

# Laboratoire d'Economie de Dauphine



WP n°2/2021

Document de travail

**Le premier paiement à la performance proposé aux médecins libéraux en France :  
quel impact sur l'activité des médecins généralistes ?**

Brigitte Dormont, Aimée Kingsada, Anne-Laure Samson

30 mars 2021

Pôle Laboratoire d'Economie et de Gestion des Organisations de Santé (LEGOS) Place du Maréchal  
de Lattre de Tassigny 75775 Paris Cedex 16  
Tél (33) 01 44 05 44 46 Fax (33) 01 44 05 40 67  
Site : [www.legos.dauphine.fr](http://www.legos.dauphine.fr)

# **Le premier paiement à la performance proposé aux médecins libéraux en France : quel impact sur l'activité des médecins généralistes ?**

Brigitte Dormont<sup>1</sup>, Aimée Kingsada<sup>2</sup>, Anne-Laure Samson<sup>3</sup>

**Résumé** : En France, un système de paiement à la performance facultatif a été offert en 2009 via le Contrat d'Amélioration des Pratiques Individuelles (CAPI). Cette étude évalue l'impact causal du CAPI sur les comportements d'offre de soins des médecins. À partir d'un panel de médecins généralistes libéraux observés avant (2005 et 2008) et après (2011) sa mise en place, nous estimons un modèle en différences premières à variable instrumentale pour corriger des biais d'endogénéité liés au fait que l'adhésion au CAPI est un choix. Nous montrons que les adhérents au CAPI n'ont pas diminué, contrairement aux autres médecins, le nombre de consultations par patient ni le montant des prescriptions par patient. Ils ont également augmenté, plus fortement que les autres, la part de leurs patients suivis en tant que médecin traitant. Par ailleurs, le CAPI a permis d'augmenter les honoraires par patient, avec en conséquence, un coût de prise en charge plus élevé pour la Sécurité Sociale.

Codes JEL : I18, J22, C23, C26

Mots-clés : paiement à la performance, CAPI, offre de soins, médecins généralistes

1 Université Paris-Dauphine, PSL, LEDa, LEGOS. E-mail : [brigitte.dormont@dauphine.psl.eu](mailto:brigitte.dormont@dauphine.psl.eu)

2 Université Paris-Dauphine, PSL, LEDa, JEET. E-mail : [aimee.kingsada@dauphine.psl.eu](mailto:aimee.kingsada@dauphine.psl.eu)

3 Université de Lille, LEM. E-mail : [anne-laure.samson@univ-lille.fr](mailto:anne-laure.samson@univ-lille.fr)

Les auteures remercient pour leurs remarques et suggestions E. Bonsang, D.S. Kossi, les deux rapporteurs anonymes de la revue, ainsi que les participants aux 41<sup>èmes</sup> Journées des Économistes de la Santé (Poitiers, décembre 2019) et au séminaire Legos (Université Paris-Dauphine, février 2019). Cette étude a été réalisée dans le cadre d'une convention d'accès aux données entre l'université Paris-Dauphine et la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) du ministère des Solidarités et de la santé.

La façon dont les médecins sont rémunérés influence leurs comportements d'offre de soins et l'efficacité du système de santé. Le choix entre capitation, salariat ou paiement à l'acte, ou la combinaison de ces modes de paiement influencent le volume et la qualité des soins prodigués, l'accès aux soins des populations et l'efficacité des dépenses de santé (Grignon *et al.*, 2002).

En France, le paiement à l'acte reste dominant. Ce type de paiement incite les médecins à répondre à la demande et à satisfaire les besoins des patients (Albouy & Déprez, 2009). Pour autant, de nombreux effets indésirables lui sont associés. Dans le secteur à tarifs opposables où les tarifs sont fixés, le revenu des médecins dépend principalement du volume de leur activité. Le paiement à l'acte peut alors inciter à la multiplication des actes et à des comportements de demande induite qui nuisent à l'efficacité du système de santé (Delattre & Dormont, 2003). En outre, il encourage les soins curatifs au détriment d'une approche préventive car il ne rémunère pas les bénéfices à long terme de la prévention (Franc & Lesur, 2004).

C'est dans ce contexte que la Caisse Nationale d'Assurance Maladie (CNAMTS) a mis en place, en 2009, un dispositif de « paiement à la performance », qui introduisait un nouvel élément de rémunération pour les médecins, assis, non pas sur le nombre d'actes délivrés, mais sur le nombre de patients suivis en tant que médecin traitant et associé à l'atteinte d'objectifs en matière de qualité. Le « Contrat d'Amélioration des Pratiques Individuelles » (CAPI), basé sur le volontariat, prévoyait une rémunération forfaitaire qui s'ajoutait au paiement à l'acte et dont le montant dépendait du taux d'atteinte des objectifs fixés.

La rémunération à la performance a émergé dans plusieurs pays de l'OCDE (États-Unis, Australie, Allemagne, ...), à la suite du Royaume-Uni, pionnier en la matière en 2004 avec le programme « Quality and Outcomes Framework ». En raison de sa généralisation, un grand nombre d'études empiriques ont évalué son impact. Toutes analysent l'effet des incitations financières sur l'atteinte d'objectifs fixés par les programmes, les différentes incitations étant souvent évaluées séparément. Ces travaux concluent à un effet mitigé de la rémunération à la performance. En France, les évaluations disponibles à ce jour conduisent à un effet nul ou limité. Nos travaux abordent le problème sous un angle différent : nous examinons si les incitations financières délivrées par le CAPI, qui augmentent la part de la rémunération des médecins assise sur le patient et non sur l'acte, modifient les pratiques des médecins et la structure de leur activité. Cet angle d'analyse n'a pas été adopté en France (ni, à notre connaissance dans la littérature internationale) pour l'évaluation des paiements à la performance.

Nous utilisons un panel cylindré de médecins généralistes, observés avant (2005 et 2008) et après (2011) la mise en place du CAPI. Le cylindrage est imposé par notre méthode d'évaluation. Il conduit à travailler sur les médecins qui ont eu une activité continue en libéral sur la période 2005-2011. Ceux-ci représentent sur la période, 84% des actes délivrés et 82% des patients pris en charge. À l'aide d'une estimation à variable instrumentale appliquée à un modèle en différences premières, nous évaluons

l'impact causal du CAPI sur les comportements d'offre de soins des médecins généralistes « traités » par le CAPI.

La période étudiée est marquée par une forte croissance de la demande potentielle s'adressant à chaque médecin, due à l'évolution de la démographie médicale, aux préférences des jeunes générations de médecins et au développement des maladies chroniques. Les médecins de notre échantillon connaissent une augmentation considérable de leur nombre de patients (+14.7%) qui va de pair avec une diminution tout aussi remarquable du nombre de consultations par patient (- 14.1%). Dans ce cadre, le CAPI introduit un contreponds significatif à ces évolutions : contrairement à leurs collègues, les médecins qui ont choisi le CAPI n'ont ni accepté plus de patients, ni diminué leur nombre de consultations par patient. Contrairement aux autres médecins, ils n'ont pas non plus diminué le montant des prescriptions par patient. Ils ont aussi augmenté, beaucoup plus que leurs confrères, la part de leurs patients suivis en tant que médecin traitant. En générant un revenu supplémentaire par patient indépendant du nombre d'actes réalisés, le CAPI a permis d'augmenter le temps dévolu à chaque patient et en conséquence les honoraires par patient. Cet effet significatif du CAPI sur les pratiques des médecins, qui peut traduire une amélioration de la qualité de la prise en charge des patients, va de pair, pour la Sécurité Sociale, avec une augmentation significative du coût des soins de chaque patient concerné.

La structure de l'article est la suivante. La section 1 propose une synthèse de la revue de la littérature sur les effets du paiement à la performance pour situer notre contribution. La section 2 décrit le fonctionnement du CAPI. Les données utilisées, la construction de l'échantillon et les statistiques descriptives sont présentés en section 3 et la stratégie empirique en section 4. Les résultats sont exposés en section 5 et la dernière section conclut.

## **1. Revue de la littérature**

Depuis les années 2000, de nombreux pays de l'OCDE ont mis en place un système de rémunération à la performance avec l'objectif d'améliorer la qualité des soins fournis (via une meilleure prise en charge des maladies chroniques, un dépistage précoce des cancers, etc...) et l'efficacité des dépenses de santé. L'émergence de ce nouveau mécanisme de rémunération a donné lieu à un grand nombre d'études visant à évaluer son coût et son efficacité (voir l'ouvrage de Cashin *et al.*, 2014 pour une synthèse). La quasi-totalité des études évalue les effets de ces incitations sur l'atteinte de chacun des objectifs directement ciblés par les incitatifs financiers (voir, pour une synthèse, les articles de Van Herck *et al.* (2010), Flodgren *et al.* (2011), Scott *et al.* (2011), Gillam *et al.* (2012), Eijkenaar *et al.* (2013)). Ces travaux conduisent à des effets mitigés sur la qualité car, comme l'indique Kantaveric *et al.* (2013), les résultats dépendent directement de la méthodologie employée pour procéder aux évaluations ainsi que de la structure du dispositif et plus précisément du contenu des incitations (montant des primes, nombre

d'objectifs et mesure de leur réalisation). Ils sont également très dépendants de l'organisation du système de santé du pays (notamment système de paiement initial, pratique en cabinet individuel ou de groupe). Le paiement à la performance peut également avoir des retombées sur les autres activités du médecin, celles non concernées par les incitations financières, mais là encore les effets estimés sont contradictoires selon les études, même lorsque celles-ci portent sur les mêmes pays. En Grande Bretagne, Doran *et al.* (2011) concluent à une dégradation de la qualité des soins non concernés par le paiement à la performance alors que, précédemment, Sutton *et al.* (2010) avaient abouti à la conclusion inverse.

