

Inégalités sociales de santé dentaire : la mesure du risque et des besoins sanitaires

Social Disparities in Dental Health: Measuring Risks and Health Needs

G. Borgès Da Silva ⁽¹⁾, **J. Minguet-Fabbri** ⁽²⁾, **J.Y. Orgebin** ⁽³⁾,
G. Herter ⁽⁴⁾, **C. Chanut** ⁽⁵⁾, **J.C. Mabriez** ⁽⁶⁾

Résumé : Notre objectif était de comparer le niveau de santé dentaire de la population générale à celui des bénéficiaires de la Couverture maladie universelle (CMUC) pour définir leurs besoins et mesurer le risque pour la santé dentaire que représente une situation précaire.

L'échantillon était composé des demandes d'ententes préalables colligées dans huit régions de France. Ainsi, 3 118 bénéficiaires de la CMUC et 3 310 du Régime général *stricto sensu* examinés par des chirurgiens-dentistes-conseils sont entrés dans l'étude. Avec un indice CAO moyen semblable, les bénéficiaires de la CMUC se distinguent par un nombre de dents absentes très supérieur à celui de la population générale. Dans l'indice CAO, ce nombre de dents absentes supérieur est compensé par un nombre de dents obturées nettement inférieur à celui de la population générale. L'indice O/CAO permet une meilleure évaluation de l'état de santé dentaire, sur le plan fonctionnel. Le risque de ne pas avoir de soins conservateurs est multiplié par un et demi à trois chez les plus démunis. L'ensemble des résultats témoigne du déficit majeur en soins précoces chez les bénéficiaires de la CMUC.

(1) Médecin-conseil chef de service Bases de données et communication – Echelon local du service médical (CNAMTS) de Marseille. 56, chemin Joseph Aiguier – 13009 Marseille. E-mail : georges.borges.da.silva@elsm-marseille.cnamts.fr

(2) Chirurgien-dentiste-conseil, Echelon local du service médical (CNAMTS) du Var. Toulon.

(3) Chirurgien-dentiste-conseil chef de service chargé de mission dentaire, Direction régionale du service médical (CNAMTS) de Languedoc-Roussillon. Montpellier.

(4) Chirurgien-dentiste-conseil chef de service chargé de mission dentaire, Direction régionale du service médical (CNAMTS) de Provence-Alpes-Côte d'Azur-Corse. Marseille.

(5) Médecin-conseil régional adjoint, Direction régionale du service médical (CNAMTS) de Provence-Alpes-Côte d'Azur-Corse. Marseille.

(6) Médecin-conseil régional, Direction régionale du service médical (CNAMTS) de Provence-Alpes-Côte d'Azur-Corse. Marseille.

Summary : *Our aim was to compare the dental health level of the general population to that of beneficiaries of universal health coverage (CMUC) in order to define their needs and to measure the dental health risk associated with precariousness.*

The study sample was composed of requests for prior approval in eight administrative regions. Accordingly, 3 118 patients covered by the CMUC and 3 310 beneficiaries of the general fund stricto sensu were examined by the fund's salaried dental advisors (chirurgiens-dentistes-conseils) and enrolled in the study.

With a similar average DMF index, CMUC recipients had more missing teeth than was found in the general population. In the DMF index, this greater number of missing teeth was compensated by fewer filled teeth than in the general population. The F/DMF index allows a better functional evaluation of dental health. The risk of not receiving conservative care is increased by one and half to three in destitute individuals. The overall results suggest that CMUC recipients fail to obtain sufficient early dental care.

Mots-clés : indice CAO - indice O/CAO - santé dentaire - santé bucco-dentaire - soins conservateurs - prévention secondaire - facteur de risque - soin dentaire - couverture maladie universelle - inégalité sociale de santé - accès aux soins - précarité - démunis.

Key words : DMF index - F/DMF index - dental health - oral health - conservative care - prevention - risk factor - dental care - universal health coverage - social disparities in health - access to care - precariousness - destitute.

Les personnes les plus démunies accèdent plus difficilement à la santé [12, 18, 19, 23] et, notamment à la santé dentaire [7, 13]. En conséquence, l'influence du niveau socio-économique d'une population sur son niveau de santé dentaire doit pouvoir être mesurée.

Le Haut comité de la santé publique souligne que les données disponibles ne nous disent rien des inégalités de santé dans de nombreux domaines, faute d'indicateurs collectés ou d'analyses spécifiques à ce jour dans notre pays [15].

L'état de santé dentaire a été fréquemment exploré chez les enfants ou les adolescents. Mais peu d'études ont porté sur des tranches d'âges adultes [17]. Les travaux qui y ont associé une analyse des effets du gradient socio-économique sont très rares [16, 4, 24]. La précarité, comme facteur de risque majorant la morbidité dentaire, reste encore insuffisam-

ment précisée dans les publications scientifiques [20].

Les personnes exprimant un besoin prothétique sont parmi celles ressentant le plus fort besoin de santé dentaire. Elles peuvent présenter à la fois des besoins de prévention primaire (soins d'hygiène, détartrage), secondaire (traitement des caries pour éviter les complications) ou tertiaire (appareillage). L'état de cette population nous a paru être le meilleur témoin de la capacité du système de santé à effacer ou, au contraire, à accentuer les différences socio-économiques.

