

24 novembre 2009 / n° 44-45

- p.473 **Surveillance et évaluation de la santé périnatale en Île-de-France à partir des certificats de santé**
Surveillance and evaluation of perinatal health in the Île-de-France region using the first health certificate
- p.478 **Évolution de la prévalence des infections nosocomiales dans les Hôpitaux d'instruction des armées français entre 1996 et 2006 : impact de la suppression du service national**
Comparative analysis of 1996 and 2006 prevalence studies of nosocomial infections in French military hospitals: impact of the end of the military service
- p.482 **Mortalité dans la population militaire française en activité, 2002-2007**
- p.488 **Errata/Errata**

Surveillance et évaluation de la santé périnatale en Île-de-France à partir des certificats de santé

Collaboration CS8 Île-de-France*

Auteur correspondant : Jennifer Zeitlin (Jennifer.zeitlin@inserm.fr),

* Collaboration CS8 Île-de-France

Marie-Claude Bonnefoi, Service de PMI, Direction des familles et de la petite enfance, Paris ; Edwige Conte, Directeur de la santé et de la petite enfance, Conseil général de Seine-et-Marne ; Bernard Topuz, Amélie Marier, Conseil général des Yvelines ; Marie Moron, Service d'épidémiologie, direction de la Protection maternelle et infantile, Conseil général de l'Essonne ; Simone Dragos, épidémiologie-veille informatique, direction PMI-petite enfance, Conseil général des Hauts-de-Seine ; Lucille Rivera, unité informatique, Service de PMI, Conseil général de la Seine-Saint-Denis ; Yvette Pierrot, direction de la Protection maternelle et infantile et Promotion de la santé, Conseil général du Val-de-Marne ; Yves-Marie Février, Observatoire de la direction de la prévention et de la santé Conseil général du Val d'Oise ; Elodie Lebreton, Perinat-Arhif ; Jennifer Zeitlin et Gérard Bréart, Inserm U953, Unité de recherche épidémiologique sur la santé périnatale et la santé des femmes et des enfants, UPMC Univ Paris 06.

Résumé / Abstract

Introduction - Cette étude évalue l'utilisation des premiers certificats de santé (CS8) pour la surveillance de la politique périnatale en région Île-de-France (IDF).

Méthodes - Chaque département d'IDF a fourni les CS8 en 2002, 2004, 2006 et 2007. Nous avons vérifié l'exhaustivité par rapport aux naissances déclarées à l'état civil, analysé les données manquantes (DM), validé les indicateurs en les confrontant à l'enquête nationale périnatale (ENP) de 2003 et étudié l'évolution des indicateurs entre 2002 et 2007.

Résultats - L'exhaustivité des inclusions était de 93,3% en 2007 pour l'ensemble des naissances, mais moindre pour les prématurés et les enfants de faible poids de naissance. Les variables sur le suivi anténatal et le transfert néonatal avaient un pourcentage élevé de DM. La concordance avec l'ENP était bonne pour l'âge maternel, le mode d'accouchement et le lieu de naissance. Pendant l'étude, une augmentation est constatée du nombre de mères de 35 ans et plus, de césariennes et de naissances prématurées et d'enfants de faible poids de naissance. Les naissances en maternité de type I ont baissé pour l'ensemble (52 à 31%), pour les grands prématurés (9 à 5%) et pour les jumeaux (34 à 16%).

Conclusion - L'analyse des CS8 décrit l'évolution importante de l'organisation de soins en IDF et fournit une aide à l'évaluation des soins. Il faut toutefois améliorer l'exhaustivité et le remplissage des certificats.

Surveillance and evaluation of perinatal health in the Île-de-France region using the first health certificate

Introduction - This study evaluates the use of the first health certificate (HC) for the evaluation of perinatal policies in the Ile-de-France (IDF) region.

Methods - Each department in IDF provided data on births in 2002, 2004, 2006 and 2007. We compared the number of HC with civil registration data, analysed missing data, validated our indicators using the 2003 French National Perinatal Study, and described the evolution of the indicators between 2002 and 2007.

Results - The completeness of inclusions was 93.3% in 2007. Variables on antenatal care and neonatal transport had high levels of missing data. Concordance with the National Perinatal Survey was good for maternal age, mode of delivery and place of birth while preterm and low birthweight births were underestimated. Over the study period, older mothers, caesarean sections, preterm births and low birthweight births increased. Births in level I maternity units decreased for all births (52 to 31%), very preterm births (9 to 5%), and twins (34 to 16%).

Conclusions - This analysis described marked evolutions in the organisation of maternity services in IDF and showed that these data are useful for planning and evaluating care. However, improving completeness and quality of certain variables is necessary.

Mots clés / Key words

Santé périnatale, indicateurs, Île-de-France, certificats de santé / Perinatal health, indicators, Ile-de-France region, health certificates

Introduction

L'environnement des naissances subit de profondes mutations en France avec la mise en place de la politique de régionalisation des soins pour les naissances très prématurées [1], la fermeture des petites ou moyennes maternités (entre 1998 et 2003, 20% des maternités ont fermé) [2] et la constitution des réseaux de santé périnatale à base territoriale. Face à ces changements, les décideurs politiques et les professionnels de la santé ont besoin d'outils pour évaluer leur impact sur la prise en charge et la santé des femmes enceintes et de leurs nouveau-nés.

Depuis la loi hospitalière de 1991 et les ordonnances d'avril 1995 qui ont réformé le système de santé français, la région administrative est le niveau principal d'organisation des soins et d'allocation des ressources financières. Cette réforme repose sur l'hypothèse que c'est à ce niveau que peut se faire, au mieux, l'ajustement entre les besoins de santé de la population et l'offre de soins.

Actuellement, les outils d'évaluation disponibles sur la santé périnatale ne sont pas conçus pour fournir des informations au niveau régional. L'enquête nationale périnatale, réalisée de façon périodique auprès d'un échantillon de femmes enceintes depuis 1995 [3], permet de surveiller les indicateurs de santé périnatale au niveau national. L'état-civil recueille des informations sur les naissances et les décès périnataux, qui peuvent être analysées au niveau des régions, mais apportent peu d'informations médicales. Le PMSI (Programme de médicalisation des systèmes d'information) est une base nationale de données sur les séjours hospitaliers détaillés dans un but médico-économique. L'indication du code de domicile et du lieu d'accouchement ou de naissance permet une analyse géographique. L'autre outil en France permettant de recueillir des données sur les enfants à la naissance est le premier certificat de santé (dit « certificat du 8^e jour » ou CS8). Ces certificats sont gérés par les services départementaux de Protection maternelle et infantile (PMI). Il existe un traitement réglementaire des données dans tous les départements et le partage de certains indicateurs à partir des données agrégées au niveau national par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) depuis la création des certificats. Depuis 2004, la Drees recueille auprès des PMI des données individuelles et non plus agrégées, et prévoit de mettre à disposition des données pondérées au niveau départemental et régional.

Pour l'Île-de-France (IDF), une vision régionale est particulièrement importante pour l'évaluation des soins périnataux en raison des flux importants entre les départements. Si la plupart des femmes

accouchent dans leur département de résidence, entre 32% (département 94) et 14% (département 75) choisissent une maternité qui se situe hors du département de domiciliation (données Insee, 2004).

Cette étude vise à évaluer la faisabilité de la mise en commun des données du premier certificat de santé au niveau régional pour une évaluation continue des actions de santé pour la mère et l'enfant en IDF et à décrire l'évolution des indicateurs de santé périnatale entre 2002 et 2007 dans cette région.

Matériel et méthodes

Ce travail résulte d'une collaboration initiée au sein de la commission régionale de la naissance en IDF, qui regroupait les médecins responsables des certificats de santé aux Conseils généraux des départements de la région, les représentants de la Direction régionale des affaires sanitaires et sociales d'Île-de-France (Drassif), de l'Arhif (Agence régionale de l'hospitalisation d'IDF), des professionnels de la périnatalité et les chercheurs de l'Unité 149 de l'Inserm.

La première étape a consisté à élaborer une série d'indicateurs à partir des recommandations sur les indicateurs périnataux [4,5] et les données figurant dans le certificat. Les indicateurs choisis décrivaient les caractéristiques des femmes enceintes (taux de naissances multiples, distribution de l'âge maternel et de la parité, prévalence des antécédents obstétricaux), la prise en charge pendant la grossesse et l'accouchement (taux de grossesses mal suivies, défini comme inférieur à sept consultations anténatales, distribution du mode du début du travail et mode d'accouchement, distribution des naissances par niveau de soins de la maternité d'accouchement, pourcentage de nouveau-nés transférés) ainsi que les indicateurs de santé (taux de prématurité et de petits poids de naissance). Au cours de notre étude, le ministère chargé de la Santé a modifié le certificat de santé. La variable sur le nombre de consultations prénatales a été remplacée par le trimestre de la première consultation anténatale (1^{er}, 2^e, 3^e). Pour la parité, le « nombre total d'accouchements, accouchement actuel compris » se substitue au « nombre total d'accouchements sans l'accouchement actuel ».

Chaque département a fourni à l'équipe d'analyse de l'Inserm U149 une extraction de sa base de données portant sur les naissances domiciliées dans le département. Nous avons d'abord testé l'exploitation sur six mois en 2002 et 2004 et sur les années complètes à partir de 2006. À partir de 2006, nous avons utilisé les bases de données envoyées à la Drees pour l'exploitation au niveau national.

La première étape de l'analyse a été d'évaluer l'exhaustivité de la collecte de données en comparant le nombre de certificats reçus pour chaque département avec le nombre de naissances déclarées à l'état-civil sur la même période. Nous avons ensuite étudié la qualité des données en observant les informations manquantes pour chaque variable et les cohérences interne et externe des variables. Pour déterminer la cohérence interne, nous avons cherché des combinaisons illogiques. La cohérence externe était évaluée en comparant les valeurs des indicateurs figurant dans les certificats de santé avec d'autres études sur population. Nous avons utilisé des données de l'enquête nationale périnatale de 2003 portant sur la région d'Île-de-France [3] et de l'étude Mosaic menée en 2003 sur les grands prématurés dans six des huit départements d'IDF [6]. Nous avons utilisé les tests de Chi² pour comparer les taux de l'enquête nationale de 2003 avec les données du CS de 2002 et 2004 réunies et les tests de tendance pour évaluer les évolutions au cours du temps.

Nous avons ensuite décrit les indicateurs pour les naissances en IDF. Nous avons travaillé à partir de la population des naissances et non des femmes ; en raison de l'anonymisation dans la base de la Drees, les jumeaux n'ont pu être apparés. Nous avons effectué une analyse plus détaillée du type de centre périnatal de naissance en fonction du niveau de risque de la grossesse en créant les sous-groupes suivants : les naissances à terme avec un poids de naissance de 2 500 g ou plus, les jumeaux, les naissances très prématurées (< 32 semaines d'âge gestationnel (AG)), les naissances prématurées modérées (32-36 semaines d'AG) et les enfants nés à terme avec un retard de croissance sévère (< 3^e centile des courbes de poids établies sur les certificats de santé analysés).

Résultats

Au cours des quatre années de l'étude, l'exhaustivité au niveau de la région a varié entre 91 et 94% (tableau 1). En 2007, elle varie entre départements de 90 à 97%. Le département 93, qui présente les taux les plus élevés au cours des quatre périodes, vérifie l'exhaustivité en comparant les certificats de santé reçus avec les cahiers de naissances dans les maternités du département.

Le tableau 2 fournit les taux de données manquantes pour chaque indicateur en 2007. Pour l'âge gestationnel et le poids, ce taux est peu important (< 1%). La parité et le mode d'accouchement sont bien renseignés (moins de 5% de données manquantes), malgré une variation importante entre départements. En

Tableau 1 Exhaustivité des certificats de santé (CS) du 8^e jour en Île-de-France, 2002-2007 : comparaison avec les données de l'état-civil /
Table 1 Completeness of inclusions of births in health certificates from 2002-2007 in Ile-de-France : comparison with civil registration data

Département de résidence	2002 (6 mois) ¹			2004 (6 mois) ²			2006 (12 mois)			2007 (12 mois)		
	CS	Insee	Taux (%)	CS	Insee	Taux (%)	CS	Insee	Taux (%)	CS	Insee	Taux (%)
75	15 691	16 461	95,3	14 915	15 631	95,4	29 540	31 748	93	27 723	30 820	90
77	7 868	8 555	92	7 868	8 576	91,7	17 166	18 986	90,4	17 485	18 978	92,1
78	9 355	10 076	92,8	8 638	9 452	91,4	18 724	20 438	91,6	18 441	19 899	92,7
91	8 257	8 799	93,8	7 513	8 473	88,7	16 870	18 281	92,3	16 708	17 932	93,2
92	11 662	12 444	93,7	11 430	12 114	94,4	23 619	25 426	92,9	23 210	24 937	93,1
93	12 767	13 233	96,5	11 952	12 475	95,8	26 568	27 916	95,2	26 895	27 743	96,9
94	9 184	10 041	91,5	7 893	9 486	83,2	18 255	20 948	87,1	19 030	20 331	93,6
95	8 024	8 792	91,3	7 348	8 655	84,9	17 265	19 015	90,8	17 807	18 624	95,6
Total	82 808	88 401	93,7	77 557	84 862	91,4	168 006	182 758	91,9	167 299	179 264	93,3

N.B. : population des naissances domiciliées

¹ 1^{er} juillet-31 décembre, sauf pour le 77 : 1^{er} janvier-30 juin 2003

² 1^{er} janvier-30 juin

revanche, l'âge maternel, qui figure dans la partie du certificat remplie par les parents, manque dans 2 à 19,9% des cas selon les départements. L'information sur le suivi anténatal manque pour 10% des certificats, avec une variabilité départementale de 6 à 19%. Les données manquantes sur les antécédents obstétricaux et le transfert de l'enfant sont nombreuses (> 20%). Dans certains départements, un taux nul de données manquantes résulte du fait que les informations non renseignées ne peuvent pas être différenciées des réponses négatives (comme par exemple la présence d'un antécédent). Ce n'étaient pas toujours les mêmes départements qui présentaient les taux élevés de données manquantes. Nous avons ensuite vérifié la cohérence interne, comme par exemple, les accouchements par voie vaginale après un début d'accouchement par césarienne ou les antécédents de prématurité chez les primipares. Quelques incohérences ont été relevées, mais, globalement, les données montraient une bonne cohérence interne.