A la différence d'autres pays, peu d'études économétriques évaluent en France les effets du paiement à la performance : CAPI ou Rémunération sur Objectifs de Santé Publique (ROSP), qui a généralisé la rémunération à la performance à l'ensemble des médecins en 2012. Comme dans la littérature internationale, ces études cherchent surtout à quantifier son impact en termes d'atteinte d'objectifs ciblés par les incitations financières, ou de qualité des soins. Saint-Lary et Sicsic (2015) évaluent ainsi l'effet du CAPI sur la durée des consultations, utilisé comme proxy de la qualité des soins, et montrent que les durées de consultations des médecins adhérant au CAPI ne sont pas significativement plus longues que celles des autres. Sicsic et Franc (2017) analysent l'effet du CAPI sur les taux de mammographie prescrits aux femmes de 50 à 74 ans mais ne trouvent aucune différence significative entre signataires et non-signataires du CAPI. Selon eux, la somme allouée à cet indicateur ne génère pas suffisamment d'incitations pour améliorer significativement les pratiques de prévention du cancer du sein. Dans ces études, bien que les auteurs mettent en évidence une sélection des médecins dans le dispositif, les spécifications économétriques utilisées ne permettent pas de contrôler de cette endogénéité. En revanche, Michel-Lepage et Ventelou (2016) estiment un modèle probit à variables instrumentales pour évaluer l'effet du CAPI sur l'atteinte de l'objectif de réduction des prescriptions de benzodiazépines chez les patients âgés de 65 ans et plus. Leurs résultats suggèrent que le CAPI a un impact significatif, mais faible, sur l'atteinte de cet objectif. Toutefois, l'exogénéité de l'instrument utilisé est contestable (le nombre de consultations des médecins sur la période étudiée). De plus, leur période d'étude (juin 2011 à décembre 2012) recouvre la période de mise en place de la ROSP : le groupe contrôle (non adhérant au CAPI) a donc lui aussi des incitations financières à atteindre cet objectif. Rat *et al.* (2014) s'intéressent au même indicateur, mais dans le cadre du dispositif ROSP et sans instrumenter le montant des paiements reçus via la ROSP. Ils n'observent aucun effet du paiement à la performance.

Par rapport à ces résultats mitigés sur l'efficacité du dispositif, notre contribution à la littérature est double. Tout d'abord, nous examinons si le CAPI, qui modifie la forme des paiements reçus par les médecins en donnant un moindre poids au paiement à l'acte, a un impact sur les comportements d'offre de soins des médecins. Si nos données ne contiennent pas d'observation du détail des prescriptions pharmaceutiques (génériques ou princeps), ni des tests et dosages sanguins prescrits, elles offrent en

revanche une bonne information sur un ensemble de variables relatives aux comportements d'offre de soins : nombre de consultations, d'actes, nombre et proportion de patients suivis en tant que médecin traitant, bénéficiaires de la CMU-C, bénéficiaires d'une ALD, structure par âge et sexe de la patientèle, prescriptions, composantes du revenu du médecins. L'évaluation d'un paiement à la performance sous cet angle de l'impact sur la structure de l'offre de soins n'a, à notre connaissance, encore jamais été effectuée, que ce soit dans la littérature française ou internationale.

Ensuite, notre stratégie empirique évalue l'impact de ces incitations avec une prise en compte de l'endogénéité de l'adhésion au dispositif CAPI. Notre spécification en différences premières estimée avec une méthode à variable instrumentale permet l'évaluation d'un effet local, mesuré sur les seuls *compliers*, et mesuré à partir d'un échantillon cylindré de médecins ayant une activité continue en libéral sur la période 2005-2011. Nos résultats doivent donc être interprétés avec précaution. En tout état de cause, cette étude a l'avantage de corriger les estimations des biais liés à l'endogénéité de l'adhésion au CAPI, ce qui n'est habituellement pas le cas - ou imparfaitement le cas - dans les études françaises.

## 2. Le CAPI

En Mars 2009, l'union nationale des caisses d'assurance maladie a instauré le paiement à la performance en France, via le CAPI (Ministère de la santé et des sports, 2009). Cette mise en place s'effectue malgré l'opposition du Conseil national de l'Ordre des médecins qui voyait ce contrat comme une atteinte à l'indépendance des médecins nuisant à la relation de confiance entre le médecin et son patient (Dormont, 2013). Tout médecin traitant conventionné en libéral et ayant une taille minimale de patientèle et de volume de prescriptions pouvait signer, sur la base du volontariat, un contrat d'une durée de trois ans avec l'Assurance Maladie. Les médecins étaient ensuite libres de quitter le dispositif s'ils le souhaitaient. En signant un CAPI, le médecin s'engage à respecter des objectifs fixés par la loi de santé publique en échange d'une contrepartie financière. Le CAPI a pour but d'encourager les médecins à suivre les recommandations de bonnes pratiques émises par la Haute Autorité de Santé, c'est-à-dire à assurer un meilleur suivi de leur patientèle (plus de prévention, accompagnement des patients atteints de maladies chroniques) mais aussi à limiter les dépenses de santé. Plus généralement, le contrat réduit la part du paiement à l'acte dans la rémunération des médecins, système de paiement connu pour son incitation à prodiguer des actes plus nombreux et des soins plutôt curatifs que préventifs. Il se compose de deux volets : le premier est relatif aux objectifs de prévention et au suivi des pathologies chroniques et le deuxième, dit d'optimisation des prescriptions, encourage la prescription de médicaments génériques (cf. tableau A1-1). Au total, seize indicateurs cible de santé publique (dont un déclaratif) sont établis. Le calcul de l'atteinte des objectifs, tient compte du taux de réalisation initial du médecin, mais également de sa progression. Si le médecin atteint au moins 25% des objectifs sur chacun des deux volets du contrat, il obtient une prime, calculée de la façon suivante :

$$Prime_i = Taux\ de\ réalisation\ des\ objectifs \times nombre\ de\ patients\ MT \times 7\ euros$$

La prime reçue est fonction croissante du nombre de patients suivis en tant que médecin traitant et du taux de réalisation des objectifs. Pour donner un ordre de grandeur, un médecin ayant 800 patients suivis en tant que médecin traitant peut espérer au maximum une prime égale à 5600 €, s'il atteint un taux de réalisation de ses objectifs de 100%.

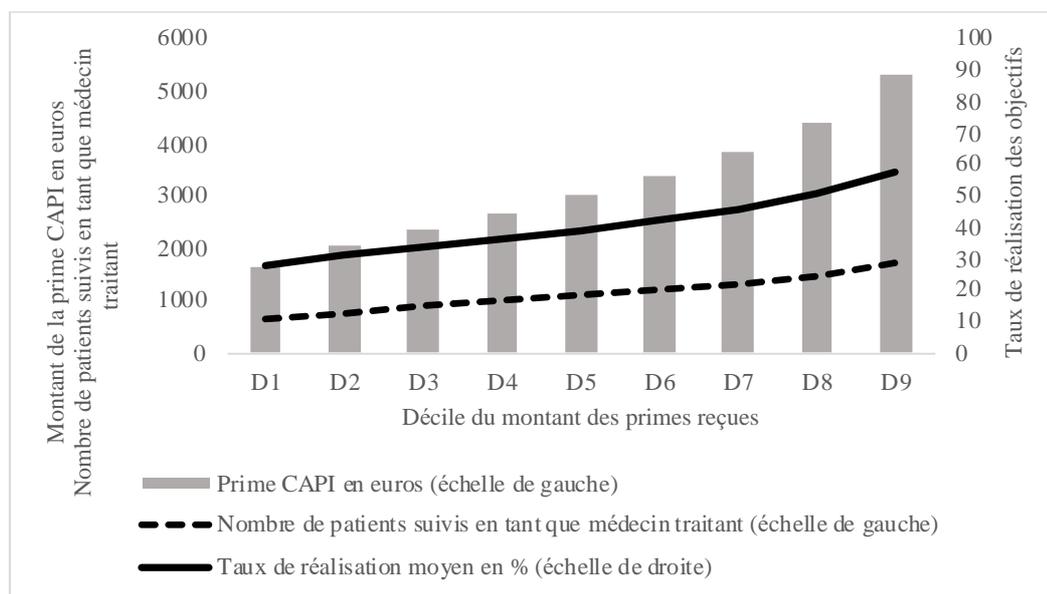
Près de 16 000 médecins traitants libéraux ont signé un CAPI sur la période couverte par ce dispositif, soit plus d'un médecin éligible sur trois (CCSS, 2011). Cette adhésion s'est faite progressivement : le nombre cumulé de médecins ayant adhéré au CAPI était de 5000 en juin 2009, de 13 000 en décembre 2009, de 14 000 en juin 2010 et de 15 500 en décembre 2010. L'essentiel des adhésions a donc eu lieu au cours de l'année 2009.

Nos données montrent que les médecins adhérant au dispositif ont reçu en 2011 une prime moyenne de 3332 €. Cette moyenne cache de fortes disparités (figure I) : 10% des médecins adhérant au CAPI ont reçu une prime inférieure à 1667€ et 10% une prime d'un montant supérieur à 5342 €. Un rapide calcul montre que 59% de la variance de ces primes entre médecins est due à la variabilité du nombre de patients suivis en tant que médecin traitant et 25% à la variabilité du taux de réalisation (la variabilité restante correspondant à la corrélation entre ces deux variables). Les 10% de médecins recevant les primes les plus faibles cumulent un taux de réalisation faible (inférieur à 27%) et un nombre restreint de patients suivis en tant que médecin traitant (moins de 647 patients). A contrario, les 10% de médecins recevant les primes les plus élevées ont un taux de réalisation moyen supérieur à 58% et suivent plus de 1729 patients en tant que médecin traitant.

Cette prime représente en moyenne 24.5% du total des forfaits reçus par les généralistes en complément de leur paiement à l'acte. Mais il ne s'agit encore que d'une faible part de la rémunération des médecins : moins de 2.11% des honoraires, en moyenne ; un peu plus de 3% pour les 10% de médecins touchant les primes les plus élevées (figure II). La généralisation du CAPI à la RO SP, en 2012, en augmentant le nombre d'objectifs donnant lieu à des primes, a pu conduire à une augmentation de la part des forfaits dans la rémunération des médecins dans les années ultérieures.

Dans sa communication, la CNAMTS a mis en avant le succès du CAPI dès sa première année d'existence (CNAM, 2010), avec des taux de réalisation des signataires du CAPI qui ont augmenté plus fortement que chez les non-signataires. Par ailleurs, les taux de réalisation des signataires du CAPI étaient initialement (avant leur adhésion) plus élevés que ceux des non-signataires.

Figure I - Taux de réalisation des objectifs, montant des primes et nombre de patients suivis en tant que médecin traitant par les généralistes signataires d'un CAPI, en 2011.