Parmi les demandeurs de prothèses dentaires relevant de la couverture maladie universelle associée à une couverture complémentaire (CMUC) ou bien du Régime général *stricto sensu*, notre objectif était :

- d'évaluer et de comparer le niveau de santé dentaire de ces deux populations pour en définir les besoins,

- de mesurer le risque pour la santé dentaire représenté par l'exposition à la précarité.

En France, la solvabilisation de la demande de soins s'est récemment améliorée. Dans le passé, les populations défavorisées avaient des difficultés à veiller sur leur santé. Ces personnes renonçaient aux soins ou retardaient leur consultation chez le médecin ou chez le chirurgien-dentiste, pour des raisons financières. Pour remédier à cette situation, le législateur a créé la couverture maladie universelle (CMU)⁽⁷⁾, associée à une couverture complémentaire (CMUC).

Un an après son instauration, la CMUC devenait une réalité pour plus de 4,7 millions de personnes protégées par le Régime général, qui auparavant ne pouvaient souscrire à une assurance complémentaire [22]. Le 30 juin 2001, le nombre de bénéficiaires atteignait 5,3 millions [5].

Outre les allocataires du revenu minimum d'insertion, inscrits de droit à la CMUC, les bénéficiaires peuvent appartenir à des populations très diverses : des salariés ayant un travail temporaire ou à temps partiel, des chômeurs ou encore des jeunes de plus de 16 ans en rupture familiale. Pour ces personnes, la CMUC est un dispositif qui permet l'accès aux soins par l'instauration d'un panier de soins remboursables. Elles peuvent aujourd'hui se faire soigner gratuitement dans tous les cabinets libéraux et les structures de soins.

Dans le domaine dentaire, les coûts des prothèses sont peu pris en charge par les organismes de protection sociale. Les tarifs sont libres et soumis au principe de l'entente directe

avec le praticien. Ces appareillages représentent des sommes importantes [8, 2]. C'est pourquoi, un panier de soins spécifique a été constitué pour les bénéficiaires de la CMUC. Il concerne des prestations d'optique et de prothèse dentaire, prestations auxquelles ces personnes peuvent accéder sans aucune participation financière. Au moment de notre étude, à la prise en charge du ticket modérateur, s'ajoutait un forfait plafonné à 396 euros par période de deux ans. Il permettait, par exemple, la prise en charge de quatre couronnes métalliques ou de deux couronnes en céramique. Pour les prothèses de plus de dix dents, ou bien en cas d'impérieuse nécessité médicale, le plafond de prise en charge de 396 euros pouvait être dépassé, dans le respect des tarifs.

Méthode

Cette étude a été réalisée dans huit régions administratives : Aquitaine, Auvergne, Basse-Normandie, Corse, Haute-Normandie, Languedoc-Roussillon, Provence-Alpes-Côte d'Azur, et Rhône-Alpes.

Définition de la population et échantillonnage

La population est constituée par l'ensemble des demandes d'entente préalable pour la réalisation de prothèses dentaires reçues au service médical du Régime général de l'Assurance maladie entre le 15 février et le 18 mai 2001 dans les huit régions administratives participant à l'étude.

L'unité statistique est la demande d'entente préalable provenant d'un bénéficiaire de la CMUC ou d'un autre bénéficiaire du Régime général *stricto sensu* (hors CMUC).

(7) Loi n° 99-641 du 27 juillet 1999 portant création d'une couverture maladie universelle (JO 28 juillet).

L'échantillon est composé d'une série continue de huit demandes d'ententes préalables de prothèses dentaires par unité fonctionnelle (secteur d'activité des chirurgiens-dentistes-conseils auprès d'une caisse primaire) et par semaine pendant la période citée : 4 demandes émanant de bénéficiaires de la CMUC et 4 demandes des autres bénéficiaires du Régime général *stricto sensu*.

Sur les huit régions administratives, l'échantillon étudié était composé de 7 168 demandes d'entente préalable, concernant autant d'individus.

Recueil et saisie des données

Toutes les personnes concernées par une demande d'entente préalable ont été invitées à se présenter au service médical pour un examen clinique pratiqué par un chirurgien-dentiste-conseil selon la méthode définie par l'Organisation mondiale de la santé [16, 21]. Celui-ci devait décider de la suite à donner à la demande.

Le chirurgien-dentiste-conseil connaissait des modalités de protection sociale dont relevait le bénéficiaire qu'il examinait. Ces personnes ont été examinées à l'aide d'un plateau technique constitué d'une sonde et d'un miroir.

Par conséquent, l'éventuelle existence de poches parodontales ne pouvait être objectivée, car un sondage parodontal et un bilan radiologique auraient été nécessaires.

Les résultats de l'examen buccal et les réponses des bénéficiaires au questionnaire établi dans le protocole d'enquête ont été consignés sur une fiche individuelle anonyme.

La proportion de patients qui ne s'est pas rendue à la consultation du

chirurgien-dentiste-conseil est de 10,3 %. Parmi les bénéficiaires de la CMUC, 12,9 % ne se sont pas présentés. Chez les bénéficiaires du Régime général *stricto sensu*, cette proportion est de 7,8 % et diffère significativement de la première ($p < 0,001$). Cette population n'ayant pas été examinée a été exclue de l'analyse.

