement importantes et précises, qui sont détaillées dans ce schéma.

L'environnement juridique de l'ENIAMS : des données très protégées

Le cumul de deux minima sociaux est une situation possible d'après la législation et l'une des questions à laquelle l'ENIAMS doit répondre. Un identifiant commun aux trois fichiers à exploiter (fichier Unédic, fichier Cnaf et fichier MSA) était donc nécessaire pour pouvoir les appairer et étudier ces situations de cumul. Seule l'utilisation du Numéro d'inscription au répertoire (NIR) permet un tel appariement ; en effet, les trois organismes disposent de cette variable et c'est la seule à pouvoir jouer ce rôle d'identifiant unifié. L'Insee est chargé de la gestion du NIR par l'intermédiaire du Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP). Au niveau juridique, celui-ci rassemble le RNIPP *stricto sensu* qui

couvre l'ensemble des personnes nées en France métropolitaine et dans les DOM et la Section hors métropole (SHM) qui couvre celles nées dans les TOM et à l'étranger. L'utilisation du NIR est très réglementée, afin de préserver la confidentialité et l'anonymat des données à caractère personnel : elle nécessite un décret en Conseil d'État et la déclaration d'un traitement automatisé d'informations nominatives à la CNIL (commission nationale de l'informatique et des libertés). Le décret relatif à la constitution de l'ENIAMS et à sa mise à jour a été publié au Journal Officiel du 23 février 2002 (décret n°2002-240 du 20 février 2002). Un arrêté du 26 février 2002 a également été publié au JO relatif aux traitements automatisés de données à caractère personnel pour la mise en œuvre de l'ENIAMS.

Les organismes participant à l'opération ont accès à l'ENIAMS après qu'il ait été anonymisé ainsi que des organismes extérieurs à des fins d'études statistiques et de recherche ; l'accès aux données et les mesures prises pour préserver le secret statistique sont détaillées dans les conventions passées avec les différents partenaires de la Drees.

LA METHODOLOGIE DE CONSTITUTION DE L'ENIAMS

Un rapprochement des fichiers par la technique du « double aveugle »

La constitution de l'ENIAMS repose sur le rapprochement annuel entre l'échantillon démographique (personnes âgées de 16 à 64 ans nées entre le 1er et le 14 octobre) et les fichiers administratifs sur

les allocataires des quatre minima sociaux au 31 décembre. La première vague de l'ENIAMS offre ainsi une photographie au 31 décembre 2001 (réduite par le taux de sondage) de l'ensemble des allocataires des quatre minima sociaux retenus. L'ENIAMS est ensuite alimenté annuellement, selon des procédures détaillées par la suite.

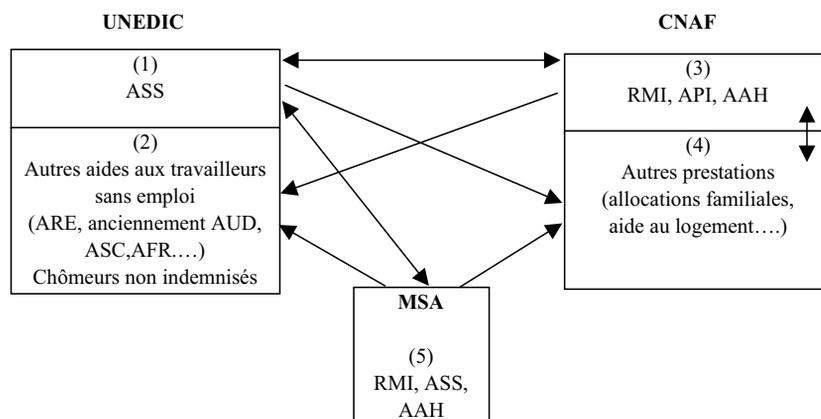
Pour effectuer le rapprochement des fichiers, un des moyens permettant de respecter les obligations de la loi « Informatique et Liberté » est d'utiliser la technique dite « du double aveugle », afin de garantir l'anonymat des données. Cette technique comporte trois grandes étapes dans l'encadré 1.

La qualité et la représentativité de l'échantillon

Les individus sont repérés dans les différents fichiers par leur NIR. Par son mode de construction, l'ENIAMS cumule les problèmes liés à la qualité de cette variable : problèmes relatifs au RNIPP et à la SHM (pour les étrangers âgés par exemple, le NIR est plus mal renseigné que pour les autres catégories de population) et problèmes relatifs aux différents fichiers de gestion où les informations sont récupérées (NIR manquants ou mal codifiés).

Pour mesurer la qualité et la représentativité de l'ENIAMS, différents exercices sont périodiquement réalisés. La comparaison des effectifs attendus par prestation et de ceux réellement présents dans le fichier final en est un exemple (annexe). Un travail plus détaillé permettant de repérer des individus manquants ou présents à tort dans le fichier final a également été réalisé par chaque organisme est par

SCHÉMA 1 ●



Lecture : pour un allocataire de l'ASS par exemple, l'accès à l'ensemble des informations dont dispose la Cnaf sera possible : cumul éventuel de l'ASS avec un autre minimum social mais aussi informations sur toutes les prestations sociales reçues.

exemple dans l'encadré 2 détaillé dans le cas de l'ASS.

Le constat est identique pour des données provenant de la Cnaf : parmi les bénéficiaires du RMI par exemple, ceux d'âge inférieurs à 40 ans sont sur-représentés alors que les autres sont sous-représentés (graphique 1).

Ces écarts peuvent s'expliquer là aussi par une moins bonne qualité du RNIPP sur la catégorie des hommes les plus âgés mais la qualité de l'appariement entre le fichier d'identification Insee et le fichier de gestion de la Cnaf dépend aussi de celui-ci. Or la qualité du NIR dans ce fichier, même si elle s'améliore nettement depuis 2001, reste encore hétérogène suivant les CAF. Dans certaines CAF, notam-

ment en Corse et en région parisienne, plus de 10 % des NIR sont manquants ou mal renseignés en 2003. Globalement, le NIR est inconnu ou mal renseigné pour 4 % de la population d'allocataires en 2003 ; en 2001, ce pourcentage était de 9 %.

Il faut rappeler également la particularité des règles de sélection de l'échantillon : les conjoints d'allocataires RMI ou AAH appartiennent au même titre que ces allocataires « administratifs » à l'ENIAMS si leur date de naissance correspond aux critères d'échantillonnage. L'appariement des NIR du fichier d'identification se fait donc avec ceux des allocataires mais aussi avec ceux de leurs conjoints. Un fichier spécifique doit donc être construit par la Cnaf pour la réalisation de cette opération en

ENCADRÉ 1 ●

LES ÉTAPES DE CONSTITUTION DE L'OPINION

Première étape : Construction du fichier d'identification

Les individus sélectionnés pour faire partie de l'échantillon sont ceux nés entre le 1er et le 14 octobre âgés de 16 à 64 ans en décembre 2001. L'Insee constitue le fichier à partir du RNIPP et de la SHM conservant le NIR de l'individu et lui attribuant un numéro d'ordre personnel qui servira d'identifiant anonyme (le NIR ne pouvant être utilisé dans l'ENIAMS). L'Insee envoie ce fichier aux trois organismes gestionnaires : Unédic, Cnaf, MSA.

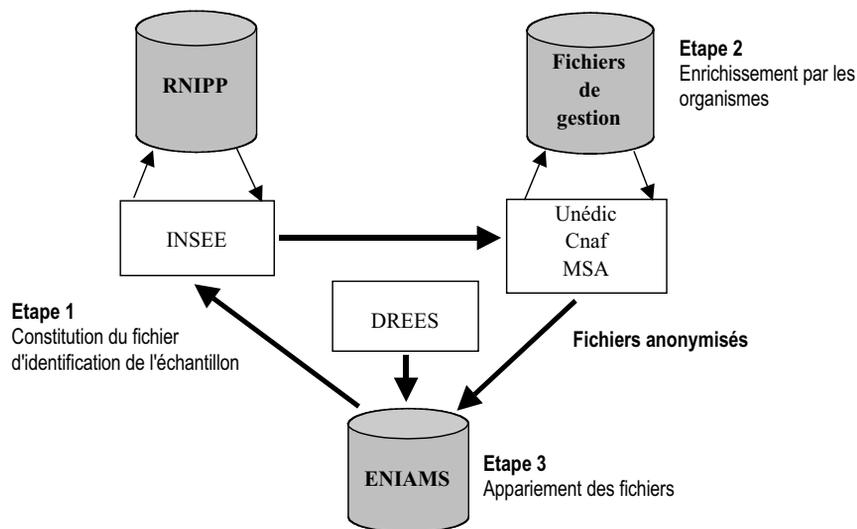
Deuxième étape : Récupération des données dans les fichiers de gestion des organismes

À l'aide du NIR, les organismes gestionnaires vont rechercher les individus dans leur fichier de données et récupérer les variables d'intérêt les concernant, dont les données nominatives. Ces dernières ne seront pas communiquées à la Drees. Elles serviront uniquement en cas de mise en œuvre d'une enquête centrée sur ces populations et pour laquelle l'ENIAMS servira de base de sondage (telle que l'enquête « minima sociaux » réalisée par la Drees au 1er trimestre 2003). Les organismes envoient ensuite à la Drees le fichier complété et « anonymisé », le numéro d'ordre attribué par l'Insee servant d'identifiant commun aux trois fichiers.

Troisième étape : Appariement des fichiers par la Drees

La Drees récupère les fichiers et réalise les appariements à l'aide du numéro d'ordre pour constituer la première vague de l'ENIAMS, après quelques traitements préalables : correction des doublons (des enregistrements différents ayant le même numéro d'ordre pouvant être présents dans le fichier), homogénéisation des variables provenant des trois organismes...

La technique du double-aveugle, technique faisant en sorte que personne ne dispose de l'ensemble des données (données nominatives et données appariées), peut être résumée suivant le schéma ci-dessous.



dédoublant l'enregistrement de l'allocataire en cas de présence d'un conjoint dans le foyer RMI ou AAH (le NIR du conjoint ainsi que sa date de naissance sont heureusement renseignés dans les fichiers de gestion de la Cnaf : toutes les informations nécessaires au tirage de l'échantillon sont ainsi disponibles).

Pour l'instant, ces différences de structure observées entre données administratives et ENIAMS n'ont pas encore été corrigées et un travail de calage reste à faire.

La mise à jour du panel, source d'enrichissement

Au fur et à mesure des années, le panel évolue, à la fois en termes de nombre d'individus et de caractéristiques collectées (schéma 2) :

- les informations supplémentaires de l'année en cours sur les individus bénéficiaires de minima sociaux viennent compléter les données existantes pour les années antérieures tant que ceux-ci sont présents dans les minima sociaux ou s'ils sont inscrits à l'ANPE ;
- des individus supplémentaires intègrent le panel : les nouveaux bénéficiaires de minima sociaux au 31 décembre d'une année ;
- d'autres disparaissent : ils étaient bénéficiaires d'un minimum social au 31 décembre d'une année et sont absents des minima sociaux ou du fichier Unédic l'année suivante.

Ainsi, les individus présents dans le panel une année donnée sont :

- les bénéficiaires de minima sociaux au 31 décembre de cette année (qu'ils le soient ou non les années précédentes) ;
- des bénéficiaires présents les années précédentes mais sortis depuis des minima sociaux et inscrits à

l'ANPE, indemnisés ou non. Ils sont alors présents dans le fichier Unédic.

Dans la vague 3 et les vagues suivantes : des individus qui appartenaient au panel ont pu en sortir une année donnée, puis y rentrer de nouveau dans les années suivantes. Pour ne pas perdre d'informations sur les années antérieures, l'appariement de chaque vague avec le fichier commun Cnaf-Unédic-MSA de l'année N est nécessaire.

Les différents cas pris en compte par l'échantillon, peuvent être précisés à partir de quelques exemples :

• Cas n° 1

Soit un individu panel, allocataire de l'API par exemple, présent à la vague 1. Il se met en couple et ne perçoit plus l'API : il sort du panel en vague 2. En vague 3, il réapparaît comme bénéficiaire du RMI : le lien avec son passé peut être fait.

• Cas n° 2

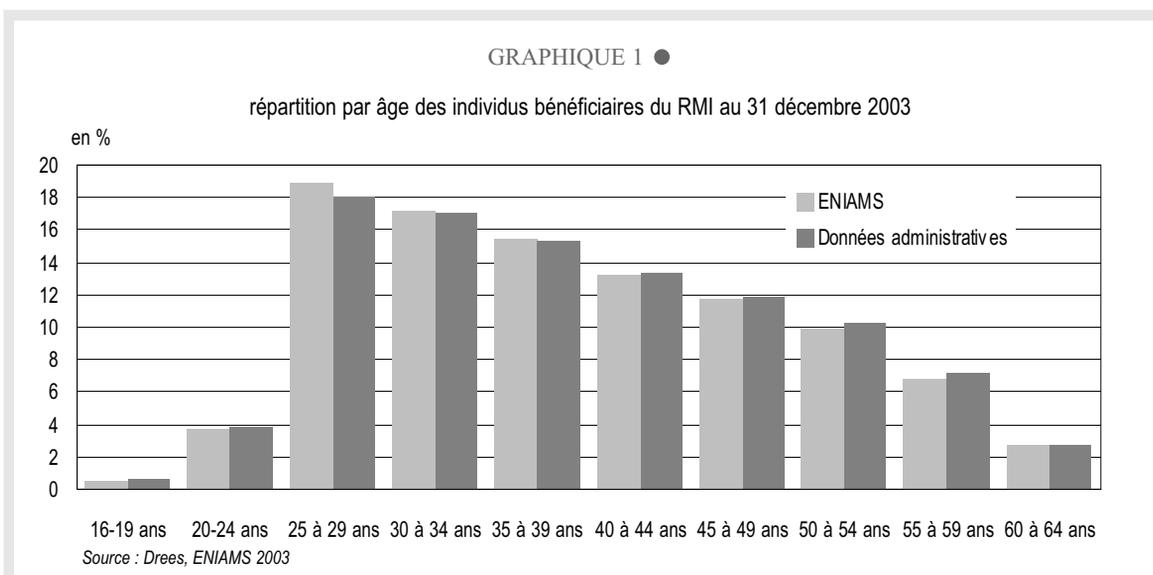
Un allocataire ASS vit en couple : des informations sont disponibles sur son conjoint en vague 1. Si en vague 2, l'allocataire a divorcé de son conjoint, le conjoint n'est pas suivi, ce n'est pas un individu-panel.

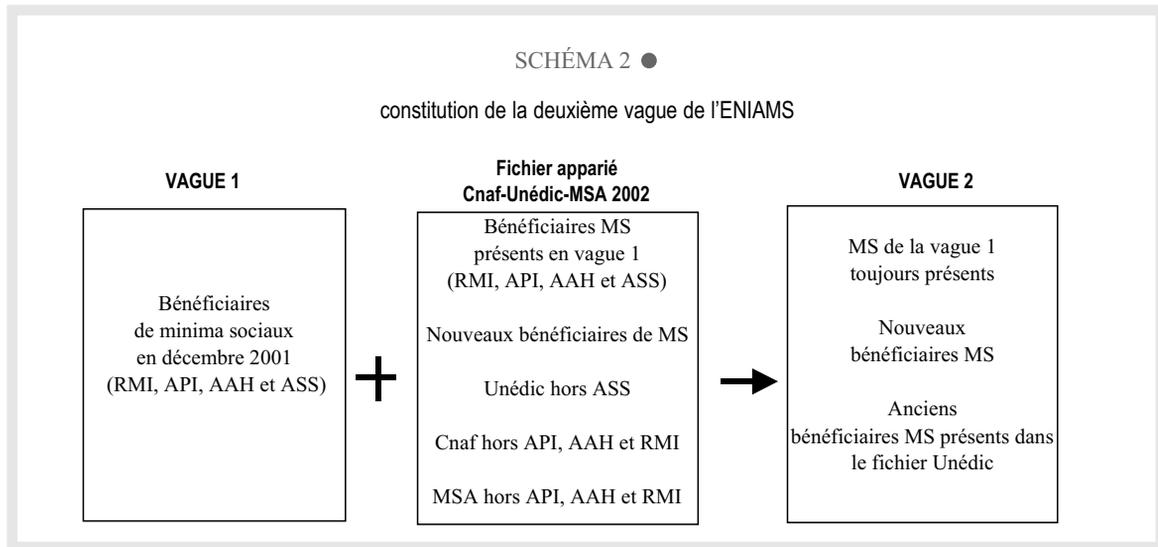
• Cas n° 3

Soit un allocataire du RMI en vague 1, en couple avec des enfants. Si un des enfants quitte le foyer, il n'est pas suivi. Si en vague 3, l'allocataire RMI a trouvé un emploi et ne bénéficie plus de l'intéressement, il sort du panel car il n'est plus bénéficiaire du RMI ni présent dans le fichier Unédic.

• Cas n° 4

Apparition d'un nouvel individu-panel en vague 2, un allocataire de l'ASS par exemple. Il sera suivi dans les prochaines vagues.





DES PRINCIPAUX RESULTATS DE L'ENIAMS

Que deviennent les allocataires de minima sociaux présents au 31 décembre 2001 ?

Plus des deux tiers des bénéficiaires du RMI au 31 décembre 2001 (allocataires ou conjoints d'allocataires) sont toujours allocataires d'un minimum social deux ans après, 10 % sont inscrits au chômage, indemnisé ou non, et près d'un quart sont sortis du panel (schémas 3). La majorité de ceux-ci ont certainement pu retrouver un emploi², les autres étant sortis du dispositif à la suite d'un changement dans leurs ressources ou dans leur situation familiale. L'évolution de la situation des allocataires de l'ASS au 31 décembre 2001 est similaire : près des deux tiers des allocataires bénéficient toujours deux ans plus tard d'un minimum social, près de 10 % sont sortis de ces dispositifs et sont inscrits au chômage, la situation des allocataires restant étant inconnue. Là encore, il s'agit pour certains, la moitié environ, d'un retour à l'emploi. D'autres sortent du dispositif car pouvant toucher leur retraite. Les allocataires de l'API sont beaucoup plus nombreux à avoir quitté le dispositif au bout de deux ans. La durée limitée de la prestation (à 3 ans pour l'API « longue » et à 1 an pour l'API « courte ») explique ces sorties plus fréquentes. Les parents isolés sont aussi nombreux à bénéficier au 31 décembre 2003 du RMI que de l'API. Ce dispositif est ainsi la principale issue

pour les anciens allocataires de l'API à la fin de la prestation : sans ressources, ceux qui n'ont pas retrouvé d'emploi basculent au RMI. D'après l'enquête menée au 1er trimestre 2003 auprès d'allocataires de l'API au 31 décembre 2001, 15 % des personnes interrogées étaient sorties de la prestation et occupaient un emploi à cette date. Les allocataires de l'AAH apparaissent dans une situation tout à fait différente : sans surprise, près de 90 % d'entre eux bénéficient toujours de l'allocation deux ans plus tard. Accordée en général par les COTOREP pour des durées longues (jusqu'à cinq ans pour un taux d'incapacité de 50 à 79 %, voire dix ans pour un taux d'incapacité de 80 % et plus), l'inertie est plus forte dans ce dispositif que dans les trois autres minima sociaux étudiés³.

