

43

Collection
ÉTUDES ET ANALYSES

RÉDUCTION
DE LA DURÉE DE SÉJOUR ET
RÉADMISSION HOSPITALIÈRE
POUR DES PROBLÈMES
CARDIOVASCULAIRES

PLANIFICATION STRATÉGIQUE – ÉVALUATION

Québec 

Ministère de
la Santé et des
Services sociaux

43

Collection
ÉTUDES ET ANALYSES

**RÉDUCTION
DE LA DURÉE DE SÉJOUR ET
RÉADMISSION HOSPITALIÈRE
POUR DES PROBLÈMES
CARDIOVASCULAIRES**

Harold Côté et Lysette Trahan
Direction de l'évaluation de la recherche et de l'innovation

Août 2000

Québec 

**Ministère de
la Santé et des
Services sociaux** Direction générale
des services à la population

Édition produite par

La Direction des communications du ministère de la Santé et des Services sociaux

Des frais d'administration vous seront facturés à la livraison :
5,00\$ pour le premier exemplaire et 1,00\$ pour chaque exemplaire additionnel.

Faire parvenir votre commande par télécopieur : **(418) 644-4574**

Par courriel : **communications@msss.gouv.qc.ca**

ou par la poste : **Ministère de la Santé et des Services sociaux
Direction des communications
1075, chemin Sainte-Foy, 16e étage
Québec (Québec)
G1S 2M1**

Le présent document peut être consulté à la section documentation du site Web du ministère de la Santé et des Services sociaux dont l'adresse est : **www.msss.gouv.qc.ca**

Le genre masculin utilisé dans ce document désigne aussi bien les femmes que les hommes.

Dépôt légal

Bibliothèque nationale du Québec, 2000

Bibliothèque nationale du Canada, 2000

ISBN 2-550-36617-4

Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction, l'adaptation et la traduction de la totalité ou d'un extrait quelconque de ce document par quelque procédé que ce soit sont interdites sans l'autorisation du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

RÉSUMÉ

La présente étude s'inscrit dans le cadre des travaux d'évaluation des effets de la transformation du système de soins et de services en santé physique du Québec. Son objectif principal était de vérifier l'hypothèse selon laquelle la réduction de séjour qui s'est produite ces dernières années a pu entraîner des congés prématurés, ce qui aurait eu comme effet d'augmenter le taux de réadmission. Cette étude visait aussi à décrire l'évolution de certaines caractéristiques des personnes hospitalisées avant et après la période de réduction importante des séjours et d'analyser les facteurs autres que la durée de séjour qui ont une influence significative sur la réadmission.

L'étude est basée sur trois problèmes cardiovasculaires entraînant un recours fréquent à l'hospitalisation, pour lesquels une réduction importante du séjour hospitalier a été notée et pour lesquels la réadmission est relativement fréquente. Les maladies retenues sont : l'insuffisance cardiaque (DRG127), l'infarctus du myocarde (DRG121) et l'angine de poitrine (DRG140).

Trois questions sont posées : *Le taux de réadmission a-t-il augmenté après la réorganisation des soins en santé physique ? Y a-t-il un lien entre un éventuel accroissement du taux de réadmission et la réduction de la durée de séjour ? Y a-t-il d'autres facteurs qui sont associés à la réadmission hospitalière ?*

En réponse à la première question, le taux de réadmission des patients souffrant de l'un ou l'autre des problèmes analysés dans l'étude a effectivement augmenté entre 1993-1994 et 1997-1998. Pour l'insuffisance cardiaque, il est passé de 7,1 à 7,6 % ; dans le cas de l'infarctus du myocarde, ce taux est passé de 5,5 à 6,2 % ; pour l'angine de poitrine, le taux est passé de 7,0 à 7,8 %. Ces augmentations se sont toutefois révélées non significatives au seuil retenu ($p > 0,05$).

Cependant, le profil des personnes hospitalisées s'est modifié pendant cette période. Celles-ci étaient un peu plus âgées et présentaient une condition plus grave en 1997-1998 que celles hospitalisées en 1993-1994 pour les mêmes affections. Pour déceler le lien possible entre la durée de séjour et la réadmission, les personnes réadmisées ont été comparées à celles qui ne l'ont pas été pour chacune des années à l'étude. Après avoir contrôlé pour l'âge, le sexe et la gravité des cas, il en ressort que la durée du séjour n'a pas d'influence sur le taux de réadmission dans les cas d'infarctus du myocarde et d'angine de poitrine. Par contre, un tel lien existe dans les cas d'insuffisance cardiaque. Les patients hospitalisés pour de très courts séjours de 1 à 3 jours présentent un risque de réadmission significativement plus élevé que ceux ayant séjourné plus longtemps.

Parmi les autres facteurs susceptibles d'expliquer la réadmission et qui ont fait l'objet de cette étude, la gravité des cas, exprimée soit en fonction de la gravité clinique ou du risque de mortalité, ressort de façon évidente. L'âge apparaît également comme un facteur de risque de réadmission, mais son effet est plus variable. Même si l'on observe des taux de réadmission différents selon les sexes, cette variable n'est plus significative lorsque les autres facteurs, c'est-à-dire l'âge, la gravité des cas et la durée de séjour, ont été contrôlés.

Donc, en gardant à l'esprit les forces et les limites de cette étude, il n'est pas évident que la diminution de la durée moyenne de séjour qui s'est produite entre 1993-1994 et 1997-1998 ait compromis la qualité des soins, telle que mesurée par le taux de réadmission. Les durées de séjour pour les trois problèmes étudiés, même si elles étaient plus courtes en 1997-1998 qu'en 1993-1994, n'ont sans doute pas atteint une limite critique qui pourrait mettre en péril la qualité des soins reçus à l'hôpital.

Par contre, l'association significative que l'étude établit entre les très courts séjours et la réadmission dans le cas de l'insuffisance cardiaque, lorsque les données sont analysées année par année, met en lumière le caractère potentiellement évitable de certaines réadmissions. Elle soulève également des questions à propos des modes de prise en charge des patients souffrant d'insuffisance cardiaque, aussi bien pendant leur séjour hospitalier qu'à leur sortie de l'hôpital, mais aussi à propos de la limite potentielle à ne pas dépasser en ce qui a trait à la réduction du temps de séjour.

Enfin, l'étude met en évidence certains groupes pour lesquels le risque de réadmission est élevé. Les groupes considérés comme vulnérables et qui retiennent l'attention comprennent les personnes dont les cas sont les plus graves si l'on tient compte du risque de mortalité et de gravité clinique. Les personnes âgées de 65 à 74 ans hospitalisées pour insuffisance cardiaque, celles de 65 ans ou plus hospitalisées pour infarctus et celles de plus de 80 ans hospitalisées pour angine de poitrine méritent également d'être considérées comme des groupes plus vulnérables. Il en va de même pour les personnes hospitalisées pour insuffisance cardiaque, dont le séjour hospitalier est de 3 jours ou moins. Enfin, les femmes âgées, du fait qu'elles sont en général plus nombreuses que les hommes à présenter un degré de gravité plus élevé, constituent également un groupe à surveiller.

REMERCIEMENTS

Il importe de mentionner la collaboration de plusieurs personnes qui ont été sollicitées pour leur compétence. Les auteurs remercient plus particulièrement les personnes qui suivent.

Pour leurs commentaires, qui ont permis d'enrichir le contenu et la présentation de ce document :

Madame Marie Demers, Direction de l'évaluation, de la recherche et de l'innovation, ministère de la Santé et des Services sociaux.

Madame Sylvie Rheault, Direction de l'évaluation, de la recherche et de l'innovation, ministère de la Santé et des Services sociaux.

Monsieur Yvon Brunelle, Direction de l'excellence de la main-d'œuvre et des services médicaux, ministère de la Santé et des Services sociaux

Monsieur Jacques Piché, Direction de la main-d'œuvre médicale, ministère de la Santé et des Services sociaux.

Monsieur Louis Roy, cardiologue, hôpital Laval, Québec.

Monsieur Pierre Tousignant, Direction de la santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux de Montréal-Centre.

Monsieur André Tourigny, Centre de santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux de Québec.

Monsieur Julien Veilleux, Direction de l'organisation des services médicaux, ministère de la Santé et des Services sociaux

Pour leur soutien particulièrement précieux :

Madame Hélène Boucher, pour le travail de traitement informatique nécessaire à la préparation des fichiers de données, de la Direction de l'évaluation, de la recherche et de l'innovation, ministère de la Santé et des Services sociaux.

Madame Lise Lapointe, pour son travail d'édition, de la Direction de l'évaluation, de la recherche et de l'innovation, ministère de la Santé et des Services sociaux.

Monsieur Gilles-Yvon Picard et monsieur François Allard, pour leur soutien documentaire, respectivement de la Direction de l'évaluation, de la recherche et de l'innovation et du Service de la documentation, ministère de la Santé et des Services sociaux.

TABLE DES MATIÈRES

INTRODUCTION.....	1
1 MÉTHODOLOGIE.....	3
1.1 SOURCE DES DONNÉES.....	3
1.2 POPULATION À L'ÉTUDE.....	3
1.3 RÉADMISSION.....	4
1.4 DÉFINITION DES VARIABLES.....	4
1.5 ANALYSES STATISTIQUES.....	5
2 RÉSULTATS.....	7
2.1 HOSPITALISATION ET DURÉE MOYENNE DE SÉJOUR POUR LES TROIS PROBLÈMES À L'ÉTUDE.....	7
2.2 CARACTÉRISTIQUES DES PERSONNES HOSPITALISÉES PRISES EN CONSIDÉRATION DANS L'ÉTUDE.....	7
2.3 DURÉE MOYENNE DE SÉJOUR.....	9
2.4 DURÉE MOYENNE DE SÉJOUR DES INDIVIDUS RÉADMIS ET NON RÉADMIS COMPTE TENU DU RISQUE DE MORTALITÉ OU DE LA GRAVITÉ CLINIQUE.....	10
2.5 TAUX DE RÉADMISSION.....	13
2.6 TEMPS ÉCOULÉ AVANT LA PREMIÈRE RÉADMISSION.....	14
2.7 EFFET DE LA DURÉE DE SÉJOUR ET D'AUTRES FACTEURS SUR LA RÉADMISSION.....	16
2.7.1 Insuffisance cardiaque.....	16
2.7.2 Infarctus aigu du myocarde.....	25
2.7.3 Angine de poitrine.....	33
DISCUSSION ET CONCLUSION.....	43
ANNEXE 1 INFORMATIONS COMPLÉMENTAIRES À PROPOS DES EXCLUSIONS.....	49
ANNEXE 2 ANALYSE DE LA DURÉE DE VIE ET LES MODÈLES À RISQUES PROPORTIONNELS DE COX.....	51
ANNEXE 3 NOMBRE D'INDIVIDUS RETENUS POUR LES TROIS DRG À L'ÉTUDE.....	55
ANNEXE 4 CALCUL DES DURÉES MOYENNES DE SÉJOUR PONDÉRÉES.....	57
BIBLIOGRAPHIE.....	61

LISTE DES FIGURES

Figure 1	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour insuffisance cardiaque, en fonction du temps, 1993-1994 et 1997-1998.....	19
Figure 2	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour insuffisance cardiaque, selon la durée de séjour, 1993-1994 et 1997-1998.....	20
Figure 3	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour insuffisance cardiaque, selon le risque de mortalité, 1993-1994 et 1997-1998.....	22
Figure 4	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour insuffisance cardiaque, selon l'âge, 1997-1998.....	23
Figure 5	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour insuffisance cardiaque, selon le sexe, 1993-1994.....	24
Figure 6	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour infarctus du myocarde, en fonction du temps, 1993-1994 et 1997-1998.....	26
Figure 7	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour infarctus du myocarde, selon la durée de séjour, 1993-1994 et 1997-1998.....	28
Figure 8	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour infarctus du myocarde, selon la gravité clinique, 1993-1994 et 1997-1998.....	30
Figure 9	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour infarctus du myocarde, selon l'âge, 1993-1994 et 1997-1998.....	32
Figure 10	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour angine de poitrine, en fonction du temps, 1993-1994 et 1997-1998.....	35
Figure 11	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour angine de poitrine selon la durée de séjour, 1993-1994 et 1997-98.....	36
Figure 12	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour angine de poitrine, selon l'âge, 1993-1994.....	38
figure 13	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour angine de poitrine, selon le sexe, 1993-1994.....	39
figure 14	Risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours des patients admis pour angine de poitrine, selon le risque de mortalité, 1993-1994 et 1997-1998.....	40

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1	Nombre de personnes hospitalisées, nombre moyen d'hospitalisations et durée moyenne de séjour par personne pour les problèmes cardiaques étudiés, 1993-1994 et 1997-1998.....	7
Tableau 2	Caractéristiques des personnes prises en considération dans l'étude et qui ont été hospitalisées pour les problèmes cardiaques étudiés, 1993-1994 et 1997-1998 (pourcentage).....	8
Tableau 3	Durée moyenne de séjour des patients admis pour les problèmes cardiaques étudiés, en fonction des caractéristiques de ces personnes, 1993-1994 et 1997-1998	10
Tableau 4	Répartition des individus réadmis et non réadmis, en fonction du risque de mortalité ou de la gravité clinique, selon le problème, 1993-1994 et 1997-1998	11
Tableau 5	Durées moyennes de séjour des individus réadmis et non réadmis pondérées en fonction du risque de mortalité ou de la gravité clinique, selon le problème, 1993-1994 et 1997-1998	12
Tableau 6	Taux de réadmission à l'intérieur de 30 jours pour les trois problèmes cardiaques étudiés, en fonction des caractéristiques des personnes, 1993-1994 et 1997-1998	13
Tableau 7	Définition du séjour selon qu'il ait été court, moyen et long, pour les trois problèmes cardiaques étudiés, 1993-1994 et 1997-1998	14
Tableau 8	Temps écoulé en moyenne avant une réadmission (en jours) à l'intérieur de 30 jours pour chacun des problèmes cardiaques étudiés, 1993-1994 et 1997-1998	15
Tableau 9	Temps écoulé en moyenne avant une réadmission (en jours) à l'intérieur de 30 jours, selon la durée de séjour pour les trois problèmes cardiaques étudiés, années 1993-1994 et 1997-1998 combinées.....	15
Tableau 10	Estimation du risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours pour les patients admis pour insuffisance cardiaque, 1993-1994 et 1997-1998.....	17
Tableau 11	Augmentation du risque de réadmission des personnes admises pour insuffisance cardiaque, en fonction de la réduction du séjour hospitalier, 1993-1994 et 1997-1998	18
Tableau 12	Estimation du risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours pour les patients admis pour infarctus du myocarde, 1993-1994 et 1997-1998	25
Tableau 13	Augmentation du risque de réadmission des personnes admises pour infarctus du myocarde, en fonction de l'âge, 1993-1994 et 1997-1998	31
Tableau 14	Estimation des paramètres et du risque de réadmission à l'intérieur de 30 jours pour les patients admis pour angine de poitrine, 1993-1994 et 1997-1998	34
Tableau 15	Augmentation du risque de réadmission des personnes admises pour angine de poitrine, en fonction de l'âge, 1993-1994	37

INTRODUCTION

Au Québec et dans les autres provinces canadiennes, tout comme dans plusieurs États américains, on assiste depuis au moins une quinzaine d'années à une diminution de la durée des séjours hospitaliers. Le développement de nouvelles technologies et l'apparition de nouveaux médicaments rendent possible l'adoption de modes de pratique moins invasifs qui amènent un allègement de l'épisode de soins. Les différentes réformes qui se sont succédées pour tenir compte des avancées technologiques, mais également pour améliorer l'efficacité des hôpitaux –adoption du paiement par « Diagnosis related groups » (DRG) aux États-Unis vers la fin des années 80 ou fermeture de lits dans plusieurs provinces canadiennes, dont le Québec – se sont traduites par une accentuation de la réduction des séjours. Au Québec, le séjour moyen a diminué de 1,6 % en moyenne chaque année en chirurgie et de 2,8 % en médecine entre 1990-1991 et 1994-1995 ; depuis 1994-1995 et jusqu'en 1997-1998, les réductions moyennes annuelles ont été respectivement de 2,3 et de 4,6 %.