Ainsi, 6 428 personnes, pour lesquelles une demande d'entente préalable dentaire pour prothèse adjointe ou conjointe avait été adressée au Service médical, ont été examinées, soit 89,7 % de l'échantillon. Parmi celles-ci, 3 118 bénéficiaient de la CMUC et 3 310 du Régime général *stricto sensu*.

Indicateurs mesurés

L'état dentaire a été enregistré pour les dents permanentes. Les critères diagnostics ont été les suivants : dent cariée, absente ou obturée. Pour chaque individu, ces données ont permis de calculer les indices suivants :

- indice C : nombre de dents cariées
- indice A : nombre de dents absentes
- indice O : nombre de dents obturées
- indice global de santé dentaire CAO : total des trois indices précédents
- indice d'utilisation O/CAO : valeur de l'indice O divisée par celle de l'indice CAO et multipliée par cent pour un indice exprimé en pourcentage.

La dent obturée est une dent atteinte ayant pu être traitée et restaurée par un soin conservateur. Son état est plus satisfaisant que celui de la dent cariée (état pathologique évolutif) ou absente (état séquentaire de gravité majeure).

A l'aide de ces indices, nous avons recherché l'existence d'un facteur de risque qu'une dent atteinte soit cariée ou absente plutôt qu'obturée chez les demandeurs de prothèse bénéficiaires de la CMUC, par rapport à ceux du Régime général *stricto sensu*. Pour cela, nous avons calculé un *odds-ratio* par tranche d'âge non pas pour les individus des deux populations mais pour les dents atteintes (CAO) des deux populations.

Alors que pour les individus les variables mesurées étaient quantitatives (nombre de dents cariées, absentes *versus* nombre de dents obturées), pour la dent la mesure était qualitative (cariée ou absente *versus* obturée). Ainsi la méthode de mesure du risque par l'*odds-ratio* était facilitée. Pour l'appliquer nous avons considéré que le bénéfice de la CMUC était l'exposition au risque à tester par rapport à l'affiliation au Régime général *stricto sensu*.

Traitement des données et analyses statistiques

Le traitement des données a été effectué avec le logiciel *Statistical Package for*

Social Science[®] (SPSS). Les *odds-ratios* ont été mesurés avec le logiciel *Epi-Info*[®] (les intervalles de confiance à 95 % y sont calculés selon Cornfield). Leur représentation graphique a été réalisée sur le logiciel *Excel*[®].

Les tests statistiques utilisés sont le test de Levene sur l'égalité des variances et le test t de Student pour la comparaison des moyennes.

Les intervalles de confiance des moyennes ont été calculés au risque 5 %.

L'intervalle des tranches d'âge de 20 à 74 ans était de 5 ans. Ceci a facilité les comparaisons avec les populations étudiées par d'autres auteurs [4, 16].

Résultats

Le tableau I décrit la population des 6 428 personnes examinées. Le *sex-ratio* est en faveur des femmes, quel que soit le mode de protection sociale.

Le tableau II montre que jusqu'à la tranche d'âge 65-69 ans, l'indice CAO moyen par tranche d'âge était sem-

Tableau I : Répartition de l'ensemble de la population étudiée, selon le mode de protection sociale, le sexe et la tranche d'âge.

Classes d'âges	Bénéficiaires de la CMUC		Bénéficiaires du régime général <i>stricto sensu</i>		Total
	Masculin (%)	Féminin (%)	Masculin (%)	Féminin (%)	
< 20 ans	33 (0,5 %)	56 (0,9 %)	19 (0,3 %)	13 (0,2 %)	121 (1,9 %)
20-29 ans	192 (3,0 %)	350 (5,4 %)	95 (1,5 %)	117 (1,8 %)	754 (11,7 %)
30-39 ans	328 (5,1 %)	573 (8,9 %)	279 (4,3 %)	344 (5,4 %)	1524 (23,7 %)
40-49 ans	303 (4,7 %)	484 (7,5 %)	312 (4,9 %)	483 (7,5 %)	1582 (24,6 %)
50-59 ans	266 (4,1 %)	293 (4,6 %)	329 (5,1 %)	435 (6,8 %)	1323 (20,6 %)
60-69 ans	116 (1,8 %)	89 (1,4 %)	223 (3,5 %)	341 (5,3 %)	769 (12,0 %)
70-79 ans	15 (0,2 %)	18 (0,3 %)	106 (1,6 %)	174 (2,7 %)	313 (4,9 %)
> 79 ans	1 (0,0 %)	1 (0,0 %)	8 (0,1 %)	32 (0,5 %)	42 (0,7 %)
Total	1 254 (19,5 %)	1 864 (29,0 %)	1 371 (21,3 %)	1 939 (30,2 %)	6 428 (100,0 %)

Tableau II : Répartition des différents indices de santé dentaire, selon les tranches d'âge et le mode de protection sociale