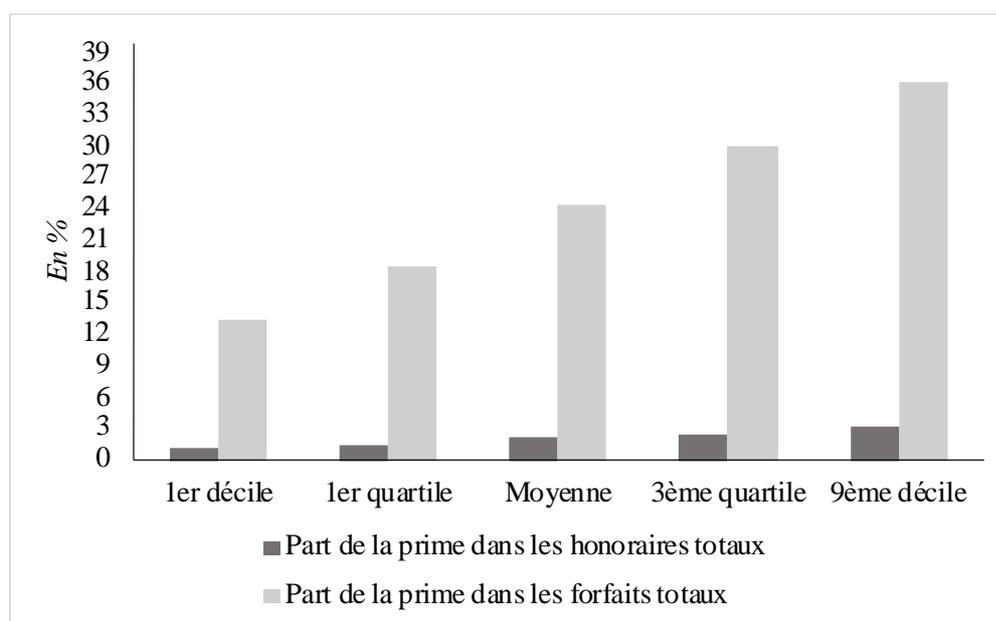


Note : le taux de réalisation moyen est calculé par les auteurs.

Lecture : Le montant moyen de la prime associée au CAPI et le nombre moyen de patients suivis en tant que médecin traitant (MT) se lisent sur l'axe de gauche. Le taux de réalisation moyen se lit sur l'axe de droite. Les déciles des montants des primes reçues sont présentés sur l'axe horizontal.

En 2011, 10% des médecins signataires d'un CAPI ont un taux de réalisation inférieur à 27.81%. 10% des médecins signataires d'un CAPI bénéficient d'une prime moyenne inférieure à 1667 euros. 10% des médecins signataires d'un CAPI suivent moins de 641 patients en tant que médecin traitant. Source et champ : Appariement CNAM-DGFIP-DREES. Vague 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes signataires d'un CAPI exerçant en secteur 1 et ayant une activité exclusivement libérale.

Figure II - Part de la prime CAPI dans les honoraires et forfaits des généralistes en 2011.



Lecture : En moyenne, la prime CAPI représente 24,5% des forfaits totaux et seulement 2.11% des honoraires totaux des généralistes en 2011.

Source et champ : Appariement CNAM-DGFIP-DREES. France métropolitaine. Médecins généralistes signataires d'un CAPI exerçant en secteur 1 et ayant une activité exclusivement libérale. Calculs des auteurs.

### **3. Les données**

#### **3.1 Un panel exhaustif de médecins généralistes libéraux français**

L'étude utilise les données d'un appariement, produit par l'INSEE pour le compte de la DREES, de deux sources de données administratives exhaustives portant sur les médecins libéraux conventionnés exerçant en France. La première, fournie par la CNAMTS, contient des informations sur les caractéristiques sociodémographiques du médecin, la structure de son activité et de sa patientèle, et de ses honoraires. Elle est appariée aux données de la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP), qui reportent l'intégralité de la déclaration de revenus des médecins (déclarations de revenus des particuliers) et fournissent des informations fines sur les différentes sources de sa rémunération et les caractéristiques du foyer imposable. L'appariement contient aussi des informations sur la commune d'exercice du médecin.

Cinq années (2005, 2008, 2011, 2014 et 2017) sont disponibles mais seules les années 2005, 2008 et 2011 sont conservées pour l'analyse. Les années 2014 et 2017 ne peuvent pas être utilisées car le CAPI a été remplacé en 2012 par la ROSP qui généralisait le paiement à la performance à l'ensemble des médecins, dont l'activité a pu être modifiée par ce nouveau système de rémunération. La période 2008-2011, qui n'a connu aucune réforme de la médecine ambulatoire qui aurait pu affecter spécifiquement certains médecins, peut donc être utilisée pour identifier l'effet propre du CAPI.

#### **3.2 Champ conservé**

Le CAPI a été proposé aux médecins traitants conventionnés et en exercice libéral. Nos données montrent que 99.97% des médecins ayant reçu une prime CAPI en 2011 sont des généralistes. Pour cette raison, notre étude se concentre sur ces derniers.

Nous restreignons le champ aux généralistes exerçant exclusivement en libéral (i.e. ils n'ont pas d'activité hospitalière en plus de leur activité libérale)<sup>1</sup>. Nous supprimons également les médecins percevant une retraite sur la période. Par ailleurs, nous nous concentrons uniquement sur les médecins conventionnés exerçant en secteur 1 et supprimons donc les médecins non conventionnés et les médecins de secteur 2. Ces médecins ont des caractéristiques très différentes des médecins du secteur 1 et ne représentent en 2011 que 10.4 % des généralistes et seulement 4.4% des signataires du CAPI ayant bénéficié d'une prime. L'échantillon se compose alors de 50 233 médecins généralistes libéraux observés au moins une fois en 2005, 2008 et 2011.

Notre stratégie économétrique (cf. section 4) nécessite d'observer les médecins avant (2005 et 2008) et après (2011) la mise en place du CAPI. Notre échantillon est donc restreint aux seuls médecins présents

---

<sup>1</sup> Cette restriction est nécessaire dans la mesure où nos données ne fournissent que l'information sur l'activité effectuée en tant que libéral. Toute la partie de l'activité effectuée dans une structure hospitalière, une maison de retraite, ou toute autre structure dans laquelle le médecin serait salarié, est non observée dans nos données et la mesure de leur activité est donc incomplète.

ces 3 années. La constitution de cet échantillon cylindré réduit l'échantillon initial de 15 980 médecins (31%), pour un total restant de 34 253 médecins.

Ce cylindrage de l'échantillon conduit à s'interroger sur l'existence d'un biais de sélection. Il a pour conséquence de supprimer trois types de médecins, dont les caractéristiques sont présentées dans le tableau A2-1 en annexe : i) 40% sont des médecins ayant quitté l'exercice libéral en 2008 ou 2011 ; ii) 40% sont des médecins observés pour la première fois en 2008 ou en 2011 ; iii) 20% sont des médecins qui connaissent une interruption de carrière et disparaissent des données pendant une ou deux années<sup>2</sup>... Les raisons de sortie temporaire ou définitive et d'entrée dans les données nous sont inconnues. Toutefois, les informations du tableau A2-1 ainsi que les chiffres de l'Ordre des médecins (Le Breton-Lerouillois et Romestaing, 2013) permettent de conclure que les médecins de i) sont ceux qui ont quitté l'exercice libéral pour cause de retraite, de cessation temporaire d'activité ou de changement de spécialité et que les généralistes de ii) sont entrés en exercice cette année-là. Les 20% restant cessent leur activité libérale pendant une ou deux années (congé maladie, maternité, ou d'un départ temporaire de l'exercice libéral vers un autre mode d'exercice). Ils ont une activité très réduite lors de leur(s) année(s) d'observation, reflétant probablement une sortie de l'exercice libéral (et donc de l'échantillon) en cours d'année.

Au total, l'échantillon de travail est uniquement composé de médecins en « régime permanent », à savoir de médecins ayant déjà constitué leur clientèle (car non débutants), qui ne sont pas non plus en fin de carrière et qui ont conforté le choix d'un exercice en libéral à temps complet. Ils représentent 70% de l'échantillon de départ, mais effectuent 84% des actes totaux, touchent 84% des honoraires totaux et suivent 82% des patients. Ce cylindrage, qui est nécessaire pour notre approche économétrique, nous conduit donc à examiner les principaux acteurs de l'offre de soins.

Pour finir, à partir de cet échantillon de 34 253 médecins, nous supprimons l'ensemble des observations des médecins ayant des valeurs atypiques pour les variables d'intérêt en 2008 ou 2011, les instruments en 2005 et les variables de contrôle en 2005, 2008 ou 2011.

Notre échantillon final comporte 32 171 médecins du secteur 1, observés sur les trois années 2005, 2008 et 2011, soit 93 513 observations.

Parmi ces médecins généralistes libéraux, 23.09% (7429 médecins) ont reçu une rémunération issue du CAPI en 2011. Cela ne signifie pas que 23% des généralistes ont adhéré au CAPI. En effet, certains médecins ont adhéré mais n'ont pas atteint les objectifs requis leur permettant de toucher une prime (selon la CNAMTS, environ 25% des signataires sont dans ce cas (Ulmann, 2011)). Dans les données,

---

<sup>2</sup> Pour les identifier, nous mobilisons également les données de l'année 2014 : si le médecin est présent en 2005, mais absent en 2008 et/ou 2011, bien que toujours présent en 2014, il connaît une interruption de carrière temporaire.

nous n’observons que le montant des primes versées et non le statut vis-à-vis de l’adhésion. Il nous est donc impossible de distinguer, parmi les médecins n’ayant reçu aucune prime CAPI, ceux qui ont souscrit au CAPI sans en remplir les objectifs de ceux qui n’ont pas souscrit au CAPI. Dans cet article, nous cherchons donc à mesurer l’effet du CAPI pour les médecins qui ont suffisamment modifié leurs pratiques pour obtenir une prime.

### 3.3 Les variables d’intérêt

Notre analyse vise à estimer l’impact causal du CAPI et donc l’impact de la modification de la rémunération associée à chaque patient, sur la structure de l’activité des médecins. Même si la prime est d’un montant relativement faible, il n’est pas négligeable (figure II), et la littérature sur les incitations montre dans beaucoup de domaines une réaction significative des individus à des incitations monétaires de faible magnitude. Les comportements d’offre de soins des médecins peuvent être résumés au moyen des variables suivantes.

Tout d’abord, les variables relatives à *l’activité globale* annuelle : le nombre de consultations seules, le nombre d’actes totaux et le volume de soins fournis (c’est-à-dire la somme des différents actes, valorisés par le tarif conventionnel de chacun de ces actes). Bien qu’étant une variable monétaire, cette dernière permet de mesurer la composition de l’activité et sa technicité<sup>3</sup>.

Nous étudions également l’évolution de la *structure de la patientèle* du médecin : le nombre de patients différents rencontrés dans l’année et la part des patients suivis en tant que médecin traitant. En effet, le calcul de la prime CAPI dépend du nombre de patients suivis en tant que médecin traitant.