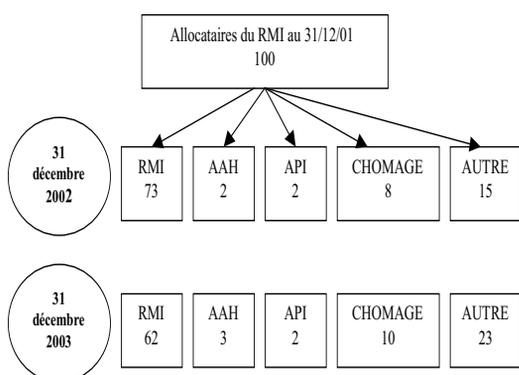
Ces résultats sont établis à partir de mobilités observées sur un stock d'allocataires à une date donnée. Celui-ci n'est pas représentatif de l'ensemble des allocataires entrés dans le minimum social. Travailler à partir d'un stock à une date donnée donne en effet une importance relative plus forte aux individus qui restent plus longtemps dans le dispositif en « oubliant » ceux qui entrent et sortent rapidement. Parmi les individus entrés en septembre 2001 par exemple, ceux présents dans le stock en décembre 2001 seront ceux qui restent plus de 4 mois dans le dispositif ; ceux restés moins longtemps seront déjà ressortis au 31 décembre 2001. Ce biais de sélection est toutefois difficile à prendre en compte ; il faut néanmoins en être conscient.

2 - Une enquête auprès d'un échantillon d'allocataires du RMI au 31/12/01 a montré que la moitié des sorties de la prestation était liée à la reprise d'un emploi (cf. Études et Résultats n°320 – juin 2004).

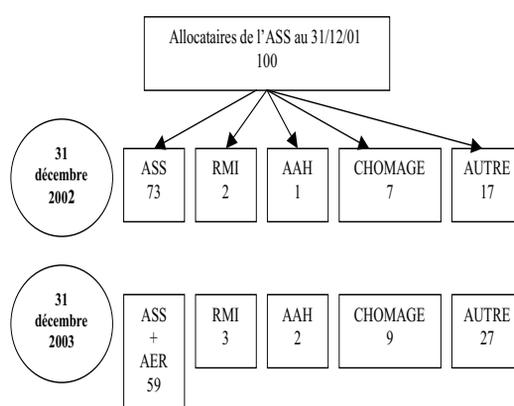
3 - CHANUT J.-M., Michaudon H. : « L'AAH, un minimum social destiné aux adultes handicapés », Drees, *Études et Résultats*, n° 344, octobre 2004.

SCHÉMA 3 ●

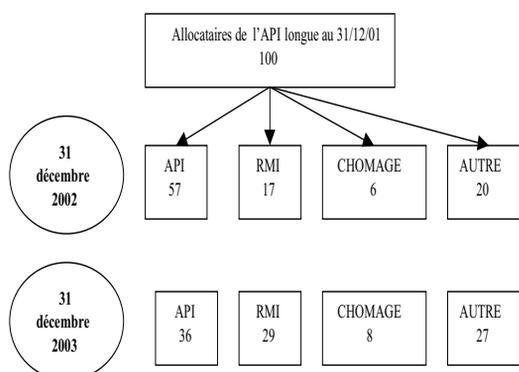
évolution des situations des allocataires du RMI



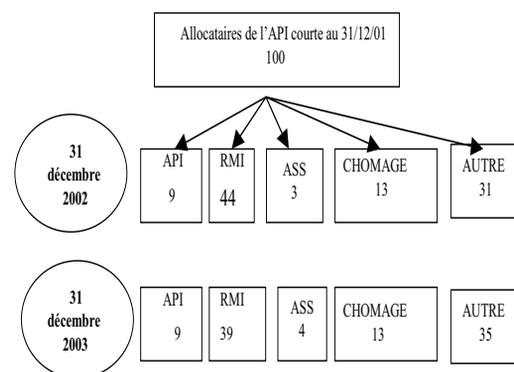
évolution des situations des allocataires de l'ASS



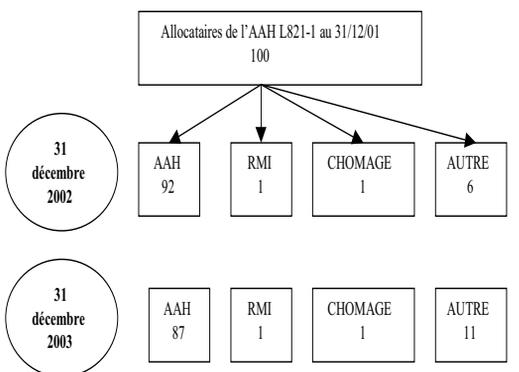
évolution des situations des allocataires de l'API longue



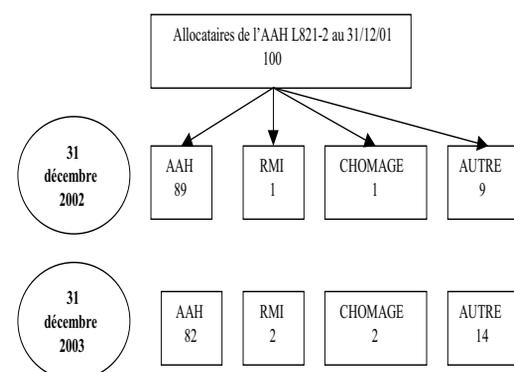
évolution des situations des allocataires de l'API courte



évolution des situations des allocataires de l'AAH avec handicap >= 80 %



évolution des situations des allocataires de l'AAH avec handicap entre 50 et 80 %

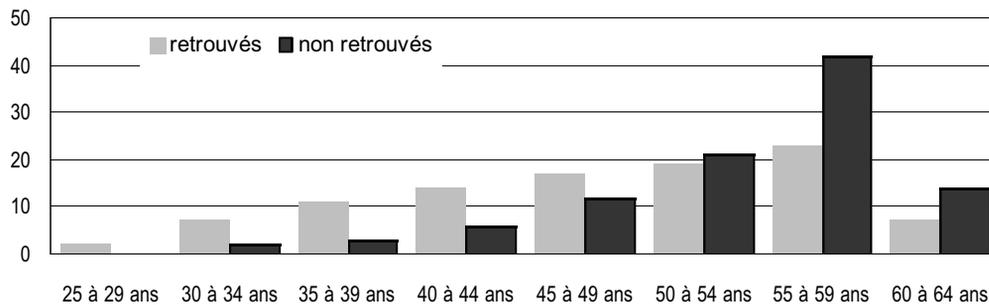


ENCADRÉ 2 ●

Pour mesurer la qualité de l'appariement entre le fichier d'identification produit par l'Insee et les fichiers de gestion des organismes, l'Unédic a construit un fichier F0 issu du FNA comprenant tous les individus qui sont en ASS et qui sont nés pendant la période d'intérêt (soit du 1er au 14 octobre). Si le FNA et le RNIPP contenaient des données parfaitement codées et exhaustives, tous les enregistrements repérés dans le F0 devraient également l'être dans le fichier d'identification de l'Insee. Or ce n'est pas le cas, 8 % des enregistrements du F0 ne sont pas retrouvés dans le fichier d'identification.

Plusieurs raisons peuvent l'expliquer : une mauvaise qualité des NIR dans le FNA, des dates de naissance incorrectes dans le FNA mais aussi un fichier d'identification incomplet. En effet, pour les personnes nées en France, le NIR est attribué à la naissance par l'Insee sans problème particulier. Pour les personnes nées à l'étranger et dans les TOM par contre, c'est la SHM qui a la charge de cette mission. Or, jusqu'à il y a quelques années, les NIR ont pu être mal codifiés car des informations personnelles manquaient : date de naissance, lieu de naissance... Par exemple, le mois de naissance est par défaut codé à 12 s'il est inconnu. Ainsi, lorsque l'on recherche des individus nés entre le 1er et le 14 octobre, la catégorie des personnes nées à l'étranger assez âgées peut être sous-représentée.

Le graphique ci-dessous montre la différence de distribution des âges pour les hommes entre la population du F0 retrouvée dans le fichier d'identification et les non retrouvés. Pour les femmes, les distributions sont plus proches.



Lecture : 42 % des hommes présents dans le fichier FO et non retrouvé dans le RNIPP ont entre 55 et 59 ans, alors qu'ils ne représentent en réalité que 24 % des individus allocataires de l'ASS.

Source : Unédic

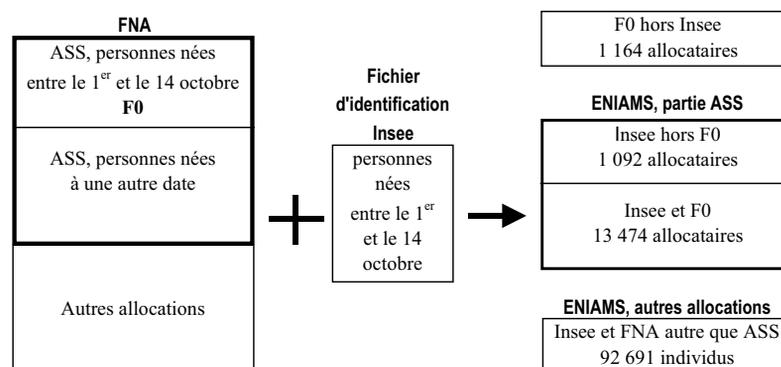
Pour les personnes retrouvées, les dates de naissance sont exactement les mêmes au jour près ; la qualité de la date de naissance dans le fichier FNA n'est donc pas en cause pour expliquer les 8 % de la population non retrouvés dans le fichier d'identification. De plus, la qualité des NIR semble correcte (ils respectent tous les différentes règles de construction). Il semble donc que la mauvaise couverture du RNIPP d'une partie de la population, des hommes assez âgés en l'occurrence et vraisemblablement nés à l'étranger, soit l'explication la plus plausible à la présence dans le FNA de certains individus non répertoriés dans le fichier d'identification.

Le schéma décrit l'appariement du fichier d'identification avec l'ensemble du FNA.

Au total, l'effectif retrouvé en ASS est de 14 566 allocataires. Pour 1 092 allocataires, la date de naissance entre le fichier Insee et le FNA est différente : c'est la première qui est conservée, c'est elle qui détermine l'appartenance ou non à l'ENIAMS. La répartition par sexe, âge et région de domicile des allocataires retenus dans l'ENIAMS et celle de l'ensemble des allocataires en ASS du FNA sont assez semblables.

L'ENIAMS sous-représente légèrement les hommes âgés de plus de 50 ans.

SCHÉMA ● appariement du FNA et du fichier d'identification au 31 décembre 2001



D'où viennent les allocataires présents dans les minima sociaux en décembre 2003 ?

On peut aussi étudier la question inverse, portant sur l'origine des personnes présente à une date donnée : parmi l'ensemble des bénéficiaires à une date donnée, quelle était leur situation dans les années précédentes (avec un recul de deux ans pour l'instant) ? Les résultats des deux analyses sont évidemment très comparables : l'inertie ou la mobilité de certaines catégories d'allocataires se retrouvent dans les deux cas.

Près des trois quarts des allocataires du RMI et de l'ASS en décembre 2003 étaient déjà allocataires de minima sociaux en décembre 2002 et près de 60 % l'étaient déjà en décembre 2001 (tableau 2). Les allocataires de l'AAH sont encore plus nombreux à être déjà titulaires d'un minimum social les années précédentes puisqu'ils étaient plus de 90 % à être déjà inscrits dans les minima sociaux fin 2002 et 80 % fin 2001. À l'opposé, les titulaires de l'API sont beaucoup moins nombreux en 2001 et 2002 à être déjà allocataire d'un minimum social : un peu plus de la moitié fin 2002 et près de 40 % fin 2001.

La majorité des allocataires de décembre 2003 présents dans les minima sociaux les années précédentes l'étaient au titre du même dispositif que celui dont ils bénéficient actuellement. C'est pour les allocataires de l'API que le passage d'un minimum social à un autre est le plus fréquent puisque si seulement 44 % des allocataires de décembre 2003 étaient déjà inscrits à l'API en décembre 2002, ils étaient 56 % à être inscrits à un minimum

social en général, que ce soit l'API, le RMI, l'ASS ou l'AAH. Il s'agit d'ailleurs du RMI le plus souvent. Pour les trois autres minima sociaux, l'écart existant entre les taux d'inscription observés en décembre 2002 dans la même catégorie et les taux de présence dans l'ensemble des minima sociaux est beaucoup plus faible.

La provenance des allocataires de l'API est ainsi beaucoup plus variée que celle des trois autres catégories d'allocataires : comme on l'a vu précédemment lors de l'étude des trajectoires, c'est le seul minimum social parmi ceux étudiés à être limité dans le temps, et sur la base d'une période relativement brève (un an ou trois ans), ce qui explique des parcours beaucoup plus divers pour les allocataires.

Des résultats sur les allocataires de l'AER (Allocation Equivalent Retraite) sont donnés à titre d'information : cette allocation a été instituée en 2002 pour les demandeurs d'emploi qui totalisent 160 trimestres de cotisations à l'assurance-vieillesse avant l'âge de 60 ans et qui remplissent des conditions de ressources définies par décret. Pour certains allocataires, l'AER peut se substituer à l'ASS ou au RMI comme revenu de remplacement (AER de remplacement) ; pour d'autres, elle peut intervenir en complément d'allocations d'assurance-chômage (AER de complément). L'AER est versée par l'Unédic et relève du régime de solidarité.

peu de cumuls entre les différents minima sociaux

Les cas de cumuls de minima sociaux différents sont peu nombreux : environ 2 % des allocataires présents dans l'échantillon au 31 décembre 2003 se trouvaient dans cette situation⁴. C'est pour les allocataires de l'ASS que les cumuls sont les plus fréquents : plus de 10 % des allocataires de décembre 2003 cumulent cette prestation avec un des trois autres minima sociaux suivis (tableaux 3). Le cas de cumul le plus fréquent relevé dans l'échantillon concerne l'ASS et l'AAH qui concerne près de 6 % des allocataires de l'ASS mais 3 % seulement des allocataires de l'AAH. Le cumul ASS-RMI concerne pratiquement autant d'allocataires de l'ASS (5 %) mais proportionnellement beaucoup moins d'allocataires du RMI.

TABLEAU 2 ●

provenance des bénéficiaires de minima sociaux en décembre 2003

En %

Minimum social perçu en 2003	Situation en décembre 2002		Situation en décembre 2001	
	dont présents dans le même MS	dont présents dans un des 4 MS	dont présents dans le même MS	dont présents dans un des 4 MS
RMI	70	74	53	58
API	44	56	26	38
AAH	89	92	75	80
ASS	72	74	60	62
AER	4	82	0	75

Source : Drees, ENIAMS 2001, 2002 et 2003

4 - Ces résultats ont été observés au 31/12/2003 et sont comparables à ceux observés en décembre 2001 et 2002.

TABLEAU 3 ●

cas de cumuls observés entre les différents minima sociaux

	RMI	AAH	API
ASS+AER	18 018	20 774	1 638
RMI		4 602	9 724
AAH			338

Source : Drees, ENIAMS 2003

part des allocataires cumulant au moins 2 minima sociaux

RMI	2,7 %
API	65,0 %
AAH	32,0 %
ASS	108,0 %

Source : Drees, ENIAMS 2003

Plus de la moitié des allocataires de minima sociaux perçoivent des aides au logement

Suivant les différentes catégories d'allocataires, la part de ceux pour qui le minimum social est la seule prestation perçue varie fortement (tableau 4). L'API par exemple est quasiment toujours accompagnée d'une autre prestation familiale versée par la Cnaf (hors aides au logement). C'est ainsi que l'APJE⁵ est versée à 62 % des allocataires de l'API. Inversement, les allocataires de l'ASS sont peu nombreux à bénéficier d'une prestation familiale, hors aides au logement (17 %). Dans leur cas, comme dans celui des allocataires du RMI ou de l'AAH, ce sont les allocations familiales qui complètent le plus souvent le minimum social.

Les aides au logement ont toutefois une portée plus large concernant environ la moitié des allocataires de minima sociaux, un peu plus dans le cas de l'API.

Pour les allocataires de l'API ou du RMI, un forfait logement est déduit du montant de la prestation versée en cas de perception des allocations logement ou de logement gratuit (hébergés ou propriétaires de leur logement). En décembre 2003, il était appliqué à 93 % des allocataires du RMI ou de l'API.

l'inscription à l'ANPE des allocataires du RMI, de l'API et de l'AAH

L'échantillon inter régimes d'allocataires permet également de fournir des éléments sur l'inscription à l'ANPE des allocataires de minima sociaux. Même si ces chiffres ne fournissent qu'une vue partielle des relations que les allocataires ont avec l'Agence, ils apportent un élément d'éclairage important. La notion d'inscription peuvent être interprétée de diverses manières avec différentes mesures possibles du taux d'inscription à l'ANPE. Les différences portent sur plusieurs points : prise en compte ou non des allocataires de la MSA, difficultés liées à la prise en compte des conjoints des allocataires administratifs, à l'appariement entre les fichiers Cnaf et ANPE qui ne peut être parfait, au choix des catégories de chômeurs à sélectionner ou à celui de la période d'inscription.

Au 31 décembre 2003, d'après l'ENIAMS, 32 % des allocataires du RMI étaient inscrits à l'ANPE ; ils étaient 17 % parmi les allocataires de l'API et 11 % parmi ceux de l'AAH. Ces ordres de grandeur sont très proches de ceux observés en décembre 2002. Les allocataires de l'ASS sont par construction tous inscrits à l'ANPE. Les allocataires cumulant l'ASS et un autre minimum social sont également par construction inscrits à l'ANPE. Parmi les allocataires du RMI inscrits à l'ANPE, 17 % sont indemnisés, dont les deux tiers environ au titre de l'Aide au retour à l'Emploi.