Tranche d'âge	Echantillon	effectif	Indice CAO moyen	Indice C moyen	Indice A moyen	Indice O moyen	Ind. O/CAO moyen (%)
0-19 ans	CMUC	88	12,6 ± 1,1	2,1 ± 0,7	4,2 ± 0,6	6,3 ± 0,8	53
	Régime gén. Significativité	32	10,6 ± 2,1 NS	0,8 ± 0,7 $p < 10^{-2}$	4,4 ± 1,1 NS	5,4 ± 2,0 NS	48
20-24 ans	CMUC	183	12,6 ± 0,9	1,3 ± 0,4	3,9 ± 0,5	7,4 ± 0,7	60
	Régime gén. Significativité	62	14,3 ± 1,7 NS	1,1 ± 0,6 NS	3,3 ± 0,7 NS	10,0 ± 1,5 $p < 10^{-2}$	69
25-29 ans	CMUC	359	15,5 ± 0,7	1,4 ± 0,3	5,1 ± 0,5	9,0 ± 0,5	60
	Régime gén. Significativité	151	14,5 ± 0,9 NS	0,9 ± 0,3 $p < 10^{-2}$	3,9 ± 0,5 $p < 10^{-2}$	9,8 ± 0,7 NS	69
30-34 ans	CMUC	466	16,9 ± 0,6	1,4 ± 0,2	6,6 ± 0,5	8,9 ± 0,5	55
	Régime gén. Significativité	264	16,0 ± 0,7 NS	1,0 ± 0,2 $p < 0,02$	4,8 ± 0,4 $p < 10^{-3}$	10,2 ± 0,6 $p < 10^{-3}$	64
35-39 ans	CMUC	436	18,4 ± 0,6	1,3 ± 0,2	8,8 ± 0,6	8,3 ± 0,5	46
	Régime gén. Significativité	359	18,4 ± 0,7 NS	0,9 ± 0,2 $p < 0,02$	5,8 ± 0,2 $p < 10^{-3}$	11,7 ± 0,5 $p < 10^{-3}$	65
40-44 ans	CMUC	414	19,1 ± 0,6	1,1 ± 0,2	10,1 ± 0,7	8,0 ± 0,5	44
	Régime gén. Significativité	379	19,5 ± 0,6 NS	0,9 ± 0,2 NS	6,8 ± 0,5 $p < 10^{-3}$	11,8 ± 0,5 $p < 10^{-3}$	61
45-49 ans	CMUC	373	19,5 ± 0,7	0,9 ± 0,2	11,5 ± 0,8	7,2 ± 0,5	39
	Régime gén. Significativité	416	19,1 ± 0,5 NS	0,6 ± 0,1 $p < 0,04$	7,4 ± 0,5 $p < 10^{-3}$	11,1 ± 0,5 $p < 10^{-3}$	59
50-54 ans	CMUC	339	20,1 ± 0,7	0,8 ± 0,2	12,5 ± 0,8	6,8 ± 0,5	36
	Régime gén. Significativité	448	20,1 ± 0,5 NS	0,7 ± 0,1 NS	9,3 ± 0,5 $p < 10^{-3}$	10,2 ± 0,5 $p < 10^{-3}$	52
55-59 ans	CMUC	220	21,1 ± 0,8	0,8 ± 0,2	13,6 ± 0,1	6,7 ± 0,7	34
	Régime gén. Significativité	316	20,2 ± 0,7 NS	0,5 ± 0,1 $p < 0,03$	9,4 ± 0,6 $p < 10^{-3}$	10,2 ± 0,6 $p < 10^{-3}$	51
60-64 ans	CMUC	142	21,6 ± 1,2	0,9 ± 0,3	15,7 ± 1,0	5,0 ± 0,8	26
	Régime gén. Significativité	332	21,1 ± 0,6 NS	0,7 ± 0,2 NS	10,5 ± 0,7 $p < 10^{-3}$	9,9 ± 0,6 $p < 10^{-3}$	48
65-69 ans	CMUC	63	22,4 ± 1,8	0,7 ± 0,4	17,1 ± 2,3	4,6 ± 1,2	23
	Régime gén. Significativité	232	22,2 ± 0,8 NS	0,8 ± 0,2 NS	12,1 ± 0,9 $p < 10^{-3}$	9,3 ± 7,3 $p < 10^{-3}$	43
70-74 ans	CMUC	24	25,2 ± 2,4	0,4 ± 0,4	20,3 ± 3,5	4,5 ± 2,0	20
	Régime gén. Significativité	189	22,4 ± 0,8 $p < 0,03$	0,6 ± 0,2 NS	12,6 ± 1,0 $p < 10^{-3}$	9,2 ± 0,8 $p < 10^{-3}$	42
> 74 ans	CMUC	11	23,8 ± 4,0	0,7 ± 1,0	17,4 ± 6,5	5,7 ± 3,9	28
	Régime gén. Significativité	130	23,1 ± 1,0 NS	0,6 ± 0,3 NS	14,5 ± 1,2 NS	8,0 ± 1,0 NS	35
Ensemble	CMUC	3 118	18,2 ± 0,2	1,1 ± 0,1	9,5 ± 0,3	7,6 ± 0,2	45
	Régime gén. Significativité	3 310	19,4 ± 0,2 $p < 10^{-3}$	0,7 ± 0,1 $p < 10^{-3}$	8,4 ± 0,2 $p < 10^{-3}$	10,3 ± 0,2 $p < 10^{-3}$	55

± : intervalle de confiance de la moyenne, au risque 5 %
NS : pas de différence significative

blable dans les deux populations étudiées (pas de différences statistiquement significatives).

Cet indice était approximativement multiplié par deux entre la première et la dernière tranche d'âge.

Pour près de la moitié des tranches d'âge, les bénéficiaires de la CMUC avaient significativement plus de dents cariées (indice C).