Atteindre les objectifs fixés peut induire une modification de l’activité réalisée auprès de chaque patient traité. Nous analysons donc pour cela des variables relatives à *la structure de l’activité* : le nombre de consultations par patient, les montants de prescriptions totales par patient et les montants de prescriptions pharmaceutiques par patient. On peut s’attendre à un effet positif du CAPI sur le temps passé auprès de chaque patient, c’est-à-dire sur le nombre de consultations effectués auprès de chaque patient. L’effet du dispositif sur le montant des prescriptions est plus ambigu, puisque l’atteinte de certains objectifs est nécessairement associée à une augmentation des prescriptions (de mammographies, de fonds d’œil, de tests d’hémoglobine glyquée par exemple), ou des prescriptions pharmaceutiques en particulier (antihypertenseurs par exemple) alors que l’atteinte d’autres objectifs est associée à une diminution du montant des prescriptions pharmaceutiques (augmentation de la part de médicaments prescrits dans le répertoire des génériques par exemple) (cf. tableau A1-1 en annexe).

---

<sup>3</sup> En effet, à nombre total d’actes totaux identiques, un médecin qui ne réalise que des consultations, aura un volume de soins inférieur à celui d’un médecin qui combine des consultations « classiques » avec des actes techniques aux tarifs plus élevés (électrocardiogrammes par exemple).

Nous analysons enfin des *variables de rémunération et de coût* : le montant des honoraires totaux et les honoraires par patient, mais également le coût complet des soins remboursables par patient. Cette variable inclut les honoraires des médecins, y compris le paiement des forfaits et la valeur des prescriptions.

### 3.4 Statistiques descriptives

Le tableau 1 compare les caractéristiques des médecins bénéficiaires d'une prime CAPI à celles des non bénéficiaires en 2008 c'est-à-dire avant la mise en place du CAPI. Les bénéficiaires d'une prime ont des caractéristiques très différentes des autres médecins : il s'agit d'une population plus masculine, plus jeune, plus souvent en couple dans un foyer avec des enfants à charge. Ils exercent plus souvent dans des communes moins densément peuplées en généralistes, spécialistes et autres professions de santé libérales (chirurgiens-dentistes, infirmiers, sages-femmes et masseurs kinésithérapeutes). La demande de soins qui s'adresse à eux est donc en principe plus élevée.

Tableau 1 - Caractéristiques sociodémographiques des généralistes, selon qu'ils ont choisi ou non le CAPI en 2008 – avant la mise en place du CAPI.

	NON CAPI % colonne	CAPI % colonne	p-value
Nombre de médecins	24 742	7429	
Sexe			
Hommes	73.68	77.79	
Femmes	26.32	22.21	***
Age			
< 49 ans	35.77	40.30	***
49 ans - 55 ans	35.74	35.64	NS
≥ 56 ans	28.49	24.05	***
Situation familiale			
Célibataire	11.12	8.39	***
Divorcé(e)	10.51	10.14	NS
Marié(e)	76.73	79.69	***
Pacsé(e)	1.12	1.24	NS
Veuf(ve)	0.53	0.55	NS
Enfants à charge			
Non	32.83	27.50	
Oui	67.17	72.50	***
Personnes à charge dans le foyer familial			
0	32.27	26.88	***
1	21.05	19.65	**
2	26.30	28.30	***
>3	20.39	25.17	***
Densité de médecins généralistes libéraux dans la commune d'exercice pour 1000 habitants Moyenne (écart-type)	1.30 (0.80)	1.36 (0.84)	***
Densité de médecins spécialistes libéraux et autres professions médicales libérales dans la commune d'exercice pour 1000 habitants Moyenne (écart-type)	3.68 (2.06)	3.56 (2.06)	***

Note : La *p-value* correspond au test d'égalité des moyennes entre CAPI et non CAPI. NS pour non significatif :  $p \geq 0.10$ ; \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Lecture : En 2008, 26.60% des non-signataires du CAPI sont des femmes alors qu'elles représentent 22.20% des signataires du CAPI. Cette différence est significative au seuil de 1%.  
Source et champ : Appariement CNAM-DGFIP-DREES. Vague 2008. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1, et ayant une activité exclusivement libérale.

Le tableau 2 fournit des informations sur la moyenne des différentes variables d'intérêt, en 2008 et 2011. Les statistiques mettent en évidence une différence significative entre médecins CAPI et non CAPI pour l'ensemble des variables. Avant leur adhésion au CAPI, les médecins signataires réalisaient, en 2008, plus d'actes totaux et avaient un volume d'activité significativement plus élevé. Ils suivaient plus de patients, avaient une plus grande proportion de patients suivis en tant que médecin traitant, et percevaient des honoraires totaux plus élevés. Ces écarts évoluent en 2011, avec l'impact du CAPI et les autres facteurs d'évolution de l'activité des médecins.

Tableau 2 - Comparaison des variables d'offre de soins des généralistes, entre médecins ayant adhéré au CAPI (colonne « CAPI ») et autres médecins (colonne « NON CAPI »)

	2008			2011		
	NON CAPI Moyenne (écart-type)	CAPI Moyenne (écart-type)	p-value	NON CAPI Moyenne (écart-type)	CAPI Moyenne (écart-type)	p-value
Nombre de médecins	25 922	7433		25 922	7433	
Activité globale						
Nombre de consultations	4696 (2056)	5057 (1917)	***	4767 (2129)	5134 (2010)	***
Nombre d'actes totaux	5413 (2311)	5784 (2091)	***	5423 (2363)	5806 (2177)	***
Volume de soins (HSDF) <sup>(1)</sup>	120 053 (51 233)	128 040 (46 453)	***	126 020 (54 844)	134 629 (50 757)	***
Patientèle						
Nombre de patients	1538 (622)	1643 (585)	***	1791 (748)	1 907 (705)	***
Part de patients suivis en tant que MT	46 (17)	51 (11)	***	56 (19)	62 (12)	***
Structure de l'activité par patient						
Nombre de consultations par patient	3.11 (0.92)	3.13 (0.69)	NS	2.72 (0.80)	2.75 (0.65)	***
Prescriptions par patient <sup>(1)</sup>	495 (244)	497 (194)	NS	434 (194)	435 (166)	NS
Prescriptions pharmaceutiques par patient <sup>(1)</sup>	247 (109)	249 (94)	NS	201 (88)	201 (77)	NS
Rémunération et coût <sup>(1)</sup>						
Honoraires	149 806 (63 112)	159 857 (56 908)	***	150 180 (64 528)	163 784 (60 138)	***
Honoraires par patient	101 (34)	101 (29)	NS	87 (29)	89 (26)	***
Base de remboursement du coût complet par patient	597 (295)	598 (214)	NS	521 (211)	524 (183)	NS

<sup>(1)</sup> En euros constants base 2015

Note : NS pour non significatif ;  $p \geq 0.10$  ; \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

HSDF pour honoraires sans dépassements ni forfaits.

Lecture : En 2008, les non-signataires du CAPI faisaient en moyenne 5206 actes cliniques alors que les médecins signataires du CAPI en faisaient 5740. Cette différence est significative au seuil de 1%.  
Source et champ : Appariement CNAM-DGFIP-DREES. Vagues 2008 et 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1 et ayant une activité exclusivement libérale.

Ces statistiques montrent bien que les médecins qui ont adhéré au CAPI sont différents de leurs collègues. Il est donc primordial de tenir compte de l'endogénéité potentielle de l'adhésion au CAPI dans l'évaluation économétrique de son impact.

#### 4. Stratégie empirique

Les médecins ont la possibilité d'adhérer au CAPI à partir de 2009 et nous pouvons observer, dans les données de 2011, l'impact de recevoir une prime sur les caractéristiques de l'activité globale du médecin. En notant  $\log(Y_{it})$  le logarithme d'une de ces caractéristiques, on considère un modèle de la forme :

$$\log(Y_{it}) = \alpha + \text{CAPI}_{it}\beta + X'_{it}\gamma + \delta t + \theta_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Où  $t=2008$  ou  $2011$ ,  $i=1 \dots N$

$\text{CAPI}_{it}$  est une variable dichotomique, qui vaut 1 si le médecin a adhéré au CAPI et reçu une prime en 2011 et 0 sinon. Dans la suite de l'article, pour ne pas alourdir le propos, nous simplifierons en disant que cette variable mesure l'effet de « l'adhésion au CAPI » ; en réalité, elle mesure plus globalement l'effet de l'adhésion au CAPI et de l'atteinte des objectifs permettant de recevoir une prime.

$\theta_i$  représente l'effet spécifique du médecin  $i$ . Ce terme incorpore des éléments d'hétérogénéité non observée propres au médecin et supposés constants dans le temps : son style de pratique, son éthique et l'importance qu'il accorde au loisir dans l'arbitrage travail / loisir.

$\epsilon_{it}$  représente les chocs idiosyncratiques qui affectent les comportements d'offre de soins du médecin à l'année  $t$ , tels qu'une épidémie, une variation de la demande de soins, un besoin du médecin d'accroître son revenu, son état de santé ou tout autre choc transitoire.

La variable  $t$  est une tendance linéaire, symbolisant la progression entre les années 2008 et 2011 de l'ensemble des variables d'offre de soins des médecins.

$X'_{it}$  regroupe un ensemble de variables explicatives de l'activité des médecins. Beaucoup d'entre elles sont constantes entre les années 2008 et 2011 et disparaissent en différences premières, ainsi que l'âge du médecin qui est colinéaire avec la tendance. En revanche, les variables relatives au nombre de personnes dans le foyer (conjoint et nombre d'enfants), à la densité de médecins généralistes libéraux et à la densité de spécialistes et autres professionnels de santé libéraux dans la commune d'exercice, sont conservées dans la spécification en différences premières.

L'endogénéité de la décision d'adhésion au CAPI se traduit en partie par une corrélation entre l'effet spécifique individuel  $\theta_i$  et la variable  $\text{CAPI}_{it}$ . Cet effet spécifique est éliminé en transformant le modèle initial par différences premières. On obtient :

$$\Delta \log(Y_{it}) = \Delta \text{CAPI}_{it}\beta + \Delta X'_{it}\gamma + \delta + \Delta \epsilon_{it}$$

Plus exactement, comme nous étudierons les évolutions entre 2008 et 2011, le modèle s'écrit :

$$\Delta Y_{i0811} = \Delta \text{CAPI}_{i0811}\beta + \Delta X'_{i0811}\gamma + \delta + \Delta \epsilon_{i0811} \quad (2)$$

Dans ce cadre, on étudie l'effet de recevoir une prime CAPI sur le taux de croissance de différentes variables :  $\Delta Y_{i0811} = (\log Y_{i11} - \log Y_{i08})^4$ .