Réduire les séjours hospitaliers demeure un enjeu d'actualité, même si l'on connaît peu les effets que peut avoir une telle baisse sur les plans clinique et budgétaire. Dans la perspective d'évaluer les conséquences d'une réforme aussi majeure, nous avons envisagé d'examiner le lien possible entre les séjours écourtés et les réadmissions hâtives, malgré le fait qu'il n'y ait pas, à notre connaissance, de données faisant consensus sur ce qui constitue une durée de séjour optimale pour une maladie donnée.

L'objectif central de cette étude est de vérifier l'hypothèse selon laquelle une réduction importante de la durée de séjour pourrait entraîner un congé prématuré et ainsi avoir pour effet d'augmenter le taux de réadmission. Elle vise également à décrire l'évolution de certaines caractéristiques des personnes hospitalisées avant et après cette période marquée par des séjours hospitaliers écourtés. Enfin, nous y faisons l'analyse des facteurs autres que la durée de séjour qui ont une influence significative sur la réadmission.

Le taux de réadmission a été utilisé à maintes reprises comme un indicateur de la qualité des services. Cet indicateur s'avère pratique du fait que les réadmissions sont généralement coûteuses et qu'il est facile à mesurer à partir des fichiers administratifs (Anderson et Steinberg, 1984 ; Chambers et Clarke, 1990). Son usage a toutefois fait l'objet de controverses, les études faites sur le sujet présentant des résultats contradictoires (Graham et Livesly, 1983 ; Ashton *et al.*, 1987 ; Milne et Clarke, 1990 ; Frankl *et al.*, 1991 ; Reed *et al.*, 1991 ; Thomas et Holloway, 1991 ; Hayward *et al.*, 1993 ; Ludke *et al.*, 1993 ; Ashton *et al.*, 1995 ; Thomas, 1996). Une récente méta-analyse sur le sujet conclut néanmoins à la présence d'une association significative entre des soins de moindre qualité et un risque plus élevé de réadmission (Ashton *et al.*, 1997), association qu'ont confirmée plus récemment encore Weissman et ses collaborateurs (1999).

L'étude est basée sur trois problèmes cardiovasculaires entraînant un recours fréquent à l'hospitalisation. Les maladies de l'appareil circulatoire étaient responsables de 23 % des journées d'hospitalisation en 1996-1997 ; parmi elles, l'insuffisance cardiaque, l'infarctus du myocarde et l'angine comptaient pour 37 % de ces journées, soit 374 583 jours d'hospitalisation. De plus, les réadmissions pour ces trois affections sont relativement fréquentes : les taux de réadmission dans les 30 jours suivant le congé varient entre 6,5 et 12 % selon la maladie et selon la méthodologie retenue (Harrison *et al.*, 1995 ; Kerr *et al.*, 1998). Ces problèmes ont également été retenus en raison de l'importante réduction du séjour hospitalier qui leur est associée au cours des dernières années, réduction qui va de 16 à 20 % selon la maladie.

Le premier chapitre décrit la méthodologie retenue. Les résultats sont présentés au chapitre deux. On y retrouve une description des caractéristiques de la population à l'étude et l'analyse du lien entre la durée de séjour et la réadmission. Dans ce chapitre, on trouve également une analyse des autres facteurs susceptibles d'affecter la réadmission. Nous concluons avec une discussion des principaux résultats observés.

1 MÉTHODOLOGIE

1.1 Source des données

L'information utilisée provient du fichier des APR-DRG (*All Patient Refined Diagnosis Related Groups*) de Med-Echo et a trait à l'hospitalisation pour les années financières 1993-1994 et 1997-1998. L'année 1993-1994 coïncide avec la période au cours de laquelle la réduction de la durée de séjour s'est accentuée ; 1997-1998 constitue la dernière année pour laquelle les données nécessaires étaient disponibles.

1.2 Population à l'étude

La population à l'étude regroupe tous les individus hospitalisés au moins une fois dans une unité de courte durée au cours de l'une ou l'autre des deux années d'observation, soit pour insuffisance cardiaque (APR-DRG = 127), pour infarctus aigu du myocarde (APR-DRG = 121) ou pour angine de poitrine (APR-DRG = 140). Parmi les patients sélectionnés, toutes les hospitalisations faisant partie de la catégorie majeure de diagnostics des maladies et troubles de l'appareil circulatoire (CMD 05) ont été retenues.

Une première série de critères d'exclusion a restreint la sélection des individus. Ainsi, ont été exclus de l'analyse :

1. les personnes décédées au cours de leur hospitalisation ;
2. les personnes ayant quitté l'hôpital sans autorisation ;
3. les patients de longue durée occupant un lit de courte durée ;
4. les personnes transférées vers un autre hôpital en cours d'hospitalisation ;
5. les personnes bénéficiant du service d'hôpital à domicile ;
6. les patients ayant une durée de séjour trop longue (plus de 3 écarts types) ;
7. tous les individus des régions sociosanitaires du Nord-du-Québec, du Nunavik et des Terres-Cries-de-la-Baie-James.

De plus, ont été exclus de l'étude sur la réadmission :

- Les personnes admises à l'hôpital au cours du premier (avril) et du dernier mois (mars) de chaque année à l'étude. L'exclusion des individus admis pour une première fois en avril se justifie par le fait que cette hospitalisation peut en fait être une réadmission résultant d'une hospitalisation au cours du mois de mars précédent. D'autre part, les individus hospitalisés pour la première fois en mars doivent être exclus puisqu'il nous est impossible de déterminer s'ils ont été réadmis au cours du mois d'avril suivant. Des détails supplémentaires concernant ces exclusions sont fournis à l'annexe 1.
- Les personnes de moins de 45 ans, dans le cas de l'insuffisance cardiaque seulement, et les personnes âgées de 30 ans ou moins, dans le cas de l'infarctus du myocarde et de l'angine de poitrine. Ces individus ont été exclus puisqu'ils constituaient des valeurs aberrantes au moment de la modélisation et exerçaient un effet considérable sur l'estimation des différents paramètres.

1.3 Réadmission

Dans la présente étude, un individu est considéré comme réadmis s'il a été hospitalisé pour un des problèmes énumérés dans la section précédente et si, par la suite, il a été réadmis, dans n'importe quel hôpital, 30 jours ou moins après la fin de cette hospitalisation. On reconnaît généralement que plus l'intervalle est long entre la sortie de l'hôpital et la réadmission, moins le processus de soins joue un rôle significatif dans la réadmission et, qu'en fait, de 35 à 40 % des réadmissions non planifiées surviendraient au cours des 30 jours suivant le congé (Chambers et Clarke, 1990 ; Henderson *et al.*, 1993).

Dans le cas de l'insuffisance cardiaque (DRG127), seule une réadmission pour ce même DRG a été retenue. Ce choix permet d'utiliser un identificateur relativement spécifique d'une réadmission qui est directement associée à l'hospitalisation initiale, même si l'on y perd en sensibilité (Epstein *et al.*, 1991).

Par contre, pour les deux autres DRG, nous avons élargi la définition de la réadmission, compte tenu du faible volume de réadmissions observé pour le même DRG, surtout dans le cas de l'infarctus aigu du myocarde. Notre définition inclut donc la réadmission pour le même DRG que celui qui était à l'origine de la première hospitalisation, auquel s'ajoutent les DRG qui peuvent lui être associés, puisque liés à différentes manifestations de la maladie coronarienne ischémique. Dans le cas de l'infarctus aigu du myocarde, les DRG retenus sont : l'infarctus aigu du myocarde (DRG121), l'angine de poitrine (DRG140), l'arythmie cardiaque (DRG138), l'insuffisance cardiaque (DRG127) et les douleurs thoraciques (DRG143) ; dans le cas de l'angine de poitrine, ce sont les mêmes, auxquels s'ajoute l'athérosclérose (DRG132).

Pour un individu réadmis plus d'une fois, seule la première réadmission est prise en considération.

1.4 Définition des variables

Cinq variables ont été retenues dans l'étude du lien entre la durée de séjour et le taux de réadmission : il s'agit de la durée de la première hospitalisation, de l'âge et du sexe des individus retenus, d'un indicateur du risque de mortalité et de la gravité clinique de la maladie. L'indice du risque de mortalité mesure la probabilité de décès, il se veut donc une mesure de la gravité d'un cas. Il comporte quatre niveaux : (1) faible, (2) modéré, (3) élevé et (4) extrême. Le niveau de gravité clinique fait référence au lien entre la condition du patient et les ressources nécessaires à son traitement ; il est donc étroitement lié à la lourdeur des cas. Le calcul de cet indice tient compte du nombre de diagnostics secondaires, de l'âge et de certains traitements non effectués en salle d'opération. Il comporte également quatre niveaux. Aux fins de l'analyse, les niveaux 3 et 4 de l'indice du risque de mortalité et de la gravité clinique (élevé et extrême) ont été regroupés en raison des petits nombres en cause.

Chez les individus réadmis, le risque de mortalité et la gravité clinique correspondent au risque de mortalité et à la gravité clinique constatés au moment de l'admission qui est à l'origine de la réadmission. Le risque de mortalité et la gravité clinique qui sont attribués

aux individus non réadmis correspondent au risque de mortalité et à la gravité clinique observés au moment de la première admission pour la maladie à l'étude.

La durée de séjour des individus réadmis correspond à la durée de l'hospitalisation de l'admission à l'origine de la réadmission. Pour les individus non réadmis, il s'agit de la durée de séjour de la toute première hospitalisation pour la condition à l'étude au cours de l'année.

1.5 Analyses statistiques

Des analyses univariées ont été faites à l'aide du test du chi carré afin de comparer les deux années à l'étude quant à la répartition des individus selon les variables retenues. Nous avons obtenu, pour les individus réadmis et non réadmis, des durées moyennes de séjour pondérées qui tiennent compte du risque de mortalité ou de la gravité clinique. Ces moyennes ont été par la suite comparées à l'aide d'un modèle d'analyse de variance et d'un test T ajusté pour la comparaison de moyennes pondérées.

Pour déterminer le rôle de la durée de séjour sur le taux de réadmission, nous avons procédé à des analyses de la durée de vie en faisant appel aux modèles de régression à risques proportionnels de Cox. Ce sont d'ailleurs les modèles que nous avons retenus et qui seront utilisés tout au long de l'analyse pour mesurer l'effet de la durée de séjour et de quelques variables sur la fréquence des réadmissions et pour estimer les risques de réadmission qui leur sont associés (pour plus de détails sur ces modèles, voir l'annexe 2).

L'analyse de la durée de vie se définit comme un ensemble de méthodes statistiques permettant l'étude de l'occurrence d'événements à l'aide de données de type longitudinal caractérisant le moment d'apparition de ceux-ci. Son application nécessite non seulement de repérer les individus réadmis, mais également de préciser le moment auquel a lieu la réadmission. Le but premier de l'analyse de la durée de vie consiste à modéliser la répétition de certains événements et le temps entre chaque événement pour déterminer le moment d'apparition de ces derniers. Cette analyse permet de plus d'estimer et de mesurer les causes ou les facteurs qui sont à même d'influencer le risque d'apparition d'un événement. Il est ainsi possible d'inclure dans un modèle de durée de vie un ensemble de variables explicatives susceptibles d'avoir un effet sur le risque de répétition d'un événement.

Comme le soulignent Leibson et ses collaborateurs (1991), la plupart des études avec configuration pré-post où l'on compare la réadmission utilisent des modèles de régression logistique qui, malheureusement, ne prennent pas en considération le temps écoulé entre la sortie et la réadmission. Nous croyons que le moment de la réadmission reflète en partie la qualité des soins reçus et qu'il doit être pris en considération dans l'analyse. Le principal avantage des modèles de Cox est qu'ils permettent de déterminer les facteurs ayant un effet significatif sur la fréquence des réadmissions tout en tenant compte du moment où celles-ci ont lieu. De plus, à partir de ces modèles, il nous est possible d'obtenir une estimation du risque de réadmission qu'encourt un individu au cours des 30 jours qui suivent la fin d'une hospitalisation. Les modèles de Cox que nous utiliserons permettent de distinguer, entre autres, les individus réadmis selon qu'ils l'ont été rapidement ou non.

Tous les tests statistiques, que ce soit ceux permettant de comparer les durées de séjour ou ceux provenant des modèles de Cox, ont été faits au seuil habituel de $\alpha = 0,05$.

Enfin, les données recueillies ont été analysées à l'aide du progiciel SAS. La modélisation a été effectuée à l'aide de la procédure PHREG de SAS ; tous les résultats (estimation des risques de réadmission ont également été obtenus grâce à cette procédure).

2 RÉSULTATS

2.1 Hospitalisation et durée moyenne de séjour pour les trois problèmes à l'étude

Entre 1993-1994 et 1997-1998, le nombre de patients hospitalisés a augmenté pour l'insuffisance cardiaque et pour l'angine de poitrine, alors qu'il a diminué pour l'infarctus aigu du myocarde. Le nombre moyen d'hospitalisations par personne a très légèrement augmenté pour les deux premiers problèmes mentionnés et il est demeuré le même pour l'infarctus du myocarde.

À l'opposé, comme on peut le constater au tableau 1, la durée moyenne de séjour a diminué de 16 à 19 % selon le problème.

TABEAU 1
NOMBRE DE PERSONNES HOSPITALISÉES, NOMBRE MOYEN D'HOSPITALISATIONS
ET DURÉE MOYENNE DE SÉJOUR PAR PERSONNE
POUR LES PROBLÈMES CARDIAQUES ÉTUDIÉS,
1993-1994 ET 1997-1998

Problèmes cardiaques étudiés	Nombre de personnes hospitalisées		Nombre d'admissions par personne		Durée moyenne de séjour		Réduction durée moyenne de séjour
	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998	1997-1998 vs 1993-1994
<i>Insuffisance cardiaque</i>	6 457	7 113	1,20	1,22	9,73	8,05	17,0 %
<i>Infarctus du myocarde</i>	8 338	7 864	1,05	1,05	10,70	8,95	16,4 %
<i>Angine de poitrine</i>	6 429	7 235	1,10	1,11	7,00	5,68	18,9 %

2.2 Caractéristiques des personnes hospitalisées prises en considération dans l'étude

Compte tenu des cas exclus en vue de l'analyse de la réadmission, le nombre de personnes prises en considération a été restreint. Les effectifs pour chacune des conditions retenues et pour chaque année à l'étude apparaissent au tableau 2. On y présente la répartition des individus en pourcentage selon les différentes variables retenues dans l'analyse. Pour avoir un aperçu des effectifs correspondant à chacune des proportions, vous pouvez consulter le tableau à l'annexe 3.

TABEAU 2
CARACTÉRISTIQUES DES PERSONNES PRISES EN CONSIDÉRATION DANS L'ÉTUDE
ET QUI ONT ÉTÉ HOSPITALISÉES POUR LES PROBLÈMES CARDIAQUES ÉTUDIÉS,
1993-1994 ET 1997-1998 (POURCENTAGE)

Caractéristiques des personnes hospitalisées	Insuffisance cardiaque		Infarctus du myocarde		Angine de poitrine	
	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998
N	5 453	5 998	7 132	6 765	5 555	6 334
Groupe d'âge						
<i>groupe d'âge 1</i>	17,2 %	14,6 %	17,6 %	15,6 %	11,8 %	10,1 %
<i>groupe d'âge 2</i>	32,0 %	29,7 %	32,9 %	30,5 %	30,3 %	28,6 %
<i>groupe d'âge 3</i>	35,9 %	36,6 %	38,5 %	37,6 %	45,3 %	43,4 %
<i>groupe d'âge 4</i>	14,8 %	19,1 %	11,1 %	16,4 %	12,7 %	17,9 %
Sexe						
<i>hommes</i>	49,1 %	49,2 %	67,1 %	65,8 %	53,3 %	52,7 %
<i>femmes</i>	50,9 %	50,8 %	32,9 %	34,2 %	46,7 %	47,3 %
Risque de mortalité						
<i>faible</i>	34,7 %	28,0 %	54,6 %	49,6 %	68,6 %	63,0 %
<i>modéré</i>	42,2 %	42,7 %	23,4 %	24,2 %	22,2 %	25,0 %
<i>élevé</i>	23,1 %	29,4 %	22,0 %	26,2 %	9,2 %	12,0 %
Gravité clinique						
<i>faible</i>	21,4 %	16,5 %	43,8 %	37,5 %	46,6 %	41,3 %
<i>modérée</i>	56,6 %	53,2 %	39,6 %	41,0 %	44,7 %	47,1 %
<i>élevée</i>	22,0 %	30,3 %	16,6 %	21,4 %	8,8 %	11,6 %
Durée de séjour						
<i>courte</i>	14,7 %	12,9 %	9,1 %	11,6 %	12,6 %	17,3 %
<i>moyenne</i>	41,6 %	47,8 %	39,6 %	46,6 %	41,1 %	40,6 %
<i>longue</i>	43,7 %	39,3 %	51,4 %	41,8 %	46,3 %	42,0 %

Note : Pour l'insuffisance cardiaque, les groupes d'âge sont : 47-64 ans ; 65-74 ans ; 75-84 ans et 85 ans ou plus. Pour l'infarctus et l'angine, les groupes d'âge sont : 31-50 ans ; 51-65 ans ; 66-80 ans et 81 ans ou plus.