Dans les tranches d'âge de 25 à 74 ans, les bénéficiaires de la CMUC avaient significativement plus de dents absentes (indice A). L'écart entre les indices des deux populations tendait à augmenter avec l'âge.

Dans les tranches d'âge de 30 à 74 ans, les bénéficiaires de la CMUC avaient significativement moins de dents traitées par obturations (indice O).

Par années d'âge, le point d'inflexion de la courbe de distribution des moyennes d'indice O se situait à 28 ans avec un indice de 9,8 chez les bénéficiaires de la CMUC. Chez les bénéficiaires du Régime général *stricto sensu* il se situait à 38 ans avec un indice de 12,3. Le décalage du maximum de l'indice moyen par âge était donc de dix ans entre les deux populations.

À partir de la tranche d'âge 20-24 ans et dans les dents atteintes (CAO), la proportion de dents traitées par des soins conservateurs (indice O/CAO) chez les bénéficiaires de la CMUC était inférieure à celle des bénéficiaires du Régime général *stricto sensu*.

L'indice CAO de chaque tranche d'âge ne différait pas significativement entre les deux populations, entre 0 et 69 ans. Par contre, sa composition entre dents traitées par soins conservateurs (obturées) et dents cariées ou absentes était différente selon l'appartenance à l'une ou l'autre population.

Nous avons calculé le risque relatif, pour les dents atteintes (indice

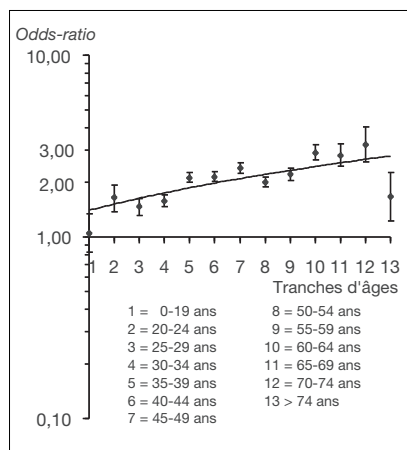


Figure 1 : Chez les demandeurs de prothèse, risque pour une dent atteinte chez un bénéficiaire de la CMUC d'être cariée ou absente au lieu d'être obturée. La référence est la population du Régime général *stricto sensu* de la même tranche d'âge. Répartition des odds-ratios et de leur intervalle de confiance à 95 %, par tranche d'âges. Coordonnées semi-logarithmiques dont l'axe des abscisses croise celui des ordonnées sur la valeur du risque = 1.

CAO) des demandeurs de prothèse, de ne pas avoir eu de soins conservateurs (indice O) au moment de notre examen, chez les bénéficiaires de la CMUC en comparaison avec l'état des dents atteintes, dans les mêmes conditions, chez les bénéficiaires du Régime général *stricto sensu*.

La répartition des *odds-ratios* en fonction des 13 tranches d'âge (figure 1) montrait que de 20 à 74 ans le risque, pour une dent atteinte de ne pas être obturée au moment de l'examen, était multiplié par un et demi à trois chez les bénéficiaires de la CMUC par rapport à ceux du Régime général *stricto sensu*. Ces dents non obturées étaient cariées ou absentes.

Discussion

Les limites de la méthode

Le mode de recrutement dans l'échantillon conduit à une sur-représentation des demandes d'entente préalable des petites unités fonctionnelles de chirurgiens-dentistes-conseils car le sous échantillon qui y est tiré, a le même effectif, quelle que soit la quantité de demandes reçues.

Cependant, ce mode de recrutement a peu d'incidence sur les comparaisons entre les groupes de bénéficiaires de la CMUC et du Régime général *stricto sensu* qui constituent l'essentiel de cette étude.

La constitution de l'échantillon à partir des demandes d'ententes préalables déposées ne permet pas de connaître l'état dentaire de la population générale des bénéficiaires de la CMUC ou celle des bénéficiaires du Régime général *stricto sensu*. Un nombre indéterminé de patients ne s'est pas rendu chez le chirurgien-dentiste, ou bien s'y est rendu mais s'est heurté à des difficultés le contraignant à renoncer aux soins avant de disposer d'une entente préalable. Les résultats de cette étude sont ainsi extrapolables uniquement à une population semblable de personnes ayant adressé une demande d'entente préalable.

La proportion de patients qui ne s'est pas présentée à la convocation du chirurgien-dentiste-conseil est de 10,3 %. Parmi les bénéficiaires de la CMUC, 12,9 % ne se sont pas présentés. Chez les bénéficiaires du Régime général *stricto sensu*, cette proportion est de 7,8 % ($p < 0,001$). Cette population a donc été exclue de l'analyse. Elle peut avoir des caractéristiques particulières par rapport aux critères examinés. Il est peu probable que

cette population ait fait l'objet d'un meilleur suivi des soins que celle qui a répondu à la convocation. Il s'agit certainement de personnes ayant renoncé au traitement prothétique envisagé. L'intégration de ces non-répondants aurait, selon toute vraisemblance, majoré les écarts constatés entre les populations couvertes par les deux modes de protection sociale.

Dans cette étude, les populations n'ont pas été standardisées sur l'âge car l'analyse a porté sur des comparaisons internes à chaque tranche d'âge. Les données concernant la population globale (les trois dernières lignes du tableau II) ne sont fournies que pour information et la signification statistique des différences n'est pas directement interprétable, compte tenu de cette méthode.