Même si les différences premières permettent d'éliminer l'effet spécifique du médecin, il est possible que des chocs transitoires compris dans  $\Delta \epsilon_{i0811}$  soient corrélés à l'adoption du CAPI. Une soudaine variation de la demande, liée à une épidémie de grippe ou de gastroentérite, peut entraîner une augmentation de l'activité du médecin ( $\Delta Y_{i0811} > 0$ ) mais peut également le conduire à adhérer au CAPI s'il anticipe que cette hausse de l'activité peut conduire des patients à le choisir comme médecin traitant. Un changement de situation familiale (une naissance) peut aussi avoir un impact négatif sur l'activité du médecin ( $\Delta Y_{i0811} < 0$ ) et l'inciter parallèlement à adhérer au CAPI (pour percevoir une prime permettant de contrebalancer l'effet négatif d'une moindre activité sur ses revenus). Les variables de densité médicale et de composition familiale contenues dans les variables X permettent de contrôler d'une partie de ces chocs transitoires d'offre ou de demande, mais elles ne captent pas l'intégralité des chocs. D'autres éléments peuvent être présents dans  $\Delta \epsilon_{i0811}$ . Par exemple, il peut s'agir d'un choc de préférence du médecin pour la qualité des soins, d'un dégoût pour la multiplication des actes, survenu à la suite de la perte de patients, c'est-à-dire un choc d'information sur sa propre performance.  $\Delta \epsilon_{i0811}$  peut également refléter la sensibilité du médecin aux différentes campagnes en faveur de la qualité des soins, menées par l'Assurance Maladie.

Il n'est donc pas exclu que des chocs transitoires influencent la participation au traitement, ce qui implique que l'estimation du modèle en différences premières par les moindres carrés ordinaires n'est pas convergente. Pour obtenir une estimation convergente, nous utilisons un estimateur à variables instrumentales, dont la première étape est définie par :

$$\Delta \text{CAPI}_{i0811} = a + bZ_{i,05} + \Delta X'_{i0811}c + \Delta u_{i0811} \quad (3),$$

Où  $\Delta \text{CAPI}_{i0811}$  correspond à la décision d'adhérer au CAPI. L'instrument utilisé,  $Z_{i,05}$ , est le logarithme de la densité de médecins généralistes observée en 2005 dans la commune d'exercice du médecin. Son influence sur  $\Delta Y_{i0811}$  ne doit transiter que par son impact sur l'adhésion au CAPI : il doit être bien corrélé à la probabilité d'adhérer au CAPI et non corrélé à  $\Delta \epsilon_{i0811}$ . Plusieurs raisons concourent à la conviction que cet instrument observé au niveau de la commune du médecin est exogène. Tout d'abord, cette variable est observée en 2005 ; on peut donc penser qu'elle n'est pas corrélée à  $\Delta \epsilon_{i0811}$ , qui représente les chocs transitoires affectant le médecin entre 3 et 6 ans plus tard. Certes, cet instrument

---

<sup>4</sup> Lorsque cette variable est une proportion (c'est le cas pour la part de patients suivis en tant que médecin traitant),  $\Delta Y_{i0811}$  correspond uniquement à la variation de cette proportion entre 2008 et 2011. Pour les autres variables, nous approximations le taux de croissance par la différence première des logarithmes. Le choix de définir les variables expliquées en logarithme provient de la distribution de ces variables. Les valeurs du Skewness et du Kurtosis conduisent à privilégier une distribution log normale pour les différentes variables expliquées.

peut être corrélé à l'effet individuel spécifique au médecin  $\theta_i$  car celui-ci est lié vraisemblablement à son choix de localisation. Mais  $\theta_i$  est éliminé de notre spécification en différences premières.

La corrélation de la densité de généralistes en 2005 avec l'adhésion au CAPI peut résulter de mécanismes de concurrence en qualité ou à des effets de surcharge de travail des médecins. Si la densité médicale est élevée, les médecins peuvent être en concurrence les uns avec les autres pour attirer les patients, et dans ce cas, améliorer la qualité peut être un atout, que le CAPI viendrait opportunément rémunérer à partir de 2009. Dans ce cas, le choix du CAPI devrait être associé à une densité élevée. Toutefois il n'y a pas de diffusion publique d'information sur la qualité des soins délivrés par les médecins, ce qui limite les effets de la qualité sur la demande. S'il existe un effet du CAPI sur la qualité des soins, celui-ci doit plutôt passer directement par l'incitation liée au paiement à la performance.

Un autre raisonnement conduit à une prédiction opposée : si la densité médicale est faible, le médecin reçoit beaucoup de patients et produit beaucoup d'actes car la demande qui s'adresse à lui est élevée. Dans ce cadre, il peut désirer réduire son activité pour plus de qualité. Il peut désirer voir moins de patients, mieux suivis et notamment suivis en tant que médecin traitant et percevoir une prime CAPI qui peut compenser le manque à gagner lié au fait de délivrer moins d'actes. Dans ce cas, le choix du CAPI serait associé à une densité faible. C'est cette deuxième interprétation qui est soutenue par nos résultats.

## **5. Estimation de l'impact du CAPI**

### **5.1 Contexte : évolution des pratiques des généralistes sur la période 2008-2011**

Pour comprendre l'effet du CAPI, il est important de comprendre des éléments de contexte qui ont affecté l'évolution des pratiques de tous les médecins sur sa période d'application.

La période 2008-2011 est marquée par la montée en charge du dispositif du médecin traitant instauré en 2004 et par la diminution des effectifs de médecins généralistes amorcée en 2007. Pour les médecins de notre échantillon, la densité de généralistes a diminué en moyenne de 7.4% entre 2008 et 2011, et près de 80% d'entre eux ont connu une diminution de la densité dans leur commune d'exercice, principalement en raison des départs en retraite. Une autre évolution importante est la féminisation de la profession, qui apparaît clairement dans les données avant cylindrage, où 47 % des médecins qui s'installent en 2008 sont des femmes, alors que la même année 78 % des médecins qui partent en retraite sont des hommes (cf. tableau A2-1 en annexe). Cette féminisation a un impact car de nombreuses études ont montré que les femmes médecins en libéral ont une activité moins importante que celle de leurs confrères masculins<sup>5</sup>. Chez les hommes, les jeunes générations ont aussi une activité moindre à âge donné, que celle des générations plus anciennes.

---

<sup>5</sup> L'écart est estimé à 35% par Dormont et Samson (2008), voir aussi Dumontet et Chevillard (2020) pour une synthèse des résultats.

Ces évolutions, jointes à la progression des maladies chroniques, conduisent à des changements dans la demande potentielle s'adressant aux médecins de notre échantillon. Comme celui-ci est cylindré, nous n'avons pas de féminisation de ses membres sur la période 2008-2011. Mais ces médecins installés (qui forment le gros de l'offre de soins, 84% des actes) sont en revanche confrontés aux mouvements de la demande potentielle dus à la démographie médicale et aux préférences des jeunes générations. Ce contexte conduit aux évolutions présentées dans le tableau 3.

On constate (colonne 1) une croissance considérable du nombre de patients par médecin (+ 14.7 %) et une croissance encore plus marquée du nombre de patients dont le médecin est médecin traitant (+ 34 %). Ceci reflète la montée en charge du dispositif, qui se traduit par une augmentation de 9.7 points de pourcentage de la proportion de patients suivis en tant que médecin traitant. Mais nos médecins, qui ont donc beaucoup plus de patients, ne font presque pas plus de consultations : l'augmentation de ces dernières n'est que de 0.6% entre 2008 et 2011 ! Tout ceci va de pair avec une baisse marquée du nombre de consultations par patient (-14.1%) et du nombre de prescriptions par patient (-12.8%).

Tableau 3 - Évolutions de différentes variables d'intérêt entre 2008 et 2011, sur l'ensemble de l'échantillon

Variables	Taux de croissance 2008-2011 (%)	Dont croissance 2008-2011 due à l'évolution de la densité (%)
Nombre de consultations	0.6	0.4
Nombre de patients	14.7	0.4
Nombre de patients suivis en tant que MT	34.0	0.2
Part de patients suivis en tant que MT <sup>(1)</sup>	9.7	0.1
Nombre de consultations par patient	- 14.1	0.0
Prescriptions par patient <sup>(2)</sup>	- 12.8	0.1
Honoraires <sup>(2)</sup>	0.3	- 0.2

<sup>(1)</sup> Pour cette variable, il s'agit de la variation de la part en points de pourcentage et non du taux de croissance.

<sup>(2)</sup> en euros constants base 2015.

Note : Ces taux de croissance moyens sont la moyenne des taux de croissance individuels observés entre 2008 et 2011 pour tous les médecins de l'échantillon.

Source et champ : Appariement CNAM-DGFIP-DREES. Vagues 2008 et 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1, ayant une activité exclusivement libérale.

Les médecins de notre échantillon ont donc pris en charge beaucoup plus de patients sur la période sans faire beaucoup plus d'actes. On peut y voir un effet du dispositif du médecin traitant qui accorde un forfait de 40€, qui est une sorte de capitation, pour chaque patient en ALD (affection longue durée), mais aussi de la hausse de la demande potentielle. Cela peut aussi résulter de l'évolution de la densité médicale, dont la diminution implique de fait une augmentation du nombre de patients par médecin. Les taux de croissance de la deuxième colonne du tableau 3, qui représentent la croissance due à l'évolution de la densité, montrent

toutefois que les évolutions relatives à l'activité des généralistes de notre échantillon sont très peu corrélées à celles de la densité médicale<sup>6</sup>. C'est dans ce contexte que le dispositif du CAPI vient introduire comme un contrepoids, un nouvel élément de rémunération, assis lui-aussi sur les patients suivis en tant que médecin traitant, mais associé à des indicateurs de qualité qui peuvent limiter la tendance à en faire le moins possible par patient.

## 5.2 Première étape : souscrire au CAPI

Les résultats du tableau 4 montrent que la densité de médecins généralistes libéraux dans la commune d'exercice en 2005 est négativement corrélée au fait de percevoir une prime CAPI. En effet, cette variable est, entre autres choses, un prédicteur du nombre de patients suivis en tant que médecin traitant, nombre qui influence positivement le rendement de l'adhésion CAPI via la valeur de la prime. Dans ce cadre, une densité élevée traduisant une abondance de l'offre de soins doit jouer négativement sur ce nombre et en conséquence sur la propension à souscrire au dispositif. La statistique de Fisher correspond au test de significativité de l'instrument dans la régression de première étape où figurent d'autres variables de contrôle. Nous trouvons une valeur de 14.89 qui permet de conclure que notre instrument est bien corrélé à la prime CAPI, autrement dit que nous ne sommes pas en présence d'un instrument faible.

Tableau 4 - Estimation de première étape (équation (3))

	Y = adhésion au CAPI
Z = log de la densité de généralistes dans la commune d'exercice en 2005	-0.021*** (0.005)
Statistique de Fisher de Kleibergen-Paap	14.89
N	32 171

Note : \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01. Les écart-types calculés avec cluster médecin sont entre parenthèses.