On constate une bonne concordance entre les certificats de santé de 2002 et 2004 et l'enquête

nationale périnatale 2003 pour l'âge des mères, le type des maternités de naissance, les taux de déclenchement du travail et de modes d'accouchement (tableau 3) ; en revanche, il existe des différences en ce qui concerne la parité et les césariennes avant le début du travail. De plus, les certificats de santé surestiment beaucoup le pourcentage de femmes avec moins de sept consultations pendant la grossesse (17% contre 10%). Cependant, la concordance semble être meilleure pour la nouvelle variable sur le trimestre du début du suivi, même si la comparaison porte sur des années un peu éloignées (données 2007 pour le CS/étude ENP de 2003). Le pourcentage des naissances multiples et les taux de prématurés, d'enfants de faible poids et d'enfants transférés sont inférieurs dans la base des certificats de santé à ceux de l'enquête nationale. Pour la prématurité, le taux est de 5,7-5,8% au lieu de 6,6% (p=0,04) et, pour le faible poids de naissance, de 6,3-6,1% au lieu de 7% (p=0,06). La différence est plus prononcée pour le taux de transferts qui s'élève à 8% dans l'enquête nationale périnatale, mais est inférieur à 6% dans les CS (p<0,001).

Nous avons également réalisé une comparaison avec l'étude Mosaic. Cette étude a recensé 1,08% [1,01-1,15] d'enfants nés vivants entre 22 et 31 semaines d'aménorrhée en 2003, tandis que ce pourcentage ne s'élevait qu'à 0,82% [0,76-0,89] dans les certificats de santé en 2002, ce qui correspond à une sous-estimation d'environ 24%. Le pourcentage des enfants très prématurés nés en maternité de type 3 était de 72,3% [68,5-76,1] pour les certificats de santé et de 76,5% [73,5-79,6] pour l'étude Mosaic.

Entre 2002 et 2007, les caractéristiques et la prise en charge des femmes enceintes ainsi que les résultats de santé ont changé (tableau 3). L'âge des mères a évolué dans le temps : en 2002, 19,8% des enfants sont nés de mères qui avaient 35 ans et plus, contre 22,6% en 2007. Le pourcentage des naissances chez les femmes de moins de 20 ans a également baissé. Les modifications observées au niveau de la parité et des antécédents obstétricaux sont difficiles à évaluer en raison du changement de certificat en 2006 et des problèmes de comparabilité des définitions.

Des changements très marquants ont eu lieu dans l'organisation des soins entre 2002 et 2007. Le pourcentage de naissances en maternités de type I (sans néonatalogie) a diminué passant de 50% en 2002-2004 à 31% en 2007, alors qu'il a augmenté en type II de 31 à 46% et en type III de 17 à 24%. Le pourcentage des accouchements déclenchés et le taux de césariennes ont eux aussi augmenté, passant respectivement de 19,8 à 20,7% et de 21,3 à 22,9% (test de tendance p<0,0001). Enfin, la prématurité et le faible poids de naissance (<2 500 g) ont progressé au cours de cette période (tests de tendances p<0,0001 et p=0,0002 respectivement), avec une augmentation plus marquée pour la prématurité (de 5,7 à 6,3 et de 6,3 à 6,6, respectivement).

Nous avons par ailleurs étudié l'évolution du lieu de naissance en fonction du niveau de risque (figure 1). Cette analyse montre une légère augmentation des naissances en type III chez les

Tableau 2 Taux de données manquantes pour les indicateurs de santé périnatale provenant des certificats de santé en Île-de-France en 2007 / Table 2 Rates of missing values for perinatal health indicators derived from health certificates in Ile-de-France in 2007

Indicateurs	Données manquantes %	Minimum et maximum des départements (%)
Poids de naissance	0,3	0 - 0,7
Âge gestationnel (en semaines révolues)	0,8	0 - 2,8
Accouchement multiple (nombre de foetus)	2,1	0 - 6,9
Âge maternel (date de naissance)	7,9	2 - 19,9
Parité de la mère (enfants nés vivants ou mort-nés après 22 semaines)	2,2	0 - 10,7
Antécédents obstétricaux de prématurité et de mortalité	20,9	0 - 41,3
Mode du début de travail	4,5	2,9 - 7,3
Mode d'accouchement	4,3	1,9 - 5,3
Nombre de consultations anténatales (2004)	9,3	5,7 - 18,8
Nouveau certificat : pas de consultation au 1 ^{er} trimestre (2007)	10,1	6,4 - 18,8
Niveau de soins de la maternité de naissance ¹	1,4	0 - 2,9
Nouveau-nés transférés dans l'établissement et hors établissement	23,6	12,3 - 30,5

¹ Naissances dans les maternités d'Île-de-France uniquement

Tableau 3 Indicateurs de santé périnatale en 2002, 2004, 2006 et 2007 provenant des certificats de santé et comparaison avec les données de l'enquête nationale périnatale de 2003, Naissances domiciliées en Île-de-France / *Table 3 Indicators of perinatal health in 2002, 2004, 2006 and 2007 based on data in health certificates and comparison with data from the National Perinatal Survey in 2003, births to mothers residing in Ile-de-France*

Naissances totales	Certificats de santé				Enquête nationale périnatale	
	2002 n = 82 808	2004 n = 77 557	2006 n = 168 006	2007 n = 167 299	2003 n = 3 226	
	%	%	%	%	%	IC 95%
Naissances multiples	3,1	3,2	3,4	3,6	3,7	[3,0 - 4,3]
Âge maternel						
< 20 ans	2,1	1,8	1,8	1,8	2	[1,5 - 2,5]
≥ 35 ans	19,8	21,3	22,1	22,6	20,1	[18,7 - 21,5]
Parité						
Nullipares	35,4	40,7	44,8	43,8	43,8	[42,1 - 45,5]
Grandes multipares (4+)	4	3,5	3,1	3,2	2,7	[2,1 - 3,3]
Antécédents obstétricaux						
Mort-né	--	1,6	1,9	1,7	2,8	[2,2 - 3,3]
Prématuré	--	2,8	6,2	5,6 ^b	2,7	[2,1 - 3,2]
Type de maternité ^a						
Type 1	51,7	49	34,5	31,0	--	
Type 2	31,3	31,1	43,9	45,5	--	
Type 3	17,1	19,9	21,6	23,5	18,6	[17,2 - 19,9]
Début de travail						
Césarienne avant travail	10,3	10,3	11,1	11,4	12,8	[11,6 - 13,9]
Déclenché	19,8	18,1	17,9	20,7	19,1	[17,8 - 20,5]
Spontané	69,9	71,6	71	67,9	68,1	[66,5 - 69,7]
Mode d'accouchement						
Césarienne	21,3	21,8	22,6	22,9	21,6	[20,2 - 23]
Voie basse instrumentale	11,8	11,8	12	12,8	12	[10,9 - 13,2]
Voie basse spontanée	66,9	66,4	65,4	64,2	66,4	[64,8 - 68]
Consultations prénatales						
% de suivis < 7 cs	16,6	17,8	24,4 ^c	--	10,3	[9,3 - 11,4]
Première consultation au 1 ^{er} trimestre	--	--	--	94,2	93,8	[92,9 - 94,6]
Nouveau-nés transférés	5,4 ^a	5,8	7	7,6	8	[7,1 - 8,9]
Nouveau-nés prématurés (< 37 SA)	5,7	5,8	6,3	6,3	6,6	[5,7 - 7,5]
Nouveau-nés avec poids de naissance < 2 500 g	6,3	6,1	6,4	6,6	7	[6,1 - 7,9]

^a Naissances dans les maternités d'Île-de-France. La définition dans l'enquête nationale pour les types 1 et 2 (type d'autorisation accordée) n'est pas la même que dans les CS (niveau de soins actuel).
^b Hors département 93.
^c Hors départements 91 et 93.

grands prématurés (de 73 à 78%) et une diminution des naissances en type I (de 9,2 à 5,3%). Nous avons observé des changements dans la population des naissances à faible risque : il y a eu moins de naissances d'enfants à terme pesant

au moins 2 500 g dans les maternités de type I. Cette tendance se confirme pour les autres sous-groupes et, chez les jumeaux, par exemple, le pourcentage de naissances en maternité de type I baisse de 34 à 18%. 31% des enfants nés à terme

avec un poids en dessous du 3^e percentile et 18% des prématurés modérés sont nés dans une maternité ne disposant pas d'un service de néonatalogie en 2007.

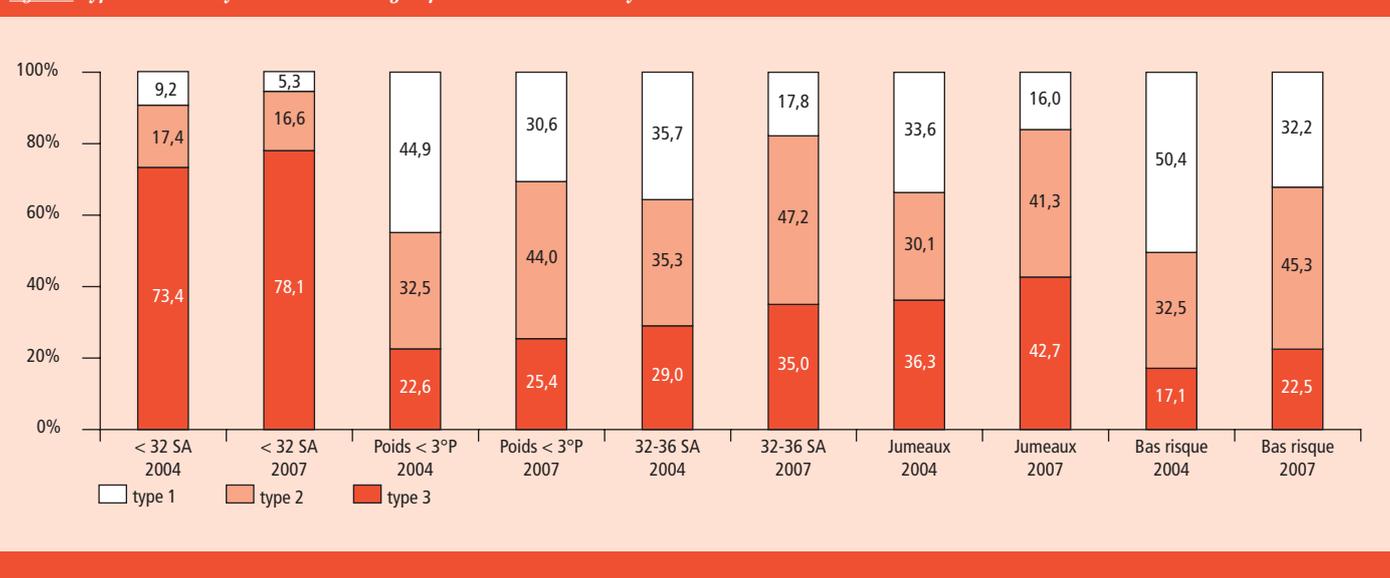
Discussion

Les certificats de santé du 8^e jour recueillent des informations importantes sur les caractéristiques, la prise en charge et l'état de santé des femmes enceintes et des nouveau-nés en Île-de-France pour quelque 168 000 enfants chaque année. Certains éléments figurant sur le certificat sont bien renseignés, tels l'âge gestationnel, le poids de naissance, la maternité de naissance et le mode d'accouchement. L'âge des mères est plus souvent manquant, mais les estimations provenant des certificats de santé concordent avec les autres études disponibles.

Il existe cependant des lacunes et, en particulier, un biais de sélection induit par les certificats manquants. Globalement, l'exhaustivité était de 93%, mais elle est autour de 80% pour les prématurés et les enfants avec un faible poids de naissance et de 75% pour les grands prématurés. En situation d'urgence, et surtout quand l'enfant décède en maternité ou dans les premiers jours de vie, ce premier certificat n'est pas rempli ou n'est pas envoyé au Conseil général. Pour améliorer la qualité et la pertinence des certificats, cette lacune doit être comblée.

De plus, certaines variables-clés enregistrent un grand nombre de données manquantes (comme le transfert de l'enfant) ou ne concordent pas avec les estimations de l'enquête nationale (nombre de consultations prénatales, parité, césariennes avant travail). Les problèmes de définition pourraient expliquer les différences entre les deux sources en ce qui concerne la parité et les césariennes avant travail. Les césariennes antérieurement programmées effectuées alors

Figure 1 Type de maternité de naissance par groupe d'enfants défini par rapport à leur niveau de risque ; évolution entre 2004 et 2007 en Île-de-France / *Figure 1 Type of maternity unit of birth for groups of infants defined by their level of risk: trends between 2004 and 2007*



que le travail a débuté spontanément posent souvent des problèmes de codage. En ce qui concerne le nombre de consultations, largement sous-estimé dans les certificats de santé, il est probable que les consultations en ville n'aient pas toujours été prises en compte. Cette variable a été remplacée dans le nouveau modèle du CS par le trimestre de la première consultation, qui semble fournir une information plus fiable.

L'étude de ces certificats nous a permis de décrire l'évolution importante de l'organisation des soins dans la région IDF entre 2002 et 2007. Au cours de cette période, le pourcentage global des naissances en maternité de type I a énormément baissé. Ceci se retrouve aussi chez les groupes à risque élevé – 5% des grands prématurés sont nés en type I en 2007 – et à risque modéré (les jumeaux et prématurés modérés). Ces évolutions s'expliquent en partie par la fermeture de maternités de type I et l'ouverture d'unités de néonatalogie, soins intensifs et réanimations néonatales dans plusieurs maternités suivant le schéma régional d'organisation sanitaire (SROS 2 et 3) [7].

L'analyse de ces indicateurs par niveau de risque soulève des questions sur le lieu optimal de naissance. S'il y a consensus sur la nécessité de naître en maternité de type III pour les grands prématurés [8], les avis divergent quant aux autres groupes à risque plus élevé que les enfants à terme. Nous avons trouvé qu'un pourcentage non négligeable de jumeaux, d'hypotrophes sévères à terme et de prématurés modérés naissent dans des maternités sans service de pédiatrie sur place. Or, ces enfants sont plus à risque de mortalité et de morbidité périnatales que des enfants uniques à terme et nécessitent plus souvent une prise en charge dans une unité de soins néonatale [9-11]. Pour comprendre dans quelle mesure le niveau de soins de la maternité de naissance influence la prise en charge et la santé de ces enfants à risque intermédiaire, des études sont nécessaires sur les transferts de ces nouveau-nés ainsi que de leur morbidité en fonction du lieu de naissance.