TABLEAU 4 ●

minima sociaux et prestations familiales

En %

	Minimum social seul	Aides au logement	Autres prestations familiales
RMI	37	55	37
API	4	64	94
AAH	46	52	23
ASS	42	50	17

Lecture : 37 % des bénéficiaires du RMI ne perçoivent pas d'autres prestations, 55 % perçoivent des allocations logement

Source : Drees, ENIAMS 2003

5 - APJE : Allocation Pour Jeune Enfant, versée à partir du 5^e mois de grossesse jusqu'au 3 ans de l'enfant, cumulable avec l'API pendant une certaine durée.

REPRÉSENTATIVITÉ DE L'ENIAMS SUIVANT LES DIFFÉRENTS FOURNISSEURS DE DONNÉES

CNAF

comparaison échantillon et effectif théorique au 31 décembre 2003 (y compris Dom)

	AAH	API	RMI
Effectif total	917 567	187 637	1 316 632
<i>Isolés</i>	548 111		925 056
<i>Couples</i>	184 728		195 788
Effectif théorique attendu (1/26 ^e)	35 291	7 217	50 640
Effectif présent	29 592	6 898	46 133
Écart (en % de l'effectif attendu)	16	4	9

Unédic

comparaison échantillon et effectif théorique au 31 décembre 2003 (y compris Dom)

	ASS+AER
Effectif total	399 300
Effectif théorique attendu (1/26 ^e)	15 358
Effectif présent	14 458
Écart (en % de l'effectif attendu)	6

MSA

comparaison échantillon et effectif théorique au 31 décembre 2003 (y compris Dom)

	AAH	API	RMI
Effectif total	23 869	1 220	23 173
Effectif théorique attendu (1/26 ^e)	918	47	891
Effectif présent	850	51	700
Écart (en % de l'effectif attendu)	7	0	21

CARACTÉRISTIQUES RÉGIONALES ET STRUCTURE DE L'ACTIVITÉ DE COURT SÉJOUR : impact sur les coûts hospitaliers par modélisation multi-niveaux

Monique KERLEAU, Marc LE VAILLANT et Zeynep OR

CREGAS - Inserm U537/CNRS UMR8052

Cette étude examine le rôle de la structure des activités médicales et chirurgicales sur les valeurs de point ISA lorsque l'on prend en compte non seulement, de façon classique, les caractéristiques spécifiques des établissements mais aussi les déterminants régionaux des valeurs du point à partir d'un modèle multi-niveaux. En particulier, l'impact de la diversité des activités médicales et chirurgicales sur les valeurs de point ISA est questionné à partir d'un indicateur original de diversification. Plus précisément, l'existence d'un effet régional sur les valeurs du point ISA des établissements de santé est ici établie avec une analyse et une discussion des éléments qui peuvent fonder ces effets régionaux.

Identifier les déterminants de la variation des coûts est un enjeu important dans le contexte actuel de la réforme du financement des établissements de santé.

L'objectif spécifique de cette étude est d'examiner le rôle de la structure des activités médicales dans la variabilité des coûts des hôpitaux et cliniques lorsque l'on prend en compte non seulement, de façon classique, les caractéristiques des établissements, mais aussi les effets régionaux. Il peut, en effet, être envisagé que les écarts dus aux facteurs purement micro-économiques n'expliquent pas toute la variance. Certaines caractéristiques régionales peuvent être à l'origine des écarts des coûts observés entre les établissements sanitaires. Dans la mesure où les établissements de santé ne sont pas des entités isolées, mais comportent des spécificités liées à leur implantation régionale, leurs performances peuvent alors être considérées comme le produit de l'interaction entre leurs caractéristiques propres et celles de la région à laquelle ils appartiennent. Cette idée trouve sa source dans le constat de gradients régionaux sur un ensemble d'indicateurs d'offre, de consommation de soins, d'états de santé mais aussi, c'est la question qui nous intéresse ici, de performance des établissements de santé¹.

Plus précisément, nous cherchons à établir l'existence d'un effet régional sur les valeurs de point ISA des établissements de santé et à porter l'analyse et la discussion sur les éléments qui peuvent fonder ces effets régionaux. Une technique statistique bien adaptée pour étudier les impacts

1 - BALSAN D., « La variabilité de la valeur du point ISA des établissements de soins publics et PSPH en 1997 », Drees, *Solidarité Santé*, n° 1 janvier-mars 1997. KERLEAU M., LE VAILLANT M. (2001), « Redistribution des ressources hospitalières, comparaison et hétérogénéité des établissements : les sur-coûts des hôpitaux franciliens », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n° 3, pp 441-456, 2001.

des conditions/caractéristiques régionales sur les performances/coûts des établissements individuels est la modélisation hiérarchique. Peu connus jusque récemment dans le domaine de santé, ces modèles se sont répandus rapidement dans les analyses empiriques² grâce à leur qualité supérieure pour étudier les relations entre les facteurs de « contexte » et des facteurs « individuels ».

Dans ce cadre d'analyse, notre modèle multi-niveaux permettra d'identifier les déterminants de l'efficacité hospitalière, en régressant la valeur du point ISA, d'une part sur les caractéristiques propres des hôpitaux et des cliniques et, d'autre part sur les caractéristiques de leur région d'appartenance. Aux deux niveaux, nous chercherons à identifier le rôle explicatif de la diversité des activités médicales et chirurgicales à partir d'un indicateur original de la diversification de l'activité hospitalière (la mesure décomposée de l'entropie).

LE MODÈLE D'ANALYSE

Le cadre d'analyse proposé explore et interprète les variations des valeurs de point ISA calculées au niveau des établissements en contrôlant différentes sources, internes et externes, de variation. L'approche multi-niveaux adoptée permet de définir la performance relative des établissements appartenant à un même espace régional et d'expliquer les déterminants régionaux des variations (voir encadré 1).

Notre variable dépendante est la valeur du point ISA qui correspond au coût unitaire de l'activité hospitalière d'un établissement³. Afin d'expliquer les variations observées des valeurs du point ISA entre les hôpitaux, nous estimons une fonction de coût ad hoc de long terme à partir d'un modèle linéaire et additif.

des variables explicatives au niveau de l'établissement

Au niveau de l'établissement, la mise en œuvre de cette démarche nécessite que l'on identifie les outputs de la production hospitalière. La question de la

caractérisation de l'output des établissements de santé est à l'origine des débats nombreux qui ont accompagné le développement de l'économétrie hospitalière⁴. Le plus souvent, sont utilisées des mesures de productions intermédiaires comme les sorties ou les journées d'hospitalisation. Dans la fonction de coût que nous estimons, nous introduisons le niveau de l'output mesuré par le nombre de séjours/séances de la base PMSI qui décompte dans un nombre unique les séjours, en hospitalisation classique et en hospitalisation ambulatoire, ainsi que les séances. Notre unité de mesure est le « nombre de séjours standardisés-GHM⁵ ».

Les hôpitaux sont par ailleurs des entreprises multi-produits et ils constituent un ensemble très hétérogène du point de vue du spectre des services offerts, ainsi que le montrent le nombre et l'éventail des groupes homogènes de malades pris en charge dans les hôpitaux et les cliniques. Une spécification correcte de la fonction de coût suppose que l'on puisse inclure tous les outputs dans le lot des régresseurs⁶. L'incapacité à contrôler correctement l'hétérogénéité des outputs entre les hôpitaux conduit à des biais d'estimation. On pourrait par exemple conclure à des déséconomies d'échelle alors même que les cas les plus compliqués sont concentrés dans les grands hôpitaux et tirent les coûts vers le haut. En même temps, il est clair que l'estimation d'une relation incluant un nombre de paramètres aussi important que celui de GHM, n'est pas concevable d'un point de vue économétrique. Pour notre étude, l'agrégation de l'output n'est pas un problème, à condition que l'on dispose d'une mesure agrégée pertinente de la composition des portefeuilles d'activité des établissements.

Afin de prendre en compte le spectre des activités de l'hôpital, nous utilisons la mesure de l'entropie, telle qu'elle a été définie dans l'encadré 2⁷. Inspiré de l'analyse industrielle et adapté aux données de case-mix des établissements de santé, cet indice permet de tenir compte de l'importance relative de la diversification aux différents niveaux d'agrégation de la classification des Groupes Homogènes de Malades (GHM). Les GHM peuvent en effet être ventilés, à un niveau relativement agrégé, entre

2 - RICE et JONES (1997), « Multilevel models and health economics, *Health Economics* », 6: 561-575.

3 - Rappelons que la valeur du point ISA est le rapport entre le budget MCO des établissements de santé et la somme des points ISA. L'Indice Synthétique d'Activité (ISA) reflète à la fois le volume et la complexité des cas traités.

4 - Voir par exemple : VITALIANO D. (1987) : « On the estimation of hospital cost functions, *Journal of Health Economics* », 6: 305-18. EAKIN K. et KNIESNER T. (1988), *Estimating a non-minimum cost function for hospitals, Southern Economic Journal*, 54: 583-97. Sowden et al. (1997), *Volume of clinical activity in hospitals and health care outcomes, costs and patient access, Quality in Health Care*, 6(2): 109-114.

5 - Les Groupes Homogènes de Malades (GHM) sont issus d'un système de classification médico-économique des hospitalisations de courte durée. Chaque séjour peut être classé dans un des groupes de la classification GHM suivant un algorithme propre au PMSI. L'activité de chaque établissement est ainsi traduite au travers de l'éventail des cas traités, ou case-mix.

6 - GRANNEMAN et al. (1986) : « Estimating hospital costs, *Journal of Health Economics* », 5:107-127.

7 - Informations plus détaillées sur les qualités techniques de cet indicateur sont fournies dans Kerleau et al (2004), *Analyse empirique de la diversification de l'activité de court séjour des établissements de santé français*, CREGAS, document de travail.

quelques grandes spécialités médico-chirurgicales, puis au sein de ces grands groupes, répartis en lignes de production homogènes d'un point de vue technico-organisationnel. Les propriétés de décomposabilité de la mesure entropique font qu'il est possible d'évaluer, dans la diversification totale, les contributions respectives de la distribution des activités entre les grandes disciplines (entropie inter), d'une part, de leur répartition entre les différents segments d'une discipline donnée (entropie intra), d'autre part⁸.

A ces deux régresseurs, nous ajoutons deux autres variables, dans le but de mieux caractériser la complexité et l'orientation de l'activité d'un établissement hospitalier. La lourdeur des actes médicaux réalisés est mesurée par la proportion des séjours représentant plus de 4000 points ISA, et a contrario, par la part des séjours représentant moins de 500 points ISA pour définir l'activité ayant un faible contenu technique. Ces deux indicateurs permettent de distinguer les établissements ayant une activité médicale très lourde (ou faible)⁹. L'effectif non médical, exprimé en EQTP et ramené au nombre de séjours, est introduit comme variable de contrôle de l'organisation de l'hôpital.

Les modalités de calcul de la valeur du point ISA ne sont pas identiques entre les deux secteurs d'hospitalisation. Notamment, la valeur du point ISA des établissements privés, sous OQN, ne prend pas en compte les honoraires des médecins. Afin de tenir compte des valeurs unitaires différentes en niveau, nous introduisons une variable muette « statut » qui prend la valeur 1 pour les établissements publics et PSPH, et 0 pour les établissements privés. Nous avons également introduit des variables muettes pour vérifier l'influence du type d'établissement sur l'efficacité. En particulier, nous examinerons cinq catégories d'établissements : centre hospitalier régional/universitaire (CHRU), centre hospitalier (CH), clinique médicale, clinique chirurgicale et clinique pluridisciplinaire. Rappelons que 90 % des cliniques dans notre échantillon sont des établissements privés à but lucratif (tableau 1). La théorie suggère que les établissements privés fonctionnent de façon plus efficiente que les structures publiques ou privées à but non lucratif car elles sont tenues d'assurer un bon retour sur investissement. D'un autre côté, on considère que les coûts élevés des hôpitaux universitaires s'expliquent par les coûts induits de l'enseignement et de la recherche mais aussi par la structure des cas plus

lourds pris en charge. Il est donc important de vérifier l'efficacité relative de ces établissements une fois contrôlées les caractéristiques de l'activité hospitalière.

des variables introduites au niveau régional

A un deuxième niveau, on postule qu'une partie des déterminants des coûts se nichent aux frontières de l'établissement de santé et de son environnement.

ENCADRÉ 1 ●

ESTIMATIONS PAR LE MODÈLE MULTI-NIVEAUX

Dans le but d'estimer les variations de coûts unitaires, le modèle à deux niveaux se présente comme suit. Nous partons du modèle de base au niveau 1 :

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \gamma_{px} x_{ij} + e_{ij} \quad (1)$$

où y_{ij} correspond à la valeur du point ISA de l'hôpital i ($i = 1, \dots, 1265$) de la région j ($j = 1, \dots, 21$), x_{pji} représente l'ensemble des p variables explicatives au niveau de l'hôpital et γ_p les coefficients associés, β_{0j} représente les coefficients qui varient selon les régions avec une variance σ_0^2 et e_{ij} est le terme résiduel pour l'hôpital i de la région j , avec l'hypothèse d'une distribution normale. La différence avec la régression standard est que les coefficients β_{0j} varient aléatoirement d'une région à l'autre autour de la moyenne β_0 . Il faut noter que dans l'équation ci-dessus, les coefficients des variables explicatives (γ_p) sont considérés comme étant fixes.

Au deuxième niveau, la variation de l'intercept est donnée par :

$$\beta_{0j} = \beta_0 + \mu_{0j} \quad (2)$$

Le terme β_0 exprime l'élément fixe à travers les régions et μ_{0j} est l'écart à la moyenne pour une région donnée j supposé distribué selon une loi normale. De plus $\text{cov}(\mu_{0j}, e_{ij}) = 0$. De cette manière, nous identifions deux sources de variation aléatoire indépendantes : entre les régions et à l'intérieur des régions. En particulier, explorer les coefficients μ_{0j} de l'équation (2) devrait apporter des informations sur la variation des coûts entre les régions et sur le rôle des marchés régionaux sur l'efficacité. En substituant l'équation (2) dans l'équation (1) nous obtenons l'équation hiérarchique à estimer :

$$y_{ij} = \beta_0 + \gamma_{px} x_{ij} + (\mu_{0j} + e_{ij}) \quad (3)$$

Les termes entre parenthèse désignent la part résiduelle qui consiste en deux variables aléatoires, tandis que les autres coefficients en représentent la part systématique. La présence de plus d'un terme résiduel est la caractéristique distinctive de ce type de modèle : e_{ij} est le terme d'erreur aléatoire au premier niveau (niveau hôpital) tandis que la composante μ_{0j} représente les écarts à la moyenne (μ_0) de la j ème région.

8 - La classification des séjours ou de l'activité médicale été réalisées à l'aide de la nomenclature à deux niveaux élaborée par le COTRIM de la région Provence-Alpes-Côte d'Azur. Les 592 GHM ont été regroupés au sein de 25 disciplines puis, au sein de chaque discipline, ventilés en lignes de produits (G-GHM) à partir de critères tenant compte de la liste des actes et des diagnostics relatifs aux GHM ainsi que la nature des actes classants (le niveau désagrégé compte, dans sa version 6, 97 G-GHM).

9 - BALSAN D., « Une typologie des établissements de soins publics et PSPH de court séjour selon leur activité et leur environnement », Drees, Etude et Résultats, n° 3, juillet-septembre 2004.

Celui-ci peut agréger un ensemble de caractères déterminant les conditions de production des cliniques et hôpitaux et jouant positivement, ou au contraire négativement, sur les processus de formation des coûts, indépendamment de leurs caractéristiques et comportements. On peut considérer que la région constitue les bornes géographiques de l'environnement « pertinent » pour un établissement de santé. On rappellera que les décisions d'allocation des ressources et de restructuration sont pilotées au niveau régional et qu'il existe des différences significatives entre les régions en ce qui concerne les volumes, la concentration et diversification des activités médicales. La région fournit donc une unité d'analyse satisfaisante pour appréhender cet effet de contexte, source d'externalités, positives ou négatives, pour les établissements.

Cela dit, quels sont les facteurs régionaux susceptibles d'influer les coûts des établissements de santé ? Quels sont les facteurs régionaux sur lesquels hôpitaux et cliniques peuvent construire leur performance ?

Dans la mesure où les dépenses en personnel constituent plus de deux-tiers des dépenses de fonctionnement, il est logique de vouloir tester, dans un premier temps, l'influence des prix/coûts locaux des facteurs de production (inputs) sur l'efficacité des hôpitaux d'une région. Nous ferons tout d'abord l'hypothèse que les prix sont des données exogènes et homogènes pour l'ensemble des hôpitaux d'un même espace régional, ce qui constitue une hypothèse réaliste dans le contexte français. En l'absence d'indicateurs spécifiques pour le secteur hospitalier, ces différences économiques « localisées » seront ensuite capturées par une variable proxy qui est le « salaire moyen » mesuré

au niveau régional. L'effet du salaire moyen régional sur les coûts hospitaliers s'interprète aisément en ce qui concerne la composante « coût des prestations externes » du coût total : un salaire moyen élevé dans une région (relativement à une autre) peut être à l'origine d'un désavantage comparatif pour les établissements de la région. On suppose que les régions où le salaire moyen est élevé sont aussi les régions où les salaires moyens des personnels des établissements de soins sont élevés. A défaut de données permettant de les fonder empiriquement, on avancera deux arguments. D'une part, les structures de qualifica-

ENCADRÉ 2 ●

DIVERSIFICATION DE L'ACTIVITÉ HOSPITALIER PAR L'INDICATEUR D'ENTROPIE

Nous utilisons une mesure entropique de la diversification¹ qui permet de tenir compte de l'importance relative de la diversification aux différents d'agrégation d'une classification. L'intérêt de l'indice d'entropie est de se prêter à une décomposition sous forme additive qui permet de distinguer, pour un même établissement, l'entropie entre les pôles d'activité (diversification inter-classe) et entropie à l'intérieur des pôles d'activité (diversification intra-classe). Ainsi, l'entropie totale dépend à la fois de la répartition des activités d'un établissement entre des pôles séparés et, de la répartition des activités entre différentes ligne de produits à l'intérieur de ces pôles.

Soit un hôpital intervenant dans n activités correspondant au classement des GHM en Lignes de Produits (soit les 186 lignes de produits du COTRIM Ile-de-France). Ces n Lignes de Produit sont elles-mêmes agrégées en G Pôles d'activités (soit 26 pôles d'activité).