Cette estimation inclut les variables de contrôle présentées dans la section 3. La statistique de Fisher de Kleibergen et Paap (2006) est une généralisation de la statistique de Cragg et Donald (1993) dans le cas où les erreurs ne sont pas i.i.d.

Source et champ : Appariement CNAM-DGFIP – DREES. Vagues 2005, 2008 et 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1, ayant une activité exclusivement libérale.

## 5.3 Impact du CAPI sur les pratiques des généralistes

<sup>6</sup> Dans la croissance du nombre de patients égale à 14.7%, seul 0.4% sont dus à la diminution de la densité. Il en est de même pour toutes les variables considérées, à l'exception du nombre de consultations, dont on a vu que la croissance est très faible (0.6%), mais due aux deux tiers à la variation de la densité (0.4%).

Les résultats des estimations de seconde étape (équation (2)) sont présentés dans les tableaux 5 et 6, où sont reportés les coefficients estimés sur différentes variables  $\Delta Y_{i0811}$ , dont le nom est spécifié au début de chaque ligne. Dans le tableau 5, les résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires sont reportés dans les colonnes (MCO) et ceux des estimations à variable instrumentale dans les colonnes (VI). Dans chacune de ces colonnes, deux coefficients sont reportés : l'estimation de  $\beta$ , l'effet du traitement lié au CAPI, et celle de  $\delta$ , l'évolution commune aux deux groupes sur la période, toutes choses égales par ailleurs, notamment en matière de densités médicales dans le département.  $\delta$  n'est pas l'évolution brute de la variable d'intérêt, mais son évolution, une fois prises en compte celles des densités. Par exemple on trouve pour les honoraires totaux une estimation VI de  $\delta$  égale à  $-6\%$  : cela ne signifie pas que les honoraires ont diminué de  $6\%$  sur la période dans notre échantillon (ils ont augmenté, faiblement, de  $0.3\%$ , cf. tableau 3). Tous les commentaires qui suivent sur les tendances doivent s'entendre « toutes choses égales d'ailleurs en matière d'évolution des variables de contrôle ». Pour simplifier, les coefficients des variables de contrôle ne sont pas reportés dans le tableau.

La colonne suivante, intitulée « Test d'Hausman » donne, pour chaque estimation, le risque de première espèce associé au test d'Hausman d'exogénéité du CAPI. Les tests d'Hausman conduisent au rejet de l'hypothèse d'exogénéité du CAPI pour la quasi-totalité des variables expliquées, sauf le nombre de consultations et le nombre d'actes totaux, pour lesquels on peut considérer que les moindres carrés ordinaires sont convergents et efficaces. Les commentaires qui suivent se basent sur les estimations par variables instrumentales, sauf dans le cas où les MCO sont validés par le test d'Hausman<sup>7</sup>.

Le tableau 6 résume l'essentiel des résultats obtenus. Il donne, pour les médecins ayant adhéré au CAPI l'estimation de la somme des coefficients  $\beta + \delta$  (avec l'intervalle de confiance à  $95\%$ ) et pour les autres médecins la valeur du coefficient  $\delta$ . Ces valeurs donnent les évolutions de la variable d'intérêt sur la période, toutes choses égales par ailleurs, pour chaque catégorie de médecins. La troisième colonne donne l'estimation de l'impact  $\beta$  du CAPI pour chaque variable considérée.

Les estimations montrent que le CAPI a complètement enrayé les tendances à l'œuvre dans l'évolution des pratiques des médecins généralistes sur la période. Alors que de façon générale, les généralistes voient plus de patients ( $+20.2\%$ ), avec moins de consultations et moins de prescriptions pour chacun

---

<sup>7</sup> Dans le cas où le test d'Hausman valide les estimations à variables instrumentales, on peut calculer par comparaison le biais lié à l'utilisation des MCO. Celui-ci est positif pour la plupart des variables en niveau (volume de soins, nombre de patients), mais négatif pour la plupart de celles qui sont mesurées en ratio, par patient (consultations par patient, prescriptions par patient, coût par patient). Comme nous l'avons expliqué dans la section consacrée à la stratégie empirique, la spécification en différence première fait que seuls des chocs transitoires peuvent ici créer un biais, les traits de personnalité ou le style de pratique du médecin étant éliminés par différence. Le biais positif constaté peut s'expliquer de la façon suivante : si le médecin fait face à un choc positif de demande, lié à une épidémie de grippe par exemple (élément présent dans la perturbation), son activité, son nombre de patients, ses prescriptions augmentent. Parallèlement, ce même choc peut être l'occasion de recruter des patients suivis en tant que médecin traitant, facteur influençant fortement l'adhésion au CAPI. Les biais observés sur les variables en ratios sont la résultante des biais sur les variables en niveau constituant le numérateur et le dénominateur de la variable expliquée.

d'entre eux (- 17.5% et - 21.5 %), l'impact du CAPI sur ceux qui y ont adhéré est tel que ces médecins n'admettent pas plus de patients (évolution non significative), et n'augmentent pas significativement leur nombre de consultations ni la valeur de leurs prescriptions par patient. Le CAPI a aussi pour impact une augmentation beaucoup plus forte de la proportion de patients suivis en tant que médecin traitant, celle-ci augmentant de 23.7 points de pourcentage pour les médecins ayant adhéré au CAPI, alors que l'augmentation de cette proportion n'est que de 5.9 points pour les autres médecins.

Enfin, alors que les honoraires totaux et les honoraires par patient diminuent significativement entre 2008 et 2011 pour les généralistes (- 6.3% et - 26.5%), c'est l'inverse pour les médecins ayant adhéré au CAPI, dont l'effet est si fort qu'il inverse la tendance : leurs honoraires totaux et leurs honoraires par patient ont augmenté respectivement de 20.8% et 25.8%.

Il apparait donc que le CAPI a eu un impact significatif sur les pratiques des médecins : dans un contexte de forte augmentation du nombre de patients qui se traduisait par une diminution conséquente du nombre de consultations par patient, le CAPI a freiné une tendance forte à en faire peu avec chaque patient, tout en donnant un contenu en termes de qualité des soins à cette inflexion. Sans que les données permettent d'observer directement l'atteinte des objectifs fixés par les indicateurs du CAPI, ces résultats montrent un impact compatible avec leur poursuite.

Par exemple nos estimations montrent que les médecins adhérents au CAPI n'ont pas diminué le nombre de consultations accordées à chaque patient, à la différence des autres médecins. Que le « temps patient » n'ait pas diminué grâce au dispositif est logique car l'atteinte des objectifs peut nécessiter un nombre plus élevé d'actes de suivi ou de prévention par patient. Par exemple, les dosages d'hémoglobine glyquée recommandés pour les patients diabétiques étant au nombre de 3 ou 4 par an, ces patients seront amenés à rencontrer leur médecin 3 ou 4 fois en plus par an, pour lecture des tests, alors que ces consultations auraient pu être négligées en l'absence d'indicateurs de performance.

Alors que la tendance est, sur la période, à la diminution des prescriptions pharmaceutiques, le maintien du nombre de rencontres par patient chez les médecins ayant adhéré au CAPI va de pair avec un maintien des dépenses de prescriptions par patient. Cet effet n'était pas évident a priori car les incitations déployées par le CAPI impliquent des effets de signes opposés sur les prescriptions : d'un côté, l'atteinte de certains objectifs nécessite d'augmenter les prescriptions d'actes de prévention (mammographies, tests d'hémoglobine glyquée par exemple), ou certaines prescriptions pharmaceutiques (antihypertenseurs par exemple). De l'autre, une augmentation de la part des génériques dans les prescriptions est encouragée (voir tableau A1-1). Nos estimations montrent que ces deux effets se compensent.

Dans un contexte où le paiement à l'acte domine, le mécanisme de paiement à la performance introduit par le CAPI crée un revenu supplémentaire par patient indépendant du nombre d'actes réalisés. Sans pouvoir observer sur nos données un quelconque effet sur la durée de la consultation ou la qualité des soins, nos estimations montrent que la prime associée au CAPI a permis une augmentation des honoraires par patient pour les médecins adhérents.

Enfin, on peut s'intéresser à l'impact du CAPI sur le coût de prise en charge de chaque patient par la Sécurité sociale. Pour cela, on se réfère à la base remboursable en additionnant les honoraires et les dépenses de prescriptions par patient (dernière ligne du tableau 6). On observe que le coût de prise en charge par patient a diminué de 21.8% pour les médecins n'ayant pas adhéré au CAPI (en raison de la diminution des honoraires et des prescriptions pharmaceutiques). À l'inverse la hausse cumulée des prescriptions totales et des honoraires (paiement des actes + prime CAPI) neutralise cette baisse du coût de prise en charge des patients pour les médecins adhérents. Ce dispositif est donc coûteux pour l'Assurance Maladie.

Tableau 5 - Effets de l'adhésion au CAPI sur l'offre de soins des généralistes. Spécifications en différences premières, estimations par les moindres carrés ordinaires (colonne MCO) et par la méthode des variables instrumentales (colonne VI)

	MCO		VI		Test d'Hausman
	CAPI=1	Tendance	CAPI=1	Tendance	
	$\beta$ (écart-type)	$\delta$ (écart-type)	$\beta$ (écart-type)	$\delta$ (écart-type)	<i>p-value</i>
<b>Activité</b>					
Nombre de consultations	0.001 (0.002)	0.005*** (0.001)	-0.093 (0.088)	0.027 (0.020)	H : 0.270
Nombre d'actes totaux	0.002 (0.002)	-0.006*** (0.001)	0.041 (0.081)	-0.015 (0.019)	H : 0.624
Volume de soins (HSDF) <sup>(2)</sup>	0.002 (0.002)	0.040*** (0.001)	-0.475*** (0.147)	0.150*** (0.034)	H : 0.000
<b>Patientèle</b>					
Nombre de patients	-0.003* (0.002)	0.144*** (0.001)	-0.253** (0.101)	0.202*** (0.023)	H : 0.001
Part de patients suivis en tant que MT <sup>(1)</sup>	0.326*** (0.079)	9.965*** (0.043)	17.764*** (5.726)	5.932*** (1.324)	H : 0.000
<b>Structure de l'activité par patient</b>					
	0.004***	-0.139***	0.160**	-0.175***	H : 0.016

Nombre de consultations par patient	(0.001)	(0.001)	(0.077)	(0.018)	
Nombre d'actes par patient	0.005*** (0.001)	-0.151*** (0.001)	0.294*** (0.099)	-0.217*** (0.023)	H : 0.000
HSDF par patient <sup>(2)</sup>	0.005*** (0.001)	-0.104*** (0.001)	-0.222** (0.086)	-0.052*** (0.020)	H : 0.000
Prescriptions par patient <sup>(2)</sup>	-0.005** (0.002)	-0.126*** (0.001)	0.377*** (0.138)	-0.215*** (0.032)	H : 0.000
Prescriptions pharmaceutiques par patient <sup>(2)</sup>	-0.010*** (0.002)	-0.204*** (0.001)	0.373*** (0.132)	-0.292*** (0.031)	H : 0.000
Rémunération et coût <sup>(2)</sup>					
Honoraires	0.023*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	0.271*** (0.102)	-0.063*** (0.024)	H : 0.005
Honoraires par patient	0.026*** (0.001)	-0.149*** (0.001)	0.523*** (0.145)	-0.265*** (0.034)	H : 0.000
Base de remboursement du coût complet par patient	0.000 (0.002)	-0.130*** (0.001)	0.379*** (0.129)	-0.218*** (0.030)	H : 0.000
N	32 171				

<sup>(1)</sup> Cette variable n'est pas mesurée comme la différence des logarithmes de cette part entre 2008 et 2011 mais comme la différence en niveau entre 2008 et 2011.