Les résultats de notre étude suggèrent que les taux de prématurité et de faible poids augmentent en IDF. Étant donné les problèmes d'exhaustivité des naissances à risque, la prudence

s'impose pour l'interprétation de ces résultats. Si l'on améliore l'exhaustivité des certificats, surtout chez les enfants à risque, l'on peut s'attendre à une augmentation relative de la proportion des taux de prématurité et de faible poids, pour l'heure sous-estimés. Toutefois, ces évolutions en hausse sont conformes aux tendances observées en France et dans le reste de l'Europe [3,12].

Nous en concluons qu'une exploitation des certificats de santé au niveau régional est possible et que cette source de données pourrait fournir une aide utile à la planification et à l'évaluation des soins. Il est toutefois important de continuer à améliorer la qualité des données renseignées dans le certificat et l'exhaustivité des inclusions. Le projet concernant la dématérialisation des CS8 [13] pourrait y contribuer en facilitant l'envoi des certificats et en éliminant les erreurs de saisie des données. Il faut également engager une réflexion sur la manière de compléter les informations recueillies. En particulier, ce système d'information ne contient pas de renseignements sur la mortalité fœtale ou néonatale. La Seine-Saint-Denis a mis en place un certificat sur les mort-nés, suivie par le département des Yvelines depuis 2008. Une possibilité sera d'envisager la mise en commun des différentes bases de données, par exemple celles du PMSI. Ces données, recueillies pour tout séjour à l'hôpital y compris les naissances vivantes et les mort-nés (enregistrement repris en 2009), fournissent des renseignements utiles sur la périnatalité et peuvent servir aux analyses régionales [14]. L'ARHIF développe une analyse régionale en périnatalité à partir de la base de données PMSI depuis 2003 avec la Caisse régionale d'assurance maladie IDF (www.perinatarhif.org) [15]. Une intégration de ces deux systèmes d'informations pourrait améliorer la qualité et l'étendue des informations disponibles, mais soulève des questions techniques. Une autre option pour la mortalité néonatale pourrait être de relier les informations du certificat de santé à celles du certificat de décès néonatal. Enfin, si cette base sert à l'évaluation des réseaux de soins, ces derniers pourraient compléter les données en mettant en place un recueil d'informations dans les unités de néonatalogie ou sur les mort-nés.

Remerciements

À Catherine Crenn-Hebert et Gilles Echardour pour leurs commentaires sur cet article. Nous remercions également Nathalie Lelong et Béatrice Blondel pour l'accès aux données de l'Enquête nationale périnatale 2003. L'enquête nationale périnatale a reçu un financement du Ministère chargé de la Santé et a été coordonnée par les services de PMI de chaque département et a été réalisée grâce à la participation des services de gynécologie-obstétrique, des sages-femmes enquêtrices et des femmes qui ont accouché pendant la période d'enquête.

Références

- [1] Ministère de l'emploi et de la solidarité, Décret n°98-899 et n° 98-9000 du 9 octobre 1998. Journal officiel de la République française, 1998 : p.15343.
- [2] Pilkington H, Blondel B, Carayol M, Breart G, Zeitlin J. Impact of maternity unit closures on access to obstetrical care : the French experience between 1998 and 2003. *Soc Sci Med.* 2008; 67(10) :1521-9.
- [3] Blondel B, Supernant K, Du Mazaubrun C, Bréart G ; pour la Coordination nationale des Enquêtes Nationales Périnatales. La sante périnatale en France métropolitaine de 1995 à 2003. Résultats des enquêtes nationales périnatales. *J Gynecol Obstet Biol Reprod.* (Paris). 2006; 35(4):373-87.
- [4] Mamelle N, David S, Lombraïl P, Rozé JC ; Collège National des Gynécologues et Obstétriciens Français, Fédération Nationale des Pédiatres Néonatalogistes, Société Française de Médecine Périnatale, Association des Utilisateurs de Dossiers Informatisés en Périnatalogie, Obstétrique et Gynécologie. Indicateurs et outils d'évaluation des réseaux de soins périnatales. *J Gynecol Obstet Biol Reprod* (Paris). 2001; 30(7 Pt 1):641-55 ; discussion 655-6.
- [5] Zeitlin J, Wildman K, Bréart G, Alexander S, Barros H, Blondel B, *et al.* . Selecting an indicator set for monitoring and evaluating perinatal health in Europe : criteria, methods and results from the PERISTAT project. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol.* 2003 28; 111 Suppl 1:S5-S14.
- [6] Zeitlin J, Draper ES, Kollée L, Milligan D, Boerch K, Agostino R, *et al.* ; MOSAIC research group. Differences in rates and short-term outcome of live births before 32 weeks of gestation in Europe in 2003 : results from the MOSAIC cohort. *Pediatrics.* 2008; 121(4):e936-44.
- [7] Note de cadrage, Volet périnatalité SROS. <http://www.parhtage.sante.fr>
- [8] Zeitlin J, Papiernik E, Breart G. Regionalization of perinatal care in Europe. *Semin Neonatol.* 2004; 9(2): 99-110.
- [9] Kramer MS, Demissie K, Yang H, Platt RW, Sauvé R, Liston R. The contribution of mild and moderate preterm birth to infant mortality. Fetal and Infant Health Study Group of the Canadian Perinatal Surveillance System. *JAMA.* 2000; 284(7):843-9.
- [10] Lubow JM, How HY, Habli M, Maxwell R, Sibai BM. Indications for delivery and short-term neonatal outcomes in late preterm as compared with term births. *Am J Obstet Gynecol.* 2009 ;200(5) :e30-3.
- [11] Minior VK, Divon MY. Fetal growth restriction at term : myth or reality ? *Obstet Gynecol.* 1998 ;92(1) :57-60.
- [12] Langhoff-Roos J, Kesmodel U, Jacobsson B, Rasmussen S, Vogel I. Spontaneous preterm delivery in primiparous women at low risk in Denmark : population based study. *BMJ.* 2006 ;332(7547) :937-9.
- [13] http://www.sante-sports.gouv.fr/fichiers/bo/2009/09-01/ste_20090001_0100_0264.pdf
- [14] Cornet B. *et al.* Évaluation régionale en périnatalité : mise en place d'un recueil continu d'indicateurs. *Rev Epidemiol Santé Publique.* 2001; 49(6):583-93.
- [15] http://www.cramif.fr/documentation/doc_partenaires_sante_detail.asp?num_pub=205

Évolution de la prévalence des infections nosocomiales dans les Hôpitaux d'instruction des armées français entre 1996 et 2006 : impact de la suppression du service national

Rachel Haus-Cheymol (rachel.haus@santarm.fr)¹, Chaker Bouguerra¹, Audrey Mérens², Maxime Esvan¹, René Migliani¹, Jean-Didier Cavallo² et l'ensemble des personnels des Hôpitaux d'instruction des armées ayant participé aux enquêtes de prévalence des infections nosocomiales en 1996 et 2006³

1/ Département d'épidémiologie et de santé publique Nord, École du Val-de-Grâce, Paris, France

2/ Service de biologie, Hôpital d'instruction des armées Bégin, Saint-Mandé, France

3/ Liste des noms dans « Remerciements »

Résumé / Abstract

Introduction - Les enquêtes de prévalence des infections nosocomiales (IN) réalisées dans les hôpitaux d'instructions des armées (HIA) depuis 1995 s'intègrent dans la politique nationale de surveillance. L'objectif de cette étude était de comparer la prévalence et les facteurs de risque des IN entre deux enquêtes de prévalence (1996 et 2006), dans le contexte de suppression du service national.

Méthodes - Les critères d'inclusion et définitions de l'enquête de prévalence 2006 ont été appliqués dans la mesure du possible aux données de 1996. Pour chaque patient, la présence d'une IN et l'exposition à certains actes invasifs étaient relevées. Les prévalences des IN en 1996 ont été standardisées sur la structure d'âge de la population des patients inclus dans l'enquête de 2006. Des rapports de prévalence des patients infectés ajustés sur les facteurs de risque étudiés ont été calculés.

Résultats - Au total, dans les neuf HIA, 2 242 patients ont été inclus en 1996 et 1 500 en 2006. La moyenne d'âge des patients était significativement plus élevée en 2006 (58,7 ans, médiane : 62,0 ans) qu'en 1996 (47,8 ans, médiane : 46,0 ans) ($p = 10^{-4}$). L'année d'enquête (2006 vs. 1996) était associée à une augmentation non significative des infections du site opératoire (ISO) ($RP_a = 1,4$; [IC 95% : 0,8 - 2,4]).

Discussion - Conclusion - La population des HIA est de plus en plus âgée avec un état général plus précaire et des facteurs de risque d'IN se rapprochant de ceux relevés en hospitalisation publique de court séjour. L'absence de diminution significative de la prévalence des IN pendant cette période doit encourager le Service de santé des armées à accentuer ses efforts de prévention dans le domaine de l'hygiène hospitalière afin d'obtenir une diminution significative de la fréquence des IN et en particulier des ISO.

Mots clés / Key words

Infections nosocomiales, enquêtes de prévalence, facteurs de risque, hôpitaux militaires / Nosocomial infections, prevalence survey, risk factors, military hospitals

Introduction

Les neuf hôpitaux d'instructions des armées (HIA) sont répartis sur le territoire national, pour trois d'entre eux en Île-de-France et les six autres à Bordeaux, Brest, Lyon, Marseille, Metz et Toulon. Leur mission est double : soutien médical des forces armées et participation aux missions de santé publique. Ils accueillent depuis longtemps une nombreuse clientèle civile dont la proportion s'est accrue au cours des dernières années du fait de la réduction progressive des effectifs militaires et de la fin de la conscription.

Les infections nosocomiales (IN) constituent un véritable problème de santé publique, du fait de leur fréquence, de leur gravité et de la fréquence de la résistance aux antibiotiques des bactéries acquises en milieu hospitalier. Les HIA ont mené depuis de nombreuses années des actions de lutte et de surveillance, dans le cadre du programme national de lutte contre les infections nosocomiales [1-3]. Les enquêtes multicentriques de prévalence réalisées dans les HIA depuis 1995 [4] s'intègrent aux enquêtes nationales de prévalence (ENP) réalisées tous les cinq ans dans les établissements publics et privés d'hospitalisation

français [1]. L'ENP de 2006 est la septième enquête mise en œuvre dans les HIA depuis 1995 et la troisième enquête intégrée à l'enquête ENP. Les objectifs de cette étude étaient de comparer la prévalence et les facteurs de risque des IN entre deux enquêtes de prévalence « un jour donné » réalisées dans les HIA en 1996 et 2006.

Matériels et méthodes

Enquêtes analysées

Seules les années 1996 et 2006 ont été étudiées car elles encadraient la période de transition (1997-2002) de professionnalisation des armées.

Comparative analysis of 1996 and 2006 prevalence studies of nosocomial infections in French military hospitals: impact of the end of the military service

Introduction - Prevalence surveys on nosocomial infections (NI) conducted in military hospitals since 1995 are integrated into the national surveillance policy. To evaluate trends of NI prevalence in French army hospitals, we performed a comparative analysis of two national prevalence surveys in 1996 and 2006, in the context of the end of obligatory national military service.

Methods - Inclusion criteria and definitions of the 2006 prevalence survey were applied as much as possible to 1996 data. For each patient, risk factors and presence of active NI at the day of the study were recorded. The 1996 prevalence was standardized on the patients' age structure who were included in the 2006 survey. Prevalence odds ratio adjusted on risk factors were calculated.

Results - In all, 2,242 patients were included in 1996 and 1,500 patients in 2006 in the nine military hospitals. The patients mean age was significantly higher in 2006 (58.7 years, median: 62.0 years) than in 1996 (47.8 years, median 46.0 years) ($p = 10^{-4}$). The survey year (2006 vs. 1996) was associated with a non-significant increase of surgical site infections (SSI) ($OR_a = 1.4$ [95% CI: 0.8 - 2.4]).

Discussion - Conclusion - The French army hospitals armed forces medical service experienced a modification of their patient population related to progressive interruption of military service between 1996 and 2006. This evolution was accompanied by an increase of patient age and risks factors for NI. These trends suggest that the prevention efforts have to be strengthened in the future, especially for SSI.

Dans les deux enquêtes de prévalence « un jour donné » réalisées en 1996 et 2006, seules les données des HIA ont été analysées. Les critères d'inclusion et les définitions utilisés en 2006 ont été appliqués, dans la mesure du possible, aux données de 1996.

Critères d'inclusion

Patients présents le jour de l'enquête dans les services d'hospitalisation des HIA ou sortant des HIA le jour de l'enquête.

Critères d'exclusion

Patients entrant dans un HIA le jour de l'enquête : les patients entrés le jour de l'enquête de 1996 ont donc été exclus de l'analyse.

Évolution des critères de définition des IN

Les définitions retenues étaient celles des « 100 recommandations pour la surveillance et la prévention des infections nosocomiales » [5] : une infection a été considérée comme « nosocomiale » si elle était apparue au cours ou à la suite d'une hospitalisation et si elle était absente à l'admission à l'hôpital. Lorsque la situation précise à l'admission n'était pas connue, un délai d'au moins 48 heures après l'admission, ou supérieur à la période d'incubation lorsque celle-ci était connue, a été retenu pour distinguer une IN d'une infection communautaire. Seules les infections actives le jour de l'enquête, c'est-à-dire celles dont le traitement anti-infectieux n'était pas arrêté le jour de l'enquête, étaient prises en compte.

Compte tenu du faible nombre d'établissements inclus, seuls les cinq sites principaux d'infections nosocomiales ont été étudiées (infections urinaires, bactériémies, infections sur cathéter, infections du site opératoire et pneumopathies). Entre 1996 et 2006, certains critères de définition ont été modifiés [6] :

- infections urinaires. En 2006, seules les infections urinaires symptomatiques étaient à documenter (les bactériuries asymptomatiques n'étaient pas comptabilisées) alors qu'en 1996 un dépistage systématique des infections urinaires par bandelette urinaire ou examen cyto-bactériologique des urines chez les patients sondés avait été réalisé et toutes les bactériuries symptomatiques ou asymptomatiques avaient été comptabilisées. Les bactériuries asymptomatiques relevées en 1996 n'ont pas pu être exclues de notre analyse car les informations disponibles ne permettaient pas de différencier les infections urinaires symptomatiques ou asymptomatiques. Les prévalences des infections urinaires en 1996 et 2006 ont donc été précisées à titre informatif mais n'ont pas été comparées compte tenu de l'évolution des critères de définition ;

- bactériémies. Nous avons exclu de notre analyse les bactériémies relevées en 1996 chez les patients porteurs d'une infection sur cathéter avec bactériémie car, en 2006, les bactériémies associées à une infection sur cathéter n'étaient comptabilisées que comme infection sur cathéter.