Quel que soit le problème, les individus admis en 1997-1998 s'avèrent significativement plus âgés que ceux admis en 1993-1994. L'âge moyen des individus admis en 1997-1998 était de 75,2 ans comparativement à 74 ans en 1993-1994 pour les patients hospitalisés pour insuffisance cardiaque, de 66 ans comparativement à 64,4 ans chez ceux hospitali-

sés pour infarctus du myocarde, et de 68,2 ans comparativement à 66,8 ans chez ceux hospitalisés pour angine de poitrine.

Autant d'hommes que de femmes ont été hospitalisés pour un problème d'insuffisance cardiaque, aussi bien en 1993-1994 qu'en 1997-1998. Par contre, les hommes ont été deux fois plus nombreux que les femmes à être admis pour infarctus du myocarde et il n'y a pas de différence entre les deux années à l'étude. Les hommes admis pour angine de poitrine étaient un peu plus nombreux que les femmes, mais la différence n'est pas significative.

Les personnes admises en 1997-1998 présentaient un risque de mortalité significativement plus élevé et une gravité clinique significativement plus importante que celles admises en 1993-1994, quelle que soit leur maladie. Il faut noter les faibles proportions d'individus qui avaient un risque de mortalité et un niveau de gravité clinique élevés dans le cas de l'angine de poitrine (9,2 et 12,0 % respectivement en 1993-1994 et 1997-1998 dans le premier cas, et 8,8 et 11,6 %, dans le second).

2.3 Durée moyenne de séjour

Tant en 1993-1994 qu'en 1997-1998, on associe aux individus plus âgés des durées moyennes de séjour plus longues, peu importe le problème à l'étude. La durée moyenne de séjour augmente avec le risque de mortalité et la gravité clinique pour les deux années à l'étude et quel que soit le problème en cause (tableau 3). À risque égal de mortalité ou de gravité clinique, la durée moyenne de séjour était systématiquement plus élevée en 1993-1994 qu'en 1997-1998.

La durée moyenne de séjour des femmes était significativement supérieure à celle des hommes au cours des deux années à l'étude, que celles-ci aient été hospitalisées pour insuffisance cardiaque (9,8 jours vs 8,8 jours en 1993-1994 et 8,2 jours vs 7,2 jours en 1997-1998), pour infarctus du myocarde (12,0 jours vs. 10,3 jours en 1993-1994 et 10,2 jours vs 8,5 jours en 1997-1998) ou pour angine de poitrine (7,4 jours vs 6,7 jours en 1993-1994 et 5,9 jours vs 5,4 jours en 1997-1998). Cela est en partie attribuable au fait que les femmes étaient, dans l'ensemble, plus âgées que les hommes et qu'elles étaient plus nombreuses à présenter un indice de mortalité élevé, lequel est associé à un séjour moyen plus long.

Pour chacun des problèmes retenus, la durée moyenne de séjour des individus réadmis était plus courte que celles des individus non réadmis, et ce, pour les deux années à l'étude (sauf pour l'angine de poitrine). Par exemple, en 1993-1994, la durée moyenne de séjour des individus réadmis après une hospitalisation pour insuffisance cardiaque était de 8,7 jours, alors que celle du groupe non réadmis était de 9,3 jours. Cet écart est significatif. Tous les écarts entre les durées moyennes de séjour des individus réadmis et non réadmis sont significatifs, à l'exception des écarts relatifs aux personnes hospitalisées pour insuffisance cardiaque et angine de poitrine au cours de l'année 1997-1998.

TABEAU 3
DURÉE MOYENNE DE SÉJOUR DES PATIENTS ADMIS POUR LES PROBLÈMES CARDIAQUES ÉTUDIÉS,
EN FONCTION DES CARACTÉRISTIQUES DE CES PERSONNES,
1993-1994 ET 1997-1998

Caractéristiques des patients admis	Insuffisance cardiaque		Infarctus du myocarde		Angine de poitrine	
	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998
Groupe d'âge						
<i>groupe d'âge 1</i>	8,63	7,21	9,20	7,38	5,96	4,82
<i>groupe d'âge 2</i>	9,24	7,42	10,29	8,31	6,61	5,39
<i>groupe d'âge 3</i>	9,51	7,86	11,71	9,72	7,39	5,95
<i>groupe d'âge 4</i>	9,62	8,21	11,99	10,51	7,40	5,93
Sexe						
<i>hommes</i>	8,76	7,19	10,26	8,49	6,69	5,44
<i>femmes</i>	9,80	8,20	12,00	10,15	7,35	5,92
Risque de mortalité						
<i>faible</i>	7,72	5,87	9,52	7,49	6,47	5,17
<i>modéré</i>	9,28	7,16	11,18	9,20	7,77	6,11
<i>élevé</i>	11,67	10,24	13,70	11,89	8,97	7,37
Gravité clinique						
<i>faible</i>	7,05	5,41	9,25	7,18	6,07	5,00
<i>modérée</i>	8,83	6,62	10,78	8,84	7,42	5,80
<i>élevée</i>	12,64	10,84	15,11	12,76	9,7	7,54
Réadmis	8,67	7,63	10,8	9,03	7,46	5,65
Non réadmis	9,33*	7,71	11,30*	9,54*	6,95*	5,91

Notes : Pour l'insuffisance cardiaque, les groupes d'âge sont : 47-64 ans ; 65-74 ans ; 75-84 ans et 85 ans ou plus. Pour l'infarctus et l'angine, les groupes d'âge sont : 31-50 ans ; 51-65 ans ; 66-80 ans et 81 ans ou plus.

* Comparaison réadmis/non réadmis : significative au seuil de 5 %.

2.4 Durée moyenne de séjour des individus réadmis et non réadmis compte tenu du risque de mortalité ou de la gravité clinique

Comme l'illustre le tableau 4, la répartition des individus selon le risque de mortalité ou le niveau de gravité clinique diffère selon que les individus ont été réadmis ou non. Par exemple, en 1997-1998, on dénombrait plus de cas présentant un risque de mortalité

élevé chez les personnes réadmis pour insuffisance cardiaque que chez les personnes non réadmis. Ainsi, 41 % des individus réadmis en 1997-1998 présentaient un risque de mortalité élevé, alors que chez les individus non réadmis, cette proportion était de 28 %. Il en va de même dans le cas de l'infarctus, où 16,1 % des individus non réadmis en 1993-1994 avaient un indice de gravité clinique élevé, alors qu'on en dénombrait 25,3 % chez les individus réadmis.

Cela a pour effet de gonfler la durée moyenne de séjour des individus réadmis, puisque les durées moyennes de séjour ont été plus longues pour les individus dont le risque de mortalité ou le niveau de gravité clinique était plus élevé que pour les autres.

TABLEAU 4
RÉPARTITION DES INDIVIDUS RÉADMIS ET NON RÉADMIS, EN FONCTION
DU RISQUE DE MORTALITÉ OU DE LA GRAVITÉ CLINIQUE, SELON LE PROBLÈME,
1993-1994 ET 1997-1998

		<i>Insuffisance cardiaque</i>			<i>Infarctus du myocarde</i>			<i>Angine de poitrine</i>		
		<i>Risque de mortalité</i>			<i>Gravité clinique</i>			<i>Risque de mortalité</i>		
		<i>faible</i>	<i>modéré</i>	<i>élevé</i>	<i>faible</i>	<i>modérée</i>	<i>élevée</i>	<i>faible</i>	<i>modéré</i>	<i>élevé</i>
1993-1994	<i>Réadmis</i>	31,2 %	44,7 %	24,2 %	29,9 %	44,9 %	25,3 %	54,9 %	29,0 %	16,2 %
	<i>Non réadmis</i>	35,0 %	42,0 %	23,0 %	44,6 %	39,2 %	16,1 %	69,6 %	21,7 %	8,7 %
1997-1998	<i>Réadmis</i>	18,6 %	40,0 %	41,4 %	26,9 %	42,1 %	31,0 %	53,5 %	31,1 %	15,4 %
	<i>Non réadmis</i>	28,7 %	42,9 %	28,4 %	38,2 %	41,0 %	20,8 %	63,8 %	24,5 %	11,7 %

Dès lors, la comparaison des individus réadmis et non réadmis devient inappropriée, puisque leurs profils diffèrent selon le risque de mortalité ou le niveau de gravité clinique. Afin de comparer adéquatement la durée moyenne de séjour des individus réadmis à celle des individus non réadmis, nous devons rendre les deux groupes le plus comparables possible, c'est-à-dire faire en sorte que les proportions d'individus regroupés selon le niveau de risque de mortalité ou selon le niveau de gravité clinique soient les mêmes pour le groupe des personnes réadmis et le groupe des personnes non réadmis. Les durées moyennes de séjour des individus réadmis et non réadmis ont donc été pondérées en fonction des effectifs présents pour chacun des niveaux de l'indice de mortalité ou de gravité lorsque les individus admis ou réadmis au cours des deux années à l'étude ont été regroupés (voir annexe 3)¹. En utilisant les mêmes poids pour le calcul des durées

1 Le risque de mortalité ou le niveau de gravité clinique a été mesuré selon le problème étudié. Dans le cas de l'infarctus du myocarde, par exemple, la gravité des hospitalisations joue un rôle prépondérant dans la modélisation de la fréquence des réadmissions et du moment où elles ont lieu ; cette variable a donc été retenue dans ce cas. Par ailleurs, à titre exploratoire, nous avons obtenu d'autres durées moyennes de séjour pour les individus réadmis et non ré-

moyennes de séjour des individus réadmis et non réadmis, nous faisons l'hypothèse que la répartition des individus réadmis et non réadmis est la même selon les niveaux du risque de mortalité ou de gravité clinique. Nous avons ainsi obtenu des durées moyennes de séjour pondérées pour les individus réadmis et non réadmis, et ce, pour chaque problème étudié (tableau 5).

TABLEAU 5
DURÉES MOYENNES DE SÉJOUR DES INDIVIDUS RÉADMIS ET NON RÉADMIS
PONDÉRÉES EN FONCTION DU RISQUE DE MORTALITÉ OU DE LA GRAVITÉ CLINIQUE,
SELON LE PROBLÈME, 1993-1994 ET 1997-1998

		<i>Insuffisance cardiaque</i>	<i>Infarctus du myocarde</i>	<i>Angine de poitrine</i>
		<i>Durées moyennes de séjour pondérées selon risque de mortalité</i>	<i>Durées moyennes de séjour pondérées selon gravité clinique</i>	<i>Durées moyennes de séjour pondérées selon risque de mortalité</i>
1993-1994	<i>Réadmis</i>	8,70**	10,84	7,23
	<i>Non réadmis</i>	9,48	10,99	7,03
1997-1998	<i>Réadmis</i>	6,99**	8,98	5,76
	<i>Non réadmis</i>	7,61	8,91	5,62

Légende : ** Comparaison réadmis / non réadmis : significatif au seuil de 5 %

Comme le démontre le tableau 5, les écarts entre le séjour moyen pondéré des patients réadmis et celui des patients non réadmis sont significatifs seulement dans le cas de l'insuffisance cardiaque. Cela veut dire, dans ce cas, qu'à la suite du contrôle du *risque de mortalité*, il apparaît que la durée moyenne de séjour varie selon que les individus ont été réadmis ou non, et ce, pour les deux années à l'étude, le séjour étant significativement plus court chez les personnes réadmis.

Pour l'infarctus du myocarde, les résultats présentés à la section 2.3 qui ne tiennent pas compte de la gravité clinique des hospitalisations font état des séjours moyens plus courts chez les individus réadmis que chez les individus non réadmis. Cependant, on constate maintenant, en contrôlant la gravité clinique, que la durée moyenne de séjour ne varie pas significativement selon que les individus ont été réadmis ou non, et ce, pour les deux années à l'étude.

La même conclusion s'applique dans le cas de l'angine de poitrine. C'est donc dire que, pour chaque année à l'étude, en tenant compte du *risque de mortalité*, on constate que les durées moyennes de séjour ne varient pas significativement, que les individus aient

admis qui tenaient compte à la fois de la gravité clinique et du risque de mortalité. Les résultats obtenus se comparent avantageusement à ceux qui sont présentés ici.

été réadmis ou non. Toutefois, la tendance observée pour les deux années indique que le séjour des individus réadmis a été séjour plus long que celui des individus non réadmis.

2.5 Taux de réadmission

Pour les trois problèmes à l'étude, on observe une augmentation des taux de réadmission entre 1993-1994 et 1997-1998. Ainsi, pour l'insuffisance cardiaque, le taux de réadmission à l'intérieur de 30 jours est passé de 7,1 % en 1993-1994 à 7,6 % en 1997-1998, de 5,5 à 6,2 % dans le cas de l'infarctus et de 7,0 à 7,8 % dans le cas de l'angine de poitrine. Cependant, aucune de ces hausses ne s'est avérée significative (tableau 6) après un contrôle de l'ensemble des variables retenues.

TABLEAU 6
TAUX DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS POUR LES TROIS PROBLÈMES CARDIAQUES ÉTUDIÉS,
EN FONCTION DES CARACTÉRISTIQUES DES PERSONNES,
1993-1994 ET 1997-1998

Caractéristiques des personnes réadmis	Insuffisance cardiaque		Infarctus du myocarde		Angine de poitrine	
	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998
Pourcentage	7,1 %	7,6 %	5,5 %	6,2 %	7,0 %	7,8 %
Groupe d'âge						
<i>groupe d'âge 1</i>	7,6 %	7,1 %	3,6 %	4,4 %	6,0 %	10,2 %
<i>groupe d'âge 2</i>	8,0 %	8,8 %	4,1 %	4,9 %	5,1 %	5,7 %
<i>groupe d'âge 3</i>	6,4 %	7,1 %	6,8 %	7,2 %	7,2 %	7,3 %
<i>groupe d'âge 4</i>	6,1 %	7,3 %	8,3 %	7,8 %	12,1 %	11,1 %
Sexe						
<i>hommes</i>	7,4 %	7,9 %	5,0 %	5,6 %	7,3 %	7,8 %
<i>femmes</i>	6,7 %	7,4 %	6,5 %	7,3 %	6,7 %	7,9 %
Risque de mortalité						
<i>faible</i>	6,3 %	5,1 %	4,2 %	4,4 %	5,6 %	6,6 %
<i>modéré</i>	7,5 %	7,2 %	5,7 %	7,3 %	9,2 %	9,7 %
<i>élevé</i>	7,4 %	10,7 %	8,6 %	8,5 %	12,4 %	10,0 %
Gravité clinique						
<i>faible</i>	7,0 %	5,3 %	3,8 %	4,4 %	6,1 %	6,6 %
<i>modérée</i>	6,9 %	7,3 %	6,2 %	6,3 %	7,3 %	9,1 %
<i>élevée</i>	7,5 %	9,5 %	8,3 %	8,9 %	10,3 %	7,0 %
Séjour						
<i>court</i>	9,7 %	9,7 %	5,7 %	5,2 %	6,3 %	6,7 %
<i>moyen</i>	7,1 %	7,2 %	4,6 %	6,1 %	6,4 %	8,1 %
<i>long</i>	6,2 %	7,5 %	6,2 %	7,6 %	7,8 %	8,0 %

Note : Pour l'insuffisance cardiaque, les groupes d'âge sont : 47-64 ans ; 65-74 ans ; 75-84 ans et 85 ans ou plus.
 Pour l'infarctus et l'angine, les groupes d'âge sont : 31-50 ans ; 51-65 ans ; 66-80 ans et 81 ans ou plus.