La mesure entropique de la diversification d'un établissement engagé sur les n lignes de produits est définie comme suit :

$$E_T = \sum_{i=1}^n S_i \ln \frac{1}{S_i}$$

De la même façon, la mesure entropique de la diversification mesurée au niveau des pôles d'activités (entropie-inter) est :

$$E_A = \sum_{g=1}^G S_g \ln \frac{1}{S_g}$$

Pour un Pôle d'Activité donné g , l'activité de l'établissement est la combinaison des parts qu'il réalise au sein des différentes activités du pôle soit :

$$S_g = \sum_{i \in g} S_i$$

La diversification à l'intérieur d'un PA, c'est-à-dire (entropie-intra) devient :

$$E_w = \sum_{i \in g} \frac{S_i}{S_g} \ln \frac{S_g}{S_i}$$

où S_i est l'activité que l'établissement réalise dans le Pôle d'activité s , par rapport à l'activité totale réalisée dans l'ensemble des pôles.

1 - JACQUEMINA., BERRY C. : « Entropy measure of diversification and corporate growth », *The Journal of Industrial Economics*, 1979, 27(4), 359-369.

TABLEAU 1 ●

échantillon par catégorie d'établissement*

	Effectif total	dont sous DG
Centre hospitalier régional/universitaire (101)	28	28
Centres hospitaliers (355)	369	369
Cliniques chirurgicales (128)	220	7
Cliniques médicales (129)	58	12
Cliniques pluridisciplinaires (365)	500	62
Autres (131, 122, 106, 108)	52	23
Total	1 227	501

* Champ : France métropolitaine, établissements publics, privés et PSPH.

Source : PMSI, SAE.

tion expliquent une fraction importante des niveaux moyens des salaires régionaux : donc les régions à salaire moyen élevé sont des régions dont le profil moyen de la main d'œuvre est tiré vers le haut de la hiérarchie des qualifications. D'autre part, on peut faire l'hypothèse que ce « biais » de qualification se retrouve dans la structure d'emploi des établissements de santé : la probabilité pour un hôpital de recruter du personnel qualifié est plus élevée dans les régions où les ressources en main-d'œuvre qualifiée sont abondantes.

La deuxième source d'effets régionaux que nous cherchons à identifier renvoie à l'organisation des activités hospitalières. L'idée est qu'une organisation physique de la production « optimisée » au niveau régional - sur le plan du nombre et de la répartition des lits, et sur le plan de la coordination des activités médicales et chirurgicales - est source, pour les établissements de la région, d'externalités positives, jouant en faveur de leur efficacité. Trois types de variables nous semblent capables de capturer cet effet lié à la qualité de la « coordination régionale ».

- **Le nombre de lits par habitant** au niveau régional est un indicateur de l'amplitude des capacités d'hospitalisation. Si l'on admet que les besoins des populations régionales (populations hospitalisables) ne sont pas significativement différents, on peut faire l'hypothèse que les régions où les densités en lits d'hospitalisation sont relativement plus élevées (par rapport à la moyenne) sont des régions en sur-capacité. Cette sur-capacité peut se refléter dans des durées moyennes de séjour plus élevées, renvoyant elles-mêmes à des pratiques de prise en charge, communément acceptées et partagées au sein d'un même espace régional. La liaison positive entre durée moyenne de séjour et valeur de point ISA est bien établie, on doit donc s'attendre à ce que la densité régionale en lits contribue (toutes choses égales par ailleurs) à des valeurs élevées de point ISA.

La façon dont se répartissent les activités hospitalières à l'intérieur d'une région est également susceptible de contribuer aux différentiels de performance. Nous introduisons donc deux variables pour décrire les caractéristiques structurelles de la production hospitalière régionale:

- **La concentration régionale** correspond au poids des 10 plus gros hôpitaux en terme de nombre de lits. Nous avons également calculé la concentration en terme de capacités en séjours. Il s'agit donc d'un indicateur de concentration relative.

La littérature sur les effets du degré de concentration sur les coûts donc sur les prix est abondante, surtout aux États-Unis. Dans le cadre de marchés

concurrentiels, malgré le manque de robustesse des vérifications empiriques, la littérature tend à montrer que dans les marchés concentrés, les hôpitaux utilisent moins d'« inputs » et qu'ils ont des coûts unitaires plus bas¹⁰. Dans le cadre de marchés régulés, la concentration des lits (ou de l'activité) dans un nombre réduit d'établissements peut être analysé comme la résultante de la recherche au niveau régional des masses minima à partir desquelles les opérations productives s'effectuent avec le maximum d'efficacité, en tirant parti des économies de dimension. Intuitivement on peut penser qu'un degré élevé de concentration de l'activité participe de la constitution d'une taille critique globale qui devrait influencer favorablement la valeur régionale du point. Toutes choses étant égales par ailleurs, on s'attend à ce qu'un haut degré de concentration soit associé à des valeurs de point ISA plus faibles.

- **La diversification régionale** correspond à la moyenne pondérée par la taille (exprimée en nombre de séjours) des mesures entropiques calculées pour chaque établissement. Telle que nous l'avons définie, la mesure entropique permet de distinguer le degré de diversification entre plusieurs disciplines (ici les disciplines de la nomenclature G-GHM), entropie inter, d'une part, le degré de diversification entre plusieurs types de produit, à discipline donnée (spécialisation), entropie intra, d'autre part. On observe peu de variabilité inter-régionale sur la composante inter, ce qui résulte de la proximité des répartitions de l'activité totale entre les grandes disciplines médicales, chirurgicales et médico-chirurgicales.

En revanche, la diversification des portefeuilles d'activité, telle que mesurée par l'entropie intra fait apparaître des spécialisations plus ou moins poussées. La spécialisation désigne ici le processus de sélection des activités qui amène un établissement à couvrir une gamme étendue de produits, dans une discipline donnée. Rappelons qu'en vertu de la méthode de construction de l'indicateur, la valeur entropique intra est d'autant plus élevée que la gamme des produits couverts est plus étendue, dans une discipline donnée. Elle constitue donc un indicateur de spécialisation moyenne de la région.

10 - « DRANOVE D. et SATTERTHWAITTE M. (1992), « Monopolistic competition when price and quality are imperfectly observable », *Rand Journal of Economics*, 23: 518-34 ; ROBINSON J. et LUFT H. (1985), « The impact of hospital market structure on patient volume, average length of stay and the cost of care », *Journal of Health Economics*, 4: 333-356 ; ZWANZIGER J. et MELNICK G. (1988), « The effects of hospital competition and the Medicare PPS program on hospital cost behavior in California », *Journal of Health Economics*, 7: 303-320.

La littérature empirique n'est pas ici très éclairante, mais on peut penser qu'aux caractéristiques du portefeuille des activités sont attachés des mécanismes de coordination régionale plus ou moins efficaces des ressources humaines et des technologies, et que des gains de productivité dépendent de la composition des activités médicales. Toutes choses égales par ailleurs, le degré de spécialisation régionale peut être un signe de « bonne » coordination des activités qui atténue le risque de redondances et permet aux établissements d'exploiter leurs actifs spécifiques sur des volumes d'activité conséquents. En résumé nous nous attendons à ce que la valeur entropique intra soit négativement liée à la valeur du point ISA.

UNE MODÉLISATION MULTI-NIVEAUX À PARTIR DES DONNÉES D'ACTIVITÉ ET DE STRUCTURES ISSUES DE LA SAE ET DU PMSI

une modélisation à deux niveaux : l'établissement et la région

Comme cela a été dit précédemment, l'objectif principal de cette étude est d'explorer les relations entre l'efficacité des hôpitaux, mesurée par les variations dans les coûts unitaires, et les caractéristiques de leur structure d'activité tout en contrôlant les facteurs régionaux. Une technique économétrique bien adaptée à l'étude des variations de l'efficacité entre les établissements, en prenant en compte le rôle des conditions géographiques (régionales), est la modélisation multi-niveaux (cf. encadré 1).

Les modèles multi-niveaux sont utilisés dans l'analyse de données qui présentent une structure hiérarchique, c'est-à-dire que les observations élémentaires (niveau micro) sont nichées naturellement dans des ensembles plus larges : groupes ou « contextes »¹¹. L'accent est mis sur la définition et sur l'analyse des variations à chacun des niveaux et sur l'explication de cette variance avec les variables du modèle. Dans cette étude, les données constituées au niveau des hôpitaux (niveau 1) peuvent être regroupées au niveau des régions, qui constituent « le niveau 2 ». L'approche multi-niveaux offre la possibilité d'examiner les variations des valeurs de point ISA entre les établissements et entre les régions, en explicitant les interactions entre ces deux niveaux.

La fonction de coûts apparaît donc comme une combinaison des différentes variables décrites plus haut (encadré 3). Le point ISA d'un établissement i de la région j est expliqué :

- d'une part, en fonction d'une série de variables dont on connaît la valeur pour chaque établissement de l'échantillon (le nombre de séjours, l'effectif du personnel non médical rapporté au nombre de séjours, le coefficient d'entropie inter et intra, le pourcentage de séjours valant plus de 4 000 points ISA, celui des séjours valant moins de 500 points ISA, le statut de l'établissement – public, privé PSPH ou clinique privée sous OQN –, la catégorie de l'établissement – CHU, CH, clinique médicale, pluridisciplinaire) ;

- d'autre part, en fonction d'un « vecteur » de variables régionales ; ces dernières varient pour chaque région, mais sont identiques pour tous les établissements d'une même région (tableau 2).

UNE UTILISATION DES DONNÉES DE LA SAE ET DU PMSI POUR L'ANNÉE 2000

Les données utilisées sont issues de deux bases nationales. La base de données case mix (PMSI) est disponible pour le secteur public (hôpitaux publics et hôpitaux privés participant au service public hospitalier sous dotation globale) depuis 1996 et la remontée des informations PMSI est effective depuis 1997 pour les établissements privés sous OQN. Les données de structure proviennent de la base SAE.

Les estimations sont effectuées pour l'année 2000, date à laquelle on peut considérer que les données PMSI sont stabilisées pour les deux secteurs après une période de montée en charge de deux ans environ. L'échantillon comprend 1227 établissements (tableau 1), dont 726 sont des établissements privés sous OQN répartis dans les 21 régions de la France métropolitaine¹². L'encadré 4 et le tableau 1 détaillent la structure précise de l'échantillon. Les variables régionales sont présentées dans les tableaux 2 et 3 fournit les statistiques descriptives des variables introduites au niveau de l'hôpital dans les estimations.

11 - KREFT I. and LEEUW J. : « *Introducing Multilevel Modelling*, Sage Publications », London, 1998.

12 - Les établissements de Corse ne sont pas inclus dans l'échantillon.

TABLEAU 2 ●
variables régionales, 2000

Région	Valeur du point ISA ^a		Concentration % de 10 premiers établissements		Diversification ^a Entropie	
	Public	Privé	en séjour	en lits	Inter	Intra
Alsace	11,9	7,9	75,2	74,2	2,46	0,80
Aquitaine	12,0	7,2	47,1	55,2	2,48	0,92
Auvergne	12,3	7,5	67,1	69,6	2,42	0,87
Basse-Normandie	12,7	7,0	64,6	64,3	2,49	0,89
Bourgogne	12,3	7,2	60,2	61,1	2,56	0,89
Bretagne	11,5	6,9	48,8	52,2	2,53	0,87
Centre	12,0	7,4	55,4	58,9	2,58	0,87
Champagne-Ardenne	13,1	7,3	69,7	70,4	2,55	0,84
Franche-Comté	12,5	6,9	81,4	84,0	2,59	0,82
Haute-Normandie	12,5	6,8	68,0	72,8	2,53	0,90
Ile-de-France	13,7	8,4	39,2	46,9	2,44	0,84
Languedoc-Roussillon	12,4	7,5	53,3	52,1	2,52	0,90
Limousin	12,2	6,9	88,8	87,7	2,66	0,85
Lorraine	12,7	7,7	51,8	56,2	2,45	0,91
Midi-Pyrénées	12,6	6,8	49,3	47,7	2,52	0,92
Nord-Pas-de-Calais	11,2	7,6	41,7	51,2	2,55	0,95
Pays-de-Loire	11,6	7,1	47,8	54,9	2,29	0,84
Picardie	12,3	7,2	62,3	65,0	2,60	0,87
Poitou-Charente	12,3	6,8	63,5	65,9	2,54	0,82
Provence-Alpes-Côte-d'Azur	13,1	7,5	36,5	42,6	2,50	0,87
Rhône-Alpes	12,9	7,2	40,4	44,7	2,56	0,89
Moyenne	12,4	7,3	57,7	60,8	2,52	0,87

a) Moyens des établissements dans l'échantillon.

b) Eco-santé régional 2003, CreDES.

c) Salaire annuel net moyen en Euros courants en 1994.

TABLEAU 3 ●
statistiques descriptives, 2000

Variable	Moyenne	Écart type
Valeur du point ISA	9,5	2,9
Nombre de séjours	14 681	21 588
Effectifs du personnel non médical / nombre de séjours	3,9	1,5
% de séjours valant moins de 500 points ISA	26,4	14,9
% de séjours valant plus de 4000 points ISA	1,7	2,04
Valeur de l'indice d'entropie inter	9,56	1,75
Valeur de l'indice d'entropie intra	2,27	1,26
Valeurs logarithmiques		
Valeur du point ISA	2,21	0,29
Nombre de séjours	9,05	1,02
Effectifs du personnel non médical / nombre de séjours	1,29	0,40
% de séjours valant moins de 500 points ISA	2,98	1,29
% de séjours valant plus de 4000 points ISA	-0,29	1,38
Valeur de l'indice d'entropie inter	2,26	0,56
Valeur de l'indice d'entropie intra	0,82	0,23

Source : SAE, PMSI

ENCADRÉ 3 ●

SPÉCIFICATION DU MODÈLE MULTI-NIVEAUX

$C_{ij} = f(O_{ij}, E_{inter,ij}, E_{intra,ij}, L4000_{ij}, L500_{ij}, P_{ij}, S_{ij}, CHU_{ij}, CM_{ij}, CC_{ij}, CP_{ij}, R_j)$, où :

C : représente la valeur de point ISA pour établissement i dans la région j ;

O : représente la variable de l'output hospitalier (séjours GHM) ;

E_{-inter} : représente l'indice entropie inter de la diversité de l'activité médicale entre les pôles d'activité ;

E_{-intra} : représente l'indice entropie intra de la diversité de l'activité médicale à l'intérieur des pôles (spécialisation) ;

$L4000$: représente le % des séjours avec plus de 4000 points ISA ;

$L500$: représente le % des séjours avec moins de 500 points ISA ;

P : représente l'effectif du personnel non médical par 1000 séjours ;

S : représente la variable muette = 1 pour les établissements publics et PSPH, et = 0 pour les établissements privés sous OQN;

CHU : représente la variable muette = 1 si l'établissement est un CHRU, = 0 dans tous les autres cas ;

CM : représente la variable muette = 1 si l'établissement est une clinique médicale, = 0 dans tous les autres cas ;

CC : représente la variable muette = 1 si l'établissement est une clinique chirurgicale, = 0 dans tous les autres cas ;

CP : représente la variable muette = 1 si l'établissement est une clinique pluridisciplinaire, = 0 dans tous les autres cas ;

R : représente le vecteur des variables qui varient entre les régions, mais qui sont identiques pour les établissements d'une même région j (voir tableau 2) ;

j : représente indice des régions, $j = 1, 2, \dots, 22$;

i : représente indice des établissements, $i = 1, 2, \dots, 1227$.

Les estimations sont réalisées par l'approche de maximum de vraisemblance (FML)¹. Toutes les variables sont introduites sous forme logarithmique en dehors des variables muettes, ce qui implique l'estimation des coefficients comme des élasticités constantes.

1 - HOX J. : « pour une discussion de méthodes d'estimation dans les modèles multi-niveaux », Applied Multilevel Analysis, Amsterdam, TT-Publikaties, 1995.

LES RÉSULTATS OBTENUS
*des fonctions de coût estimées
à l'aide de trois types de modèles*

Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation de la fonction de coût agrégée spécifiée par l'équation 1. Le champ est constitué de l'ensemble des hôpitaux publics et privés ayant fourni des données de PMSI pour l'année 2000 comme détaillé dans le tableau 1. La variable dépendante est la valeur du point ISA. Comme toutes les variables sont sous forme logarithmique, les coefficients de régression peuvent être interprétés comme des élasticités.

Pour mieux comprendre le rôle des différentes variables, celles-ci ont été introduites en trois étapes successives permettant de comparer les résultats du modèle avec et sans certaines de ces variables. Chaque étape est représentée par les colonnes 2 à 4 du tableau 4. La colonne 1 présente

l'estimation du modèle vide comme référence de base. Le modèle dans la deuxième colonne introduit les variables explicatives au niveau de l'établissement avec une constante régionale alors que les équations dans les colonnes 3 et 4 présentent les équations finales qui prennent en compte les différentes variables explicatives mesurées au niveau régional (niveau 2).

Le modèle vide (colonne 1) permet de distinguer dans la variabilité du point ISA, les parts respectivement attribuables aux différences entre régions et à l'hétérogénéité des établissements au sein de chaque région. Cette référence préliminaire est utile en ce qu'elle nous donne la répartition de la variance des coûts hospitaliers entre et au sein des régions. On voit que la variation des coûts provient essentiellement de différences au niveau des hôpitaux (à l'intérieur des régions) avec une variance estimée de 0,079 contre 0,002 pour la variance expliquée par les différences inter-régionales.

Dans la seconde colonne, la variance estimée au premier niveau (infra-régional) est 0,0138. Ces résultats peuvent être comparés avec la variance obtenue à partir du modèle vide. Le ratio $(0,0789 - 0,0138)/0,0789 = 0,82$ représente la proportion de la variance inter-établissement (à l'intérieur d'une région) expliquée par les variables du modèle¹³.

Par ailleurs, dans la colonne 2, on constate que les coefficients et les composantes de la variance pour l'effet régional sont significatifs, ce qui indique que les coûts des hôpitaux diffèrent significativement selon les régions, et démontre l'influence de facteurs régionaux.