<sup>(2)</sup> En euros base constants 2015.

Notes : \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Les écart-types calculés avec cluster médecin sont entre parenthèses. HSDF pour honoraires sans dépassements ni forfaits. La dernière colonne fournit la p-value du test d'Hausman d'exogénéité de la variable « recevoir une prime CAPI », lorsque l'instrument est le logarithme de la densité de médecins généralistes au niveau communal en 2005. Les estimations incluent les variables de contrôle présentées dans la section 3.

Source et champ : Appariement CNAM-DGFIP-DREES. Vagues 2005, 2008 et 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1, ayant une activité exclusivement libérale.

Tableau 6 - Évolution des pratiques des médecins adhérents ou non au CAPI sur 2008-2011 - Calculs effectués à partir des estimations du Tableau 5<sup>8</sup>

	NON CAPI	CAPI	Différence = Impact du CAPI
	$\delta$ [ IC <sub>95%</sub> ]	$\beta + \delta$ [ IC <sub>95%</sub> ]	$\beta$ [ IC <sub>95%</sub> ]
<b>Activité</b>			
Nombre de consultations	0.005*** [0.003, 0.007]	0.006*** [0.003, 0.009]	0.001 [-0.002, 0.004]
Nombre d'actes totaux	-0.006*** [-0.008, -0.004]	-0.004*** [-0.007, -0.001]	0.002 [-0.001, 0.005]
Volume de soins (HSDF) <sup>(2)</sup>	0.150*** [0.084, 0.217]	-0.324*** [-0.545, -0.103]	-0.475*** [-0.762, -0.187]
<b>Patientèle</b>			
Nombre de patients	0.202*** [0.156, 0.247]	-0.050 [0.202, 0.100]	-0.253** [-0.450, -0.056]
Part de patients suivis en tant que MT <sup>(1)</sup>	5.932*** [3.337, 8.528]	23.69*** [15.06, 32.320]	17.764*** [6.541, 28.986]
<b>Structure de l'activité par patient</b>			
Nombre de consultations par patient	-0.175*** [-0.210, -0.140]	-0.014 [-0.131, 0.101]	0.160** [0.008, 0.312]
Nombre d'actes par patient	-0.217*** [-0.262, -0.173]	0.076 [-0.071, 0.225]	0.294*** [0.101, 0.487]
HSDF par patient <sup>(2)</sup>	-0.052*** [-0.091, -0.012]	-0.273*** [-0.403, -0.143]	-0.222** [-0.391, -0.053]
Prescriptions par patient <sup>(2)</sup>	-0.215*** [-0.277, -0.152]	0.162 [-0.045, 0.370]	0.377*** [0.106, 0.648]
Prescriptions pharmaceutiques par patient <sup>(2)</sup>	-0.292*** [-0.352, -0.232]	0.081 [-0.118, 0.280]	0.373*** [0.114, 0.632]
<b>Rémunération et coût <sup>(2)</sup></b>			
Honoraires	-0.063*** [-0.109, -0.016]	0.208*** [0.053, 0.362]	0.271*** [0.070, 0.472]
Honoraires par patient	-0.265*** [-0.330, -0.199]	0.258** [0.040, 0.477]	0.523*** [0.239, 0.808]
Base de remboursement du coût complet par patient	-0.218*** [-0.276, -0.159]	0.161 [-0.033, 0.356]	0.379*** [0.126, 0.633]
N	32 171		

<sup>(1)</sup> Cette variable n'est pas mesurée comme la différence des logarithmes de cette part entre 2008 et 2011 mais comme la différence en niveau entre 2008 et 2011.

<sup>(2)</sup> En euros constants base 2015.

Notes : \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01. Les écart-types calculés avec cluster médecin sont entre parenthèses. HSDF pour honoraires sans dépassements ni forfaits.

Les estimations incluent les variables présentées dans la section 3.

Source et champ : Appariement CNAM-DGFiP-DREES. Vagues 2005, 2008 et 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1, ayant une activité exclusivement libérale.

<sup>8</sup> Selon le résultat du test d'Hausman, on retient les estimations par MCO (variables « nombre de consultations » et « nombre d'actes totaux ») ou les estimations à variables instrumentales.

## 6. Conclusion

À partir d'un panel de médecins généralistes libéraux observés avant et après sa mise en place, nous avons évalué l'impact du CAPI sur les comportements d'offre de soins des généralistes. Notre angle d'approche diffère de celui d'autres études empiriques sur l'influence du paiement à la performance, qui ont centré leur analyse sur l'effet des incitations financières sur l'atteinte d'objectifs fixés par les programmes. Notre approche consiste à examiner si le nouvel élément de rémunération introduit par le CAPI - lequel crée un revenu supplémentaire par patient indépendant du nombre d'actes réalisés - a conduit à un changement dans la structure d'activité des médecins. Notre analyse est menée sur un panel de 32 171 médecins généralistes français du secteur 1, qui ont eu une activité continue en libéral sur les années 2005, 2008 et 2011. Ils ont réalisé 84 % des actes délivrés sur la période. Nous appliquons une méthode d'estimation à variable instrumentale sur un modèle en différences premières afin de tenir compte du fait que la décision de souscrire au CAPI, dispositif facultatif, est une décision individuelle du médecin vraisemblablement non-exogène aux comportements étudiés.

Les travaux français portant sur l'impact du CAPI sur des indicateurs de qualité n'ont pas trouvé d'effet positif sur la qualité des soins ou un effet très faible (Saint-Lary & Sicsic, 2015 ; Michel-Lepage & Ventelou, 2016 ; Sicsic & Franc, 2017). Or, nos résultats montrent que le CAPI a significativement infléchi les pratiques des médecins qui y ont adhéré dans un sens compatible avec une amélioration de la qualité des soins : contrairement à l'ensemble de leurs collègues, les médecins adhérents du CAPI n'ont pas diminué le « temps patient » (nombre de consultations par patient) ni le montant des prescriptions par patient. Ils ont également augmenté, beaucoup plus fortement que les autres médecins, la proportion de leurs patients suivis en tant que médecin traitant.

Notre étude apporte ainsi un résultat différent des autres études sur le CAPI. Il n'est pas forcément contradictoire, car nous ne nous focalisons pas sur l'efficacité du mécanisme de paiement à la performance en tant que tel, mais nous examinons si la modification du système de paiement qu'implique le CAPI, lequel relativise la part du paiement à l'acte, change quelque chose dans la structure de l'activité du médecin. La réponse est oui, et dans un sens compatible avec une meilleure qualité des soins. D'une certaine manière, le CAPI a vraisemblablement contribué à une amélioration de la qualité des soins, mais pas à cause de ses indicateurs quantitatifs de qualité, plutôt à cause d'une relativisation du rôle de l'acte dans la rémunération du médecin. En se référant à la littérature théorique en économie de la santé, le mécanisme qui

aurait joué serait celui d'une augmentation de la place de la capitation plutôt que les primes associées à l'atteinte d'indicateurs quantitatifs de la qualité des soins.

Nos résultats ne peuvent pas être extrapolés sans précaution à l'impact potentiel de la Rémunération sur objectifs de santé publique (ROSP) qui a étendu en 2012 le paiement à la performance à l'ensemble des médecins. En effet, notre estimation à variables instrumentales ne permet de mesurer qu'un effet local du traitement sur les traités. Cet effet est obtenu sur les seuls *compliers*, qui sont les médecins dont la décision de souscrire au CAPI a été influencée par la variation de l'instrument. En outre, la base de données utilisée est un panel cylindré concernant les médecins présents sur la période 2005-2011. La validité externe des résultats peut donc être questionnée et leur généralisation à l'ensemble de la population des médecins maintenant concernés par la ROSP doit se faire avec prudence.

Nos données ne permettent pas d'aller plus loin dans l'analyse, en étudiant l'évolution du temps de travail des médecins et la durée de leurs consultations. Mais le CAPI a également conduit à augmenter les honoraires par patient. En conséquence, et alors que le coût moyen pour la Sécurité Sociale de la prise en charge d'un patient est en diminution sur la période pour l'ensemble des médecins, on n'observe pas cette diminution pour les patients des médecins adhérents au CAPI. Ce dispositif est donc coûteux pour l'Assurance Maladie. Il est donc crucial de mettre en évidence des effets bénéfiques, sous la forme d'une meilleure qualité des soins pour les patients ou sous la forme d'une meilleure efficacité des parcours de soins qui réduirait les hospitalisations évitables. En tout état de cause, nous trouvons un réel impact significatif du CAPI sur les pratiques des médecins, compatible avec une amélioration de la qualité des soins qui reste à être confirmée.