Recueil des données

Le recueil a été réalisé à l'aide des questionnaires nationaux standardisés en 1996 et 2006 [1]. Les variables recueillies concernaient les patients (âge, sexe, service, immunodépression), l'exposition à certains actes invasifs (intervention chirurgicale au cours des 30 jours précédant l'enquête, cathétérisme vasculaire, sondage urinaire le jour de l'enquête ou dans les 7 jours précédents) et l'existence d'un traitement anti-infectieux le jour de l'enquête (à l'exclusion des traitements antiviraux). Trois IN simultanées pouvaient être recueillies pour chaque patient infecté. Pour chaque IN, la date du diagnostic, le site et l'origine de l'IN (dans l'établissement ou dans un autre établissement), les micro-organismes identifiés et leur résistance à certains antibiotiques étaient recueillis.

Saisie et analyse des données

Afin de tenir compte de la modification au cours du temps de la structure d'âge des sujets hospitalisés dans les HIA, les prévalences des IN en 1996 ont été standardisées sur la structure d'âge de la population enquêtée en 2006 (méthode de standardisation directe). Le CMF (*Comparative Morbidity Figure*), rapport de deux taux standardisés, et leur intervalle de confiance ont été calculés [7].

Une analyse multivariée par régression de Poisson avec variance robuste a été utilisée afin

de calculer des ratios de prévalence (RP) des patients porteurs d'au moins une IN (hors infections urinaires compte tenu de la modification des critères de définition) pour l'année d'enquête (2006 vs. 1996), ajusté sur les caractéristiques des patients (sexe, âge, immunodépression) et leur exposition à certains facteurs de risque (intervention chirurgicale, cathéter vasculaire, intubation, sonde urinaire) [7,8]. L'analyse statistique a été réalisée avec le logiciel Egret®.

Résultats

La professionnalisation des armées et la fermeture de nombreux centres hospitaliers des armées (CHA) entre 1997 et 2001 ont entraîné une modification significative de la clientèle des HIA. La figure 1 reflète cette évolution entre 1995 et 2006 : diminution de la fréquence des militaires parmi les patients hospitalisés (36% en 1996 vs. 16% en 2006) et augmentation importante de l'âge des patients (âge médian de 46 ans en 1996 vs. 62 ans en 2006) (figure 1).

Caractéristiques des patients

Au total, dans les neuf HIA, 2 242 patients ont été inclus en 1996 et 1 500 en 2006. En 1996, 72,8% étaient des hommes vs. 61,0% en 2006 ($p < 10^{-4}$). La moyenne d'âge était significativement plus élevée en 2006 (58,7 ans) qu'en 1996 (47,8 ans) ($p = 10^{-4}$). Les « 65 ans et plus » étaient significativement plus nombreux en 2006 (46,5% des patients vs. 30,6%, $p = 10^{-4}$) (tableau 1). Les proportions de patients ayant subi une intervention chirurgicale dans les 30 jours ou immunodéprimés n'étaient pas significativement différentes entre les deux enquêtes, alors que les proportions de patients sous traitement antibiotique, porteurs

Figure 1. Âge médian des patients hospitalisés dans les hôpitaux français d'instruction des armées, pourcentage de militaires parmi les hospitalisés et prévalence des infections nosocomiales*, 1995-2006 (Source : Enquêtes annuelles sur les infections nosocomiales dans les armées) / Figure 1 Median age of patients admitted in French army hospitals, percentage of military forces among hospitalized patients, and prevalence of nosocomial infections*, 1995-2006 (Source: Annual surveys on nosocomial infections in the army)

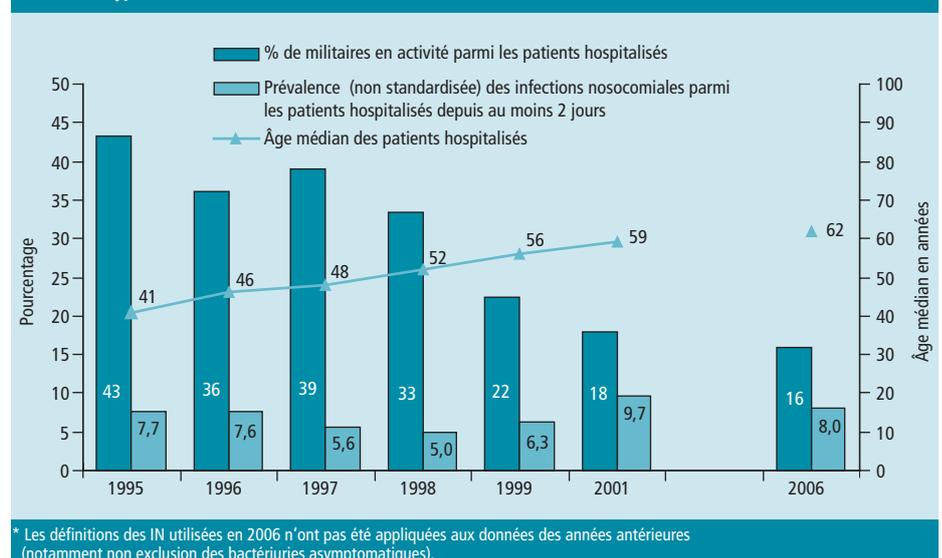


Tableau 1 Caractéristiques des patients hospitalisés dans les hôpitaux français d'instruction des armées (HIA), Enquêtes nationales de prévalence-HIA, 1996 et 2006 / Table 1 Characteristics of patients hospitalized in military hospitals, National Prevalence Survey, French army hospitals, 1996 and 2006.

	1996 (N=2 242)		2006 (N=1 500)		p ^c
	n	%	n	%	
Âge ≥ 65 ans	686	30,6	698	46,5	< 10 ⁻⁴
Intervention chirurgicale ^a (oui)	686	30,6	464	30,9	0,8
Immunodépression (oui)	368	16,4	257	17,2	0,5
Cathéter vasculaire (oui)	549	24,5	591	39,4	< 10 ⁻⁴
dont central	178	7,9	148	9,9	0,009
dont périphérique	411	18,3	477	31,8	0,001
Sondage urinaire ^b (oui)	146	6,5	140	9,3	0,001
Intubation (oui)	65	2,9	65	4,3	0,01
Traitement antibiotique	444	19,8	365	24,3	0,001

^a Dans les 30 jours précédant l'enquête
^b Le jour de l'enquête ou dans les 7 jours précédents
^c Test du Chi2

d'un cathéter vasculaire, sondés ou intubés étaient plus élevées en 2006 (tableau 1).

Prévalence des IN

En 1996 et 2006, les prévalences globales des IN étaient respectivement de 6,5% (146/2 242) et 6,6% (99/1 500). Celles acquises au sein d'un HIA étaient de 5,6% (126/2 242) et 5,8% (87/1 500). Les ratios « infections/nombre de patients infectés » étaient respectivement de 1,2 et 1,1. Les prévalences brutes des infections nosocomiales dans les HIA entre 1995 et 2006 parmi les patients hospitalisés depuis au moins deux jours sont présentées à la figure 1. Ces prévalences étaient de 7,6% (146/1 915) en 1996 et de 8,0% (98/1 232) en 2006.

Prévalence et caractéristiques des patients porteurs d'au moins une IN acquise au sein d'un HIA

Les prévalences des patients porteurs d'au moins une IN étaient de 4,6% (103/2 242) en 1996 et de 5,1% (77/1 500) en 2006 (p=0,4). Ces prévalences variaient selon l'HIA (de 2,8% à 6,9% en 1996 et de 2,2% à 7,3% en 2006). Dans les deux enquêtes, la moyenne d'âge des patients infectés était significativement plus élevée que celle des patients non infectés (61,1 ans vs. 47,1 ans, p<10⁻⁴ en 1996 et 66,2 ans vs. 58,3 ans en 2006, p<10⁻⁴). En ajustant sur les variables étudiées dans l'analyse multivariée (en particulier l'âge

des patients), l'année d'enquête était associée à augmentation non significative de la prévalence des patients infectés dans les HIA entre 1996 et 2006 (RP_a = 1,0 [IC 95% : 0,7 - 1,4] ; p=0,8) (tableau 2). Quelle que soit l'année d'enquête, le sexe masculin, un âge ≥ 65 ans, un antécédent d'intervention chirurgicale dans les 30 jours précédant l'enquête, une immunodépression, la présence d'un cathéter, un sondage urinaire et une intubation étaient significativement associés à la survenue d'une IN (tableau 2).

En 2006, les infections urinaires représentaient le troisième site d'IN (prévalence : 1,0%, tableau 3). La diminution de la prévalence des infections urinaires entre 1996 et 2006 n'est pas interprétable compte tenu de la modification des critères de définition. Concernant les autres sites d'IN, les bactériémies et les infections du site opératoire (ISO) présentent une tendance à l'augmentation (non significative) et les infections sur cathéter et pneumopathies semblent diminuer non significativement (tableau 3).

La part des ISO dans l'ensemble des IN a augmenté non significativement entre 1996 et 2006 (19,1% vs. 28,7%, p=0,09). En 2006, les ISO représentaient le premier site d'IN (prévalence : 1,7% (25/1 500)) acquise au sein d'un HIA alors qu'elles occupaient la troisième place en 1996 (prévalence : 1,1% (24/2 242)). La prévalence des patients porteurs d'une ISO parmi les

patients opérés au cours des 30 derniers jours précédant l'enquête était de 4,5% (21/464) en 2006 vs. 3,1% (21/686) en 1996 (p=0,2). L'année d'enquête (2006 vs. 1996) était associée à une augmentation non significative des ISO (RP_a=1,4 ; [IC 95% : 0,8 - 2,4]) (tableau 3). Parmi les patients opérés au cours des 30 derniers jours précédant l'enquête, les résultats étaient similaires (RP_a=1,3 ; [IC 95% : 0,7 - 2,4]). La moyenne d'âge des patients présentant une ISO a significativement augmenté entre 1996 et 2006 (49,5 ans en 1996 vs. 63,6 en 2006, p=10⁻⁸). En 2006, parmi les 25 ISO identifiées, 12 étaient des infections de la partie superficielle de l'incision (vs. 12 des 24 ISO en 1996), 8 des infections de l'organe ou de l'espace concerné par le site opératoire (vs. 2 des 24 ISO en 1996) et 5 des infections de la partie profonde de l'incision (vs. 10 des 24 ISO en 1996).

Le profil des patients opérés s'est modifié entre les deux enquêtes : en 2006 les patients opérés étaient plus âgés qu'en 1996 (l'âge médian est passé de 46 ans en 1996 à 60 ans en 2006) et présentaient plus de facteurs de risque d'IN. Les patients opérés sont plus fréquemment porteurs d'un cathéter vasculaire le jour de l'enquête (OR : 1,8 ; [IC 95% : 1,4 - 2,4]), sondés (OR : 1,6 ; [IC 95% : 1,1 - 2,2]) ou intubés (OR : 1,8 ; [IC 95% : 1,2 - 3,1]).

En 1996 et 2006, les quatre bactéries les plus fréquemment isolées parmi les IN acquises dans les HIA étaient *Staphylococcus aureus* (*S. aureus*) (15,5% et 12,9%), *Pseudomonas aeruginosa* (13,9% et 11,8%), *Escherichia coli* (*E. coli*) (13,9% et 17,6%) et *Enterococcus* (12,4% et 11,8%). Pour les ISO, *S. aureus* était le micro-organisme le plus fréquemment isolé. La proportion des *S. aureus* résistant à la méthicilline (Sarm) au sein de l'espèce était de 45,0% (9/20) en 1996 et de 36,3% (4/11) en 2006, mais cette diminution n'était pas statistiquement significative (p=0,9) tout comme la prévalence des IN à Sarm (0,4% en 1996 vs. 0,3% en 2006, p=0,7).

Discussion

Entre 1997 et 2001, le Service de santé des armées a vécu une profonde transformation du fait de la réduction progressive des effectifs militaires et du nombre d'appelés du contingent. Seules les années enquêtes de prévalence des IN de 1996 et 2006 ont été étudiées car elles encadraient cette période de professionnalisation des armées. Au cours de cette période, le système militaire français est passé d'une armée mixte, fondée sur la conscription, à une armée de professionnels, civils et militaires. Les réformes liées à cette période ont été multiples : augmentation des recrutements d'engagés, accroissement du personnel civil, mise en extinction

Tableau 2 Analyse multivariée des facteurs de risque d'infections nosocomiales acquises dans un hôpital français d'instruction des armées^a ajustés sur l'année d'enquête, Enquêtes nationales de prévalence-HIA, 1996 et 2006 / Table 2 Multivariate analysis of NI risk factors acquired in a French military hospital adjusted on the survey year, National Prevalence Survey, French army hospitals, 1996 and 2006.

	RP ^b	IC 95%	p
Année (2006 vs. 1996)	1	[0,7 - 1,4]	0,8
Sexe (Homme vs. femme)	1,6	[1,1 - 2,3]	0,0001
Âge (≥ 65 ans vs. < 65 ans)	1,5	[1,1 - 2,1]	0,03
Intervention chirurgicale ^c (oui vs. non)	1,9	[1,3 - 2,7]	0,001
Immunodépression (oui vs. non)	1,6	[1,1 - 2,3]	0,004
Sondage urinaire ^d (oui vs. non)	2	[1,2 - 3,1]	0,003
Présence d'un cathéter (oui vs. non)	2,5	[1,6 - 3,7]	0,0001
Intubation (oui vs. non)	2,7	[1,7 - 4,3]	0,002

^a Infections du site opératoire, infections sur cathéter, bactériémies et pneumopathies. Les infections urinaires n'ont pas été incluses compte tenu de l'évolution des critères de définition entre 1996 et 2006.