TABLEAU 4 ●

estimations multi-niveaux d'une fonction de coût unitaire pour les hôpitaux français : France métropolitaine, 2000

Variable dépendante: Valeur du point ISA (N=1227)				
Variables explicatives	1	2	3	4
Constante	2,2092 (159,43)	2,1086 (38,15)	2,1052 (38,76)	2,1092 (38,28)
<i>Salaire moyen</i>		..	0,4060 (11,14)	..
<i>Densité de lits</i>		..	0,1962 (4,28)	..
<i>Concentration</i>		-0,0947 (-1,92)
<i>Diversification</i>		-0,4344 (-1,69)
Entropie-intra		-0,0380 (-1,99)	-0,0360 (-1,90)	-0,0378 (-1,98)
Entropie-inter		0,0101 (1,16)	0,0100 (1,15)	0,0101 (1,16)
Séjours valant <500 points ISA		0,0028 (0,64)	0,0030 (0,79)	0,0030 (0,69)
Séjours valant >4000 points ISA		-0,0073 (-0,34)	-0,0082 (-0,38)	-0,0070 (-0,33)
Séjours		-0,0176 (-3,55)	-0,0177 (-3,57)	-0,0178 (-3,58)
Personnel non med/séjour		0,0561 (3,73)	0,0551 (3,68)	0,0555 (3,68)
Statut (DG vs OQN)		0,4684 (30,29)	0,4688 (30,57)	0,4689 (30,35)
CHU		0,0368 (1,44)	0,0396 (1,54)	0,0377 (1,47)
Clinique chirurgicale		-0,0498 (-3,01)	-0,0490 (-3,02)	-0,0499 (-3,06)
Clinique médicale		0,0424 (1,98)	0,0406 (1,90)	0,0417 (1,94)
Clinique pluridisciplinaire		-0,0273 (-2,05)	-0,0291 (-2,20)	-0,0273 (-2,05)
Effets aléatoires (random effects)				
<i>Variance Component</i>				
Intercepte (région)**	0,00231	0,00155	0,00006	0,00122
Niveau-1	0,07897	0,01382	0,01386	0,01382
Déviante	383	-1725	-1757	-1729
# de Paramètres estimés	3	14	16	16

** $p < 0,0001$ pour toutes les composantes de variance. En parenthèse, figure la statistique t . La déviante est égale à deux fois la log-vraisemblance : c'est un indicateur de la qualité d'ajustement du modèle aux données (plus importante est la déviante, moins l'ajustement est satisfaisant).

13 - Nous appelons toutefois à la prudence dans l'interprétation de ces coefficients puisque la notion de la variance n'est pas toujours simple dans le cadre des modèles multi-niveaux. Pour plus de détails, voir HOX J.J., 1995. « Applied Multilevel Analysis. TT-Publikaties », Amsterdam

*les facteurs liés à l'établissement :
l'influence de la diversification de l'activité,
mais aussi de son volume et des effectifs
du personnel non médical*

Quant à l'importance des variables explicatives introduites au niveau d'établissement, notons tout d'abord qu'en ce qui concerne la diversification, seule la variable d'entropie intra (diversification des lignes de produits à l'intérieur d'un pôle d'activité) exerce une influence significative. En d'autres termes, nos résultats suggèrent que, toutes choses étant égales par ailleurs, plus un hôpital est spécialisé – comparé aux autres à l'intérieur d'une discipline – plus il est coût-efficace. Ceci est cohérent avec l'hypothèse que les établissements qui sont spécialisés dans un type de prise en charge acquièrent un certain savoir-faire (meilleure connaissance des pathologies, meilleure utilisation des ressources) qui peut se traduire par une réduction du coût par cas traité. L'indicateur entropie intra retenu correspond en effet ici au niveau « moyen » de la spécialisation d'un établissement de soins, étant donnée la structure par discipline de son activité.

En revanche, le coefficient de l'indice d'entropie inter (diversification horizontale des activités médicales) n'est pas significatif. L'engagement d'un établissement sur un spectre large de disciplines se traduit par des gains en terme de coût uniquement s'il existe une certaine synergie entre activités. Dans le contexte hospitalier, il est probable que les actifs/ressources nécessaires au développement d'une discipline (en personnel et en équipements techniques) sont spécifiques et qu'il existe peu de synergies à la production jointe.

En ce qui concerne la variable d'output, ou «nombre de séjours standardisés», on note que le coefficient est significatif. Les résultats suggèrent donc que les coûts unitaires restent sensibles au volume de l'activité, même une fois contrôlées les autres caractéristiques de l'activité de l'établissement.

Comme attendu, l'effectif de personnel médical par journée est positivement et significativement associé aux coûts médicaux. Les résultats suggèrent que ceteris paribus, une augmentation de 10 % de personnel non médical pour 1 000 séjours, correspond à une augmentation de plus de 0,5 % dans la valeur du point ISA. En revanche les deux indicateurs introduits pour contrôler la lourdeur des séjours ne sont pas significatifs¹⁴.

Le fait que le coefficient de la variable muette «statut» qui distingue les établissements sous dotation globale des établissements privés sous OQN, soit significatif renvoie au fait que la valeur du point ISA dans le secteur privé sous OQN se situe, par construction, à un niveau inférieur. Il y a là un élément qui rend fragile la comparaison directe des structures publiques et privées.

L'introduction des autres variables muettes par type d'établissement conduit également à des résultats qui vont dans le sens de certaines intuitions. Les cliniques privées chirurgicales et pluridisciplinaires sont relativement plus efficaces; pour les cliniques médicales on constate le contraire. En d'autres termes, pour un volume et une structure de l'activité comparables, les cliniques chirurgicales et pluridisciplinaires ont des coûts moyens plus faibles que les autres établissements, alors que les cliniques médicales ont des coûts unitaires plus élevés. En revanche, on ne constate pas de différence significative entre les CHRU et les autres établissements de soins. En interprétant ces résultats, il convient toutefois de rappeler que la valeur du point est calculée en appliquant un abattement de 13 % sur le budget réel accordé aux CHR, destiné à couvrir forfaitairement les surcoûts de ces établissements associés aux activités de recherche et d'enseignement.

*des différences significatives
entre régions s'expliquant
notamment par les différences
de salaire moyen
et d'offre de lits dans la région*

De manière générale, les estimations présentées dans la colonne 2 nous permettent d'interpréter l'étendue de la variance non expliquée et sa répartition entre les deux niveaux d'analyse. D'un point de vue comparatif, les estimations des effets aléatoires régionaux¹⁵ eux-mêmes sont intéressantes (voir encadré 1). En particulier, les écarts à la moyenne du coût pour chacune des différentes régions, une fois contrôlées les variables différenciant les établissements, peuvent être utilisés pour comparer l'efficacité relative de chacune des régions en terme de valeur du point ISA¹⁶.

Ces estimations des coûts régionaux sont présentées dans le graphique qui suggère qu'en dépit de chevauchements importants, des différences signi-

14 - Le contrôle, d'une part du type d'établissement par les variables muettes et, d'autre part, de la diversification de l'activité par les indices entropiques peut expliquer ce manque de significativité.

15 - i.e. les valeurs de $m0j$

16 - Les paramètres des effets aléatoires sont les meilleurs prédicteurs linéaires non biaisés.

ficatives existent. Par exemple, les trois premières régions se distinguent bien de la moyenne et bien des trois dernières régions. La région Ile-de-France se singularise par sa position qui la met bien au-dessus de toutes les autres – après contrôle des variables introduites au niveau 1, suivie par la Lorraine et PACA. A l'opposé, Bretagne, Pays de Loire et Midi Pyrénées sont les régions les plus efficaces (en terme de valeur de point ISA), une fois contrôlées les caractéristiques des établissements de ces régions.

Les modèles décrits dans les colonnes 3 et 4 du tableau 4 donnent les résultats des estimations multi-niveaux en incluant les différentes variables explicatives mesurées au niveau régional¹⁷.

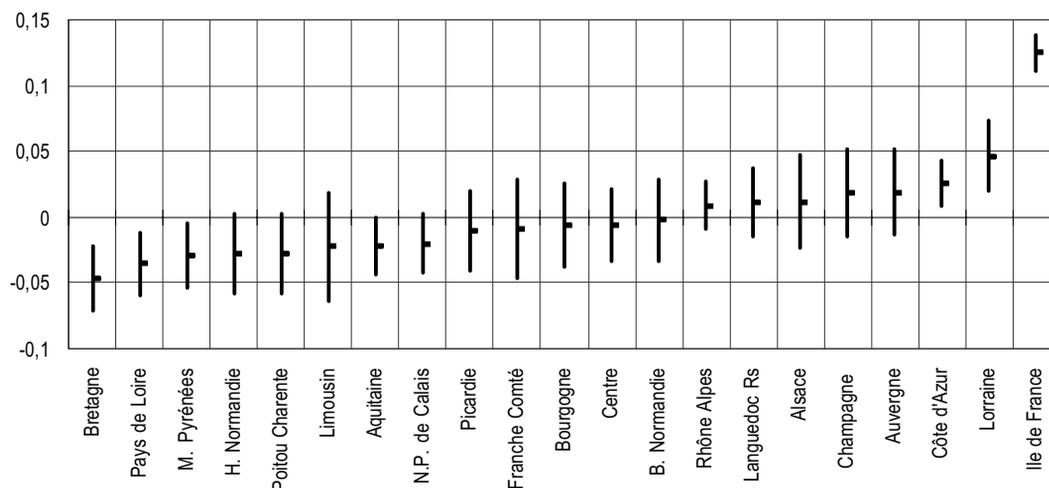
Dans la colonne trois, le modèle introduit le salaire régional moyen et la densité de lits d'hospitalisation par habitant comme variables explicatives. Un

dernier modèle teste l'effet de la concentration relative et de la diversification des produits offerts (entropie intra) au niveau régional. Afin d'interpréter les coefficients de ces variables explicatives de deuxième niveau, les variables sont centrées autour de leur moyenne¹⁸.

Les résultats des estimations obtenus avec les variables régionales indiquent que les différences de salaires moyens constituent le principal facteur explicatif des écarts de valeurs du point ISA régional. En général, quand la variable « salaire » est introduite, aucun des indicateurs de niveau 2 n'est significatif, en dehors de la densité de lits¹⁹. Il est donc important de ne pas ignorer les écarts régionaux de la rémunération moyenne régionale dans les analyses de performance des établissements de soins. On constate également par les résultats de la colonne 3, que les établissements localisés dans les

GRAPHIQUE ●

variation régionale de valeur du point ISA, effets aléatoires avec 95 % de l'intervalle de confiance



Lecture : Le coefficient représenté pour chacune des régions représente l'écart à la moyenne une fois contrôlées les variables au niveau de l'établissement. Pour chaque point estimé, 95 % de l'intervalle de confiance est représenté (établi à partir des erreurs standards conditionnelles*) afin de distinguer des différences significatives entre coûts. Les lignes représentent les rangs d'incertitude statistique de telle sorte qu'un chevauchement des intervalles de confiance entre deux régions signifie que les différences d'efficacité ne sont pas statistiquement significatives. Si l'intervalle de confiance de la région inclut la moyenne générale (i.e. la ligne 0) cela signifie que les coûts unitaires de la région ne sont pas significativement différents de la moyenne.

1 - Les erreurs standards appropriées pour les résidus estimés au niveau régional sont les erreurs standards conditionnelles. Les bornes de l'intervalle de confiance de 95 % sont $\hat{u} \pm 2,08 \cdot \text{erreurs standards des estimations}$ (Studenmund (1992), *Using Econometrics*, Harper Collins, New York).

17 - En raison du petit nombre de degré de liberté au deuxième niveau, et étant donné les possibles multicollinéarités entre les variables décrivant les structures de marché, nous préférons présenter les résultats avec un maximum de deux variables de deuxième niveau à la fois. Dans notre analyse exploratoire, nous avons introduit toutes les variables explicatives une par une et deux par deux en différentes combinaisons. Il est nécessaire de rappeler que les coefficients et les variances calculés au niveau deux portent sur un ensemble de 21 régions (i.e. moins de 20 degrés de liberté).

18 - Avec cette procédure de centrage, le coefficient de l'effet direct d'une variable impliquée dans l'interaction (comme le salaire) peut être interprété comme étant l'effet de cette variable dans une région affichant le coût moyen. L'interaction entre les moyennes de deux variables explicatives X1 et X2 signifie que le coefficient de régression de X1 est différent pour chacune des valeurs de X2. La valeur donnée pour le coefficient de régression de X1 correspond à X2=0 (et réciproquement). Avec le centrage « le zéro » est une valeur interprétable (i.e. la moyenne).

19 - Ce qui n'est guère surprenant, compte tenu du petit nombre de degrés de liberté et de la possible colinéarité entre les différents termes d'interaction.

structure élevés au regard de l'activité pèsent sur la valeur du point ISA.

En ce qui concerne l'effet des caractéristiques sectorielles, comme attendu, on observe une relation significative et négative entre la concentration régionale et les coûts unitaires. Toutes choses étant égales par ailleurs, dans les régions pour lesquelles la concentration de l'activité hospitalière est plus importante (comparativement à la moyenne) les coûts unitaires sont plus faibles. Le coefficient de la variable diversification, mesurée ici par la valeur entropique intra, est également négatif. Dans les régions caractérisées par des composantes intra élevées, c'est-à-dire les régions où l'activité réalisée dans une discipline donnée est répartie sur une gamme large de lignes de produits, les performances des établissements apparaissent meilleures, toutes choses égales par ailleurs. Les résultats sont toutefois à la limite de la significativité statistique (encadré 4).

ENCADRÉ 4 ●

Par rapport à Didier BALSAN (« La variabilité de la valeur du point ISA des établissements de soins publics et PSPH en 1997 », Drees, Solidarité Santé, n°1, janvier-mars 1997) qui teste un modèle à équations simultanées avec effet régional spécifique fixe, notre démarche multi-niveaux présente l'intérêt d'estimer des valeurs régionales de point ISA (et leurs intervalles de confiance) ajustées sur les caractéristiques individuelles des établissements en identifiant, en même temps, les variables qui expliquent les variations de ces effets régionaux. Au-delà de l'option méthodologique, nos approches diffèrent quant au champ de l'analyse que la disponibilité des case mix 2000 a permis d'étendre à l'ensemble des établissements, privés et publics, de court séjour. Les régresseurs utilisés sont proches, en dehors de la caractérisation de la diversification des activités dont l'indicateur entropique prend en compte les différentes dimensions. Ils sont toutefois spécifiés de façon différente de sorte que la comparaison directe des résultats est malaisée. Les deux études convergent toutefois pour mettre en évidence, d'une part, un effet régional significatif et pour identifier, d'autre part, de façon similaire les principales variables explicatives de la variabilité inter-régionale du point ISA (salaire moyen régional, offre de lits de court séjour).

CONCLUSION

Cette étude s'est intéressée à la question de la variabilité inter-régionale de la valeur du point ISA. Son objectif spécifique était d'identifier le rôle de la structure des activités médicales et chirurgicales sur les performances lorsque l'on contrôle non seulement, de façon classique, les déterminants individuels mais aussi les déterminants régionaux des valeurs de point. La modélisation multi-niveaux constitue la méthode appropriée à l'exploration d'un éventuel effet régional.

Nous avons tout d'abord repéré qu'une part importante de la variabilité de la valeur du point ISA est infra-régionale et renvoie à des différences de comportement entre établissements de soins, ce que montrent les variables caractérisant les établissements. Au niveau de l'établissement, l'originalité de notre approche réside dans la mobilisation de la base de données PMSI – peu exploitée dans cette perspective – pour construire les indicateurs entropiques de diversification. L'indice d'entropie, utilisé dans le domaine de l'économie industrielle, permet une approche approfondie des caractéristiques de la gamme des services offerts par un établissement de santé en distinguant les modalités de distribution de l'activité totale entre les pôles d'activité et au sein des pôles, entre les lignes de produits.

L'analyse de régression nous a notamment permis de déterminer dans quelle mesure la performance des établissements de santé était davantage liée à l'une ou à l'autre des deux composantes de la diversification totale. Nos résultats montrent de ce point de vue que pour un établissement de soins, la diversification de l'activité entre les produits d'une même discipline contribue, toutes choses égales par ailleurs, à la diminution de la valeur du point ISA. Ces résultats suggéreraient qu'il y a des gains à attendre d'un « effet de gamme ».

En même temps, nous avons montré que les variations entre les valeurs du point ISA sont significativement différentes selon les régions. La modélisation multi-niveaux fournit en effet un outil d'analyse efficace pour comparer les magnitudes des variations régionales et pour les expliquer. Nous avons testé l'effet direct de certaines variables régionales et repéré le rôle significatif joué par la configuration régionale de l'offre hospitalière de soins, en particulier par les prix/coûts de facteurs de production, densité et concentration des lits hospitaliers. De ce point de vue, le salaire moyen régional, que nous avons considéré comme étant une variable témoignant de la structure régionale des qualifications,

exerce une influence significative dans l'explication des écarts régionaux de valeur du point ISA. Par ailleurs, nos résultats témoignent de l'influence qu'exerce l'organisation hospitalière régionale sur la performance des établissements. Toutes choses égales par ailleurs, dans les régions où la concentration de l'activité médicale est importante, les coûts unitaires moyens semblent plus faibles. Ce résultat suggérerait, au niveau régional, l'existence d'une masse critique globale. On observe également une liaison positive entre la spécialisation (l'extension de la gamme des produits au sein de disciplines médicales) et les gains d'efficacité au niveau régional : un profil régional moyen plus spécialisé semble être source d'un avantage comparatif.

Tous ces résultats doivent cependant être appréciés avec des nuances. Notamment, il faut rappeler que la variable dépendante, la valeur du point ISA, censée mesurer la performance économique de l'établissement, n'est pas un coût, mais le ratio entre le budget consacré aux activités de court séjour et un volume d'activité ajusté sur la complexité des cas traités. Or le numérateur, le budget MCO, résulte pour partie de la politique de péréquation inter-régionale mise en place par le régulateur public soucieux de faire converger les dotations hospitalières et les

tarifs des cliniques privées. Il se peut que les données de case mix plus récentes (jusqu'à l'introduction de la T2A) conduisent à des résultats différents.