## Annexes

### Annexe 1 : Le dispositif CAPI

Tableau A1-1 : Les objectifs du CAPI

Indicateurs <sup>(1)</sup> « Dépistage et prévention - suivi des pathologies chroniques »	Objectif intermédiaire (%)	Objectif cible (%)
Patients de plus 65 ans vaccinés contre la grippe	71	≥ 75
Patientes de 50 à 74 ans ayant eu une mammographie dans les 2 ans	73	≥ 80
Patients de plus 65 ans traités par vasodilatateurs	9	≤ 7
Patients de plus 65 ans traités par benzodiazépines à demi-vie longue	9	≤ 5
Patients diabétiques ayant 3 ou 4 dosages de HbA1c par an	54	≥ 65
Patients diabétiques ayant eu un examen du fond de l'œil par an	52	≥ 65
Patients diabétiques (h +50 ans, f+60 ans) traités par antihypertenseurs et statines	65	≥ 75
Patients diabétiques (h +50 ans, f+60 ans) traités par antihypertenseurs et statines et aspirine à faible dose (AFD)	52	≥ 65
Patients traités par antihypertenseurs ayant normalisé leurs chiffres tensionnels (indicateur déclaratif)	40	≥ 50
Indicateurs « Optimisation des prescriptions »		
Antibiotiques <sup>(2)</sup>	84	≥ 90
Inhibiteurs de la Pompe à Protons (IPP) <sup>(2)</sup>	70	≥ 80
Statines <sup>(2)</sup>	58	≥ 70
Antihypertenseurs <sup>(2)</sup>	55	≥ 65
Antidépresseurs <sup>(2)</sup>	70	≥ 80
Part des prescriptions d'inhibiteurs de l'enzyme de conversion (IEC) sur les prescriptions d'IEC et sartans	55	≥ 65
Nombre de patients traités par AFD / Nombre patients traités par antiagrégants plaquettaires <sup>(1)</sup>	84	≥ 85

<sup>(1)</sup> Part sur patients suivis en tant que médecin traitant

<sup>(2)</sup> Part des médicaments prescrits dans le répertoire des génériques (boîtes)

Source : Ministère de la santé et des sports (2009)

## Annexe 2 : Champ conservé pour l'analyse

Tableau A2-1 : Caractéristiques socio-démographiques des médecins supprimés de l'échantillon initial et des médecins de l'échantillon de travail (dernière colonne)

	<i>Sortants en 2005</i>	<i>Sortants en 2008</i>	<i>Entrants en 2008</i>	<i>Entrants en 2011</i>	<i>Autres médecins</i>	<i>Échantillon d'analyse</i>
Observés....	<i>Jusqu'en 2005</i>	<i>Jusqu'en 2008</i>	<i>A partir de 2008</i>	<i>A partir de 2011</i>	<i>Avec une interruption d'activité</i>	<i>En 2005, 2008 et 2011</i>
<i>Nombre de médecins</i>	3057	3493	3376	2999	2755	32 171
	<i>% col</i>	<i>% col</i>				
<b>Sexe</b>						
Hommes	77.20	78.36	52.93	52.45	59.34	77.80
Femmes	22.80	21.64	47.07	47.55	40.66	22.20
<b>Âge</b>						
< 49 ans	34.81	24.18	75.58	74.02	44.40	40.29
49 ans - 55 ans	22.47	19.85	15.43	15.54	27.06	35.64
≥ 56 ans	42.72	55.97	8.99	10.44	28.54	24.07
<b>Situation familiale</b>						
Célibataire	11.71	8.76	18.90	19.41	15.33	8.38
Divorcé(e)	14.00	12.98	9.77	9.90	14.64	10.13
Marié(e)	73.01	76.62	66.41	59.82	65.51	79.70
Pacsé(e)	0.56	0.46	4.59	10.54	3.27	1.24
Veuf(ve)	0.72	1.17	0.33	0.33	1.25	0.55
<b>Enfants à charge</b>						
Non	50.28	55.25	26.51	29.41	37.55	27.49
Oui	49.72	44.75	73.49	70.59	62.45	72.51
<b>Personnes à charge dans le foyer familial</b>						
0	49.79	54.80	25.32	28.60	37.93	26.87
1	18.43	18.02	20.22	20.23	19.78	19.68
2	17.77	15.36	32.49	31.11	24.22	28.30
>3	14.01	11.82	7.97	20.06	18.07	25.16

Source et champ : Appariement CNAM-DGFiP - DREES. Vagues 2005, 2008 et 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1, ayant une activité exclusivement libérale.

## Bibliographie

- Albouy, V. & Déprez, M. (2009).** Mode de rémunération des médecins. *Économie et prévision*, 188(2), 131–9. <https://doi.org/10.3917/ecop.188.0131>
- Caisse nationale d'Assurance Maladie. (2010).** *Contrat d'Amélioration des Pratiques Individuelles (CAPI) : une dynamique au bénéfice des patients*. Point d'information Septembre 2010. [https://www.ameli.fr/fileadmin/user\\_upload/documents/Dp\\_capi\\_16\\_09\\_2010\\_vdef.pdf](https://www.ameli.fr/fileadmin/user_upload/documents/Dp_capi_16_09_2010_vdef.pdf)
- Cashin C., Chi Y-L., Smith P., Borowitz M. & Thomson S. (2014).** *Paying for Performance in Health Care: Implications for Health System Performance and Accountability*. Berkshire: Open University Press. [https://www.euro.who.int/data/assets/pdf\\_file/0020/271073/Paying-for-Performance-in-Health-Care.pdf](https://www.euro.who.int/data/assets/pdf_file/0020/271073/Paying-for-Performance-in-Health-Care.pdf)
- Commission des Comptes de Sécurité Sociale. (2011).** Le contrat d'amélioration des pratiques individuelles (CAPI). [http://www.securite-sociale.fr/IMG/pdf/fiche\\_eclairage\\_maladie\\_capi\\_sept\\_2011.pdf](http://www.securite-sociale.fr/IMG/pdf/fiche_eclairage_maladie_capi_sept_2011.pdf)
- Cragg, J. & Donald, S. (1993).** Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variable Models. *Econometric Theory*, 9(2), 222–240. <https://doi.org/10.1017/S0266466600007519>
- Delattre, E. & Dormont, B. (2003).** Fixed fees and physician-induced demand: a panel data study on French physicians. *Health Economics*, 12(9), 741–54. <https://doi.org/10.1002/hec.823>
- Doran, T., Kontopantelis, E., Valderas, J.M., Campbell, S., Roland, M., Salisbury C. & Reeves, D.(2011).** Effect of financial incentives on incentivised and non-incentivised clinical activities: longitudinal analysis of data from the UK Quality and Outcomes Framework. *BMJ*, 342, d3590. <https://doi.org/10.1136/bmj.d3590>
- Dormont, B. & Samson A-L. (2008).** Medical demography and intergenerational inequalities in general practitioners' earnings. *Health Economics*, 17(9), 1037–55. <https://doi.org/10.1002/hec.1387>
- Dormont B. (2013).** Le paiement à la performance : contraire à l'éthique ou au service de la santé publique ?. *Les Tribunes de la santé*, 40(3), 53–61. <https://doi.org/10.3917/seve.040.0053>
- Dumontet M. & Chevillard G. (2020).** *Remédier aux déserts médicaux*, Paris: Rue d'Ulm.
- Eijkenaar F., Emmert M., Scheppach M. & Schöffski O. (2013).** Effects of pay for performance in health care: a systematic review of systematic reviews. *Health Policy*, 110(2-3), 115–30. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.01.008>
- Flodgren G., Eccles M.P., Shepperd S., Scott A., Parmelli E. & Beyer F.R. (2011).** An overview of reviews evaluating the effectiveness of financial incentives in changing healthcare professional behaviours and patient outcomes. *The Cochrane database of systematic reviews*, (7), CD009255. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD009255>
- Franc C. & Lesur R. (2004).** Systèmes de rémunération des médecins et incitations à la prévention. *Revue économique*, 55(5), 901–22. <https://doi.org/10.3917/reco.555.0901>
- Gillam S.J., Siriwardena A.N. & Steel N. (2012).** Pay-for-performance in the United Kingdom: impact of the quality and outcomes framework: a systematic review. *The Annals of Family Medicine*, 10(5), 461–8. <https://doi.org/10.1370/afm.1377>
- Grignon M., Paris V. & Polton D. (2002).** L'influence des modes de rémunération des médecins sur l'efficacité du système de soins. Rapport pour la commission Romanow, rapport du CREDES n°35. <http://publications.gc.ca/collections/Collection/CP32-79-35-2002F.pdf>
- Kantarevic J. & Kralj B. (2013).** Link between pay for performance incentives and physician payment mechanisms: evidence from the diabetes management incentive in Ontario. *Health Economics*, 22(12), 1417–39. <https://doi.org/10.1002/hec.2890>

- Kleibergen F. & Paap R. (2006).** Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. *Journal of Econometrics*, 133, 97–126. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.011>
- Le Breton-Lerouillois G. & Romestaing P. (2013).** *Atlas de la démographie médicale en France. Situation au 1er janvier 2013.* 7e éd. Paris: Ordre National des Médecins. [https://www.conseil-national.medecin.fr/sites/default/files/external-package/analyse\\_etude/pjlsbo/atlas\\_national\\_2013.pdf](https://www.conseil-national.medecin.fr/sites/default/files/external-package/analyse_etude/pjlsbo/atlas_national_2013.pdf)
- Michel-Lepage A. & Ventelou B. (2016).** The true impact of the French pay-for-performance program on physicians' benzodiazepines prescription behavior. *The European Journal of Health Economics*, 17(6), 723–32. <https://doi.org/10.1007/s10198-015-0717-6>
- Ministère de la santé et des sports. (2009).** Décision du 9 mars 2009 de l'Union nationale des caisses d'assurance maladie relative à la création d'un contrat type d'amélioration des pratiques à destination des médecins libéraux conventionnés. (JORF n° 0093 du 21 avril 2009). <https://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000020534299>
- Rat, C., Penhouet, G., Gaultier, A., Chaslerie, A., Pivette, J., Nguyen, J. M. & Victorri-Vigneau, C. (2014).** Did the new French pay-for-performance system modify benzodiazepine prescribing practices?. *BMC health services research*, 14, 301. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-14-301>
- Saint-Lary, O. & Sicsic, J. (2015).** Impact of a pay for performance programme on French GPs' consultation length. *Health policy*, 119(4), 417–426. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2014.10.001>
- Scott, A., Sivey, P., Ait Ouakrim, D., Willenberg, L., Naccarella, L., Furler, J. & Young, D. (2011).** The effect of financial incentives on the quality of health care provided by primary care physicians. *The Cochrane database of systematic reviews*, (9), CD008451. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD008451.pub2>
- Sicsic, J. & Franc, C. (2017).** Impact assessment of a pay-for-performance program on breast cancer screening in France using micro data. *The European journal of health economics*, 18(5), 609–621. <https://doi.org/10.1007/s10198-016-0813-2>
- Sutton, M., Elder, R., Guthrie, B. & Watt, G. (2010).** Record rewards: the effects of targeted quality incentives on the recording of risk factors by primary care providers. *Health economics*, 19(1), 1–13. <https://doi.org/10.1002/hec.1440>
- Ulmann P. (2011).** La rémunération des médecins sur objectifs de santé publique : premiers résultats et avancées de la convention médicale. *Les modes incitatifs de rémunération des soins*, L'Assurance Maladie, 29 novembre 2011. [https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/06\\_Ulmann.pdf](https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/06_Ulmann.pdf)
- Van Herck, P., De Smedt, D., Annemans, L., Remmen, R., Rosenthal M.B. & Sermeus W. (2010).** Systematic review: Effects, design choices, and context of pay-for-performance in health care. *BMC Health Services Research*, 10, 247. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-10-247>