Le taux de réadmission augmente avec le niveau des indices de mortalité et de gravité clinique pour les trois problèmes à l'étude. Il s'accroît avec l'âge pour l'infarctus et l'angine de poitrine, mais non pour l'insuffisance cardiaque. Les femmes ont été plus nombreuses que les hommes à être réadmis lorsqu'elles avaient d'abord été hospitalisées pour infarctus, bien que plus d'hommes que de femmes aient été hospitalisés pour ce problème. Autant d'hommes que de femmes ont été réadmis pour les deux autres problèmes pris en considération.

Les taux de réadmission varient également en fonction de la durée de séjour. Dans le cas de l'insuffisance cardiaque, on observe des taux de réadmission significativement plus élevés chez les individus ayant connu de courts séjours comparativement aux autres individus. En 1993-1994, les taux de réadmission des individus ayant connu de courts, moyens et longs séjours étaient respectivement de 9,7, 7,1 et 6,2 %. En 1997-1998, ces taux sont passés à 9,7, 7,2 et 7,5 %. Cette tendance n'est toutefois pas observée pour les deux autres problèmes à l'étude. Au contraire, pour l'infarctus du myocarde et pour l'angine de poitrine, les taux de réadmission ont plutôt eu tendance à augmenter en fonction de la durée de séjour.

Les durées relatives aux séjours courts, moyens et longs varient selon les années et les problèmes à l'étude. La définition du séjour pour chacun des problèmes étudiés, selon qu'il ait été court, moyen et long est présentée dans le tableau 7. Les définitions utilisées varient selon les années à l'étude, en fonction de la réduction de la durée de séjour observée entre 1993-1994 et 1997-1998.

TABLEAU 7
DÉFINITION DU SÉJOUR SELON QU'IL AIT ÉTÉ COURT, MOYEN ET LONG,
POUR LES TROIS PROBLÈMES CARDIAQUES ÉTUDIÉS,
1993-1994 ET 1997-1998

<i>Séjour</i>	<i>Insuffisance cardiaque</i>		<i>Infarctus du myocarde</i>		<i>Angine de poitrine</i>	
	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998
Court	1-3 jours	1-2 jours	1-5 jours	1-4 jours	1-2 jours	1-2 jours
Moyen	4-8 jours	3-7 jours	6-9 jours	5-8 jours	3-6 jours	3-5 jours
Long	9 jours ou plus	8 jours ou plus	10 jours ou plus	9 jours ou plus	7 jours ou plus	6 jours ou plus

2.6 Temps écoulé avant la première réadmission

Le temps écoulé avant la première réadmission ne diffère pas significativement d'une année à l'autre (tableau 8) pour les trois problèmes cardiaques étudiés. Néanmoins, les résultats indiquent que les individus ont été réadmis un peu plus rapidement en 1997-1998 qu'en 1993-1994. Ces résultats ont été obtenus en tenant compte : (1) du risque de

mortalité dans le cas de l'insuffisance cardiaque et de l'angine de poitrine ; (2) de l'indice de gravité clinique dans le cas de l'infarctus. Ainsi, si l'on répartit les individus également selon le risque de mortalité, le temps écoulé en moyenne avant une réadmission pour insuffisance cardiaque en 1993-1994 et 1997-1998 varie de 15,1 et 14,3 jours.

TABLEAU 8
TEMPS ÉCOULÉ EN MOYENNE AVANT UNE RÉADMISSION (EN JOURS) À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS
POUR CHACUN DES PROBLÈMES CARDIAQUES ÉTUDIÉS,
1993-1994 ET 1997-1998

Problèmes cardiaques étudiés	1993-1994	1997-1998
<i>Insuffisance cardiaque</i>	15,1	14,3
<i>Infarctus du myocarde</i>	12,9	12,1
<i>Angine de poitrine</i>	12,6	12,0

Par ailleurs, nous avons également calculé le temps moyen écoulé avant une réadmission en fonction de la durée de séjour (tableau 9). Ainsi, pour les trois problèmes cardiaques à l'étude, les personnes ayant connu de courts séjours ont été réadmisses plus rapidement que celles ayant connu de longs séjours et la différence est ici aussi significative. Pour l'insuffisance cardiaque, le temps écoulé en moyenne avant la réadmission des personnes ayant effectué un court séjour était de 13,4 jours pour les deux années à l'étude, alors qu'il était de 15,2 jours pour celles dont le séjour avait été long. Dans le cas de l'infarctus du myocarde, le temps écoulé en moyenne avant une réadmission, pour les courts et longs séjours, a été respectivement de 10,5 jours et de 12,9 jours, alors que pour l'angine de poitrine, il a été de 11,2 jours et de 13,0 jours. Tous ces écarts sont significatifs.

TABLEAU 9
TEMPS ÉCOULÉ EN MOYENNE AVANT UNE RÉADMISSION (EN JOURS) À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS,
SELON LA DURÉE DE SÉJOUR POUR LES TROIS PROBLÈMES CARDIAQUES ÉTUDIÉS,
ANNÉES 1993-1994 ET 1997-1998 COMBINÉES

Problèmes cardiaques étudiés	Séjour court	Séjour moyen	Séjour long
<i>Insuffisance cardiaque</i>	13,4	14,8	15,2
<i>Infarctus du myocarde</i>	10,5	12,3	12,9
<i>Angine de poitrine</i>	11,2	11,9	13,0

Enfin, ajoutons que, pour l'année 1997-1998, le temps écoulé en moyenne avant une réadmission différait selon les groupes d'âge pour l'angine de poitrine, les individus de 50 ans ou moins ayant été réadmis plus rapidement. Autrement, le temps avant la réadmission varie peu en fonction des autres variables (âge, sexe, niveau de gravité, risque de mortalité).

2.7 Effet de la durée de séjour et d'autres facteurs sur la réadmission

Jusqu'ici, l'influence de chacune des variables prises individuellement sur la fréquence des réadmissions ou le temps écoulé avant une réadmission a été examiné. À l'aide de modèles de durée de vie, nous avons modélisé la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont eu lieu. Il a ainsi été possible de mesurer l'effet qu'exerce la durée de séjour sur le moment et la fréquence des réadmissions, tout en contrôlant les variables évaluées jusqu'ici (âge, sexe, indice de mortalité et de gravité clinique). Les modèles utilisés sont les modèles dits à risques proportionnels de Cox.

Pour chacun des DRG à l'étude, deux modèles ont été retenus, l'un pour l'année 1993-1994 et l'autre pour l'année 1997-1998. Cette façon de procéder comporte l'avantage de mesurer de quelle façon varie l'effet des différentes variables selon les années. D'un point de vue plus théorique, l'utilisation de deux modèles distincts pour les deux années permet de mieux vérifier l'hypothèse de proportionnalité à laquelle doivent répondre ceux-ci. Les variables explicatives retenues pour la modélisation sont celles dont il a été question jusqu'à maintenant, à savoir l'âge, le sexe, l'indice du risque de mortalité et de gravité clinique et la durée de séjour.

Afin de répondre à l'hypothèse centrale de l'étude, qui est de vérifier le lien entre la réduction de la durée de séjour et le taux de réadmission, nous présentons en premier lieu les résultats de l'analyse qui traite de la durée de séjour, en tenant toutefois compte des autres facteurs susceptibles d'influencer la réadmission, soit l'âge, le sexe, le niveau de gravité clinique ou le risque de mortalité. Lorsque ces autres facteurs se sont avérés significativement liés à la réadmission, nous avons jugé opportun de le préciser et d'en décrire les principaux effets.

2.7.1 Insuffisance cardiaque

Les deux modèles utilisés sont significatifs, c'est-à-dire que les variables retenues expliquent en partie la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont eu lieu en 1993-1994 et en 1997-1998. Le tableau 10 fait état des variables retenues et des estimations du risque de réadmission auxquelles nous sommes parvenus. Celui-ci doit être pris en considération seulement pour les variables dont le seuil est significatif ($< 0,05$). Il quantifie en quelque sorte la probabilité pour un individu d'être réadmis au cours de la période de 30 jours qui suit la fin de l'hospitalisation initiale.

Le niveau de gravité clinique a été volontairement exclu du modèle. Bien que le taux de réadmission varie selon ce niveau, il s'avère qu'en tenant compte des autres variables, l'effet est dilué. De plus, la gravité est étroitement liée à l'indice de mortalité et, par conséquent, le fait d'inclure ces deux variables dans le modèle aurait donné lieu à des estimations biaisées du risque de réadmission.

TABLEAU 10
ESTIMATION DU RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS
POUR LES PATIENTS ADMIS POUR INSUFFISANCE CARDIAQUE,
1993-1994 ET 1997-1998

<i>Variables</i>	<i>Risque de réadmission</i>	
	<i>1993-1994</i>	<i>1997-1998</i>
<i>Âge</i>	0,992	0,988*
<i>Sexe</i>	1,057	1,011
<i>Risque de mortalité</i>	1,154*	1,601*
<i>Durée de séjour</i>	0,981*	0,983*

Note : * Significatif au seuil de 5 %.

Pour les deux années à l'étude, en tenant compte de l'âge, du sexe et du risque de mortalité, on constate que l'effet de la durée de séjour sur la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont lieu est significatif, le risque de réadmission des individus ayant séjourné moins longtemps étant supérieur à celui des individus ayant connu de plus longs séjours.

Plus précisément, la valeur de risque de 0,981 associée à cette variable en 1993-1994 signifie que pour chaque jour d'hospitalisation de plus, le risque de réadmission diminuait de 1,9 % (1 - 0,981). Pour l'année 1997-1998, nous estimons à 1,7 % la réduction du risque de réadmission pour chaque journée d'hospitalisation de plus.

Le tableau suivant regroupe les hausses du risque de réadmission en 1993-1994 et 1997-1998 pour différents écarts de durée de séjour. Par exemple, en 1993-1994, nous estimons que le risque de réadmission d'un individu ayant séjourné 3 jours était de 10,3 % plus élevé que pour celui ayant séjourné 8 jours (5 jours d'écart), à âge, sexe et risque de mortalité identiques. En 1997-1998, pour le même nombre de jours d'écart, le risque était de 9,0 % plus élevé pour l'individu ayant séjourné moins longtemps.

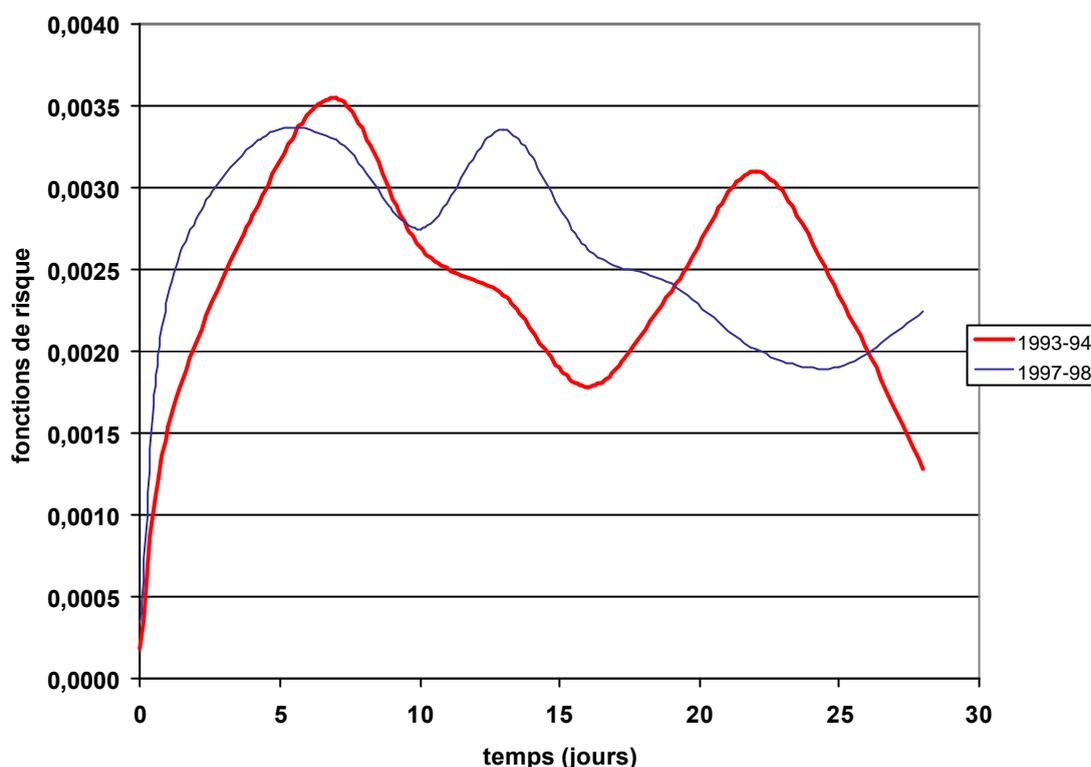
TABEAU 11
AUGMENTATION DU RISQUE DE RÉADMISSION DES PERSONNES ADMISES
POUR INSUFFISANCE CARDIAQUE, EN FONCTION DE LA RÉDUCTION DU SÉJOUR HOSPITALIER,
1993-1994 ET 1997-1998

<i>Nombre de jours d'hospitalisation en moins</i>	<i>Augmentation du risque de réadmission 1993-1994</i>	<i>Augmentation du risque de réadmission 1997-1998</i>
<i>1 jour</i>	1,99 %	1,70 %
<i>2 jours</i>	4,01 %	3,49 %
<i>3 jours</i>	6,08 %	5,28 %
<i>4 jours</i>	8,19 %	7,10 %
<i>5 jours</i>	10,34 %	8,96 %
<i>10 jours</i>	21,75 %	18,72 %

Un des avantages de l'analyse de la durée de vie est qu'elle permet d'obtenir une estimation du risque de réadmission à tout moment au cours de la période d'observation de 30 jours. On parle alors de la fonction de risque. Les courbes illustrées à la figure 1 représentent les risques de réadmission des individus admis pour insuffisance cardiaque en 1993-1994 et 1997-1998.

Comme on peut le constater, les courbes des risques de réadmission varient considérablement d'une année à l'autre. En effet, au cours de l'année 1993-1994, la courbe comportait deux sommets distincts : l'un approximativement au 7^e jour après le congé, puis le second vers le 23^e jour. En 1997-1998, la courbe comportait elle aussi deux sommets et le risque de réadmission était plutôt décroissant au cours de la période de 30 jours suivant la fin de l'hospitalisation initiale. Globalement, le risque de réadmission n'était pas plus élevé en 1997-1998 qu'en 1993-1994.