^b Rapports de prévalence des patients porteurs d'au moins une IN acquise dans un HIA ajustés sur l'ensemble des facteurs significativement associés à la survenue de l'IN (hors infections urinaires) (p<0,05)

^c Dans les 30 jours précédant l'enquête

^d Le jour de l'enquête ou dans les 7 jours précédents

Tableau 3 Proportion des infections nosocomiales les plus fréquentes selon le site d'infection, prévalence des patients infectés^a et rapports de prévalence des patients infectés^a selon les principaux sites d'infection, ENP - HIA, 1996 et 2006 / **Table 3** Proportion of the most frequent NIs by infection site, prevalence of infected patients^a and prevalence ratios of infected patients^a by main site of infection, National Prevalence Survey, French army hospitals, 1996 and 2006.

	Proportion de l'ensemble des IN			Prévalence des patients infectés (%)			RP ^b	IC 95%
	1996	2006	p	1996 ^c	1996 ^d	2006		
Infection urinaire	33,3	17,2	NI ^e	1,9	2,6	1	NI ^e	NI ^e
Infection sur cathéter	10,3	6,9	0,4	0,6	0,6	0,4	0,6	[0,2 - 1,6]
Infection du site opératoire	19,1	28,7	0,09	1,1	1,1	1,7	1,4	[0,8 - 2,4]
Bactériémie	2,4	9,2	0,06	0,1	0,2	0,5	2,9	[0,7 - 11,1]
Pneumopathie	22,2	20,7	0,8	1,2	1,7	1,2	0,7	[0,4 - 1,3]
Autres infections	12,7	17,3	-	-	-	-	-	-

^a Patients porteurs d'au moins une IN acquise dans un HIA

^b Rapports de prévalence des patients porteurs de l'IN étudiée ajustés sur les facteurs de risque présentés dans l'analyse multivariée du tableau 2 (année, sexe, âge, intervention chirurgicale, immunodépression, sondage urinaire, intubation, cathéter)

^c Prévalence non standardisée sur l'âge

^d Prévalence standardisée sur l'âge

^e NI = Non interprétable, en raison des modifications des critères de définition des infections urinaires entre les 2 enquêtes.

progressive du Service militaire national. Sur l'ensemble de la période, les effectifs militaires ont diminué de 30%, du fait, notamment, de la suppression des appelés du contingent (200 900 appelés en 1996 vs. 17 600 en 2002). Les HIA ont considérablement vu évoluer leur population de patients avec une augmentation de la proportion de civils hors communauté défense (la communauté défense inclut les militaires en activité, les militaires retraités, les jeunes incorporés, les familles de militaires et les personnels civils de la défense). Cette évolution liée à la professionnalisation des armées apparaît clairement dans la comparaison des différentes enquêtes au travers de l'âge médian des patients hospitalisés qui a augmenté de 16 ans entre 1996 et 2006 (46 vs. 62 ans) et de l'augmentation des patients présentant des facteurs de risque d'acquisition d'une IN. En 2006, la prévalence des IN acquises dans les HIA était de 5,8% et la prévalence des patients porteurs d'une IN acquise dans un HIA de 5,1%. À titre de comparaison dans l'ENP 2006 [1,8], la prévalence des IN acquises dans les centres hospitaliers/centres hospitaliers généraux (CHG) était de 4,7% et celle des centres hospitaliers régionaux (CHR)/centres hospitaliers universitaires (CHU) était de 6,5%. Le profil des patients hospitalisés dans les HIA semble plus proche de celui des CHR/CHU que de celui des CH/CHG en termes d'âge et de facteurs de risque : patients > 65 ans (46,5% vs. 51,8% pour les CHR/CHU et 64,2% pour les CH/CHG), score Mac Cabe 1 ou 2 (35,2% vs. 34,6% et 36,5%), immunodéprimés (17,3% vs. 13,5% et 9,7%), ayant des antécédents d'intervention chirurgicale (30,9% vs. 22,9% et 14,7%), porteurs d'un cathéter vasculaire (39,4% vs. 34,5% et 25,4%), d'une sonde urinaire (13,1% vs. 13,3% et 9,0%), intubés (4,3% vs. 3,3% et 1,5%) [8]. La proportion de patients porteurs de cathéter vasculaire, intubés, immunodéprimés ou opérés apparaît même plus élevée dans les HIA que dans les CHR/CHU.

La diminution de la prévalence des infections urinaires nosocomiales entre 1996 et 2006 n'est pas interprétable du fait de la non possibilité d'exclusion des bactériuries asymptomatiques dans le recueil des données 1996. Cette non exclusion des bactériuries asymptomatiques en 1996 « fausse » la prévalence des IN « tous sites confondus » de 1996 qui est très probablement surestimée. C'est pourquoi, pour comparer les IN « tous sites confondus » nous avons exclu, dans notre analyse multivariée, les patients présentant uniquement une infection urinaire. La prévalence des IN semble stable (RP_a=1). Cependant, le rapport final de l'ENP 2006 a comparé les données de 2006 à celles de 2001 en appliquant les critères de définition des IN de 2006 à l'enquête 2001, notamment l'exclusion des bactériuries asymptomatiques, ce que nous n'avons pas pu réaliser pour 1996. Ce rapport souligne que la prévalence des patients infectés a diminué dans toutes les catégories d'ES, sauf dans les HIA où elle a augmenté (4,5% en 2001 vs. 5,1% en 2006 soit +13% d'augmentation) et dans les CH/CHG de moins de 300 lits où elle est restée stable (+0,3%) [8].

En 2006, la part relative des ISO dans les IN acquises dans les HIA était de 28,7% (vs. 14,2% au niveau national) et la prévalence des ISO était de 1,7% vs. 0,8% au niveau national [1]. La prévalence des ISO semble augmenter de manière non statistiquement significative entre 1996 et 2006, cependant l'interprétation de ces variations doit rester prudente en raison des faibles effectifs. Le rapport final de l'ENP 2006 souligne que les infections urinaires étaient les IN les plus fréquentes dans tous les types d'établissements, sauf les HIA où elles étaient au troisième rang après les ISO et les pneumopathies [8]. La fréquence plus élevée, dans les HIA que dans les CHR/CHU ou CH/CHG, de patients ayant bénéficié d'une intervention chirurgicale pourrait être une des raisons de la place des ISO. Cependant, l'augmentation constatée entre 1996 et 2006 et la

comparaison aux données nationales doivent être interprétées avec prudence. En effet, certains facteurs rendant le patient plus ou moins susceptible à l'infection (plus grand âge, dénutrition, maladies et traitements associés...), les facteurs liés aux procédures périopératoires (type de chirurgie, contexte, technique et durée de l'acte...) et les facteurs environnementaux et organisationnels des hôpitaux (organisation des blocs opératoires, antiseptie des mains...) n'ont pas été étudiés dans notre analyse alors qu'ils sont probablement différents entre les enquêtes [10-11].

La diminution des ISO se dégage toutefois comme un objectif prioritaire pour les HIA. Ces ISO sont associées à un surcoût humain et financier car elles sont souvent responsables d'une prolongation d'hospitalisation et de l'utilisation de traitements antibiotiques à large spectre, de reprises au bloc opératoire ou de ponctions drainage d'abcès [5,11]. L'impact des mesures de prévention mises en œuvre, comme la politique de prescription des antibiotiques en prophylaxie préopératoire ou la mise en place de protocoles de préparation cutanée du patient doit être régulièrement évalué [12-13].

Les trois micro-organismes les plus fréquemment isolés parmi les IN acquises dans les HIA en 2006 étaient identiques à ceux relevés dans l'ENP : *E. coli*, *S. aureus* et *Pseudomonas aeruginosa* représentent 42,3% des microorganismes retrouvés (les entérocoques se placent en troisième place *ex aequo*) vs 53,6% au niveau national [8]. Dans l'ENP 2006, 52,4% des *S. aureus* testés en 2006 étaient des Sarm (36,3% dans les HIA) et la prévalence des IN à Sarm était de 0,4% vs. 0,3% dans les HIA en 2006 [1].

Conclusion

La comparaison des enquêtes de prévalence 1996 et 2006 dans les HIA a montré que la population hospitalisée dans ces établissements était de plus en plus âgée avec un état général plus précaire et des facteurs de prévalence des IN proches de ceux relevés en hospitalisation publique de court séjour. L'impact de la professionnalisation des armées, réalisée sur la période 1997-2001, explique cette évolution. La stabilité relative de la prévalence des IN entre 1996 et 2006 dans les HIA doit être replacée dans ce contexte et encourager le Service de santé des armées à accentuer ses efforts de prévention dans le domaine de l'hygiène hospitalière afin d'obtenir une diminution significative de la fréquence des IN et, en particulier, des ISO. Ces ISO, première cause d'IN dans les HIA lors de l'ENP 2006, doivent être particulièrement surveillées et prévenues dans des établissements dont la vocation chirurgicale devrait s'accroître dans les années à venir.

Remerciements

Ces enquêtes n'auraient pu être réalisées sans la collaboration active de l'ensemble des personnels médicaux et paramédicaux des services hospitaliers des HIA ayant participé au recueil des données des enquêtes ENP 1996 et 2006. Que chacun trouve ici un juste remerciement de sa participation : MGI Abgrall, MC Aguilon, ICASS Arroja, MC Bigaillon, ICS Boutet, ICASS Boutoutaou, MCS Brisou, MGI Buisson, MC Chapalain, MC Chaudier, PC Cheminel, MC Chevalier, SC Chevallier, TPCSSA Ceyriac, MGI Delolme, PC Drouillard, ICS Dumont, PP Dussart, Mme Escot, MC Fabre, ICS Favennec, MP Feunteun, MCS Gagnière, MCS Garrabé, MC Gerome, MCS Germanetto, MCS Hervé, ICN Iacini, AA Joseph, ICS Legrand, MC Le Guen, ICASS Lorrain, ICN Mangeot-Vautrin, MCS Martin, SMCN Mathiasin, MP Mayet, MP M'Bongo, MC Menard, ICS Mennel, M^{lle} Meyer, ICS Moreau, MCS Muzellec, MC Navarre, MCS Nicand, MC Nizou, ICN Nombalier, MC Pascal, MCS Pats, TLCN Palleport, PC Prevosto, ICASS Putelli, MP Queyriaux, MC Rouby, MC Soullié, MCS Spiegel, MP Terraz, MC Teyssou, MC Trueba, MP Vedy, IBOCaSS Vegeas, SMCS Watzte.

Références

[1] Thiolet JM, Lacavé L, Jarno P, Metzger MH, Tronel H, Gautier C, et al. Prévalence des infections nosocomiales, France, 2006. *Bull Epidemiol Hebd.* 2007; (51-52):429-32.

[2] Maugat S, Carbone A, Astagneau P. Réduction significative des infections nosocomiales : analyse stratifiée des enquêtes nationales de prévalence conduites en 1996 et 2001 dans l'interrégion Nord. *Pathol Biol.* 2003; 51:483-9.

[3] Cavallo JD, Garrabé E. Épidémiologie et prévention des infections nosocomiales dans les armées. *Médecine et Armées.* 2004; 32:326-33.

[4] Spiegel A, Cavallo JD, Gagnière B, Pats B, Delolme H, Germanetto P, et al. Prévalence des infections nosocomiales dans les hôpitaux des armées en 1995. *Bull Epidemiol Hebd.* 1995; 37:165-6.

[5] 100 recommandations pour la surveillance et la prévention des infections nosocomiales. Ministère de la santé, Comité technique des infections nosocomiales 2^e édition 1999.

[6] Institut de veille sanitaire. Enquête nationale de prévalence 2006 des infections nosocomiales. Mai-juin 2006. Protocole national : <http://www.invs.sante.fr/publications> (dernier accès mai 2009).

[7] Carat F, Eono P, Desfontaine M. Prise en compte de l'âge en épidémiologie : standardisation directe - standardisation indirecte - indice comparatif. *Médecine et Armées.* 1994; 22 (6):481-4.

[8] Coignard B, Lacavé L, Maugat S, Thiolet JM, Fisher A pour le groupe de travail ENP 2006. Enquête nationale

de prévalence des infections nosocomiales, juin 2006. Volume 1, Méthodes, résultats, perspectives : <http://www.invs.sante.fr/publications> (dernier accès mai 2009).

[9] Zou G. A modified Poisson regression approach to prospective studies with binary data. *Am J Epidemiol.* 2004; 159:702-6.

[10] Danet S, Régnier B pour le groupe de travail Anaes. Infections du site opératoire : limites de la surveillance pour des comparaisons entre services et établissements de santé. *Bull Epidemiol Hebd.* 2007; 12-13:95-97.

[11] Astagneau P, Olivier M pour le groupe de travail ISO-Raisin. Surveillance des infections du site opératoire : résultats de la base de données nationale ISO-Raisin 1999-2004. *Bull Epidemiol Hebd.* 2007; 12-13:97-100.

[12] Astagneau P, Rioux C, Golliot F, Brucker G, INCISO Network Study Group. Morbidity and mortality associated with surgical site infections : results from the 1997-1999 INCISO surveillance. *J Hosp Infect.* 2001; 48:267-74.

[13] Groupe de pilotage ISO-Raisin. Surveillance des infections du site opératoire. Protocole 2008 http://www.invs.sante.fr/publications/2007/iso_raisin/iso_raisin_protocole_2008.pdf (dernier accès février 2009)

Mortalité dans la population militaire française en activité, 2002-2007

Rachel Haus-Cheymol¹ (rachel.haus@santarm.fr), Marie Boussaud¹, Eric Jouglas², Catherine Verret¹, Franck Berger¹, Christophe Decam³, Vincent Pommier de Santi³, Philippe Nivoix³, Sandrine Duron¹, Aurélie Mayet¹, Lenaïck Ollivier³, Gaetan Texier³, Aïssata Dia³, Jean Baptiste Meynard¹, Xavier Deparis³, René Migliani¹, André Spiegel¹

1/ Département d'épidémiologie et de santé publique Nord, Ecole du Val-de-Grâce, Paris, France

2/ Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès, Inserm-CépiDc, le Vésinet, France

3/ Département d'épidémiologie et de santé publique Sud, Institut de médecine tropicale du Service de santé des armées, Marseille, France

Résumé / Abstract

Les forces armées françaises sont composées des armées de Terre, de Mer, de l'Air et de la Gendarmerie nationale. Les décès survenant chez des militaires en activité sont déclarés par les médecins militaires à la surveillance épidémiologique dans les armées. Les décès sont également colligés par le Service des pensions, organisme administratif extérieur au service de santé des armées, dans le cadre de demande de pensions des ayants droit d'un militaire décédé. L'objectif de cette étude était de décrire les principales causes de mortalité retrouvées en population militaire active et de les comparer à la population générale. Au total, entre 2002 et 2007, ces deux sources ont permis d'identifier 2 115 décès. Le taux brut de mortalité était de 103 pour 100 000 personnes-années (PA). Les taux de mortalité étaient significativement différents selon l'âge et l'armée ($p < 0,001$). Pour les 17-24 ans et 25-44 ans, les accidents de la circulation (61 p.100 000 et 21 p.100 000) et les suicides (20 p.100 000 et 24 p.100 000) constituaient les causes de décès les plus fréquentes. Pour les 45-59 ans, les tumeurs (104 p.100 000) et les maladies cardiovasculaires (41 p.100 000) constituaient la cause de plus de la moitié des décès. La mortalité dans les armées était 30% plus faible qu'en population générale, résultat consécutif à plusieurs mécanismes de sélection (dont « effet travailleur sain ») mais une surmortalité, en particulier par accident de la circulation, apparaissait chez les moins de 25 ans, notamment dans l'armée de terre. Les actions de prévention des accidents de la circulation et des suicides doivent être renforcées dans les armées afin de diminuer la mortalité évitable, notamment chez les jeunes.