L'idée à l'origine de ce travail était que la région, du fait de ses caractéristiques, peut contribuer positivement à la performance des établissements qui y sont localisés ou, au contraire, être la source de désavantages comparatifs. La nature, le contenu et les mécanismes d'action des effets régionaux ne se laissent toutefois pas appréhender aisément. L'absence de bases théoriques confère aux hypothèses qui ont conduit à la spécification du modèle un caractère exploratoire qui appelle des approfondissements. Toutefois, nos résultats tendent à montrer que la composition du portefeuille régional des activités influence les performances des établissements. Ils suggèrent que dans un environnement fait de nombreux producteurs, plus ou moins spécialisés, plus ou moins complémentaires, les économies de dimension et de variété doivent se déduire de la bonne coordination des décisions et des actions. Alors que la tarification à l'activité se met en place, trouver les bonnes coordinations des activités hospitalières au niveau régional apparaît être un enjeu important. ■

LA DIVERSIFICATION DE L'ACTIVITÉ DE COURT SÉJOUR DES ÉTABLISSEMENTS DE SANTÉ : l'éclairage par l'indicateur d'entropie

Monique KERLEAU, Marc LE VAILLANT et Zeynep OR
CREGAS - Inserm U537/CNRS UMR8052

L'objectif de cette étude est de tester les qualités descriptives des mesures « d'entropie » qui permettent d'analyser l'intensité de la diversification, en prenant en compte simultanément le spectre des disciplines couvertes par les établissements et le degré de diversité qu'ils produisent. La base de données utilisée est issue de l'appariement des données de case mix issues du PMSI et de la statistique annuelle d'établissement (SPR). La période d'observation couvre cinq années, de 1997 à 2001. À ce stade, l'étude a eu une finalité descriptive. Il s'est agi, d'un point de vue structurel, de classer les hôpitaux et les cliniques selon l'intensité de leur diversification en portant un intérêt particulier à la composante dite « intra » de l'entropie, qui renvoie à la plus ou moins grande propension des établissements à couvrir toute l'étendue de la gamme des lignes de produits d'une discipline donnée.

Quels sont les effets des évolutions de l'offre de soins sur la recomposition et le partage des différentes natures d'activités entre les établissements et les secteurs hospitaliers ? Les restructurations ont-elles un impact sur la spécialisation ou la diversification des activités des établissements concernés ? Répondre à ces questions suppose de disposer d'outils de mesures économiques et statistiques capables de rendre compte de ce type d'évolution. Cette problématique recouvre deux aspects. Le premier est celui de la construction d'un indicateur statistique qui rende compte de façon économiquement pertinente du phénomène de diversification. Le second est celui des nomenclatures qui vont permettre de structurer l'information de base, selon une logique qui dépasse la logique médico-comptable qui a présidé à la constitution des GHM. Les deux aspects sont conceptuellement distincts mais liés dans la pratique au sens où le choix de la mesure n'est pas indépendant des nomenclatures disponibles. L'objectif du travail présenté est donc avant tout méthodologique. Il vise à tester les propriétés descriptives d'un indicateur – la mesure entropique de la diversification – qui présente l'intérêt de pouvoir tirer parti de nomenclatures d'activités et de produits construite en deux niveaux pour mesurer, dans un indice synthétique décomposable, à la fois l'étendue du spectre des activités couvertes par un établissement et, à l'intérieur d'une activité, l'étendue de la gamme des produits offerts.

MESURER LA DIVERSIFICATION DE L'ACTIVITÉ MÉDICALE DES ÉTABLISSEMENTS DE SANTÉ PAR UN INDICATEUR D'ENTROPIE

Il existe différentes mesures descriptives de la diversification des établissements. On trouve ainsi dans les tableaux de bord de l'Analyse de gestion hospitalière nationale (AGHN) des indicateurs tirés

du PMSI tels que le nombre de GHM couverts, le degré de couverture (nombre de GHM couverts par l'établissement rapporté au nombre maximum de GHM), le pourcentage de GHM permettant de réaliser 80 % de l'activité. Aucune de ces statistiques ne permet toutefois de saisir simultanément le nombre et le poids des GHM entre lesquels les établissements distribuent leur activité, propriété que l'on retrouve en revanche dans certains indicateurs utilisés par les économistes industriels. L'indice de Herfindahl exprime, par exemple la diversification de la façon suivante :

$$D_H = 1 - \sum_{i=1}^n S_i^2$$

où S_i désigne la proportion de l'activité totale de l'établissement j réalisée dans l'activité i ($i = \{1, \dots, n\}$).

$D_H = 0$, si l'établissement est monoproduit, c'est-à-dire spécialisé dans une seule activité et $D_H = 1 - 1/n$ si son activité se distribue à parts égales entre les différentes activités.

Par construction l'indice de Herfindahl est peu sensible aux activités de faible poids, ce qui le différencie de l'indice d'entropie qui constitue une mesure concurrente de la diversification.

L'indice d'entropie correspond à l'expression :

$$D_E = \sum_i S_i \ln \left(\frac{1}{S_i} \right)$$

Sa valeur se situe entre $D_E = 0$ si l'établissement est monoproduit et $D_E = \log_n$ dans l'hypothèse d'une équi-répartition de l'activité.

Si les économistes industriels se sont intéressés à la mesure entropique de la diversification, c'est en raison de la propriété de décomposabilité qui dote l'indicateur d'une bonne qualité descriptive quand on dispose d'une nomenclature de produits à niveaux emboîtés (comprenant G classes au niveau désagrégé). La mesure de la diversification peut alors être exprimée comme la somme des contributions à la diversification totale : a) de la diversification mesurée à un niveau agrégé de la nomenclature (entropie inter, soit E_A), b) de la diversification à l'intérieur de chacun niveau, pondérée de la part de ce niveau dans l'activité totale (entropie intra, soit $S_g E_w$) [Encadré 1].

$$E_T = \sum_{g=1}^G s_g (E_w)^g E_A \quad [\text{Eq. 1}]$$

En d'autres termes, la diversification d'une unité de production peut être mesurée par un indice synthétique décomposable qui permet d'apprécier l'inégalité de la distribution de son activité entre les différents groupes d'un niveau de nomenclature et l'inégalité au sein des groupes. L'indicateur constitue une mesure de l'intensité de la diversification. En distinguant l'ex-

tension d'activité dans des domaines différents et la diversification entre des produits interdépendants, il résume les deux dimensions attachées à la diversification. Dès lors que l'architecture des nomenclatures de regroupement de GHM permet de travailler à différents niveaux, ces deux dimensions peuvent être prises en compte pour analyser les structures de portefeuilles des établissements de santé qui peuvent étendre leur activité sur un spectre plus ou moins large de domaines médicaux et chirurgicaux et avoir, pour un domaine donné, une stratégie de gamme étendue ou au contraire resserrée sur quelques produits (stratégie de niche).

RECOURIR À UNE NOMENCLATURE D'ACTIVITÉ À DEUX NIVEAUX DISTINGUANT UN NIVEAU DÉTAILLÉ ET UN NIVEAU AGRÉGÉ

En matière de produits hospitaliers, la nomenclature la plus désagrégée est celle des Groupes Homogènes de Malades (GHM), au nombre de 592 dans la version utilisée jusqu'en 2001, emboîtés dans 27 Catégories Majeures de Diagnostic (CMD). Les CMD permettent de classer les séjours en fonction du diagnostic principal : elles correspondent pour la plupart à des affections regroupées par « appareil ». L'idée commune défendue par les concepteurs de classifications alternatives de regroupement de GHM est d'améliorer la lisibilité des case mix des établissements. Elle a débouché sur des propositions de nomenclatures d'activités qui, tout en restant compatibles avec la catégorie élémentaire (le GHM), puissent présenter, d'une part, différents niveaux d'agrégation et s'affranchir, d'autre part, de l'approche strictement médicale des CMD (anatomique, étiologique ou physiopathologique) au profit d'une approche plus médico-technico-organisationnelle des prises en charge. Trois classifications sont aujourd'hui opérationnelles, mais deux seulement agrègent les GHM en deux niveaux. Dans cette étude, nous utilisons la nomenclature élaborée par le COTRIM de la région Provence-Alpes-Côte-d'Azur, qui regroupe les GHM en 25 disciplines (niveau 1) et, à un niveau plus détaillé, en 97 lignes de produits intitulées G-GHM (niveau 2) [Encadré 2].

Pour tester le caractère opérationnel de l'indicateur entropique de la diversification, nous disposons des données de case mix des établissements de court séjour, appariées sur la période 1997-2001 avec les données de la statistique annuelle d'établissement. Les variables SAE retenues sont celles qui permettent d'identifier les établissements selon leur statut juridique et leur catégorie FINESS ainsi que de

décrire leur capacité et leur activité selon les disciplines d'équipement. Le champ couvre les 29 Centres hospitaliers universitaires (CHRU), 396 Centres hospitaliers (CH) et 853 Cliniques privées, reclassées sur la base de critères qui prennent en compte le pourcentage des entrées réalisées dans chacune des grandes disciplines d'équipement (médecine, chirurgie et obstétrique) [Tableau 1]. Les hôpitaux locaux (HL) qui n'entrent dans le cadre du PMSI qu'en 1999 ont été exclus de l'étude. Ont également été exclus – en raison de la spécificité de leur activité très spécialisée – les Centres de lutte contre le Cancer et les centres de dialyse (encadré 3).

ENCADRÉ 1 ●

CONSTRUCTION DE LA MESURE ENTROPIQUE DÉCOMPOSÉE

Soit un établissement dont l'activité est distribuée entre les n produits d'une nomenclature agrégés en g classes ($n \geq g$). Les mesures entropiques de sa diversification mesurées respectivement aux deux niveaux n (entropie totale) et g (entropie inter-classe) sont :

$$E_T = \sum_{i=1}^n S_i \ln \frac{1}{S_i}$$

S_i = part de l'activité i dans l'activité totale (avec $\sum_{i \in g} S_i = 1$)

$$E_A = \sum_{g=1}^g S_g \ln \frac{1}{S_g} \text{ avec : } S_g = \sum_{i \in g} S_i$$

La diversification au sein du niveau regroupé g , s'écrit :

$$E_w = \sum_{i \in g} \frac{S_i}{S_g} \ln \frac{S_g}{S_i}$$

L'objectif est de décomposer E_T sous forme additive, en faisant apparaître E_w et E_A . Soit :

$$E_T = \sum_{g=1}^g \sum_{i \in g} S_i \ln \frac{1}{S_i}$$

$$E_T = \sum_{g=1}^g \left[\sum_{i \in g} \frac{S_g}{S_g} S_i \left(\ln \frac{S_g}{S_i} + \ln \frac{1}{S_g} \right) \right]$$

$$E_T = \sum_{g=1}^g \left(\sum_{i \in g} \frac{S_g}{S_g} S_i \ln \frac{S_g}{S_i} + \sum_{i \in g} \frac{S_g}{S_g} S_i \ln \frac{1}{S_g} \right)$$

$$E_T = \sum_{g=1}^g S_g \left(\sum_{i \in g} \frac{S_i}{S_g} \ln \frac{S_g}{S_i} \right) + \sum_{g=1}^g \left(\sum_{i \in g} S_i \frac{S_g}{S_g} \ln \frac{1}{S_g} \right)$$

$$E_T = \sum_{g=1}^g S_g \left(\sum_{i \in g} \frac{S_i}{S_g} \ln \frac{S_g}{S_i} \right) + \left(\sum_{g=1}^g S_g \ln \frac{1}{S_g} \right)$$

D'où : $E_T = \sum_{g=1}^g S_g (E_w)_g + E_A$ [Eq. 1]

Sources bibliographiques : JACQUEMIN A. « Une mesure entropique de la diversification », *Revue Economique*, 1975, XXVI : 834-8.
JACQUEMIN A., BERRY C. « Entropy measure of diversification and corporate growth », *The Journal of Industrial Economics*, 1979, XXVII (4) : 359-369.

LES SÉJOURS SONT CONCENTRÉS SUR CINQ DISCIPLINES

L'activité de l'ensemble des établissements représente 16,6 millions de séjours et séances¹ en 2001 répartis dans les proportions 40/60 % entre les établissements privés et publics. Plus du tiers de l'activité totale se concentre sur cinq disciplines « Digestif » « Orthopédie-traumatologie », « Cardio-circulatoire », « Uro-néphrologie » et « Obstétrique » (graphique 1). Si pour ces disciplines, l'activité est globalement équi-répartie entre les établissements privés et les établissements publics, les autres revèlent des partages de marché moins équilibrés : les spécialités médicales (hématologie, endocrinologie, pneumologie et pathologie thoracique) sont plutôt prises en charge dans le public, les disciplines à forte dominante chirurgicale (ORL-stomatologie et ophtalmologie) sont plutôt privées. Les séances et séjours de moins de 24 heures représentent 11 % de l'activité des établissements privés, mais seulement 3 % de l'activité publique

LES PROFILS MOYENS D'ACTIVITÉ DIFFÉRENCIENT LES ÉTABLISSEMENTS PUBLICS ET PRIVÉS

L'activité moyenne par établissement s'élève à 13 000 séjours et séances (8 200 dans les établissements privés et 22 500 dans les établissements publics). Dans les établissements publics, l'activité se répartit entre le digestif, l'obstétrique, l'uro-néphrologie, le cardio-circulatoire et les autres motifs (entre 1 800 et 2 000 séjours et séances en moyenne par établissement). Dans les établissements privés, l'orthopédie, l'activité ambulatoire, le digestif, l'ORL-stomatologie et le cardio-circulatoire génèrent une activité moyenne par établissement comprise entre de 970 à 650 séjours et séances environ pour le cardio-circulatoire et 970 pour l'orthopédie (tableau 2).

DES DEGRÉS DE DIVERSIFICATION INÉGAUX SELON LE STATUT (PUBLIC VS PRIVÉ) ET LA CATÉGORIE DE L'ÉTABLISSEMENT

En 2001, la mesure entropique totale des établissements de santé est en moyenne de 3,1. Comme attendu, elle est plus élevée pour les établissements

1- Les séjours sont entendus ici au sens du PMSI et correspondent au nombre de Résumés de sortie anonymisés (RSA).

publics que pour les cliniques (resp. 3,7 et 2,8). Le tableau 3 présente la décomposition de la valeur entropique selon les différentes catégories d'établissements. Les établissements à vocation pluri-disciplinaire ont logiquement les valeurs entropiques les plus élevées. De fait, le gradient de l'entropie totale la mesure classe en 2001, par ordre décroissant, les CHRU (3.,9), les CH (3.,7), les cliniques pluri-disciplinaires (3,4) et les cliniques bi-

disciplinaires, médicales et chirurgicales (médecine et chirurgie, 3.0). Pour ces quatre types d'établissements la composante intra compte pour le 1/4 environ dans l'entropie totale. Les cliniques mono-disciplinaires (chirurgicales, médicales ou obstétricales) ont des valeurs entropiques inférieures à 3. Les cliniques obstétricales ont un profil spécifique : leur diversification est davantage (ce qui n'est pas contre-intuitif) une diversification entre produits

TABLEAU 1 ●

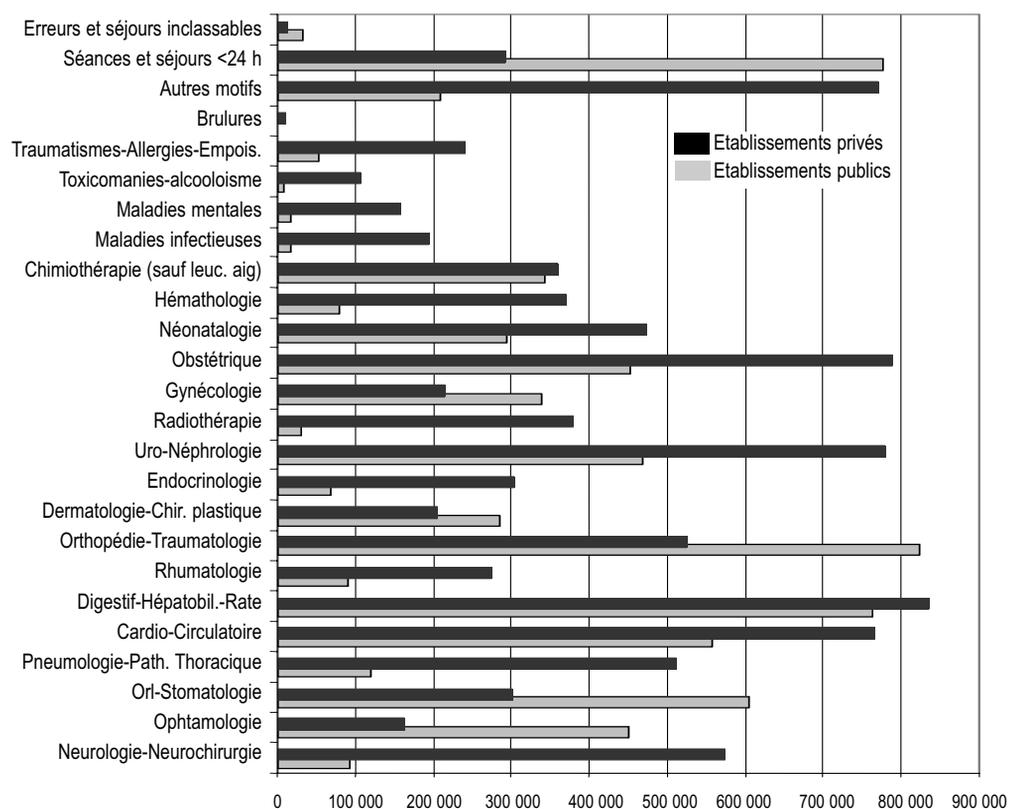
répartition des établissements selon leur statut et catégorie

	1997		1998		1999		2000		2001	
Publics	406	30.3	410	30.8	422	31.8	418	32.5	425	33.3
CHRU	29	2.2	29	2.2	29	2.2	29	2.3	29	2.3
CH	377	28.1	381	28.6	393	29.6	389	30.2	396	31.0
Privés	936	69.7	923	69.2	906	68.2	870	67.5	853	66.7
CL_M	85	6.3	85	6.4	92	6.9	89	6.9	92	7.2
CL_C	315	23.5	313	23.5	302	22.7	301	23.4	294	23.0
CL_O	31	2.3	33	2.5	32	2.4	28	2.2	28	2.2
CL_M_C	234	17.4	225	16.9	225	16.9	209	16.2	213	16.7
CL_C_O	162	12.1	154	11.6	146	11.0	140	10.9	128	10.0
CL_PLUR	109	8.1	113	8.5	109	8.2	103	8.0	98	7.7
Total	1 342	100	1 333	100	1.328	100	1 288	100	1 278	100

Source : Drees, Case Mix et SAE

GRAPHIQUE 1 ●

nombre des séjours et séances selon les disciplines et le statut des établissements (Case mix 2001)



Source : Drees, Case Mix et SAE

qu'entre disciplines (la composante intra contribue pour 45 % environ à la valeur entropique totale).