FIGURE 1
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR INSUFFISANCE CARDIAQUE, EN FONCTION DU TEMPS,
1993-1994 ET 1997-1998

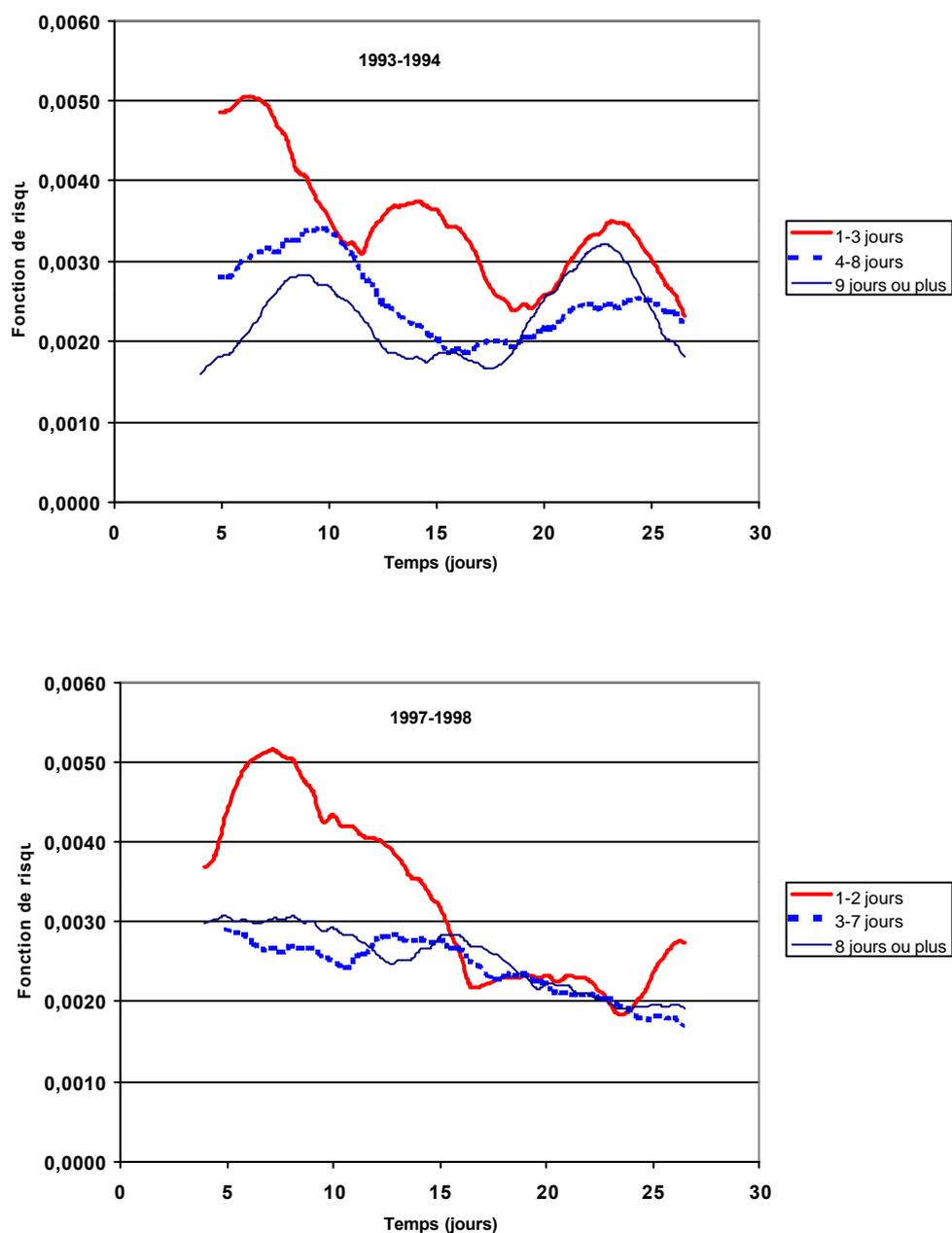


Il est également possible de visualiser les fluctuations du risque de réadmission selon la durée de séjour. Pour ce faire, nous avons regroupé les individus en trois catégories selon la durée de séjour de l'hospitalisation initiale : les séjours courts, les séjours moyens et les séjours longs. Les taux de réadmission pour chaque catégorie étaient respectivement de 9,71, 7,06 et 6,17 %, en 1993-1994 et de 9,72, 7,15 et 7,51 % en 1997-1998. Les courbes des risques de réadmission sont reproduites à la figure 2, ci-dessous.

Le risque de réadmission des individus ayant séjourné de 1 à 3 jours en 1993-1994 est décroissant au cours des 20 premiers jours de la période d'observation et connaît, par la suite, une légère augmentation. Dans l'ensemble, le risque de réadmission de ces individus est en moyenne, de 53 % supérieur à celui des autres individus, et de 82 % supérieur au cours des 15 premiers jours suivant la fin de l'hospitalisation initiale. On estime que le risque de réadmission des individus ayant séjourné à l'hôpital 1 ou 2 jours en 1997-1998 était de 78 % plus élevé que celui des autres individus au cours des 15 premiers jours suivant la première hospitalisation. Cette estimation tient compte de l'effet des autres variables prises en considération.

Le risque plus élevé de réadmission au cours des premiers jours suivant une hospitalisation traduit non seulement que les individus ayant connu de courts séjours ont été réadmis dans une plus forte proportion, mais aussi que leur réadmission a été plus rapide.

FIGURE 2
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR INSUFFISANCE CARDIAQUE, SELON LA DURÉE DE SÉJOUR,
1993-1994 ET 1997-1998



Chez les individus ayant séjourné à l'hôpital plus de 5 jours pour un problème d'insuffisance cardiaque en 1993-1994 ou en 1997-1998, l'effet de la durée de séjour sur le risque de réadmission devient négligeable. Par exemple, un individu ayant séjourné à l'hôpital 6 jours n'encourait pas un risque de réadmission significativement plus élevé que celui y ayant séjourné 10 jours. En d'autres mots, l'effet de la durée de séjour est presque entièrement attribuable aux séjours très courts, dans le cas de l'insuffisance cardiaque, et ce, pour les deux années à l'étude.

Autres facteurs pouvant expliquer la réadmission

Les résultats des modèles utilisés indiquent que d'autres variables, soit l'âge et le risque de mortalité, sont significativement associées à la fréquence des réadmissions et au moment où elles ont lieu. Bien qu'elles soient reliées dans une moindre mesure à notre hypothèse principale – le lien entre la durée de séjour et la réadmission –, leur effet sur la réadmission est considérable et mérite une discussion plus approfondie.

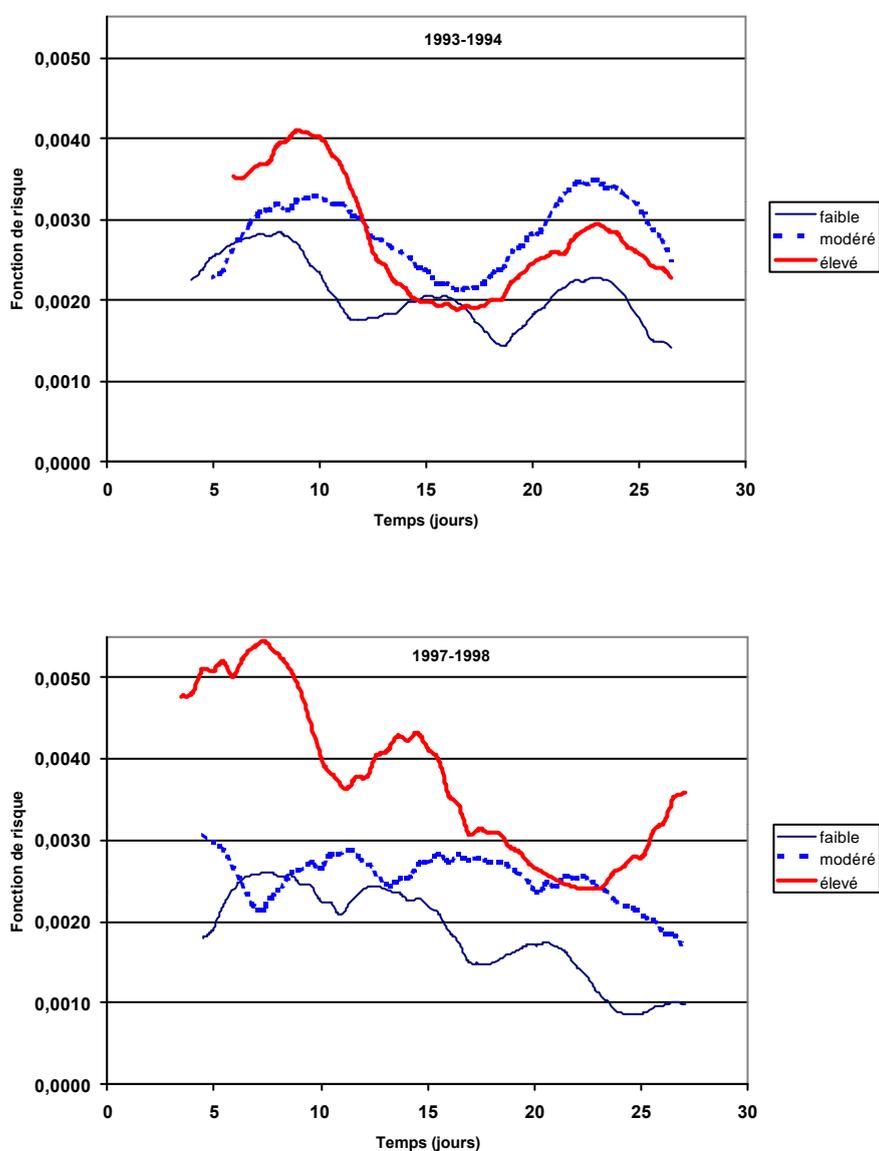
L'indice du risque de mortalité est le facteur le plus corrélé avec l'occurrence des réadmissions. En 1993-1994, à âge, sexe et durée de séjour égaux, on estime que le risque de réadmission était, en moyenne, de 15,4 % (1 - 1,154) plus élevé pour chaque niveau de l'indice de mortalité. En 1997-1998, le passage d'un niveau de l'indice à un autre comportait un risque de réadmission de 60,1 % (1 - 1,601) plus élevé. Cette augmentation considérable découle principalement de l'écart qui existe entre le risque de réadmission des individus dont l'indice est élevé et ceux dont l'indice est faible, comme on peut le constater à la figure 3. En 1993-1994, les courbes des individus présentant un risque de mortalité faible, modéré et élevé étaient plutôt regroupées et étaient caractérisées par la présence de deux sommets ; en 1997-1998 les courbes avaient plutôt tendance à être décroissantes. Enfin, notons que le risque de réadmission des individus à indice élevé était beaucoup plus élevé en 1997-1998 qu'en 1993-1994, particulièrement pendant les 15 jours suivant la première hospitalisation.

Des calculs détaillés ont permis d'établir de façon plus précise l'augmentation du risque de réadmission pour chaque niveau du risque de mortalité pour l'année 1993-1994. Ainsi, au cours de cette année, le risque de réadmission d'un individu dont l'indice de mortalité était élevé était de 45 % supérieur à celui dont l'indice était faible pendant les 15 premiers jours après l'hospitalisation. Au cours des jours suivants, ce sont les individus ayant un indice de mortalité modéré qui présentaient un risque de réadmission supérieur à celui des autres individus.

En 1997-1998, on observe que les individus dont l'indice de mortalité était élevé avaient, en moyenne, 2,5 fois plus de possibilités d'être réadmis que ceux dont l'indice était faible. Exprimé en pourcentage, cet écart se traduit par un risque de réadmission de 154 % plus élevé pour les individus dont le risque de mortalité était élevé par rapport aux individus dont le niveau de risque était faible. Cet écart est encore plus prononcé pendant les 15 premiers jours succédant à une hospitalisation. De plus, le risque de réadmission des individus dont l'indice était élevé était supérieur en 1997-1998 par rapport à 1993-94, particulièrement au cours des premiers jours.

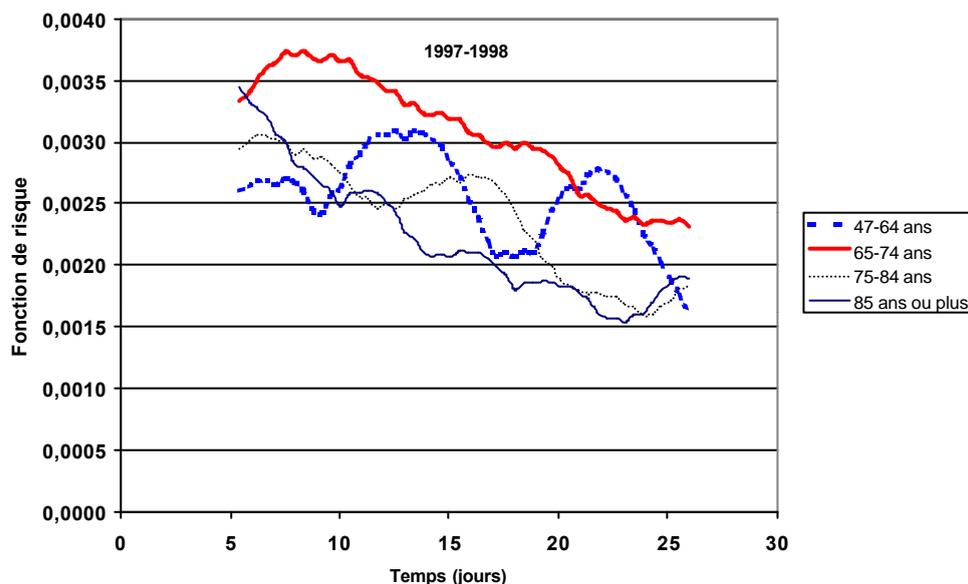
Ces résultats sont tous significatifs ; ils confirment que la fréquence des réadmissions et le temps écoulé avant une réadmission varient considérablement d'un niveau du risque de mortalité à un autre, lorsqu'on tient compte des autres variables incluses dans les modèles, particulièrement au cours de l'année 1997-1998.

FIGURE 3
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR INSUFFISANCE CARDIAQUE, SELON LE RISQUE DE MORTALITÉ,
1993-1994 ET 1997-1998



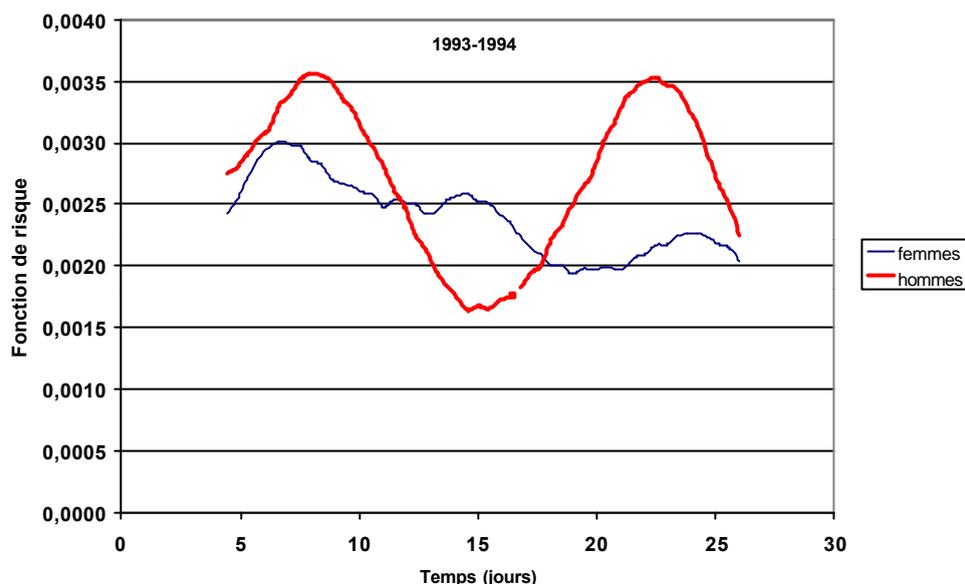
En 1997-1998, le modèle utilisé indique que l'âge est significativement corrélé avec la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu. La figure qui suit montre que le risque de réadmission est supérieur pour les individus âgés de 65 à 74 ans. On estime que, pour les individus de ce groupe d'âge, le risque de réadmission est de 30 % supérieur à celui des individus de 75 ans ou plus. Notons enfin qu'en 1993-1994, on observe une tendance similaire, à savoir que le taux de réadmission des individus de 65 à 74 ans était supérieur à celui des autres individus. Toutefois, l'écart n'est pas suffisamment prononcé pour être significatif.

FIGURE 4
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR INSUFFISANCE CARDIAQUE, SELON L'ÂGE,
1997-1998



Nous avons également obtenu, pour l'année 1993-1994, les courbes des risques de réadmission des hommes et des femmes. Ce dernier élément nous permet de constater la présence de deux sommets dans la courbe du risque de réadmission chez les hommes, alors que chez les femmes, le risque de réadmission est légèrement décroissant.

FIGURE 5
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR INSUFFISANCE CARDIAQUE, SELON LE SEXE,
1993-1994



Résumé

- ◆ Pour les deux années à l'étude, la durée de séjour est significativement corrélée avec la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu, les individus ayant connu de courts séjours ayant été plus rapidement réadmis et dans des proportions plus grandes. L'effet de la durée de séjour sur le risque de réadmission est en grande partie attribuable aux individus ayant connu de très courts séjours (3 jours ou moins en 1993-1994 et 2 jours ou moins en 1997-1998), le risque de réadmission étant significativement plus élevé chez les individus ayant séjourné moins longtemps à l'hôpital.
- ◆ On estime à 2 et 1,7 % respectivement l'augmentation du risque de réadmission pour chaque jour de moins d'hospitalisation en 1993-1994 et 1997-1998. En 1993-1994, cela se traduit, pour les individus ayant connu de courts séjours, par un risque de réadmission de 82 % supérieur à celui des autres individus au cours des 15 premiers jours suivant la fin de l'hospitalisation. En 1997-1998, au cours de la même période, le risque de réadmission était de 78 % plus élevé pour les individus ayant séjourné 2 jours ou moins par rapport à celui des autres individus. Pour les deux années, l'effet de la durée de séjour devient négligeable après le 15^e jour suivant la dernière hospitalisation.