Mortality among active French Armed Forces, 2002-2007

The French Armed Forces are composed of the Army, the Navy, the Air Force and the Gendarmerie Nationale. The causes of deaths occurring in the military are collected by the French Armed Forces medical corps (epidemiologic surveillance) and the Military Pension Service (administrative records) when dependents apply for pension rights. The objective of this study is to present the main causes of deaths in active French Armed Forces between 2002 and 2007, and to compare them with those found in the general French population. From 2002 to 2007, 2,115 deaths were identified by these two sources. The crude mortality rate was 103 per 100,000 persons-year (PY). Mortality rates were significantly different by age and branch of service ($p < 0.001$). In 17-24 and 25-44 years age groups, males mortality is characterized by violent deaths: traffic accidents (mortality rates: 61 p.100,000 and 21 p.100 000) and suicides (20 p.100,000 and 24 p.100,000). In the 45-60 years age group, cancer (104 p.100,000) and cardiovascular disease (41 p.100,000) represented more than half of all deaths. Mortality rates among French Armed Forces were significantly lower than those in the general French population (less 30%) probably due to multi-levels selection process (« healthy worker effect »), except from an excess of mortality appeared in those under 25 years old, especially by traffic accident in the Army. Military safety and health promotion programs should continue to emphasize accident and suicide prevention.

Mots clés / Key words

Mortalité, causes de décès, armée française, surveillance épidémiologique / Mortality, causes of death, French Armed Forces, epidemiological surveillance

Introduction

Entre 2002 et 2007, les forces armées françaises étaient composées des armées de Terre, de Mer, de l'Air et de la Gendarmerie nationale. La surveillance épidémiologique dans les Armées françaises (SEA) concerne tous les militaires en activité, quels que soient leurs lieux d'affectation, en métropole, outre-mer ou en opérations extérieures (Opex) et l'origine de leur prise en charge médicale (militaire ou civile). La stratégie de surveillance est « exhaustive sur les formations », ce qui signifie que l'ensemble des services médicaux des régiments et des hôpitaux d'instruction des armées y participent. Cette surveillance est également « sélective sur les maladies » ; 63 événements de santé étaient sous surveillance en 2007 dont les décès [1]. Cet article décrit la fréquence et les causes des décès recensés dans les armées entre 2002 et 2007 puis les compare à celles de la population générale masculine française observées durant la même période.

Matériel et méthodes

La population étudiée est constituée de l'ensemble des militaires en activité. Les militaires retraités ne sont pas inclus dans les données.

Déclaration des décès dans le cadre de la surveillance épidémiologique (SEA)

Les critères de déclaration des décès à la SEA sont les « décès quelle qu'en soit la cause survenant chez un militaire en activité (non retraité) ». Les données sont issues des fiches de déclaration renseignées par les médecins des unités militaires (régiments, bases, navires de la marine nationale) lorsqu'ils ont connaissance d'un décès survenant chez un militaire en activité de leur unité. Les informations sont recueillies auprès des médecins traitants, de la famille du décédé ou de la connaissance, issue de leur suivi médical, que les médecins militaires ont de l'état de santé du militaire décédé. Les données recueillies sur ces fiches sont similaires à celles des certificats de décès utilisés en France :

- identification du décédé : sexe, date de naissance, régiment d'appartenance ;
- date, lieu (métropole, outre-mer, Opex) et causes du décès survenu en service ou hors service : accidentelle, volontaire (suicide), non accidentelle et non volontaire faisant suite à une cause organique (maladie) ou autres causes. Le formulaire de recueil s'inspire du certificat de décès, et comporte une première partie décrivant l'enchaînement causal des maladies ayant directement conduit à la mort (dont la cause initiale de décès) et une seconde partie permettant de notifier les états morbides ayant pu contribuer au

décès [2]. Une fois renseignées, ces fiches sont adressées aux départements d'épidémiologie et de santé publique (DESP) des armées, chargés de leur analyse.

Recueil d'informations sur les décès à visée administrative : le Service des pensions des armées

Les décès survenant chez les militaires en activité sont également colligés par le Service des pensions des armées (SdP), organisme extérieur au Service de santé des armées. Cet organisme a connaissance, par les services administratifs de l'unité d'appartenance du militaire décédé, des décès survenant chez les militaires en activité lors des demandes de pensions de réversion des proches. En l'absence d'ayant droit, le SdP a également connaissance du décès. Les informations recueillies sont le sexe, la date de naissance, la date de décès, le régiment d'appartenance et les causes du décès. L'information sur la cause de décès étant transmise au SdP par des services administratifs, la cause médicale précise du décès est rarement connue. Les causes de décès ont donc été classées en quatre grandes catégories : causes accidentelles, volontaires (suicides), non accidentelles et non volontaires faisant suite à une cause organique (maladie) ou autres causes.

Analyse statistique

Croisement des sources de données SEA et SdP

Depuis 2002, les deux sources de données sont croisées par les DESP à partir de la date de naissance, du sexe et de la date de décès afin d'identifier les décès non déclarés à la SEA. Une analyse descriptive de la totalité des décès recensés à partir des deux sources a été réalisée. Les causes des décès par maladie déclarées à la SEA ont été codées selon la 10^e révision de la Classification internationale des maladies (CIM-10) par le médecin épidémiologiste en charge de l'analyse des décès dans les armées [3]. Seules les causes médicales initiales des décès ont été analysées. Les codifications CIM-10 n'ont pas pu être réalisées pour les décès par maladie uniquement déclarés au SdP, car l'information sur la cause de décès étant transmise au SdP par les services administratifs du régiment, la cause médicale du décès est insuffisamment précise.

Taux de mortalité par âge et par armée

Les taux de mortalité ont été calculés en rapportant les nombres de décès recensés aux effectifs annuels de militaires en activité recueillis chaque année par l'Observatoire social de la Défense et exprimés pour 100 000 personnes-années (PA). L'analyse des données a été effectuée à l'aide du logiciel STATA™ 9.

La comparaison des taux de mortalité spécifiques par âge et par armée a été effectuée par régression de Poisson en utilisant les effectifs fournis par l'Observatoire social de la Défense. La comparaison des taux de mortalité par armée a été ajustée sur l'âge. En effet, les différences de taux de mortalité observées pouvaient être dues soit à un risque spécifique à une armée, soit à une particularité de cette armée associée à un sur-risque de mortalité. Or, la structure d'âge de chacune des armées est différente (structure d'âge de la Gendarmerie plus élevée que celle de l'armée de Terre). Compte tenu du fait que les taux annuels de mortalité augmentent avec l'âge, l'ajustement sur l'âge permettait de tenir compte de ces sur-risques de mortalité.

Comparaison à la population générale

Compte tenu du faible taux de féminisation dans les armées, la comparaison de la mortalité observée en population active militaire à celle observée en population générale a uniquement porté sur les hommes. Les taux de mortalité utilisés sont les taux annuels moyens de mortalité spécifiques par classe d'âge (toutes causes, par accident de la circulation et par suicide) de la population française masculine sur la période 2002-2007 fournis par le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès (CépiDc) de l'Inserm [4]. Ces taux ont été appliqués aux effectifs annuels des militaires masculins fournis par l'Observatoire de la Défense pour la période 2002-2007. Un nombre « attendu » de décès dans les armées a été calculé. Le nombre de décès observé a été comparé au nombre attendu en calculant un ratio standardisé de mortalité (SMR) (méthode de standardisation indirecte).

Plan d'analyse

Les différentes étapes de l'analyse comprennent : i) une description des taux de mortalité spécifiques par sexe, âge et armée, ii) une analyse des causes de décès : hiérarchie générale, par armée puis par classe d'âge des causes de décès, caractéristiques des principales causes (selon l'âge, le sexe, l'armée), iii) pour les hommes, une comparaison aux causes de décès observées en population générale (toutes causes, par accident de la circulation et suicide) [5].

Résultats

Les effectifs annuels de militaires en activité dans l'armée française variaient de 327 409 en 2002 à 344 170 en 2007, avec un taux de féminisation de 13%. Sur la période 2002-2007, l'armée de Terre est l'armée comprenant le plus de militaires (795 712 PA) vs. 585 340 PA pour la Gendarmerie, 348 695 PA pour l'armée de l'Air, 265 011

Tableau 1 Taux de mortalité par âge et par sexe dans l'armée française, 2002-2007 / Table 1 Mortality rate by age and sex in the French Armed Forces, 2002-2007

Âge (ans)	Femmes			Hommes			Total			[IC 95%]
	Nombre de décès	Nombre de personnes-années	Taux de mortalité p.10 ⁵	Nombre de décès	Nombre de personnes-années	Taux de mortalité p.10 ⁵	Nombre de décès	Nombre de personnes-années	Taux de mortalité p.10 ⁵	
17-19	3	7 592	39	61	39 396	155	64	46 988	136	[102 - 170]
20-24	16	84 922	19	338	337 328	100	354	422 250	84	[75 - 93]
17-24	19	92 514	21	399	376 724	106	418	469 238	89	[80 - 98]
25-29	16	78 708	20	251	360 613	70	267	439 321	61	[53 - 68]
30-34	11	42 510	26	255	321 852	79	266	364 362	73	[64 - 82]
35-39	10	26 927	37	223	252 473	88	233	279 400	83	[72 - 94]
40-44	7	17 248	41	222	202 728	109	229	219 976	104	[91 - 118]
25-44	44	165 393	27	951	1 137 666	84	995	1 303 059	76	[72 - 81]
45-49	8	9 810	81	326	159 772	204	334	169 582	197	[176 - 218]
50-54	10	4 055	247	306	94 784	323	316	98 839	320	[284 - 355]
55-60	4	342	1 170	45	10 109	445	49	10 451	469	[338 - 600]
45-60	22	14 207	155	677	264 665	256	699	278 872	251	[232 - 269]
Total	85	272 114	31	2 027	1 779 055	114	2 112	2 051 169	103	[96 - 104]

PA pour la Marine et 56 411 PA pour les Services communs (Service de santé, Essences ...).

De 2002 à 2007, 1 598 décès survenant chez des militaires en activité ont été déclarés à la SEA par les médecins militaires alors que le SdP avait connaissance de 2 024 décès. Au total, 1 507 décès étaient communs aux deux sources, 91 décès ont été uniquement déclarés à la SEA et 517 uniquement au SdP. Les deux sources ont permis d'identifier 2 115 décès dont 96% sont survenus chez des hommes. L'âge moyen au moment du décès est de 37 ans (extrêmes : 17-60) et ne varie pas significativement selon le sexe et l'année. Le taux brut de mortalité est de 103 p. 100 000 PA.

Taux de mortalité spécifiques par sexe, âge et type d'armée

Le taux de mortalité est 3,6 fois plus élevé chez les hommes (114 p.100 000) que chez les femmes (31 p.100 000). Les taux de mortalité les plus élevés sont ceux des moins de 25 ans et des plus de 40 ans. Le risque de mortalité est 2,4 fois plus élevé chez les 17-19 ans (136 p.100 000 PA) que chez les 25-29 ans (61 p.100 000 PA) [IC 95% : 1,8 - 3,1], classe d'âge ayant le plus faible taux de mortalité (tableau 1). Dans la population militaire masculine des 17-24 ans et 25-44 ans, les taux bruts de mortalité sont respectivement de 106 et 84 p.100 000 PA (tableau 1). Les taux de mortalité varient selon le type d'armée (p<0,001). En tenant compte du facteur âge, le risque de mortalité est 1,6 fois plus élevé dans l'armée de Terre que dans la Marine (armée ayant le plus faible taux de mortalité) [IC 95% : 1,3 - 1,8].

Causes de décès

Hiérarchie des causes de décès

Les causes des décès (accident, suicide, maladie) étaient connues pour 98% (2 078/2 115) des décès. Les décès par maladie (42%), accident de la circulation (25%) et suicide (21%) représentent plus de 80% des causes de décès (figure 1). La hiérarchie des causes de décès varie selon l'âge et selon l'armée. Ainsi, dans l'armée de Terre, les décès par accident constituent la première cause de décès suivis des décès par maladie et suicide, alors que les décès par maladie arrivent au premier rang dans la Gendarmerie, l'armée de

l'Air et la Marine. Les suicides représentent la deuxième cause de décès dans la Gendarmerie alors qu'ils représentent la troisième cause de décès dans l'armée de l'Air et la Marine, après les décès par accidents.