La modélisation du risque relatif de dents absentes lié à la précarité, par la mesure des *odds-ratios* a été utilisée par d'autres auteurs. La méthode publiée [4] classe l'échantillon selon le critère : avoir un nombre de dents absentes non remplacées supérieur de 30 % à la moyenne en population générale pour les mêmes âge et sexe.

Notre méthode ne transforme pas la variable quantitative « nombre de dents absentes » en une variable qualitative. Pour cette partie de l'étude, l'unité statistique n'est plus la personne mais la dent. Ceci nous permet de traiter les caractères « dent absente ou cariée » ou « dent obturée » comme les occurrences d'une variable d'emblée qualitative concernant la dent. Cette variable qualitative est utilisable pour le calcul des *odds-ratios* par tranche d'âges, sans perte d'information liée à une transformation de variable.

Validité des résultats au regard des données de la littérature

Nous avons rapproché nos résultats (tableau III) de ceux de Hescot P *et al.* [16] sur la population régionale de Rhône-Alpes non institutionnalisée et de ceux de Beynet *et al.* (résultats de l'étude CREDES-Précalog de 1999-2000 comparés à ceux de l'étude INSEE-CREDES ESSM de 1991-1992) [4]. L'échantillon de l'étude Précalog est issu de patients consultants les centres de soins gratuits pour tout motif.

Les intervalles de confiance de la moyenne pour l'étude de Hescot P *et al.* [16] et les effectifs de l'étude de Beynet *et al.* [4] ont été calculés par nous à partir des informations fournies dans les deux publications. Les résultats de cette dernière étude [4] proviennent d'échantillons de personnes non examinées par un chirurgien-dentiste mais interrogées sur leur nombre de dents manquantes non remplacées.

La tranche d'âge 35-44 ans

L'indice moyen de caries est comparable entre l'étude de Hescot P *et al.* [16] et la nôtre. L'effet réducteur attendu, sur le nombre de caries, de la consultation récente du chirurgien-dentiste n'est donc pas constaté dans notre échantillon.

Notre échantillon a logiquement un indice moyen de dents absentes supérieur à celui trouvé dans les deux autres études. En effet, notre étude a porté sur des demandeurs de prothèse dentaire.

L'indice de dents obturées que nous trouvons est semblable à celui de l'étude de Hescot P *et al.* [16].

Les indices CAO moyens que nous avons trouvé sont supérieurs à ceux de l'étude de Hescot P *et al.* [16]. La

différence est à imputer à un indice moyen de dents absentes plus élevé.

La tranche 65-74 ans

Contrairement à la tranche d'âge précédente, les bénéficiaires de la CMUC et du Régime général *stricto sensu* de cette tranche d'âge présentent un indice moyen de caries légèrement inférieur à celui constaté par Hescot P *et al.* [16]. Cette différence peut être attribuée, à l'effet de la consultation récente du chirurgien-dentiste.

Les indices moyens de dents absentes que nous avons trouvés sont étonnamment semblables à ceux de Hescot P *et al.* [16] (CMUC : 18,0 *versus* 19,4 pour le niveau socio-économique faible et, d'autre part, Régime général : 12,3 *versus* 14,2 et 10,2 pour, respectivement, le niveau socio-économique moyen et élevé). Pourtant notre population de demandeurs de prothèse aurait du présenter plus de dents absentes. Nous formulons l'hypothèse, pour cette tranche d'âge, qu'il existe des déterminants de la demande de prothèse découplés du besoin sanitaire pertinent. Pour des besoins objectifs identiques certaines personnes feraient une demande de prothèse et d'autres non. Ces déterminants seraient à explorer par un protocole d'étude utilisant les méthodes de la recherche qualitative [6] développées par les sciences humaines.

Les indices moyens de dents obturées et de CAO trouvés par les deux études sont assez proches.

Interprétation des résultats

Nos résultats montrent que l'indice CAO ne permet pas de différencier les caractéristiques spécifiques de l'état santé dentaire des populations les plus démunies.

Tableau III : Comparaison de nos résultats avec les données d'études publiées

Tranche d'âge	Référence	Niveau socio-économique	Effectif	Indice C	Indice A	Indice O	Indice CAO
35-44 ans	Hescot P et al. [16]	Faible	512	1,3 ± 0,2	3,6 ± 0,4	9,9 ± 0,5	14,8 ± 0,5
		Moyen	342	1,2 ± 0,2	2,4 ± 0,3	11,1 ± 0,6	14,7 ± 0,6
		Elevé	146	0,9 ± 0,3	2,2 ± 0,5	10,8 ± 0,9	13,7 ± 0,9
	Beynet et al. [4]	Pop. précaire Pop. générale	106 1544		5,7 1,4		
	Borgès Da Silva et al.	CMUC Régime général	850 738	1,2 ± 0,2 0,9 ± 0,1	9,4 ± 0,5 6,3 ± 0,3	8,1 ± 0,4 11,7 ± 0,4	18,7 ± 0,4 18,9 ± 0,4
65-74 ans	Hescot P et al. [16]	Faible	373	1,2 ± 0,2	19,4 ± 1,0	4,0 ± 0,4	24,5 ± 0,7
		Moyen	154	1,1 ± 0,2	14,2 ± 1,6	6,7 ± 0,9	22,0 ± 1,2
		Elevé	76	0,9 ± 0,4	10,2 ± 1,8	8,4 ± 1,4	19,4 ± 1,5
	Borgès Da Silva et al.	CMUC Régime général	87 421	0,6 ± 0,3 0,7 ± 0,2	18,0 ± 1,9 12,3 ± 0,7	4,5 ± 1,0 9,2 ± 0,3	23,2 ± 1,5 22,3 ± 0,6