- ◆ D'autres variables ont influencé significativement la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont eu lieu chez les individus préalablement admis pour insuffisance cardiaque : l'âge (1993-1994 seulement) et le risque de mortalité (1993-1994 et 1997-1998).
- ◆ Le risque de réadmission était plus élevé chez les individus dont le risque de mortalité était élevé. Pour l'année 1993-1994, le risque de réadmission des individus dont le risque de mortalité était élevé était d'environ 45 % plus grand que pour ceux dont l'indice était faible pendant les 15 jours suivant l'hospitalisation à l'origine de la réadmission. En 1997-1998, le passage d'un niveau de l'indice à un autre comportait un risque de réadmission de 60,1 % plus grand. En particulier pour cette année, les individus ayant un indice élevé présentaient un risque de réadmission de 154 % supérieur à ceux dont l'indice était faible.
- ◆ En 1997-1998, le risque de réadmission des individus de 65 à 74 ans était significativement plus élevé que pour les individus de 75 ans ou plus. On observe la même tendance en 1993-1994, mais l'écart n'est pas significatif.

2.7.2 Infarctus aigu du myocarde

On trouve, dans le tableau 12, le risque de réadmission associé à chacune des variables retenues pour la modélisation de la fréquence et du moment des réadmissions pour infarctus du myocarde, en 1993-1994 et 1997-1998.

Le risque de mortalité et la gravité clinique sont des variables étroitement liées au risque de réadmission. L'inclusion simultanée de ces deux variables dans le modèle occasionne des problèmes de multicollinéarité, ce qui risque de compromettre l'estimation des paramètres. Nous avons donc volontairement exclu la variable risque de mortalité du modèle pour ne considérer que la gravité clinique, celle-ci permettant d'expliquer davantage certains écarts.

TABLEAU 12
ESTIMATION DU RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS
POUR LES PATIENTS ADMIS POUR INFARCTUS DU MYOCARDE,
1993-1994 ET 1997-1998

<i>Variables</i>	<i>Risque de réadmission</i>	
	<i>1993-1994</i>	<i>1997-1998</i>
<i>Âge</i>	1,022*	1,009*
<i>Sexe</i>	0,973	0,864
<i>Gravité clinique</i>	1,389*	1,355*
<i>Durée séjour</i>	0,991	0,994

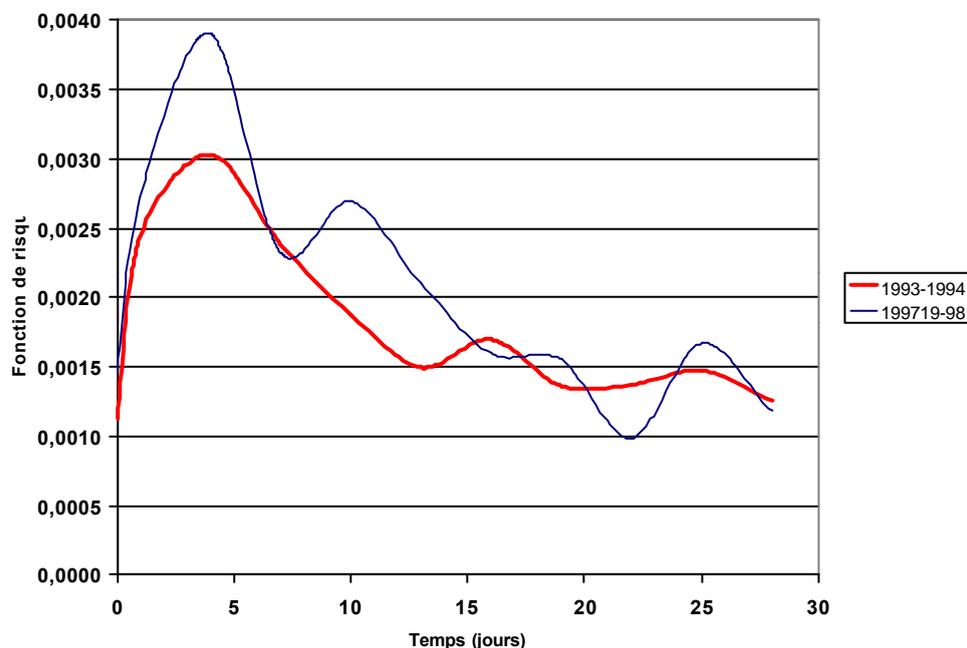
Note * Significatif au seuil de 5 %

Ainsi, dans le cas de l'infarctus, en tenant compte de l'âge, du sexe et de la gravité clinique, on constate que l'effet de la durée de séjour sur la fréquence et le moment des réadmissions n'est pas significatif, et ce, autant en 1993-1994 qu'en 1997-1998. Ces résultats confirment en quelque sorte celui obtenu antérieurement, à savoir que la durée de séjour des individus réadmis ne diffère pas significativement de celle des individus non réadmis lorsqu'on tient compte de la gravité clinique. Concrètement, cela signifie que pour deux individus de même âge, de même sexe et ayant le même indice de gravité clinique, celui ayant séjourné 5 jours à l'hôpital ne présente pas un risque de réadmission plus élevé que celui y ayant séjourné 10 jours.

Les risques de réadmission obtenus à l'aide des modèles utilisés correspondent à la moyenne enregistrée pour l'ensemble de la période d'observation. Dans les faits, ces risques fluctuent tout au long de la période de base de 30 jours (figure 6).

Pour les deux années à l'étude, on observe que les risques de réadmission à la suite d'une hospitalisation pour infarctus du myocarde atteignent un maximum vers le 4^e jour, puis décroissent jusqu'à la fin de la période d'observation. L'écart observé entre 1997-1998 et 1993-1994 au cours des 15 premiers jours n'est pas significatif.

FIGURE 6
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR INFARCTUS DU MYOCARDE, EN FONCTION DU TEMPS,
1993-1994 ET 1997-1998

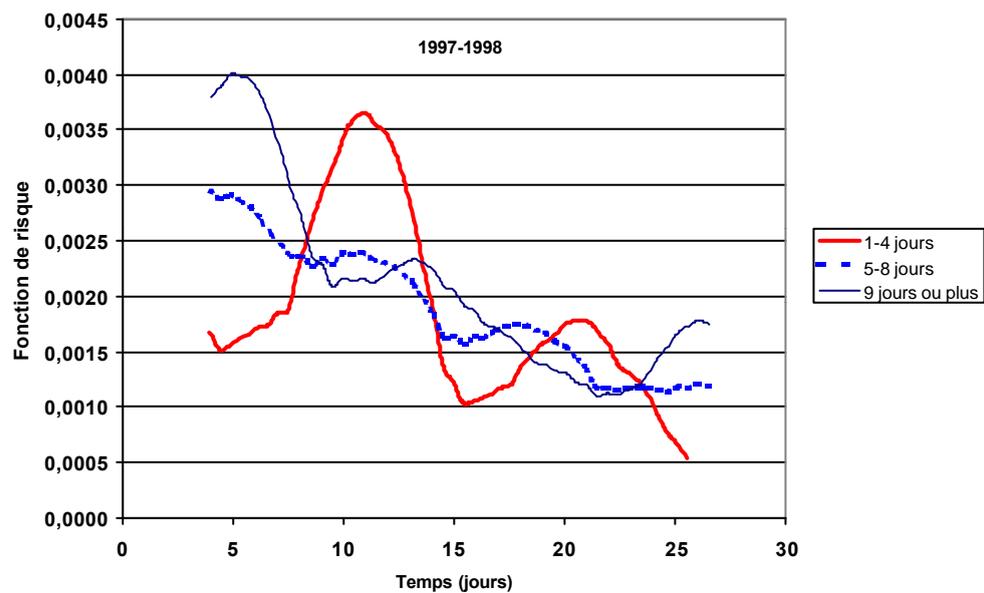
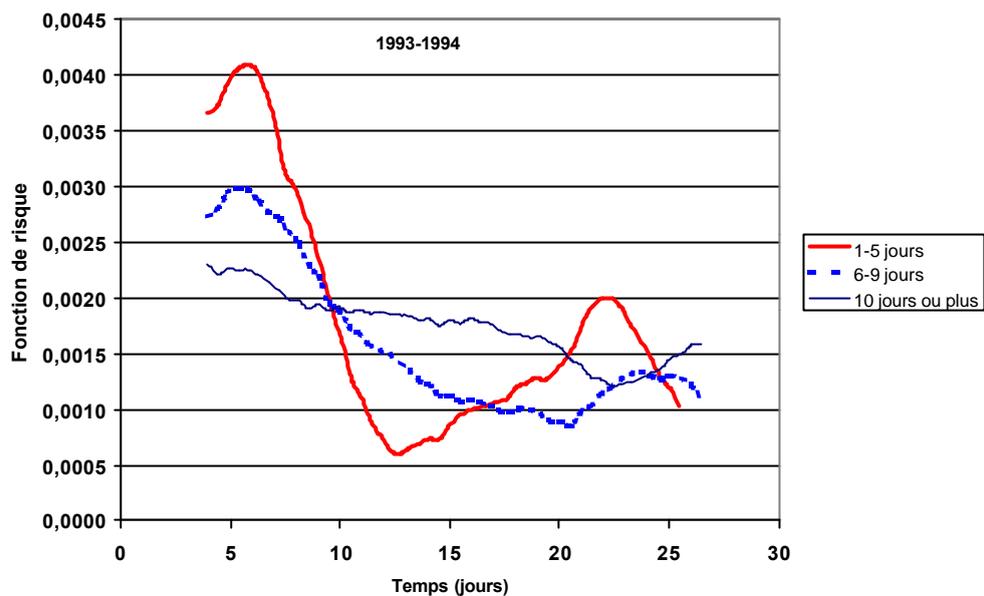


L'examen du risque de réadmission pour certaines durées de séjour ajoute une information supplémentaire quant à l'influence de cette variable au cours de la période d'observation, et ce, même si cette variable est non significative (figure 7). Pour chacune des deux années à l'étude, les individus ont été classés selon trois catégories de durée de séjour : les séjours courts, les séjours moyens et les séjours longs. Les taux de réadmission pour chacune des catégories sont respectivement de 5,7, 4,6 et 6,2 %, en 1993-1994 et 5,7, 6,1 et 7,6 %, en 1997-1998.

Pour l'année 1993-1994, le fait marquant est sans aucun doute l'importante fluctuation du risque de réadmission des individus ayant connu de courts séjours de 1 à 5 jours ; entre le 5^e et le 15^e jour, le risque de réadmission passe d'un maximum à un minimum. Plus important encore est le fait que le risque de réadmission pour ces mêmes individus soit le plus élevé de tous au cours des 6 ou 7 premiers jours suivant leur sortie de l'hôpital. Ces résultats sont attribuables à des périodes plus courtes avant la réadmission pour les individus ayant séjourné de 1 à 5 jours à l'hôpital, comme nous l'avons d'ailleurs mentionné à la section 2.6. Les individus ayant connu de courts séjours en 1993-1994 n'ont pas été plus nombreux à être réadmis, comme en font foi les taux de réadmission pour chacune des catégories de durée de séjour (tableau 6). Ils ont toutefois été réadmis plus rapidement que ceux ayant séjourné plus longtemps, ce qui se traduit par un risque de réadmission de 83 % plus élevé pour ces individus pendant les 7 jours suivant l'hospitalisation.

En 1997-1998, les individus ayant séjourné 9 jours ou plus (longs séjours) ont été réadmis en plus grand nombre au cours des 6 ou 7 premiers jours de la période d'observation. Curieusement, ceux ayant séjourné moins de 5 jours ont très peu souvent été réadmis au cours de cette période. La majorité des individus de ce groupe ont plutôt été réadmis entre le 7^e et 15^e jour suivant la fin de l'hospitalisation à l'origine de la réadmission. Ainsi, la tendance observée en 1993-1994 semble s'être inversée en 1997-1998.

FIGURE 7
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR INFARCTUS DU MYOCARDE, SELON LA DURÉE DE SÉJOUR,
1993-1994 ET 1997-1998



Autres facteurs pouvant expliquer de la réadmission

Les résultats des modèles utilisés montrent que seules les variables âge et gravité clinique expliquent significativement la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont eu lieu dans le cas de l'infarctus. Bien que le taux de réadmission chez les femmes ait été plus élevé que chez les hommes en 1993-1994, le sexe, une fois combiné aux autres variables, ne s'avère pas significativement associé à la fréquence des réadmissions et au moment où elles ont eu lieu. Nous expliquons ces résultats par le fait que les femmes hospitalisées pour infarctus sont généralement plus âgées que les hommes. De plus, toutes proportions gardées, elles sont plus nombreuses à avoir un niveau de gravité clinique élevé.

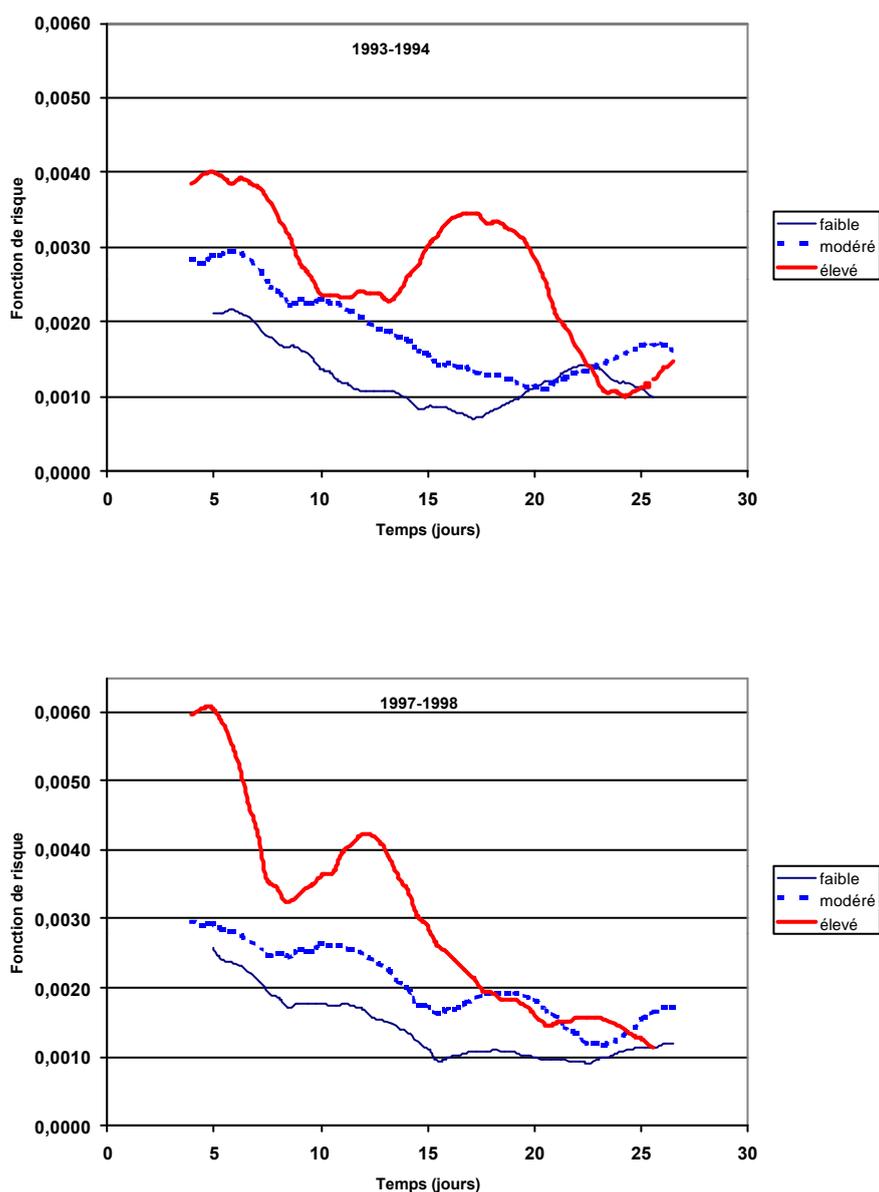
De toutes les variables prises en considération dans les modèles utilisés, le niveau de gravité clinique est de loin celle qui est le plus fortement associée à la fréquence des réadmissions et au temps écoulé avant une réadmission. En 1993-1994, chaque passage d'un niveau de gravité clinique à un autre s'est traduit par une augmentation moyenne de 38,9 % du risque de réadmission. En 1997-1998, cette augmentation était de l'ordre de 36,0 %.