La mesure entropique est consistante avec les mesures classiques de la diversification comme le nombre de disciplines ou le nombre de lignes de produits couvertes par l'établissement. Le tableau 4, construit à partir des valeurs observées pour dix établissements de la base le montre tout en éclairant la portée d'un indice synthétique décomposé au regard de l'indice agrégé, type Herfindahl. Deux établissements relativement proches quant à la répartition de leurs séjours entre disciplines et lignes de produits, par exemple CL_M3 et CL_O, affichent des valeurs entropiques nettement différentes : l'entropie de CL_M3 révèle une très forte polarisation de l'activité sur une discipline, activité par ailleurs concentrée sur un nombre réduit de lignes de produits, comme

TABLEAU 2 ●

nombre moyen de séjours par établissement selon le statut juridique et les principales disciplines

	Discipline	Nombre moyen de séjours	
		valeur	CV %
Établissements publics			
d06	DIGESTIF-HEPATOBILIAIRE-RATE	1 959,6	196
d14	OBSTETRIQUE	1 851,9	186
d11	URO-NEPHROLOGIE	1 830,9	250
d23	AUTRES MOTIFS	1 811,0	340
d05	CARDIO-CIRCULATOIRE	1 799,0	200
Établissements privés			
d08	ORTHOPEDIE-TRAUMATOLOGIE	967,7	111
d24	SEANCES ET SEJ < 24 h	910,5	101
d06	DIGESTIF-HEPATOBILIAIRE-RATE	893,5	83
d03	ORL-STOMATOLOGIE	709,2	100
d05	CARDIO-CIRCULATOIRE	652,2	160

source : Drees, Case Mix et SAE

TABLEAU 4 ●

indicateurs de diversification pour 10 établissements de la base

	Nombre de :		Indicateur Herfindahl	Valeur entropique DEGGHM		
	Disciplines	G-GHM		Totale	Inter	Intra
N1 (CHR)	25	95	0.97	3.96	2.91	1.05
N2 (CH)	24	89	0.97	3.87	2.84	1.03
N3 (CL_PLUR)	23	84	0.96	3.59	2.66	0.93
N4 (CL_M_C)	22	83	0.96	3.53	2.61	0.92
N5 (CL_C_O)	20	74	0.93	3.20	2.42	0.78
N6 (CL_C)	19	62	0.92	3.06	2.29	0.77
N7 (CL_M1)	19	51	0.94	3.21	2.42	0.79
N8 (CL_M2)	17	40	0.83	2.21	0.84	1.37
N9 (CL_M3)	12	20	0.28	0.67	0.64	0.03
N10 (CL_O)	10	25	0.83	2.01	1.09	0.92

source : Drees, Case Mix et SAE

TABLEAU 3 ●

décomposition de la valeur entropique (moyenne des entropies individuelles) selon les catégories d'établissement

	1997						1998						1999						2000						2001					
	DEGGHM		INTRA		INTRA		DEGGHM		INTRA		INTRA		DEGGHM		INTRA		INTRA		DEGGHM		INTRA		INTRA		DEGGHM		INTRA		INTRA	
	valeur	CV	valeur	%	CV	%	valeur	CV	valeur	%	CV	%	valeur	CV	valeur	%	CV	%	valeur	CV	valeur	%	CV	%	valeur	CV	valeur	%	CV	%
CHRU	3,72	4,7	0,93	25,0	13,3	3,72	4,9	0,93	24,9	13,4	3,93	4,9	1,06	26,9	11,2	3,75	5,1	0,94	25,0	13,6	3,87	5,9	1,01	26,0	14,1					
CH	3,66	8,8	0,96	26,3	14,0	3,64	8,9	0,95	26,1	14,7	3,72	10,2	1,00	26,8	12,7	3,60	11,5	0,93	25,9	16,7	3,66	11,9	0,96	26,2	17,2					
CL_PLUR	3,31	12,0	0,90	27,2	19,2	3,31	11,9	0,90	27,1	19,2	3,31	12,5	0,90	27,1	20,0	3,31	12,6	0,86	26,0	19,5	3,43	7,3	0,91	26,5	11,2					
CL_M_C	3,07	16,1	0,93	30,1	24,9	3,06	16,7	0,91	29,7	24,2	3,07	16,0	0,91	29,6	22,9	3,08	15,9	0,85	27,6	24,8	3,17	13,8	0,89	27,9	20,6					
CL_C_O	3,00	12,4	0,85	28,4	17,3	3,01	12,2	0,84	27,9	17,7	3,00	12,4	0,84	28,1	17,4	3,03	11,5	0,80	26,5	16,7	3,03	14,0	0,80	26,2	20,0					
CL_C	2,68	24,1	0,82	30,6	28,0	2,69	23,8	0,81	30,0	28,3	2,69	23,2	0,80	29,8	27,5	2,67	23,7	0,72	27,0	29,4	2,67	23,5	0,71	26,5	29,6					
CL_O	2,03	15,8	0,92	45,1	15,5	2,05	14,2	0,92	44,7	12,7	2,08	13,9	0,91	43,6	16,7	2,03	14,1	0,90	44,3	16,1	2,07	14,8	0,90	43,3	15,3					
CL_M	1,87	60,2	0,50	26,6	82,7	1,77	64,0	0,46	26,2	88,3	1,80	63,9	0,47	26,0	87,4	1,83	61,6	0,46	25,1	86,2	1,97	54,6	0,48	24,3	79,0					
ENSEMBLE	3,07	24,0	0,87	28,4	27,0	3,06	24,0	0,86	28,1	28,0	3,10	25,0	0,88	28,3	28,0	3,06	25,0	0,82	26,7	29,0	3,12	24,0	0,83	26,7	29,0					
Et. PUBLICS	3,66	8,6	0,96	26,2	14,0	3,65	8,7	0,96	26,3	14,6	3,73	10,0	1,00	26,8	12,7	3,61	11,2	0,93	25,9	16,5	3,67	11,7	0,96	26,2	17,0					
Et. PRIVES	2,81	25,6	0,84	29,7	31,0	2,80	26,3	0,82	29,3	31,6	2,80	26,4	0,82	29,2	31,8	2,79	26,4	0,76	27,3	32,9	2,84	25,6	0,77	27,1	32,0					

source : Drees, Case Mix et SAE

l'indique la composante intra qui ne représente que 4 % de l'entropie totale. Si l'indice de Herfindahl rend compte de la concentration de l'activité, il ne permet pas de la localiser (sur une discipline ou sur une ligne de produit). La comparaison de CL_M1 et de CL_M2 est également illustrative de la portée descriptive de la mesure entropique. Au vu du nombre de disciplines et de lignes de produits couverts, CL_M2 est un établissement moins diversifié que CL_M1 : cette différence est enregistrée de façon concordante par l'indice de Herfindahl et par la mesure entropique. Mais CL_M1 est un établissement dont la diversification est largement imputable à un positionnement de l'activité sur un nombre important de disciplines. Par contraste, CL_M2 est non seulement moins diversifiée, mais l'intensité de sa diversification relève plus d'une propension à couvrir une gamme large de lignes de produits à l'intérieur des disciplines qu'à intervenir sur un spectre étendu de disciplines : la contribution de l'entropie intra est trois fois plus élevée que celle de l'établissement CL_M1.

DES DEGRÉS DE DIVERSIFICATION PLUS HOMOGENES DANS LE SECTEUR PUBLIC

L'exemple permet de pointer l'hétérogénéité des établissements appartenant à une même catégorie. D'un point de vue général, la dispersion autour de la moyenne est plus grande parmi les établissements privés qu'au sein des structures publiques (les coefficients de variation de l'entropie totale sont de l'ordre de 8 et 25 % resp. pour le public et le privé). En particulier, les coefficients de variation sur les valeurs entropiques totales ressortent avec des valeurs élevées pour les cliniques médicales et les cliniques chirurgicales. Les coefficients de variation des autres types de clinique ont des ordres de grandeur proches de celui des CH, supérieurs à ceux des CHRU dont les valeurs entropiques totales sont plus homogènes. Dans tous les cas, l'hétérogénéité est plus grande en ce qui concerne la composante INTRA (tableau 3).

UNE FORTE CORRÉLATION ENTRE LES COMPOSANTES INTRA ET INTER

La corrélation entre les deux composantes de l'entropie est élevée : R affiche des valeurs de l'ordre de 0,60 sur la période ($p < .0001$). Ce résultat signifie que globalement, pour l'ensemble des établissements, le fait de couvrir un nombre élevé de disciplines couvertes va de pair avec l'étendue de l'activité sur un grand nombre de produits. Mais l'hétérogénéité des établissements doit être prise en compte,

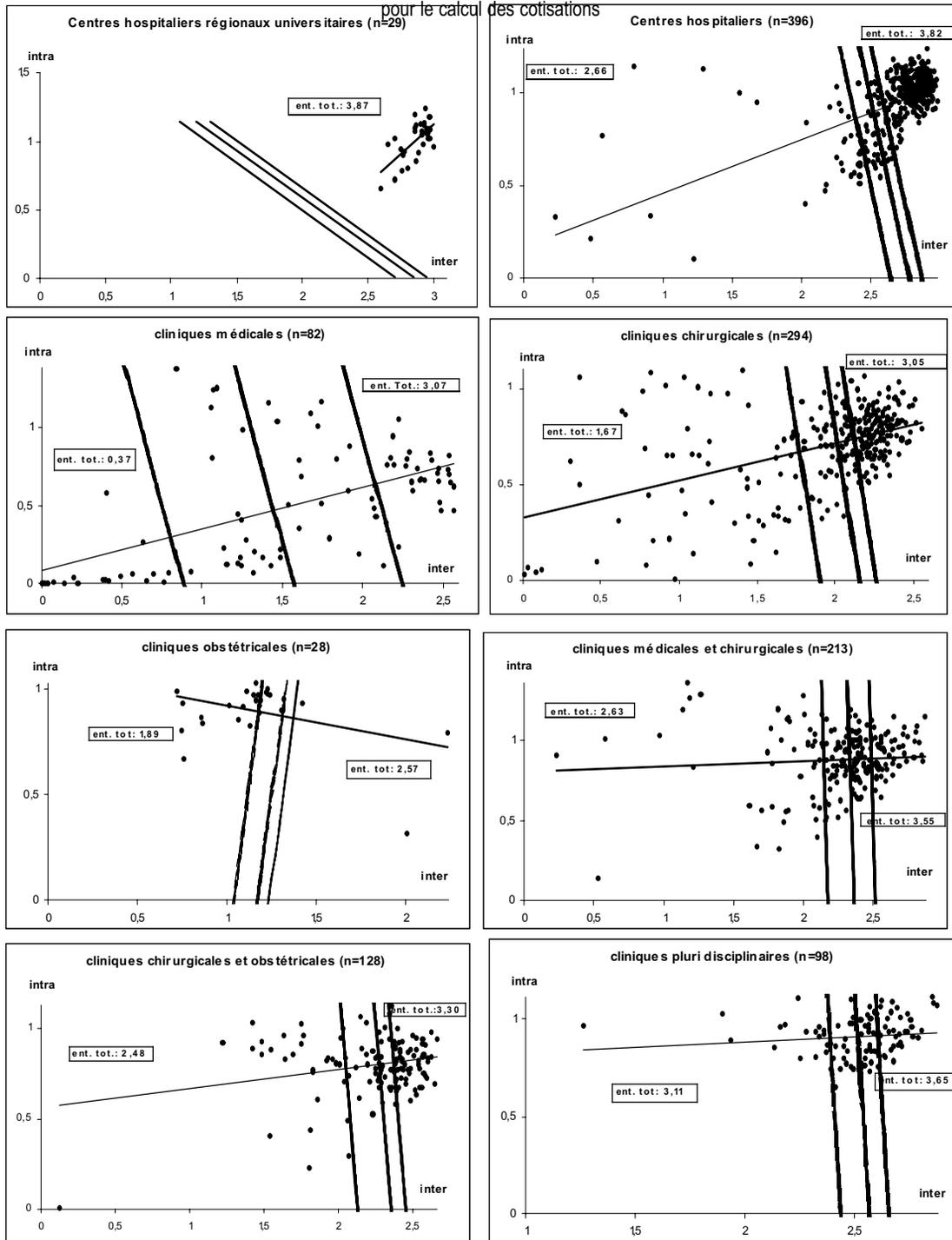
ainsi que le montrent les graphiques 2 qui croisent les composantes intra et inter de l'entropie totale par catégorie d'établissements. Les établissements ont ainsi été répartis en quartiles à partir de la valeur entropique inter. On observe que la corrélation est d'autant plus grande que l'établissement est pluridisciplinaire : les CHRU et les CH ont tendance à s'agréger autour de valeurs intra et inter élevées. En correspondance, les graphiques 3 « en radar », construits à partir des contributions les plus lourdes montrent que pour l'établissement moyen de type CHRU ce sont les disciplines « cardio-circulatoire », « digestif », « neurologie-neurochirurgie », « uro-néphro » et « obstétrique » qui pèsent de façon relativement importante dans l'entropie intra. Dans les CH, les disciplines les plus diversifiées sont par ordre décroissant le « digestif », « l'obstétrique » et le « cardio-circulatoire ». Les cliniques pluridisciplinaires et des cliniques bi-disciplinaires (médicales et chirurgicales) ont un profil de diversification proche de celui des CH (forte concentration des établissements dans le groupe des valeurs entropiques intra et inter élevées. Dans ces trois catégories d'établissements les plus fortes contributions à la diversification intra, sont imputables à l'obstétrique, le digestif et la cardiologie.

Les cliniques monodisciplinaires révèlent quant à elles des choix de portefeuilles nettement plus différenciés que la dispersion des nuages de points permet de visualiser. Pour un nombre non négligeable de ces cliniques, une activité distribuée entre plusieurs disciplines (entropie inter élevée) peut s'accommoder de stratégies de gamme (l'activité de l'établissement est déployée sur un grand nombre de lignes de produits : entropie intra élevée) ou de stratégies de niche (concentration de l'activité sur une ligne de produits : entropie intra faible). Les cliniques médicales, réparties à part égales entre les groupes sont particulièrement exemplaires de la cohabitation de différents modes de constitution de portefeuille.

DES MOUVEMENTS DE PORTEFEUILLE DIFFÉRENCIÉS SELON LE STATUT ET LA CATÉGORIE

L'interprétation de l'approche temporelle doit être prudente en raison de la courte période d'observation, qui est aussi celle de l'apprentissage par les établissements des classements en groupes homogènes de malades. Certes, la période 1997-2001 a vu le démarrage de processus de restructurations, mais la série porte sur un trop petit nombre de points pour que l'indicateur puisse enregistrer des fluctuations significatives des portefeuilles d'activité.

GRAPHIQUE 2 ● études de la liaison entre les composantes intra et inter selon la catégorie de l'établissement (2001)



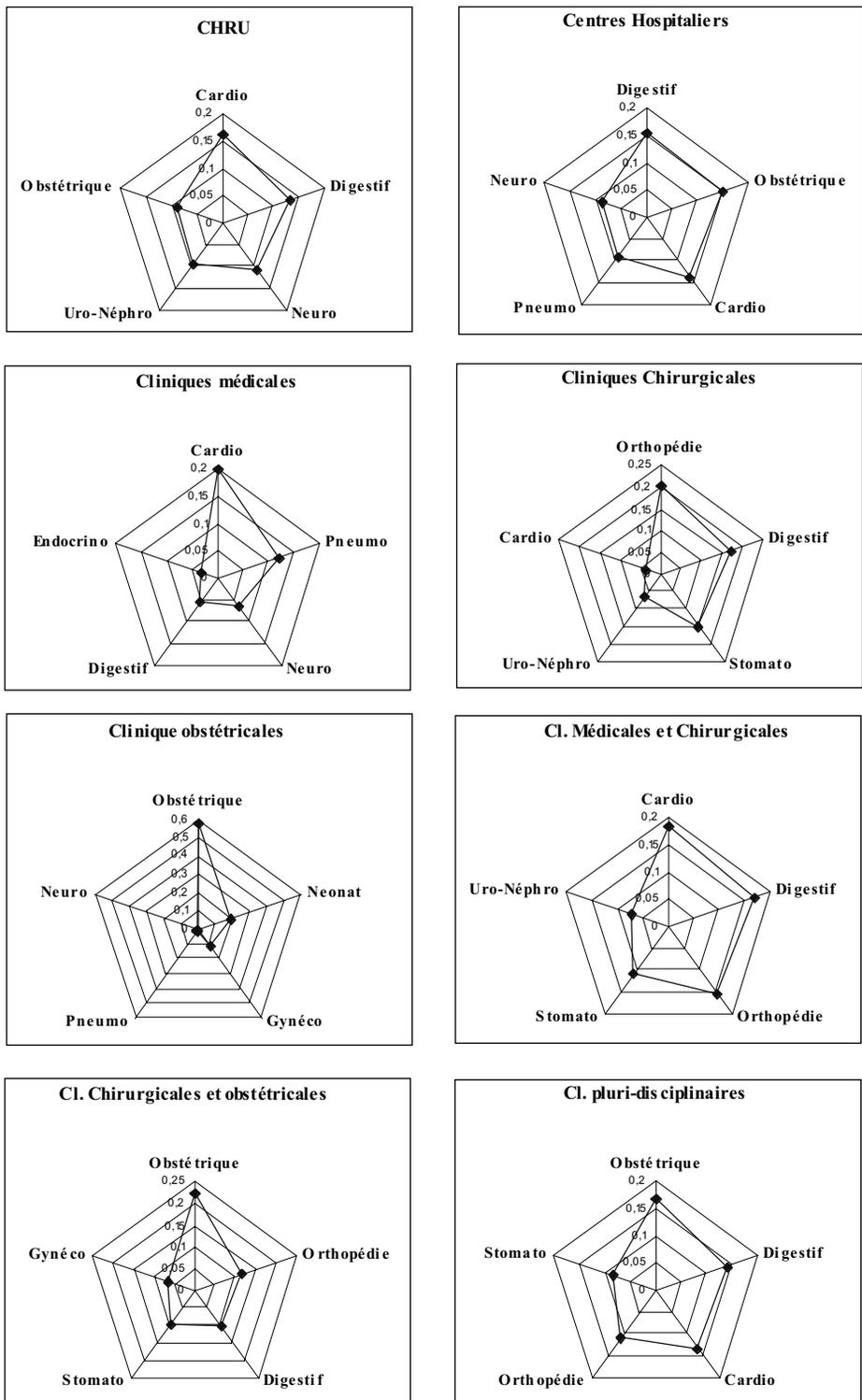
Lecture

- 1- chaque établissement est repéré par sa composante intra (axe vertical) et sa composante inter (axe horizontal).
- 2- la relation entre les deux composantes de l'entropie est caractérisée par une droite de régression exprimant le coefficient de corrélation linéaire liant ces deux variables.
- 3- 3 droites menées perpendiculairement à la droite de tendance, à partir des quartiles de la composante INTER, permettent de partitionner l'ensemble des établissements en 4 groupes (cf tableau ci-dessous) dont l'entropie totale moyenne croît avec le rang des quartiles (la liaison négative observée dans le cas des cliniques obstétricales est une exception due à la présence de données extrêmes).