Avec un indice CAO semblable pour chaque tranche d'âge, les bénéficiaires de la CMUC se distinguent par un nombre de dents cariées légèrement supérieur mais surtout par un nombre de dents absentes bien supérieur à celui des bénéficiaires du Régime général *stricto sensu*. Dans l'indice CAO, ce nombre de dents absentes supérieur est compensé par un nombre de dents obturées nettement inférieur à celui de la population du Régime général *stricto sensu*.

Les dents obturées sont celles ayant bénéficié de soins conservateurs. Ce sont des dents atteintes mais soignées, arrivées à un état cicatriciel stable et concourant de manière efficace à la fonction masticatoire. Elles doivent donc être distinguées des autres dents atteintes (caries ou extractions). L'indice O/CAO permet donc une meilleure évaluation de l'état de santé dentaire, sur le plan fonctionnel. Cet indice est indispensable pour éclairer le contenu de l'indice CAO.

Les valeurs des *odds-ratios*, mesurant le risque de dents cariées ou absentes plutôt qu'obturées chez les patients bénéficiaires de la CMUC, montrent que les bénéficiaires de la CMUC sont exposés à un risque variant

de un et demi à trois, selon la tranche d'âges, par rapport aux bénéficiaires du Régime général *stricto sensu*.

Porter un jugement de causalité à l'encontre de la CMUC ne serait évidemment pas pertinent. Le bénéfice de la CMUC est ici un facteur associé plutôt qu'un facteur de risque [1]. Parmi les déterminants socio-économiques permettant le bénéfice de la CMUC, ceux constituant les facteurs de risques proprement dits restent à préciser.

L'ensemble des résultats témoigne du déficit majeur en soins conservateurs chez les bénéficiaires de la CMUC. L'accès des plus démunis à ces soins est insuffisant, malgré la prise en charge sans ticket modérateur qui leur est accordée. Les professionnels et les usagers, notamment ceux qui souffrent de précarité, doivent être incités à la réalisation optimale de ces soins.

Dans les deux populations, les indices moyens de dents obturées se répartissent selon des valeurs croissantes jusqu'à un âge à partir duquel leurs valeurs diminuent (vers 28 ans pour les bénéficiaires de la CMUC et vers 38 ans pour ceux du Régime général *stricto sensu*). Par contre,

l'indice de dents absentes augmente régulièrement avec l'âge dans les deux populations.

Ces répartitions suggèrent deux hypothèses explicatives différentes et éventuellement associées :

– Soit le suivi des soins conservateurs (amalgames par exemple) ne serait pas réalisé. Après un certain nombre d'années, la reprise du processus carieux aboutirait à l'extraction de la dent. Le phénomène serait plus précoce et plus accentué chez les bénéficiaires de la CMUC.

– Soit nous assisterions à une amélioration de la santé dentaire et une baisse de l'édentement de la population, comme l'envisagent d'autres auteurs [10, 9, 17]. Dans ce cas il ne faudrait plus voir cette répartition comme l'expression d'une dynamique d'évolution liée à l'âge. Les tranches d'âge les plus jeunes seraient les témoins d'une amélioration sanitaire qui va perdurer et les générations les plus anciennes témoigneraient d'une morbidité dentaire révolue.

Le mouvement de la santé publique se doit de dépasser la vision biomédicale [14] restrictive du champ de son intervention le cantonnant à la promotion de la prévention primaire. Pour le Haut comité de la santé publique, une conception globale de la santé impliquant un *continuum* des actions de prévention et des actions curatives fondé sur le concept d'évitabilité permettrait de répondre aux enjeux du futur [15].

La promotion de la prévention secondaire par la valorisation de soins conservateurs efficaces est un axe à privilégier [11]. Les besoins sanitaires révélés par nos résultats permettent d'orienter l'intervention en santé publique dentaire. En plus de la promotion de la prévention primaire avec l'hygiène bucco-dentaire, la santé publique doit promouvoir un accès facilité à des soins conservateurs comme un axe majeur de prévention secondaire [25], notamment dans l'éducation pour la santé [3] des plus démunis.

REMERCIEMENTS

Nous remercions, pour leur contribution à ce travail, les D^{rs} Preel J. (chirurgien-dentiste-conseil chef de service chargé de mission dentaire nationale, DSM), Engel C. (chirurgien-dentiste-conseil chef de service chargé de mission dentaire, DRSM Aquitaine), Tréguier M. (chirurgien-dentiste-conseil chef de service chargé de mission dentaire, DRSM Auvergne), Nérini C. (chirurgien-dentiste-conseil chef de service chargé de mission dentaire, DRSM Normandie), Chabert R. (chirurgien-dentiste-conseil chef de service chargé de mission dentaire, DRSM Rhône-Alpes), Degré A. (médecin-conseil régional, DRSM Aquitaine), Baris B. (médecin-conseil régional, DRSM Auvergne), Laroze M. (médecin-conseil régional, DRSM Languedoc-Roussillon), Thielly P. (médecin-conseil régional, DRSM Normandie), Legal G. (médecin-conseil régional, DRSM Rhône-Alpes) et tous les chirurgiens-dentistes-conseils qui y ont participé.