Causes de décès selon la classe d'âge

Parmi les 17-24 ans, les décès par accident de la circulation constituent la première cause de décès (57%) suivis par les suicides (19%) et les autres causes accidentelles (15%) (tableau 2). La hiérarchie des causes de décès est différente chez les hommes et chez les femmes, avec une majorité

Figure 1 Distribution des causes de décès dans les armées françaises, 2002-2007 / Figure 2 Distribution of causes of deaths in the French Armed Forces, 2002-2007

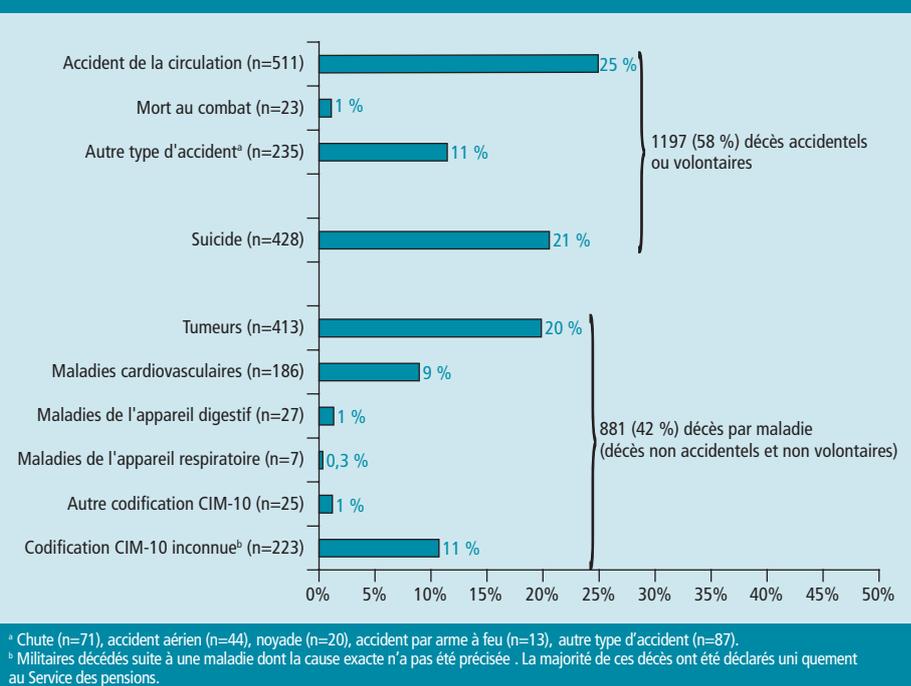


Tableau 2 Proportion des causes de décès dans les armées françaises selon la classe d'âge et le sexe, 2002-2007 / Table 2 Rates of causes of deaths in the French Armed Forces by age group and sex, 2002-2007

	Accident circulation		Autre accident		Maladie		Suicide		Cause inconnue		Total	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
Homme												
17-24 ans	230	58	64	16	26	7	74	18	5	1	399	100
25-44 ans	235	25	165	17	270	28	271	29	10	1	951	100
45-60 ans	32	5	26	4	538	79	61	9	20	3	677	100
Total	497	24	255	13	834	41	406	20	35	2	2 027	100
Femme												
17-24 ans	6	32	0	0	6	32	6	32	1	4	19	100
25-44 ans	7	16	0	0	22	50	12	27	3	7	44	100
45-60 ans	0	0	0	0	18	82	3	14	1	4	22	100
Total	13	15	0	0	46	54	21	25	5	6	85	100
Ensemble												
17-24 ans	236	57	64	15	32	8	80	19	6	1	418	100
25-44 ans	242	24	165	17	292	29	283	29	13	1	995	100
45-60 ans	32	5	26	4	556	79	64	9	21	3	699	100
Total	510	24	255	12	880	42	427	20	40	2	2 112 ^a	100

^a L'âge au moment du décès n'était pas connu pour 3 militaires sur 2 115

de décès d'origine accidentelle chez les hommes (tableau 2).

Pour les 25-44 ans, les décès par maladie (29%) et suicides (29%) constituent les premières causes de décès, suivis des accidents de la circulation (24%). La hiérarchie des causes de décès est différente chez les hommes et chez les femmes. Les suicides constituent la première cause de décès chez les hommes alors que, chez les femmes, les décès par maladie constituent la première cause de décès, suivis par les suicides (tableau 2). Les taux de mortalité par tumeurs sont de 9 p.100 000 PA chez les hommes et de 10 p.100 000 PA chez les femmes.

Parmi les 45-60 ans, les décès par maladie constituent la première cause de décès chez les

hommes et chez les femmes (tableau 2). Les tumeurs (taux de mortalité : 104 p.100 000 PA) et les maladies cardiovasculaires (41 p.100 000 PA) représentent plus de la moitié des décès. Les localisations les plus fréquentes sont le poumon (35%) et les voies aérodigestives supérieures (15%).

Caractéristiques des principales causes de décès

Accidents de la circulation

Au total, 511 militaires sont décédés d'un accident de la circulation (taux : 25 p.100 000 PA). L'information sur les circonstances de survenue de l'accident (en service c'est-à-dire lors du trajet travail-domicile ou lors de l'activité profession-

nelle ou hors service) était précisée pour 80% (411/511) des décès : 27% (110/411) des décès par accident de la circulation sont survenus en service. Le taux de mortalité est significativement plus élevé chez les hommes (23 p. 100 000 PA) que chez les femmes (8 p. 100 000 PA) ($p < 0,001$) et diffère selon l'âge. Les taux les plus élevés sont observés chez les moins de 30 ans (figure 2). Ajusté sur l'âge, le risque de mortalité par accident de la circulation est plus élevé dans l'armée de Terre que dans la Marine (tableau 3). Chez les hommes de moins de 25 ans, le taux de mortalité par accident est de 61 p.100 000 PA : 114 p.100 000 PA chez les 17-19 ans et 55 p.100 000 PA chez les 20-24 ans (figure 2). Ce taux est près de 10 fois moindre chez les femmes de moins de 25 ans (6 p.100 000 PA, $p = 10^{-8}$). Chez les hommes de moins de 25 ans, 14% (28/194) des décès par accident de la circulation sont survenus en service. De 2002 à 2007, le taux de mortalité par accident de la circulation a presque été divisé par 2 (37 vs. 19 p.100 000 PA, $p < 10^{-6}$), en particulier chez les hommes de moins de 25 ans où il est passé de 84 à 48 p.100 000 PA (la proportion d'accident en service parmi les accidents de la circulation est passée de 19% en 2002 à 15% en 2007, $p = 0,5$).

Suicide

Au total, 428 militaires sont décédés par suicide (taux : 21 p.100 000 PA). Le taux de mortalité par suicide est significativement plus élevé chez les hommes (23 p. 100 000 PA) que chez les femmes (8 p. 100 000 PA) ($p < 0,001$) et diffère selon l'âge. Le taux le plus élevé est observé chez les hommes de 40-44 ans (33 p.100 000 PA) (figure 2). Chez les hommes de 35-44 ans, les

Figure 2 Taux de mortalité spécifiques par causes de décès chez les militaires masculins selon la classe d'âge (échelle semi-logarithmique), France, 2002-2007 / Figure 2 Specific mortality rates by causes of death among male militaries by age group (semi-logarithmic scale), France, 2002-2007

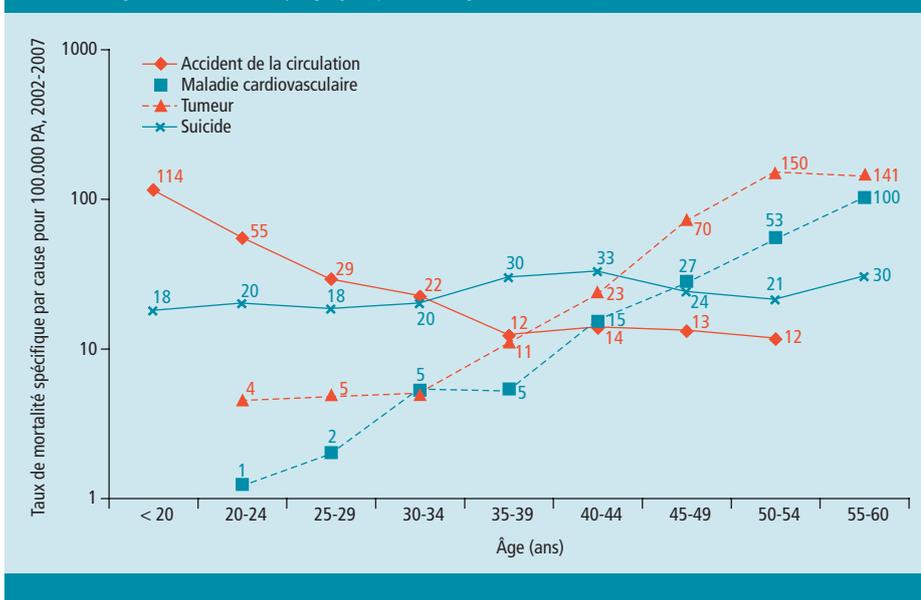


Tableau 3 Analyses multivariées^a de la mortalité par accident de la circulation, suicide et maladie dans les armées françaises selon l'âge et l'armée d'appartenance, 2002-2007 / Table 3 Multivariate analyses of mortality due to traffic accidents, suicide and illness in the French Armed Forces by age and military affiliation, 2002-2007

	Accident de la circulation (N=511)			Suicide (N=428)			Maladie ^b (N=881)		
	RR	IC 95%	p	RR	IC 95%	p	RR	IC 95%	p
Âge			10⁻⁶			10⁻⁶			10⁻⁶
17-19 ans	4,1	[2,9 - 5,7]		1,0	[0,5 - 2,1]		0,8	[0,3 - 2,8]	
20-24 ans	1,7	[1,4 - 2,2]		1,0	[0,7 - 1,4]		0,9	[0,5 - 1,4]	
25-29 ans	réf	-		réf	-		réf	-	
30-34 ans	0,8	[0,6 - 1,1]		1,2	[0,9 - 1,7]		2,2	[1,4 - 3,4]	
35-39 ans	0,5	[0,3 - 0,7]		1,6	[1,2 - 2,3]		4,0	[2,7 - 6,0]	
40-44 ans	0,6	[0,4 - 0,9]		1,8	[1,3 - 2,6]		6,5	[4,4 - 9,6]	
45-49 ans	0,5	[0,3 - 0,8]		1,3	[0,9 - 2,0]		19,7	[13,7 - 28,5]	
50-54 ans	0,5	[0,3 - 0,9]		1,3	[0,8 - 2,1]		36,7	[25,4 - 52,8]	
55-60 ans	-	-		2,4	[0,9 - 6,7]		52,7	[32,9 - 84,2]	
Armée			10⁻⁶			2.10⁻⁴			0,05
Marine	réf	-		réf	-		réf	-	-
Services communs	0,4	[0,1 - 1,2]		0,7	[0,3 - 1,7]		0,5	[0,3 - 0,9]	
Air	1,0	[0,7 - 1,4]		1,0	[0,7 - 1,5]		0,8	[0,6 - 1,0]	
Gendarmerie	1,2	[0,8 - 1,7]		1,7	[1,4 - 2,7]		0,9	[0,7 - 1,2]	
Terre	2,0	[1,4 - 2,7]		1,6	[1,2 - 2,5]		1,0	[0,8 - 1,3]	

^a Modèle tenant compte de l'âge et de l'armée

^b Décès consécutifs à une cause organique (décès non accidentels et non volontaires)

suicides constituent la première cause de mortalité (figure 2). Ajusté sur l'âge, les risques de mortalité par suicide sont supérieurs dans l'armée de Terre et la Gendarmerie (tableau 3).

Maladies

Au total, 881 militaires sont décédés suite à une maladie (taux : 43 p.100 000 PA), et près d'un tiers de ces décès ont été déclarés uniquement au SdP. Le risque de décès par maladie n'est pas différent selon les armées mais augmente avec l'âge (tableau 3). À partir de 45 ans, les décès par maladie constituent les causes de décès les plus fréquentes (figure 2). La codification CIM-10 a pu être réalisée pour 658 des 881 décès par maladie (75%). Parmi les 223 décès par maladie de cause inconnue, 78% ont été déclarés uniquement au SdP. Parmi les 658 décès de cause connue, 619 sont survenus chez des hommes. Les tumeurs (n=389, taux de mortalité : 22 p.100 000 PA) et les maladies cardiovasculaires (n=176, taux de mortalité : 10 p.100 000 PA) constituent près de 91% des décès par maladie chez les hommes. Le poumon et les voies aérodigestives supérieures représentent près d'un tiers des localisations tumorales.

Comparaison à la population masculine française

Mortalité toutes causes

Sur la période 2002-2007, le nombre de décès attendu est de 3 319 et le SMR est de 0,64 [IC 95% : 0,61 - 0,66]. La mortalité dans la population militaire active apparaît 36% plus faible que dans la population masculine civile. Cepen-

dant, pour les 17-19 ans, le nombre observé de décès dans les armées en 2002-2007 est 2,4 fois [IC 95% : 1,8 - 3,0] supérieur au nombre de décès attendus chez les 17-19 ans de la population générale. Pour les 20-24 ans, la mortalité est également 1,2 fois [IC 95% : 1,1 - 1,3] plus élevée en milieu militaire. Au contraire, à partir de 25 ans, le nombre de décès observés dans les armées est environ deux fois inférieur au nombre de décès attendus (figure 3).

Mortalité par accident de la circulation

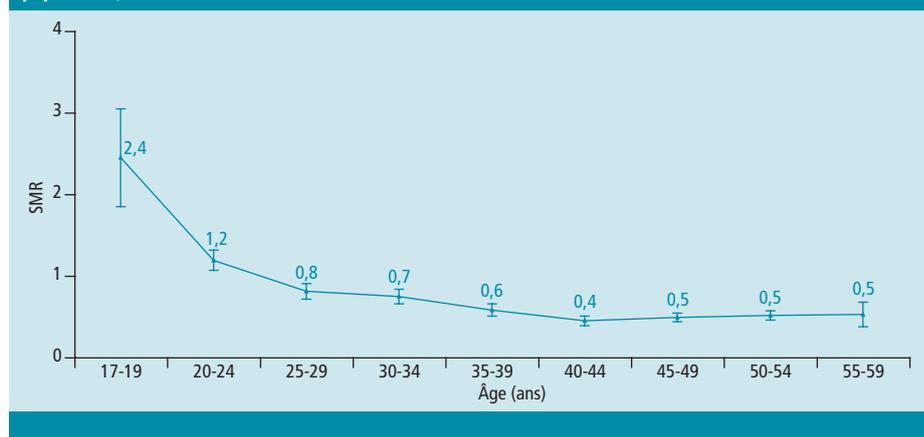
Sur la période 2002-2007, le SMR est de 1,6 [IC 95% : 1,5 - 1,8] soit une mortalité par accident de la circulation environ 60% plus élevée que celle de la population masculine civile constatée sur les certificats médicaux. Ce sur-risque de décès se retrouve essentiellement

i) chez les moins de 25 ans : dans les classes d'âge 17-19 ans et 20-24 ans, les risques de décès par accident de la circulation sont respectivement 3,8 fois [IC 95% : 2,7 - 5,0] et 1,6 fois plus élevés [IC 95% : 1,4 - 1,9] qu'en milieu civil et ii) dans l'armée de Terre (SMR 1,8 [1,6 - 2,1]), notamment chez les moins de 30 ans.