Autant en 1993-1994 qu'en 1997-1998, le risque de réadmission des individus dont le niveau de gravité clinique était élevé se démarque nettement des autres (figure 8). Ainsi, le risque de réadmission des individus dont le niveau de gravité était élevé était, en moyenne, de 91,7 et de 83,3 % supérieur, en 1993-1994 et 1997-1998 respectivement, au risque de réadmission des individus dont le niveau de gravité était faible. Les niveaux de gravité sont significativement différents l'un de l'autre quant au risque de réadmission.

Pour les deux années à l'étude, les courbes du risque de réadmission des individus ayant un indice élevé sont caractérisées par la présence de deux sommets distincts. En 1993-1994, le risque de réadmission a connu une hausse importante à partir du 13^e jour suivant la fin de l'hospitalisation initiale. D'ailleurs, entre le 15^e et 20^e jour, d'autres calculs nous indiquent que les individus ayant un indice de gravité élevé avait trois fois plus de possibilités d'être réadmis que tous les autres individus réunis. Il s'agit d'un risque de réadmission de 229 % plus élevé.

En 1997-1998, le risque de réadmission des individus ayant un indice élevé était décroissant jusqu'au 8^e jour, moment à partir duquel ce risque augmentait. Enfin, pour les individus ayant un indice élevé, le risque de réadmission était beaucoup plus élevé en 1997-1998 qu'en 1993-1994, particulièrement pendant les premiers jours de la période d'observation.

FIGURE 8
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR INFARCTUS DU MYOCARDE, SELON LA GRAVITÉ CLINIQUE,
1993-1994 ET 1997-1998



La variable âge est de type continu et l'interprétation du ratio de risque qui lui est associé diffère quelque peu de l'interprétation des autres ratios. La valeur de risque de 1,022 jumelée à cette variable pour l'année 1993-1994 signifie que, pour chaque année d'âge de plus, le risque de réadmission était de 2,2 % plus élevé. En 1997-1998, le risque de réadmission était de 0,9 % plus élevé pour chaque année d'âge de plus. Pour un écart

d'âge de cinq ans, on évalue que le risque de réadmission était approximativement de 24,8 % plus élevé en 1993-1994 pour un individu plus âgé. En 1997-1998, un même écart d'âge entraînait un risque de réadmission de 9,4 % pour un individu plus âgé. Ainsi, l'effet de l'âge sur la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont eu lieu est moins prononcé en 1997-1998 qu'en 1993-1994.

Le tableau qui suit synthétise les augmentations du risque de réadmission selon différents écarts d'âge.

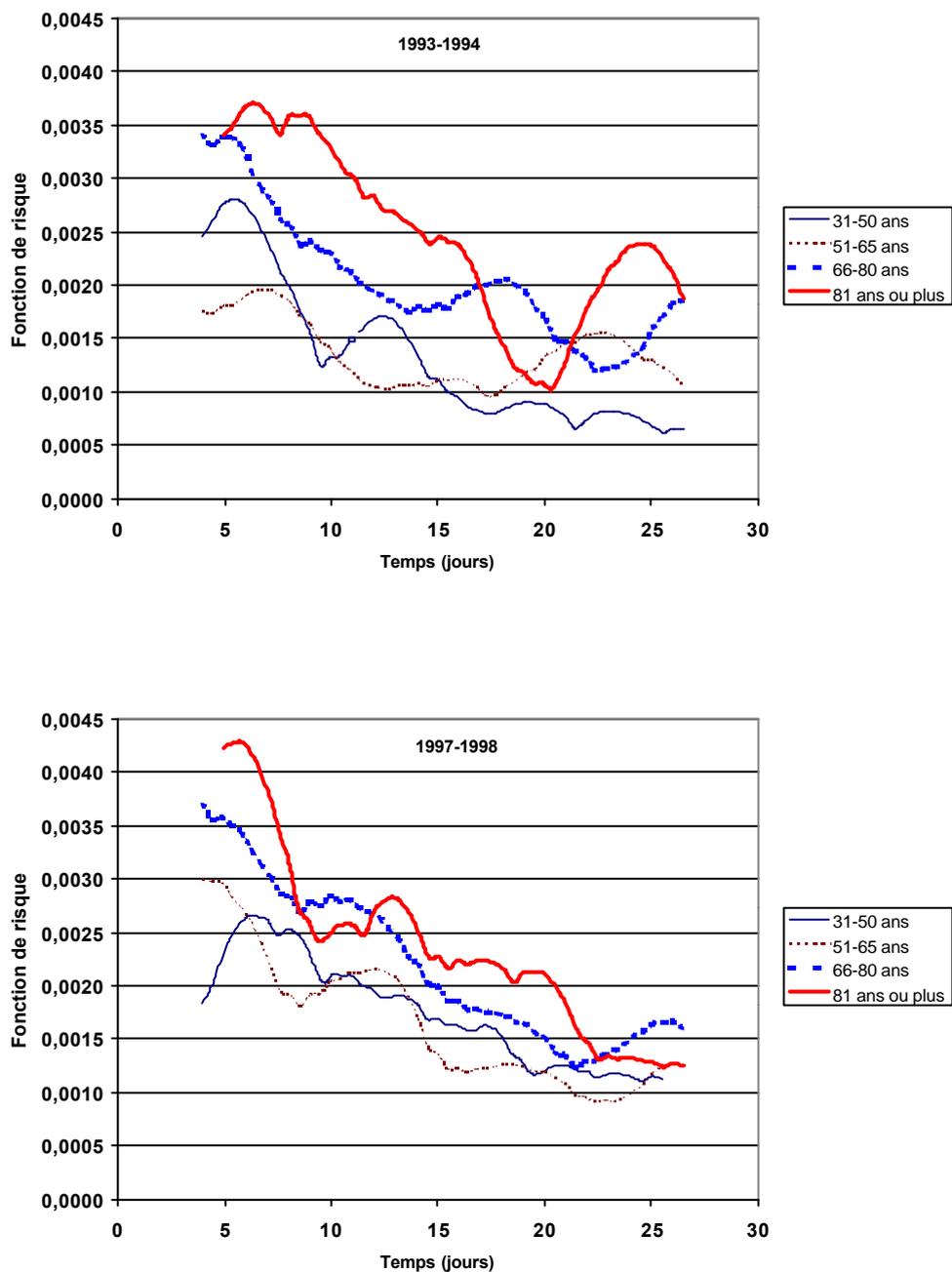
TABLEAU 13
AUGMENTATION DU RISQUE DE RÉADMISSION DES PERSONNES ADMISES
POUR INFARCTUS DU MYOCARDE, EN FONCTION DE L'ÂGE,
1993-1994 ET 1997-1998

<i>Nombre d'années de plus en âge</i>	<i>Augmentation du risque de réadmission 1993-1994</i>	<i>Augmentation du risque de réadmission 1997-1998</i>
1 an	2,2 %	0,9 %
5 ans	11,7 %	4,6 %
10 ans	24,8 %	9,4 %
15 ans	39,4 %	14,4 %
20 ans	55,7 %	19,6 %
25 ans	73,9 %	25,1 %

Afin de mieux représenter le risque de réadmission selon l'âge, nous avons regroupé les individus selon quatre groupes d'âge : 31-50 ans, 51-65 ans, 66-80 ans et 81 ans ou plus (figure 9). En 1993-1994, les individus de 81 ans ou plus se démarquaient des autres : le risque de réadmission de ces individus allait décroissant au cours des 20 premiers jours suivant leur sortie de l'hôpital, puis connaissait une hausse par la suite. Le risque de réadmission des 31-50 ans et des 51-65 ans se chevauchait en plusieurs occasions au cours des 15 premiers jours suivant la fin de l'hospitalisation.

Des résultats qui n'apparaissent pas ici nous indiquent que le risque de réadmission des individus de plus de 80 ans était de 83,8 % plus élevé que celui des 31-50 ans en 1993-1994, alors que celui des 66-80 ans était de 59,7 % plus élevé. Les taux de réadmission obtenus pour chacun des groupes d'âge corroborent en quelque sorte ces résultats : 3,6, 4,1, 6,8 et 8,3 %.

FIGURE 9
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR INFARCTUS DU MYOCARDE, SELON L'ÂGE,
1993-1994 ET 1997-1998



En 1997-1998, les quatre courbes sont, dans l'ensemble, parallèles et décroissantes. Par conséquent, les risques de réadmission, pour chaque groupe d'âge, tendent à diminuer. Par ailleurs, on constate aisément que les courbes du risque de réadmission des individus de 31 à 50 ans et 51 à 66 ans se confondent en plusieurs points au cours de la période d'observation. De plus, les courbes des individus de 66 à 80 ans et de 81 ans ou plus ont plutôt tendance à être regroupées, de sorte que, globalement, on distingue deux groupes d'individus : les 65 ans ou moins et les plus de 65 ans, ces derniers ayant un risque de réadmission de 32 % supérieur à celui des autres individus.

Résumé

- ◆ Combinée aux autres variables, la durée de séjour a eu peu d'influence sur la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont eu lieu, autant en 1993-1994 qu'en 1997-1998. Toutefois, pour l'année 1993-1994, nos résultats indiquent que les individus ayant connu un court séjour de 1 à 5 jours étaient, dans l'ensemble, réadmis plus rapidement que les autres individus. Le risque de réadmission était approximativement de 83 % plus élevé pour ces individus au cours des 7 premiers jours. Ceux ayant connu de courts séjours en 1997-1998 ont été réadmis dans une forte proportion entre le 5^e et 15^e jour suivant l'hospitalisation à l'origine de la réadmission.
- ◆ Pour les deux années à l'étude, seulement deux variables parmi celles retenues ont eu un effet significatif sur la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont eu lieu : l'âge et le niveau de gravité clinique.
- ◆ On estime que le risque de réadmission augmentait, respectivement de 2,2 et de 0,9 % pour chaque année d'âge de plus en 1993-1994 et 1997-1998. L'examen du risque de réadmission par catégorie d'âge indique que l'effet de l'âge était principalement attribuable aux individus de 66 à 80 ans et de 81 ans ou plus en 1993-1994. Le risque de réadmission de ces derniers était respectivement de 59,7 et de 83,8 % supérieur à celui des individus de 31 à 50 ans. En 1997-1998, le risque de réadmission des individus de plus de 65 ans était d'environ 32 % supérieur à celui des autres individus.
- ◆ L'indice de gravité clinique est de loin la variable la plus corrélée avec la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont lieu. L'effet de la gravité clinique sur le risque de réadmission est principalement attribuable aux individus dont l'indice est élevé. Pour un individu dont le niveau de gravité était élevé en 1993-1994, le risque de réadmission était de 91,7 % plus élevé que celui de l'individu dont le niveau était faible. En 1997-1998, ce taux était de 83 %. Ces estimations tiennent compte de l'effet de l'âge, du sexe et de la durée de séjour.

2.7.3 Angine de poitrine

En ce qui concerne les individus hospitalisés pour un problème d'angine, l'estimation du risque de réadmission à partir des modèles de régression utilisés est présentée dans le tableau ci-dessous (tableau 14). Nous avons éliminé de l'analyse l'indice de gravité clinique afin de réduire les biais d'estimation dus à la multicolinéarité. Les résultats obtenus indiquent, pour l'année 1993-1994, que l'âge, le sexe et le risque de mortalité ont eu un impact significatif sur la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu.

En 1997-1998, seul le risque de mortalité était significativement corrélé avec la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont eu lieu.

Pour les deux années à l'étude, l'effet de la durée de séjour sur la fréquence des réadmissions et le moment où elles ont eu lieu, une fois les autres variables du modèle prises en considération, est négligeable. Ce résultat confirme en quelque sorte celui obtenu antérieurement, à savoir que la durée de séjour des individus réadmis ne diffère pas significativement de celle des individus non réadmis.

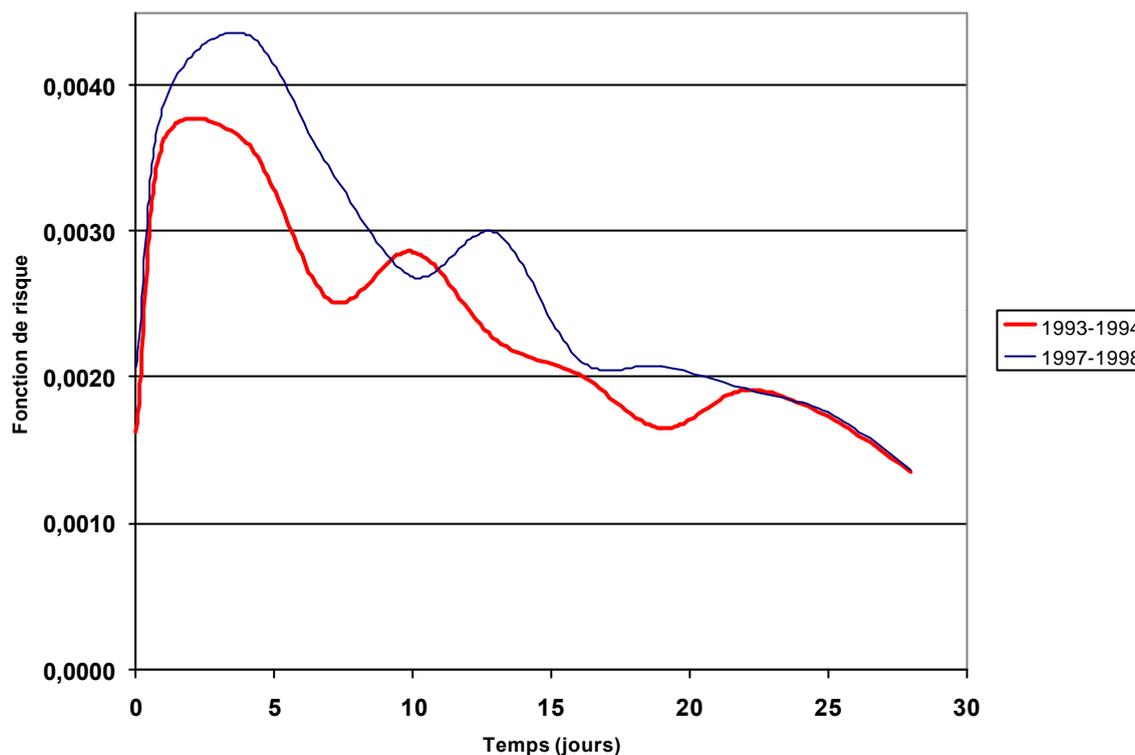
TABLEAU 14
ESTIMATION DES PARAMÈTRES ET DU RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS
POUR LES PATIENTS ADMIS POUR ANGINE DE POITRINE,
1993-1994 ET 1997-1998

<i>Variables</i>	<i>Risque de réadmission</i>	
	<i>1993-1994</i>	<i>1997-1998</i>
Âge	1,019*	1,004
Sexe	1,238*	1,040
Risque mortalité	1,368*	1,24*
Durée de séjour	1,010	1,007

Note * Significatif au seuil de 5 %

Les risques de réadmission en fonction du temps sont illustrés à la figure 10 (ci-dessous). Ces risques de réadmission ont été obtenus, pour les deux années à l'étude, à partir des modèles de régression de Cox et tiennent compte de l'effet des variables retenues. Les deux courbes sont similaires : en 1993-1994 comme 1997-1998, le risque de réadmission atteint un maximum avant le 5^e jour suivant l'hospitalisation à l'origine de la réadmission, puis décroît de façon constante par la suite. Bien que le risque de réadmission soit légèrement plus élevé en 1997-1998, nos résultats indiquent qu'en contrôlant l'âge, le sexe, le risque de mortalité et la durée de séjour, l'écart n'est pas significatif.