	CL_C_	CH	CL_C_0	CHR/U	CL_M_C	CL_M	CL_O	CL_PLUR
Groupe 1	63	36	30	0	48	22	15	19
Groupe 2	37	26	20	0	43	21	10	18
Groupe 3	34	23	18	0	62	20	0	28
Groupe 4	160	311	60	29	60	19	3	33

GRAPHIQUE 3 ●

contribution des 5 principales disciplines à la valeur entropique INTRA selon la catégorie



Lecture : les diagrammes en « radar » représentent – pour l'établissement moyen du quatrième quartile - la contribution des disciplines (n'ont été retenues que les 5 disciplines les plus fortement contributrices) à l'entropie INTRA. Ainsi, pour les CHRU, la discipline D05 'Cardio-circulatoire' s'élève à 0.16 alors que la valeur entropique INTRA totale est de 1.007. Pour les CHRU, la diversification de l'activité entre les différentes lignes de produits de la discipline cardiologique contribue de façon relativement plus importante à la diversification totale que les autres disciplines.

Globalement, si la mesure entropique totale des établissements de santé augmente faiblement entre 1997 et 2001, la contribution de la composante intra perd deux points entre 1997 et 2001. Le mouvement du portefeuille des activités conduit plutôt à un resserrement de la gamme des produits à l'intérieur des disciplines. Corrélativement la composante INTER de l'entropie a tendance à augmenter : l'établissement moyen, tous statuts confondus, a élargi le champ de son activité à un plus grand nombre de spécialités (disciplines), mais en limitant la gamme des lignes de produits couvertes au sein de chaque spécialité. La prise en compte du statut de l'établissement permet d'imputer ce mouvement global aux établissements privés. Dans ce secteur, la composante intra diminue au cours de la période, en absolu (elle passe de 0,84 à 0,77) et en part relative au sein de la composante entropique totale. Par contraste, les situations sont plus stables dans le secteur public (tableau 3). Au sein des établissements publics, les évolutions infra-annuelles affichent de très faibles amplitudes. Les comportements des CHRU et des

CH peuvent toutefois être contrastés : la stabilité domine pour ces derniers, mais on relève une augmentation de la valeur entropique moyenne des CHRU, résultante de l'augmentation simultanée des deux composantes, mais plus rapide pour l'intra que pour l'inter. En d'autres termes, entre 1997 et 2001, les CHRU ont à la fois étendu la gamme de leurs activités et la diversité de leurs produits. Dans le secteur privé, en tendance, la seule évolution notable est celle des cliniques chirurgicales dont la valeur entropique intra passe de 0,82 à 0,71, ce qui laisse supposer un resserrement de leurs portefeuilles de produits à discipline donnée.

Le trait commun aux structures publiques est l'accroissement de la dispersion autour des valeurs centrales : en d'autres termes les trajectoires individuelles suivies par les établissements ont plutôt eu tendance à se différencier. A l'inverse, pour les établissements privés, la dispersion ne s'accroît pas entre les deux dates et l'évolution va plutôt dans le sens d'une plus grande homogénéité des situations à l'intérieur des catégories.

ENCADRÉ 2 ●

LES NOMENCLATURES D'ACTIVITÉ COURT SÉJOUR OAP ET G-GHM

Les groupements de GHM (G-GHM)

Développé par le COTRIM de la région Provence-Alpes-Côte-d'Azur, l'outil G-GHM vise à agréger les GHM selon une logique « métier » autour de deux axes fondés, pour le premier, sur les spécialités médicales ou sur les motifs de recours aux structures de soins, pour le second, sur la technicité requise dépendant du niveau de compétence nécessaire des équipes soignantes et de celui de l'équipement des plateaux techniques utilisés. La Discipline constitue le premier niveau de classement. Les Disciplines correspondent parfois aux CMD mais l'idée a été de regrouper par discipline tous les GHM s'y rapportant, quels que soient les modes de prise en charge, en particulier le mode ambulatoire : les disciplines d'activité se réfèrent donc à une spécialisation professionnelle. Les 25 disciplines ont été, avec la version 6 de la classification GHM, ventilés en 97 G-GHM. L'affectation d'un GHM à un G-GHM se déduit de son degré de technicité, déterminé à partir des critères d'entrée et de la liste des actes et de diagnostics relative à ce GHM. Indépendamment des regroupements par niveau de technicité, les GHM ont été distingués en fonction de la présence et de la nature des actes classants. Les G-GHM ne sont constitués que de GHM appartenant à l'une ou l'autre des catégories : les G-GHM sont médicaux ou chirurgicaux ou médico-chirurgicaux. La nomenclature est emboîtée et hiérarchisée : au sein d'une discipline, le classement distingue les G-GHM chirurgicaux et les G-GHM médicaux, puis à l'intérieur de ces catégories il ordonne les G-GHM en fonction de la complexité (décroissante) de la prise en charge.

L'outil d'Analyse PMSI (OAP) court séjour

Développé par la Délégation à l'Information Médicale et à l'Epidémiologie de l'Assistance Publique – Hôpitaux de Paris, l'OAP distingue Pôles d'Activité et Lignes de Produits. Chaque GHM a été caractérisé puis classé en fonction de trois critères. A partir de la mention de recours ou non au bloc opératoire, le premier critère distingue les prises en charge chirurgicales des prises en charge médicales. Le second, déterminé en fonction de la durée des séjours et du codage éventuel des séances, permet de distinguer les hospitalisations classiques des séjours ambulatoires. Le dernier critère introduit la notion de lourdeur des prises en charge : la lourdeur étant définie par le caractère spécialisé ou non du plateau médico-technique mobilisé et/ou du degré d'expertise professionnelle sollicité. Ces trois critères permettent de regrouper les GHM en Lignes de Produits au sein de Pôles d'Activité dans une structure emboîtée et hiérarchisée. Les Pôles d'Activité correspondent aux disciplines médicales ou chirurgicales auxquelles s'ajoutent le pôle AX des « autres prises en charge », le pôle AY des « erreurs et séjours inclassables » et, dans la dernière version, le pôle AZ « vasculaire interventionnel ». Dans un Pôle d'Activité, les Lignes de Produit regroupent les GHM selon la nature des prises en charge. Les prises en charge ambulatoires ont été, selon les cas, regroupées en LP spécifiques au sein des PA ou regroupées en une LP générique « groupe ambulatoire » au sein d'un PA désigné par l'intitulé « autres prises en charge », qui comprend également les GHM « séances » qui ont été regroupés en trois LP.

OAP versus G-GHM

Les deux nomenclatures se distinguent sur deux points :

- Au niveau le plus agrégé, on dénombre 25 classes dans les deux nomenclatures, mais les partitions entre pôles d'activité et disciplines ne se superposent qu'imparfaitement. Ainsi à la discipline D05 « cardio-vasculaire », correspondent deux pôles d'activité « AE-cardiologie » d'une part, et « AF-vasculaire périphérique », d'autre part. En revanche, si la D12 « Radiothérapie » est distinguée de la « chimiothérapie » dans la nomenclature G-GHM, les deux disciplines sont fusionnées dans un même pôle d'activité par OAP. Les « greffes et transplantations d'organes » constituent un pôle d'activité, mais la discipline n'est pas individualisée dans G-GHM, les GHM étant répartis selon la localisation entre les disciplines de spécialités correspondantes. Les deux nomenclatures ne découpent donc pas l'activité hospitalière selon des lignes parfaitement superposables.

- Au niveau plus désagrégé, les deux nomenclatures mettent en œuvre une logique voisine : d'une part, un principe de découpage qui oppose médecine/chirurgie et d'autre part, un principe de différenciation rattaché à notion de complexité évaluée aux dires d'experts (OAP), ou à celle de technicité évaluée par le contenu des actes (G-GHM). Toutefois, les deux nomenclatures s'écartent l'une de l'autre quant à la prise en compte de l'activité ambulatoire : au sein de chaque PA, l'activité ambulatoire est décrite dans des LP dédiées, alors que les G-GHM sont mixtes de ce point de vue. Par ailleurs, OAP préserve les notions médicales d'organe ou de localisation, et distingue ses « produits » plus finement que ne le fait G-GHM, (187 LP contre 87 G-GHM). L'indicateur entropique étant sensible au nombre de classes, on observe des différences en valeur imputables à l'inégal degré de finesse des deux nomenclatures.

Au-delà de ces différences, les deux nomenclatures présentent une architecture générale commune organisée autour de deux critères centraux – distinction entre médecine et chirurgie et différenciation selon la complexité des prises en charge – dont on sait qu'ils sont structurants de l'organisation hospitalière et de l'agencement des compétences. Soulignons que ces deux nomenclatures se situent à mi-chemin entre un instrument de gestion et un système théorique complètement construit ; les deux ne font que traduire une façon empirique d'approcher des structures de coordination entre des situations cliniques et des compétences ou, plus globalement, une technologie de production. OAP éclaire plus finement ses lignes de produits que la nomenclature concurrente. Si le degré d'homogénéité « médicale » des activités rassemblées dans une même ligne de produit est donc supérieur à celui d'un G-GHM, la contrepartie est de multiplier les classes non représentées, ce qui n'est pas nécessairement un avantage dans une perspective statistique et comparative. Par ailleurs selon l'utilisateur, il peut être plus informatif de privilégier l'homogénéité « technico-organisationnelle » des lignes de production reconstituées par G-GHM, que de privilégier l'homogénéité médicale qu'a voulu préserver la nomenclature OAP et ce, d'autant qu'il est toujours possible, en raisonnant sélectivement sur quelques G-GHM, d'approfondir l'analyse au niveau des groupes de malades. Il ressort en outre de la comparaison systématique réalisée en amont de cette étude que les deux types d'agrégation des GHM donnent, du point de vue structurel et dynamique, des résultats convergents.³ L'ensemble de ces raisons conduit à privilégier les résultats à partir de la nomenclature G-GHM.

Sources bibliographiques :

- A. BURONFOSSÉ, P. DUPORTAIL, A. DELHOMMEAU, S. MARTIN, E. LEPAGE : Utilisation de l'outil d'analyse PMSI (OAP) court séjour. Info en Santé, lettre n°1, avril 2002
- P. REBUFFEL, H. CARMONA, L. DURIF et al. : Les groupements de GHM (G-GHM) : un outil d'analyse synthétique de l'activité hospitalière MCO. Info en Santé, lettre n°4, janvier 2003.
- M. KERLEAU, M. LE VAILLANT, Z. OR : Analyse empirique de la diversification de l'activité de court séjour des établissements de santé français. CREGAS, miméo, septembre 2004.

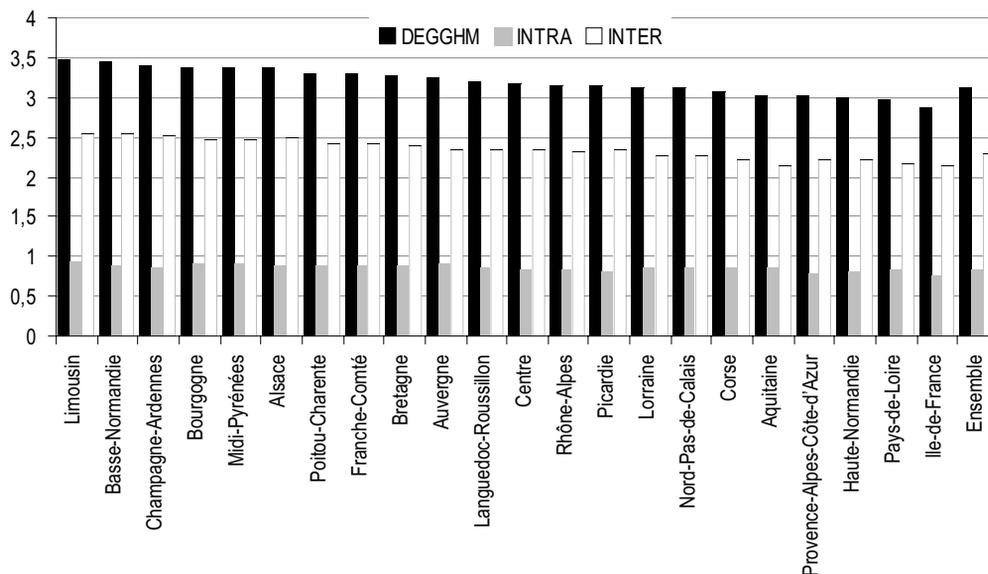
DIVERSIFICATION RÉGIONALE

Les régions ont-elles des profils différents au plan de la diversification des activités ? La diversification « moyenne » d'une région est calculée en utilisant la moyenne arithmétique simple, obtenue en rapportant le nombre d'établissements à la somme des entropies individuelles. Cette moyenne définit en quelque sorte le profil de l'établissement moyen en ce qui concerne l'entropie, pour chacune des régions considérées. Les données de l'année 2001 sont représentées dans le Graphique 64. La valeur entropique totale se disperse faiblement autour d'une valeur moyenne 3,08. Le test de Fisher permet toutefois de rejeter l'hypothèse nulle de l'absence d'effet régional à un seuil inférieur à 0,01 %. Le test de corrélation des coefficients de rang (test de Spearman) montre par

ailleurs que les évolutions annuelles ne bouleversent pas le classement des régions. La variabilité infra-régionale est plus ou moins accentuée, avec des coefficients de variation situés dans une fourchette de 10 à 40 %. Comme cela a été constaté sur l'ensemble des établissements, la dispersion des valeurs entropiques INTRA autour de la moyenne régionale est relativement plus importante que celle observée pour l'entropie totale. Ce sont les régions Ile-de-France, Haute Normandie, Pays-de-Loire et PACA qui ressortent avec les valeurs entropiques totales et intra les plus faibles. Ce résultat renvoie à un effet structure. Ces régions sont en effet caractérisées par des proportions significativement plus élevées de cliniques mono ou bi-disciplinaires, structures dont on a vu qu'elles étaient caractérisées par des valeurs entropiques dont la valeur INTRA est plus faibles.

GRAPHIQUE 4 ●

décomposition de la valeur entropique selon les régions



ENCADRE 3.

L'APPARIEMENT CASE MIX ET SAE

Les bases de données

La base de données case mix (dorénavant CMX) est constituée des remontées d'informations décrivant l'éventail des cas traités par les établissements de santé publics et privés dans le cadre de leur activité de court séjour, soit les disciplines de médecine, chirurgie et obstétrique. Elle couvre de façon exhaustive le champ du court séjour depuis 1999, date à laquelle le programme PMSI a été étendu aux hôpitaux locaux et aux centres hospitaliers de faible volume d'activité. CMX comptabilise, en 2001 et pour la France métropolitaine, 1468 établissements de santé, publics et privés, disposant d'une capacité d'accueil (lits et/ou places) en court séjour. Les données de case mix sont collectées auprès des entités juridiques en ce qui concerne les établissements publics et auprès des entités géographiques en ce qui concerne les établissements privés (qu'ils relèvent ou non du service public hospitalier). L'enquête SAE a reposé sur la même convention jusqu'en 2000, date à partir de laquelle les établissements de santé publics sont interrogés aux deux niveaux : entité juridique et établissement géographique. Le PMSI continue, lui, à ne concerner que les entités juridiques publiques (en dehors toutefois des Assistances Publiques de Paris et de Marseille). Les informations sont diffusées par l'Agence technique de l'information sur l'hospitalisation sous la forme de bases de données individuelles et annuelles qui répartissent les séjours de chaque établissement entre les GHM. On peut toutefois élargir le champ des variables caractéristiques des établissements en appariant, grâce à l'identifiant de l'établissement (numéro FINESS : Fichier national des établissements sanitaires et sociaux), la base CMX avec la Statistique annuelle d'établissement (SAE). SAE est la base de données qui livre exhaustivement pour l'ensemble des établissements de santé, et pour toutes les disciplines d'équipement, les données de capacités et d'activité qui permettent l'analyse structurelle du secteur hospitalier.

Le champ de l'étude

Pour l'année 2001, l'appariement CMX/SAE permet de répartir les 1468 établissements de la façon suivante :

- 29 Centres hospitaliers régionaux/universitaires (CHRU)
- 396 Centres hospitaliers (CH)
- 106 Hôpitaux locaux (HL)
- 853 Cliniques privées (médicales, chirurgicales, obstétricales ou pluridisciplinaires)
- 23 Centres de Lutte contre le Cancer (CLCC)
- 44 autres établissements privés, dont 29 centres de dialyse.

Certains de ces établissements présentent un profil d'activité très particulier. En premier lieu les centres de dialyse exercent leur (mono)activité essentiellement sous forme de séances. Or le dénombrement des séances est imparfait en 1999. Cette double caractéristique est partagée par les CLCC. Ces deux catégories d'établissements de santé (aux valeurs entropiques très faibles) ont donc été exclues du champ de notre étude. Ont également été exclus les hôpitaux locaux, au profil d'activité également spécifique. Au total, en 2001, le champ de notre étude porte sur 1278 établissements de santé : 425 établissements de statut public (29 CHRU et 396 CH) et 853 établissements de statut privé.

Le reclassement des cliniques privées

Les cliniques privées constituent un ensemble hétérogène. Les catégories FINESS distinguent entre les cliniques médicales, les cliniques chirurgicales, les cliniques obstétricales et les cliniques pluridisciplinaires. Cette catégorisation est de nature administrative et l'on reconnaît qu'il peut y avoir un écart entre la catégorie FINESS et l'activité réelle de l'établissement¹. Les cliniques privées ont donc été reclassées à partir du critère du pourcentage des entrées réalisé dans chacune des disciplines d'équipement. Six catégories homogènes ont été dégagées :

- % entrées médecine > 90% des entrées - Cliniques médicales (CL_M)
- % entrées chirurgie > 90% des entrées - Cliniques chirurgicales (CL_C)
- % entrées obstétrique > 90% des entrées - Cliniques obstétricales (CL_O)
- Somme (entrées médecine, entrées chirurgie) > 90% - Cliniques médico-chirurgicales (CL_M_C)
- Somme (entrées chirurgie, entrées obstétrique) > 90% - Cliniques obstétrico-chirurgicales (CL_C_O)
- Autres ? cliniques pluridisciplinaires (CL_PLUR)

1 - BOUSQUET F., DEVILLE A. Les restructurations à travers les systèmes d'information, d'une définition complexe à un suivi opérationnel. *Revue Française des Affaires Sociales*, n°2, avril-juin 2001, pp 27-44.