BIBLIOGRAPHIE

1. Aminot I, Damon MN. Régression logistique : intérêt dans l'analyse de données relatives aux pratiques médicales. *Rev Med Ass Maladie* 2002 ; 33 : 137-43.
2. Barthes D, Bellet B, Bonnard C *et al.* Précarité et soins odontologiques. Mémoire de l'École nationale de santé publique de séminaire interprofessionnel. Rennes (France) : École nationale de la santé publique; 1999.

3. Bertolotto F. L'éducation pour la santé face à la « fracture sociale ». *Actualité et Dossier en Santé Publique* 1996 ; 16 : 29-36.
 4. Beynet A, Menahem G. Problèmes dentaires et précarité. Série analyses. Paris : Centre de recherche d'étude et de documentation en économie de la santé (CREDES) ; 2002.
 5. Boisguérin B. Les bénéficiaires de la couverture maladie universelle au 30 juin 2001. *Études et Résultats* 2001 ; 141.
 6. Borges Da Silva G. La recherche qualitative : un autre principe d'action et de communication. *Rev Med Ass Maladie* 2001 ; 32 : 117-21.
 7. Borges Da Silva G, Minguet-Fabbri J, Orgebin JY, Herter G, Chanut C, Mabriez JC. Qualité des soins dentaires et inégalités sociales de santé. *Rev Med Ass Maladie* 2002 ; 33 (3) : 193-200.
 8. Caisse nationale de l'Assurance maladie des travailleurs salariés (CNAMTS). Enquête nationale sur les actes bucco-dentaires. Paris : CNAMTS ; 1995.
 9. Canet-Nacher CH, Cadot S, Miquel JL, Dartigues JF, Baberger-Gateau P, Salamon R. État bucco-dentaire de la population âgée girondine. *La Revue de Gériatrie* 1994 ; 19 : 547-54.
 10. Carvalho J, Van Nieuwenhuysen JP, D'Hoore W. The decline in dental caries among Belgian school-children between 1983 and 1998. *Community Dent Oral Epidemiol* 2001 ; 29 : 55-61.
 11. Dorin M, Candes C, Chevalier J *et al.* État de santé bucco-dentaire des personnes âgées dépendantes. *Information Dentaire* 2002 ; 23 : 1547-56.
 12. Dourgnon P, Grignon M, Jusot F. L'assurance maladie réduit-elle les inégalités sociales de santé ? Une revue de la littérature. *Questions d'Économie de la Santé* (Centre de recherche d'étude et de documentation en économie de la santé) 2001 ; 43.
 13. Durand G, editor. Comment améliorer la prise en charge des soins dentaires de la population ? Mémoire collectif du module interprofessionnel de santé publique. Rennes (France) : École nationale de la Santé publique ; 2000. Disponible sur le site web de la Banque de données de santé publique (<http://www.bdsp.tm.fr>).
 14. Granier A. Précarité et demandes de santé. *Projet* 2000 ; 263 : 43-52.
 15. Haut comité de la santé publique. La santé en France 2002. Paris : La Documentation Française ; 2002.
 16. Hescot P, Bourgeois D, Berger P. Le programme international de recherche de l'Organisation mondiale de la santé sur les déterminants et la santé bucco-dentaire - La situation en France pour la période 1993-1995. Suffolk (Grande-Bretagne) : Association dentaire française – FDI World Dental Press ; 1996.
 17. Kovac-Kavcic M, Skaleric U. The change of DMFT counts in Slovenia. *Caries Res* 2001 ; 35 : 247-51
 18. Mann J. Éthique et droit de la personne. *Santé Publique* 1998 ; 10 : 239-50.
 19. Moradell M, Halley Des Fontaines V. Les principaux risques d'exclusion des soins dans les pays de l'Union européenne. *Santé Publique* 2000 ; 12 : 513-26
 20. Nugent ZJ, Longbottom C, Pitts NB. Quantifying dental inequality – developing the methodology. *Community Dent Health* 2002 ; 19 : 43-5.
 21. Organisation mondiale de la santé. Enquêtes sur la santé bucco-dentaire – Méthodes fondamentales (Quatrième édition). Genève : OMS ; 1998.
 22. Perret JP, De Roquefeuil L. Un an de couverture maladie universelle : dénombrements des bénéficiaires et structure des dépenses. *Point Stat* (Caisse nationale de l'Assurance maladie des travailleurs salariés) 2001 ; 32.
 23. Schneider-Bunner C. Santé et justice sociale : l'économie des systèmes de santé face à l'équité. Collection approfondissement de la connaissance économique. Paris : Economica ; 1997.
 24. Swedberg Y, Noren JG. Analysis of caries status development in relation to socio-economic variables using a case-based system. *Swed Dent j* 2001 ; 25 : 81-88.
 25. Wolf H, Durieux-Oaillard S, Meynard A, Stalder H. Précarité et accès aux soins : « mieux vaut être riche et en bonne santé que pauvre et malade ». *Med Hyg* 2000 ; 58 : 1927-30.
-