Suicide

Sur la période 2002-2007, le SMR est de 0,8 [IC 95% : 0,7 - 0,9] soit une mortalité par suicide 20% plus faible que celle de la population masculine civile. Cependant, un sur-risque de mortalité par suicide non statistiquement significatif apparaît chez les militaires masculins de 17-19 ans (risque 2,1 fois plus élevé qu'en milieu civil [IC 95% : 0,5 - 3,7]) et de 20-24 ans (SMR : 1,2 [IC 95% : 1,0 - 1,5]).

Figure 3 Ratios standardisés de mortalité (SMR) toutes causes par classe d'âge dans la population militaire française, 2002-2007 / Figure 3 Standardized mortality ratios (SMR) from all causes by age group in the French male military population compared to those found in the French male general population, 2002-2007



Discussion

Principales caractéristiques

Les causes accidentelles représentent la première cause de décès parmi les 17-44 ans, alors qu'à partir de 45 ans les décès par maladie représentent près de 80% des décès. La hiérarchie des causes de décès varie selon l'âge et l'armée. Ajusté sur l'âge, le risque de mortalité par accident de la circulation est plus élevé dans l'armée de Terre. La mortalité dans la population militaire active est significativement plus faible que dans la population masculine française. Par âge, on observe une surmortalité toutes causes et par accident de la circulation chez les militaires masculins de moins de 25 ans. De 2002 à 2007, le taux de mortalité par accident de la circulation a presque été divisé par 2, en particulier chez les hommes de moins de 25 ans.

Performance de la surveillance épidémiologique des décès et limites de l'étude

Entre 2002 et 2007, 1 598 décès ont été déclarés à la SEA, alors que le SdP avait connaissance de 2 024 décès (soit une sous-estimation d'environ 21% des décès). Les décès échappant au système de surveillance épidémiologique sont principalement des décès par maladie (près d'un tiers de ces décès sont uniquement déclarés par le SdP) survenant chez des militaires en congé de longue durée pour maladie et pour lesquels le médecin militaire du régiment d'appartenance n'a pas toujours connaissance du décès. L'analyse des causes de décès déclarées par les médecins militaires comporte certaines limites. Les décès notifiés à la SEA sont déclarés par le médecin militaire exerçant dans le régiment où travaillait le militaire décédé et non pas, comme en population générale, par les médecins ayant constaté le décès. Les renseignements médicaux concernant les décès par maladie peuvent donc être imprécis. Les taux de décès par maladie doivent être interprétés avec prudence. En effet, la connaissance qu'a le médecin militaire des pathologies présentes dans son régiment s'est modifiée avec la professionnalisation des armées, qui a entraîné un recours plus fréquent aux soins en milieu civil. Il serait nécessaire de réaliser une étude comparant les causes de décès indiquées par les médecins militaires à la SEA à celles figurant sur les certificats de décès du CépiDc, comme cela a été fait récemment chez les travailleurs d'EDF-GDF [6], afin d'évaluer la concordance des données. Dans cette étude, des différences importantes ont été observées pour certaines pathologies entre les causes de décès recensées par la médecine du travail et les causes rapportées sur le certificat.

Comparaison à la population générale

Une sous-mortalité toutes causes en population militaire active masculine

Comme en population générale [5], les taux de mortalité toutes causes sont plus élevés chez les hommes, traduisant des conduites à risque (tabac, alcool...) plus fréquentes. Toutefois, il apparaît ces dernières années, dans la population générale, un rapprochement des modes de consommation des substances addictives entre hommes et femmes en particulier chez les jeunes [7]. La mortalité toutes causes en population militaire masculine est significativement inférieure à celle de la population générale. Ce résultat s'explique en grande partie par les mécanismes de sélection des militaires (sélection à l'engagement, visite d'aptitude annuelle...) se traduisant par l'« effet du travailleur sain » [8] selon lequel les travailleurs sont en meilleure santé que la population générale. Dans la cohorte EDF-GDF, entre 1997 et 2001, les salariés de sexe masculin décédaient presque deux fois moins que la population française [9]. Il aurait été intéressant de standardiser la mortalité dans les armées à partir des taux de mortalité de la population française masculine active, mais ces données ne sont pas disponibles. Dans l'armée américaine, la mortalité est également inférieure à celle de la population générale [10].

Une surmortalité toutes causes et par accident de la circulation chez les militaires masculins de moins de 25 ans, notamment dans l'armée de Terre

Une surmortalité toutes causes, en particulier par accident de la circulation, est constatée chez les militaires masculins de moins de 25 ans. Cette surmortalité semble en contradiction avec « l'effet du travailleur sain » car, selon les données de la littérature, la sous-mortalité la plus marquée est généralement observée dans les années suivant l'embauche [8]. Comme en milieu civil, les taux de mortalité par accident de la circulation sont significativement plus élevés chez les hommes et ce, quel que soit l'âge des sujets. Plusieurs études se sont intéressées à cette différence : comportements à risque plus fréquents chez les hommes, davantage de trajets domicile-travail... [11-14]. Les décès par accident de la circulation représentaient 32% des décès survenus dans l'armée britannique en 2006 [15] (vs. 25% dans notre étude). Les raisons pouvant expliquer cette surmortalité chez les militaires masculins de moins de 25 ans par rapport à la population générale du même âge sont probablement multiples (éloignement géographique caserne-domicile, sentiment d'invulnérabilité...)

et devraient être approfondies afin d'adapter les mesures de prévention. Dans l'étude britannique, les comportements jugés comme « conduites dangereuses » (excès de vitesse, non-port de la ceinture de sécurité...) étaient retrouvés chez 19% des militaires. Les facteurs significativement associés à une conduite dangereuse étaient le sexe masculin, avoir moins de 25 ans, être célibataire ou divorcé, ne pas avoir un niveau d'étude élevé, avoir eu une enfance difficile, appartenir à l'armée de Terre (en particulier à une unité de combat) et avoir été exposé à des événements traumatiques en Opex [15]. Dans notre étude, avoir moins de 25 ans et appartenir à l'armée de Terre sont également associés au risque de décès par accident de la circulation. Les autres facteurs mentionnés dans l'étude britannique ne sont actuellement pas renseignés sur les fiches décès de la SEA.

Conclusion

Comme en milieu civil, les décès en milieu militaire sont majoritairement d'origine accidentelle (accidents de la circulation en particulier) chez les jeunes et consécutifs à une maladie chez les militaires plus âgés. La hiérarchie des causes de décès est différente selon les armées en raison, notamment, d'une structure d'âge différente dans chacune des armées.

La mortalité toutes causes dans l'armée française en activité est environ 30% plus faible qu'en population générale mais une surmortalité, en particulier par accident de la circulation et suicide, est observée chez les moins de 25 ans, notamment dans l'armée de Terre. La réduction significative (division par deux) des taux de mortalité par accident de la circulation dans les armées entre 2002 et 2007, en particulier chez les moins de 25 ans, est un constat encourageant pour continuer à renforcer la prévention de ces accidents en milieu militaire comme en milieu civil [4]. Les décès par accident de la circulation doivent demeurer une des priorités de santé publique dans les armées, en particulier dans l'armée de Terre où sont déjà appliquées les directives du ministre de la Défense en matière de prévention et de sécurité routière (formation, éducation à la sécurité...). La connaissance des circonstances de survenue des suicides doit également être renforcée afin d'adapter les actions de prévention menées en milieu militaire.

Remerciements

L'analyse de ces données ne saurait se concevoir sans la collaboration active de l'ensemble des médecins des services médicaux d'unités, du personnel du Service des pensions des armées (en particulier Mme Boisseau, Mme Creux, Mme Marzanato et Mme Staskiewicz) et du personnel du CépiDc (en particulier Mme Bovet et M. Jougla). Que chacun trouve ici un juste remerciement de sa participation.

Références

- [1] Richard V, Martin J, Spiegel A, Boutin JP, Touze JE. La surveillance épidémiologique dans les armées en France. http://www.invs.sante.fr/publications/2005/snmi/armees_france.html (dernier accès mai 2009)
- [2] Pavillon G, Laurent F. Certification et codification des causes médicales de décès, Bull Epidemiol Hebd. 2003; 30-31:134-7.
- [3] Organisation mondiale de la santé. Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes CIM-10, 10^e révision : <http://www.who.int/classifications/icd/en/>
- [4] Source : <http://www.cepidc.vesinet.inserm.fr/>
- [5] Aouba A, Péquignot F, Le Toullec A, Jouglu E. Les causes médicales de décès en France en 2004 et leur évolution 1980-2004. Bull Epidemiol Hebd. 2007; 35-36:308-14.
- [6] Marchand JL, Imbernon E, Goldberg M. Causes de décès dans une cohorte de travailleurs EDF-GDF : comparaison des données de la médecine du travail et de la statistique nationale. Rev Epidemiol Sante Publ. 2003; 51:469-80.
- [7] Dupuy G, Vorspan F, Lépine JP. Épidémiologie des usages de substances addictives : résultats d'études réalisées en France et perspectives internationales. Annales Médico-psychologiques, revue psychiatrique, In Press, Corrected Proof, Available online 18 August 2009.
- [8] Goldberg M, Luce D. Les effets de sélection dans les cohortes épidémiologiques. Nature, causes et conséquences. Rev Epidemiol Sante Publ. 2001; 49:477-92.
- [9] Poncet M, Chevalier A, Bumsel F, Lahon G. La mortalité des salariés d'EDF-GDF : disparités socio-professionnelles et évolution. Rev Epidemiol Sante Publ. 2003; 51(5):481-9.
- [10] Jackson G. Mortality trends among members of active components, US Armed Forces, 2004. MSMR 2005; 3:2-7.
- [11] Martin JL, Lafont S, Chiron M, Gadegbeku B, Laumon B. Différences entre les hommes et les femmes face au risque routier. Rev Epidemiol Sante Publ. 2004; 52:357-67.
- [12] Turner C, McClure R, Pirozzo S. Injury and risk-taking behaviour-a systematic review. Accid Anal Prev. 2004; 36:93-101.
- [13] Jonah BA, Thiessen R, Au-Yeung E. Sensation seeking, risky driving and behavioral adaptation. Accid Anal Prev. 2001; 33:679-84.
- [14] Garvey Wilson AL, Lange JL, Brundage JF, Frommelt RA. Behavioral, demographic, and prior morbidity risk factors for accidental death among men : a case-control study of soldiers. Prev Med. 2003; 36(1):124-30.
- [15] Fear NT, Iversen AC, Chatterjee A, Jones M, Greenberg N, Hull L, *et al.* Risky driving among regular armed forces personnel from the United Kingdom. Am J Prev Med 2008; 35(3):230-5.

Erratum

BEH n° 37 du 6 octobre 2009

Une erreur s'est glissée dans la liste des auteurs de l'article intitulé :

« La grippe nosocomiale en pédiatrie à l'hôpital Edouard Herriot, Lyon (France), hivers 2005-2006 et 2006-2007 »

Il faut lire :

Corinne Régis¹, Vanessa Escuret², Frédérique Long¹, Christine Gorain¹, Silene Pires-Cronenberger¹, Mounia Moalla¹, Marie-Noëlle Crozet¹, Maude Bouscambert², Florence Morfin², Laurence Pollissard³, Béatrice Barret³, Bruno Lina², Yves Gillet⁴, Nicolas Voirin¹, Philippe Vanhems¹

1/ Service d'Hygiène, épidémiologie et prévention, Hôpital Edouard Herriot, Lyon ; Laboratoire d'épidémiologie et santé publique, CNRS UMR 5558, Université Lyon 1, France

2/ Laboratoire de virologie, Groupement Hospitalier Est, et CNR des virus influenza région Sud, Hospices civils de Lyon, CNRS FRE 3011, Université Lyon 1, France

3/ Sanofi Pasteur, Lyon, France

4/ Service d'urgences et réanimation pédiatriques, Groupement hospitalier Est, Bron, France

Erratum

BEH n° 42-43 du 10 novembre 2009

Dans l'article :

« Prise en charge des personnes diabétiques de type 2 en France en 2007 et tendances par rapport à 2001 »

À la page 455, dans le résumé, à la 5^e ligne de la section Résultats, il faut lire : « 28% d'une recherche d'albuminurie » (et non 44% qui est le résultat sur deux années).

La publication d'un article dans le BEH n'empêche pas sa publication ailleurs. Les articles sont publiés sous la seule responsabilité de leur(s) auteur(s) et peuvent être reproduits sans copyright avec citation exacte de la source.

Retrouvez ce numéro ainsi que les archives du Bulletin épidémiologique hebdomadaire sur <http://www.invs.sante.fr/BEH>

Directrice de la publication : Dr Françoise Weber, directrice générale de l'InVS

Rédactrice en chef : Judith Benrekassa, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr

Rédactrice en chef adjointe : Valérie Henry, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr

Secrétaires de rédaction : Jacqueline Fertun, Farida Mihoub

Comité de rédaction : Dr Sabine Abitbol, médecin généraliste ; Dr Thierry Ancelle, Faculté de médecine

Paris V ; Dr Pierre-Yves Bello, InVS ; Catherine Buisson, InVS ; Dr Christine Chan-Chee, InVS

Dr Sandrine Danet, Drees ; Dr Anne Gallay, InVS ; Dr Isabelle Gremy, ORS Ile-de-France ;

Philippe Guilbert, Inpes

Dr Rachel Haus-Cheymol, Service de santé des Armées ; Eric Jouglu, Inserm CépIdC

Dr Nathalie Jourdan-Da Silva, InVS ; Dr Bruno Morel, InVS ; Dr Sandra Sinno-Tellier, InVS ; Hélène Therre, InVS.

N° CPP : 0211 B 08107 - N° INPI : 00 300 1836 - ISSN 0245-7466

Diffusion / Abonnements : Alternatives Économiques

12, rue du Cap Vert - 21800 Quétigny

Tél. : 03 80 48 95 36

Fax : 03 80 48 10 34

Courriel : ddorey@alternatives-economiques.fr

Tarif 2009 : France et international 62 € TTC

Institut de veille sanitaire - Site Internet : <http://www.invs.sante.fr>

Imprimerie : Europ Offset

39 bis, 41 avenue de Bonneuil - 94210 La Varenne