FIGURE 10
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR ANGINE DE POITRINE, EN FONCTION DU TEMPS,
1993-1994 ET 1997-1998



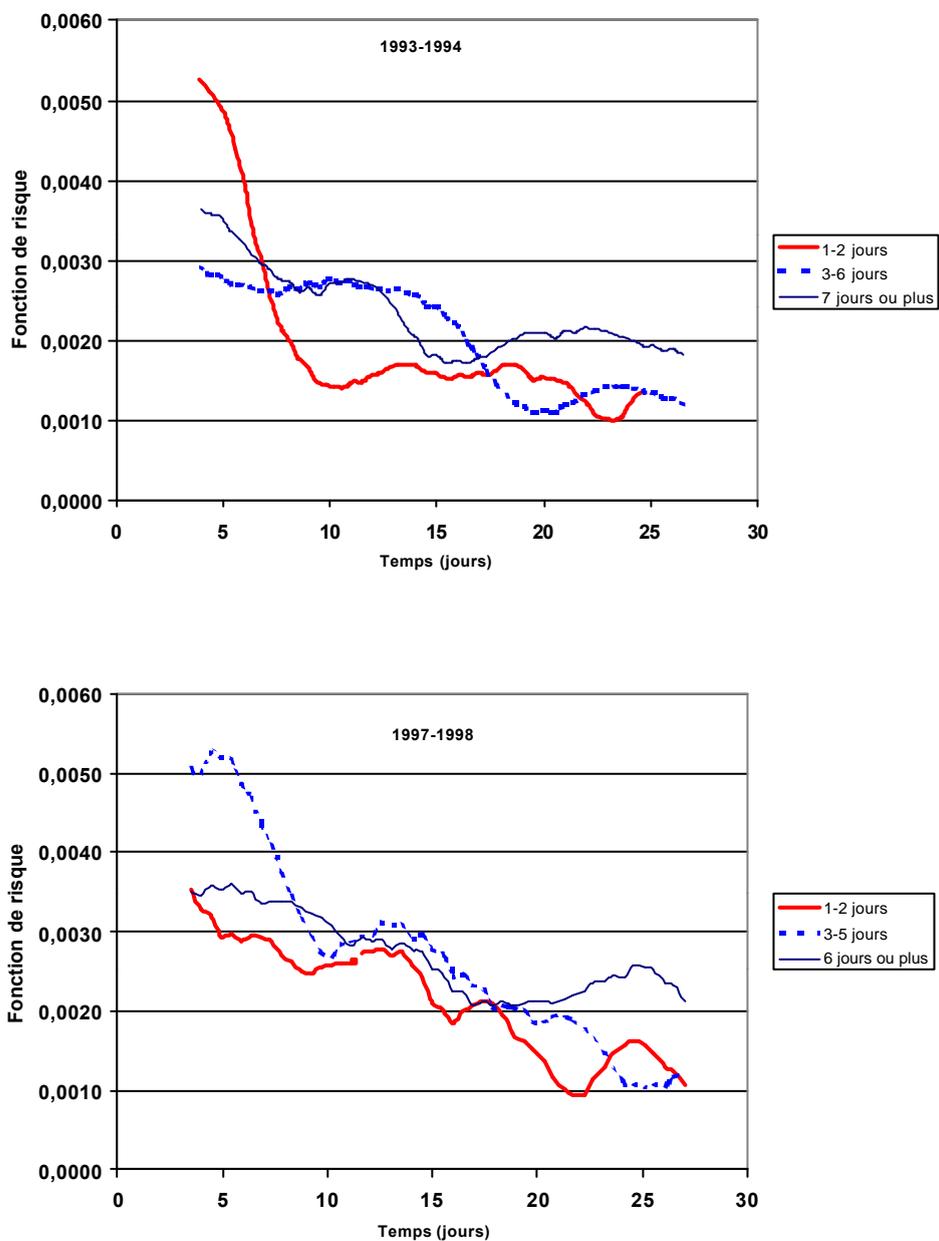
Bien qu'elle ne soit pas significative dans les modèles utilisés, la durée de séjour constitue une variable importante compte tenu des objectifs mêmes de l'étude. Le calcul de la durée moyenne de séjour pour les individus réadmis et non réadmis n'a pas permis de faire de distinction entre les deux groupes, les patients hospitalisés n'ayant pas connu de durées de séjour plus longues ou plus courtes selon qu'ils aient été réadmis ou non, et ce, tant en 1993-1994 et qu'en 1997-1998. En catégorisant les individus selon la durée de leur séjour (court, moyen ou long), nous constatons que la réadmission varie en fonction de la durée de séjour (figure 11).

En 1993-1994, le risque de réadmission des individus ayant connu un court séjour était plus élevé que celui des autres individus pendant les premiers jours. Sans être significatif, ce résultat confirme tout de même une tendance déjà observée au moment de l'analyse des conditions précédentes, à savoir que les individus ayant fait de courts séjours à l'hôpital sont plus nombreux à y être réadmis rapidement.

En 1997-1998, aucun écart significatif n'a été détecté entre les risques de réadmission pour les différentes catégories de durées de séjour. Les individus ayant connu de courts séjours affichaient le plus faible risque de réadmission, alors que le risque de réadmission

de ceux ayant séjourné de 3 à 5 jours était supérieur à celui des autres pendant les premiers jours suivant l'hospitalisation initiale.

FIGURE 11
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR ANGINE DE POITRINE SELON LA DURÉE DE SÉJOUR,
1993-1994 ET 1997-98



Autres facteurs pouvant expliquer la réadmission

Au cours de l'année 1993-1994, l'âge est significativement corrélé avec la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu. Le ratio de risque de 1,019 signifie que, pour chaque année d'âge de plus, le risque de réadmission était de 1,9 % plus élevé. Ainsi, un écart d'âge de cinq ans implique une augmentation de 9,6 % du risque de réadmission. Le tableau qui suit fait état de l'augmentation du risque de réadmission, en 1993-1994, selon différents écarts d'âge.

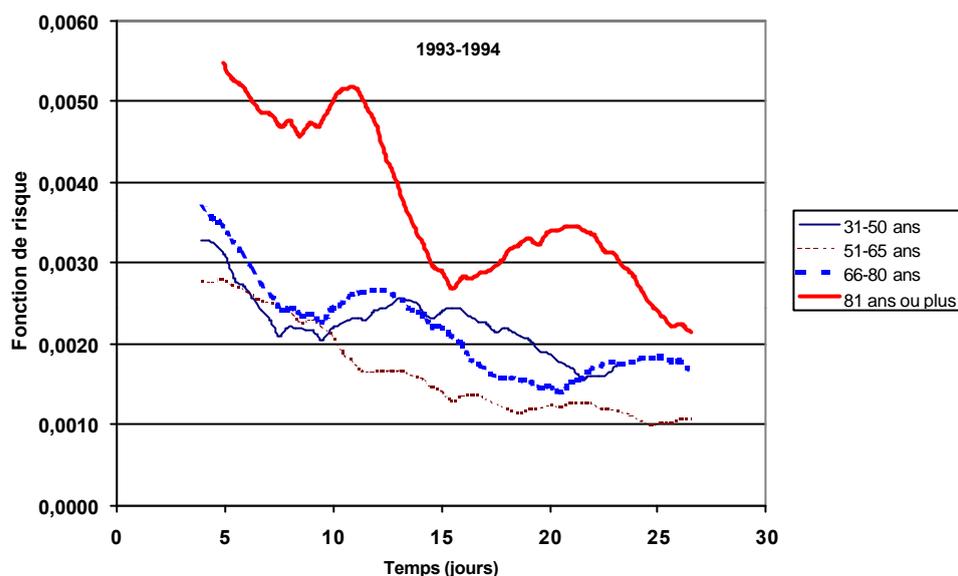
En 1997-1998, l'effet de l'âge sur la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu est en quelque sorte amoindri par le taux de réadmission anormalement élevé des individus de 31 à 50 ans (voir tableau 6). En effet, 10,2 % de ces individus ont été réadmis en 1997-1998, alors qu'en 1993-1994, le taux de réadmission pour ce groupe d'individus était de 6,0 %. De plus, le temps écoulé en moyenne avant la réadmission de ces individus en 1997-1998 était de 8,9 jours, alors qu'il était d'environ 12 jours pour les autres individus. En ignorant les individus de 31 à 50 ans en 1997-1998, on observe tout de même une tendance à la hausse de la réadmission en fonction de l'âge.

TABLEAU 15
AUGMENTATION DU RISQUE DE RÉADMISSION DES PERSONNES ADMISES
POUR ANGINE DE POITRINE, EN FONCTION DE L'ÂGE,
1993-1994

<i>Nombre d'années de plus en âge</i>	<i>Augmentation du risque de réadmission</i>
1 an	1,9 %
5 ans	9,7 %
10 ans	20,3 %
15 ans	32,0 %
20 ans	44,7 %
25 ans	58,7 %

La figure qui suit (figure 12) dresse les courbes du risque de réadmission selon les différentes catégories d'âge pour l'année 1993-1994. On note que le risque de réadmission des individus de plus de 80 ans était de beaucoup supérieur à celui auquel étaient exposés les autres individus. Ainsi, le risque de réadmission des personnes de plus de 80 ans était, en moyenne de 75 % plus élevé que celui de tous les autres individus réunis. Ces résultats concordent avec les taux de réadmission présentés à la section 2.5, à savoir que le taux de réadmission des individus de plus de 80 ans est significativement supérieur à celui des autres individus (voir tableau 6).

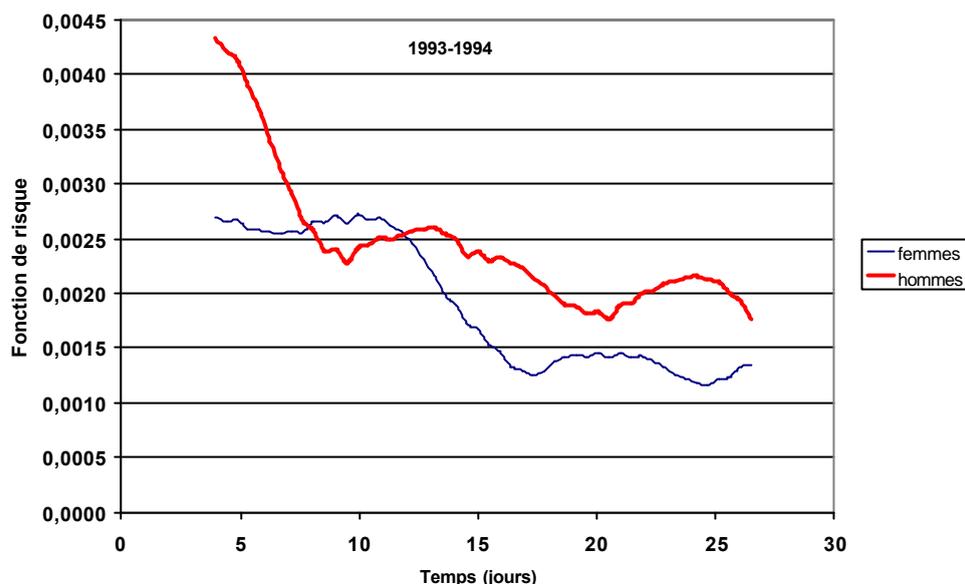
FIGURE 12
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR ANGINE DE POITRINE, SELON L'ÂGE,
1993-1994



Précédemment, pour l'année 1993-1994, nous n'avions observé aucune différence significative entre les taux de réadmission des hommes et des femmes, bien que celles-ci aient affiché un taux plus faible (7,3 vs 6,7 %) (tableau 6). Selon les résultats du modèle utilisé, il s'avère qu'en tenant compte de l'âge, du risque de mortalité et de la durée de séjour, le sexe a eu un effet significatif sur la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu. D'ailleurs, d'autres résultats nous indiquent qu'à l'intérieur d'un groupe d'âge égal, les taux de réadmission des hommes sont systématiquement supérieurs à ceux des femmes. Ainsi, à âge, risque de mortalité et durée de séjour égaux, nous estimons que le risque de réadmission des hommes était de 23,8 % plus élevé que celui des femmes en 1993-1994. Ce résultat est principalement attribuable à une forte réadmission des hommes au cours des premiers jours suivant la fin de l'hospitalisation initiale, comme on peut le constater dans la figure qui suit (figure 13). En effet, le risque de réadmission des hommes pendant les 6 premiers jours était en 1993-1994 de 62 % supérieur à celui des femmes.

En 1997-1998, on n'observe aucune différence significative entre le risque de réadmission des hommes et des femmes lorsqu'on tient compte des autres variables.

FIGURE 13
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR ANGINE DE POITRINE, SELON LE SEXE,
1993-1994

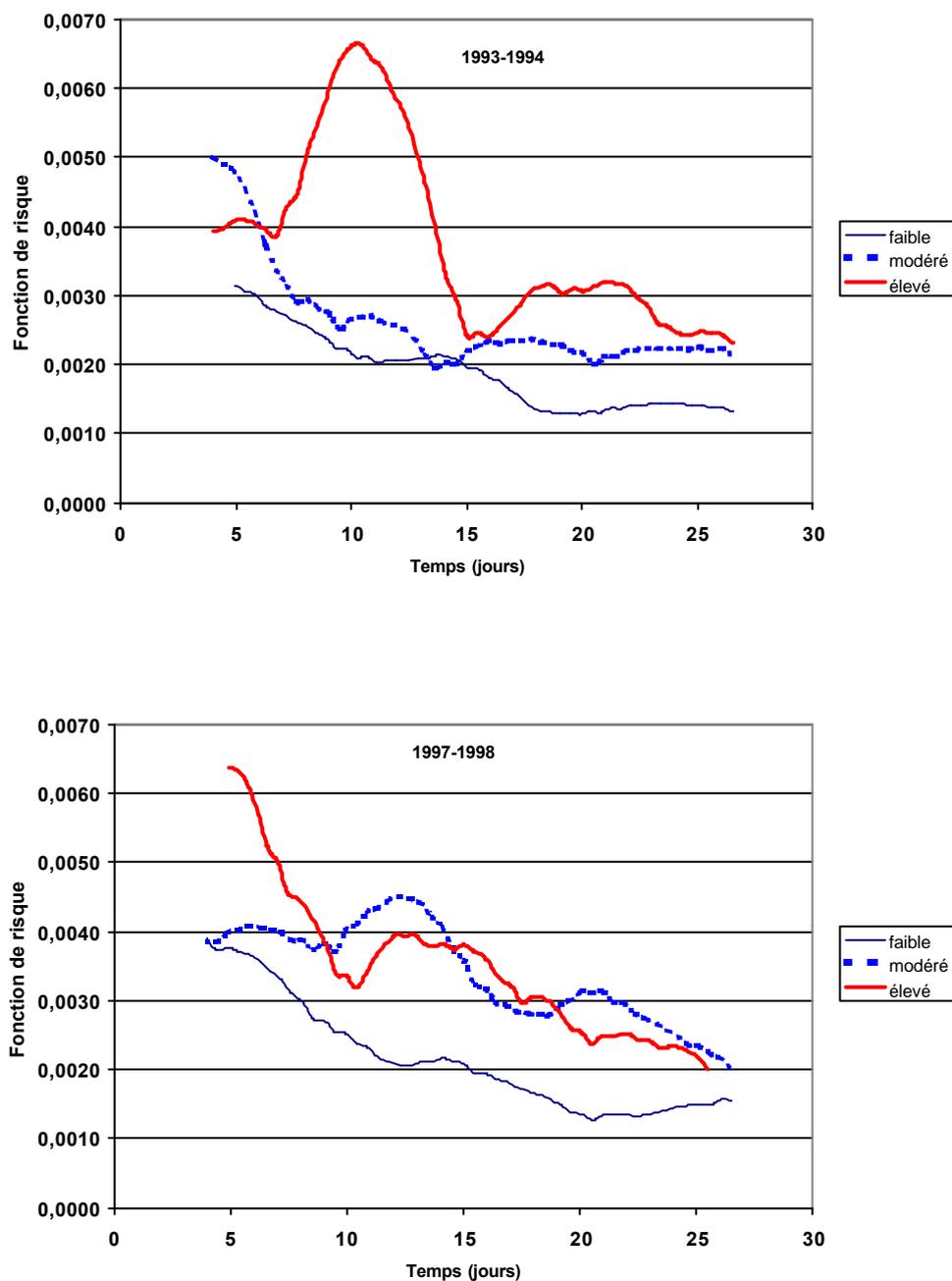


Le risque de mortalité s'avère une fois de plus la variable la plus significative des modèles utilisés, c'est-à-dire la plus fortement associée à la fréquence des réadmissions et au moment où celles-ci ont eu lieu. En 1993-1994, chaque passage d'un niveau de risque de mortalité à un autre impliquait, en moyenne, une augmentation de 36,8 % du risque de réadmission. En 1997-1998, l'augmentation était d'environ 24 %.

La figure qui suit (figure 14) regroupe les risques de réadmission selon chacun des niveaux de risque de mortalité. En 1993-1994, la courbe caractérisant le risque de réadmission des individus dont l'indice de mortalité était élevé se démarquait considérablement des autres par le sommet qu'elle a atteint vers le 11^e jour. Par conséquent, la plupart des individus réadmis qui avaient un risque de mortalité élevé l'ont été principalement entre le 7^e et le 15^e jour suivant la fin de l'hospitalisation. D'ailleurs, au cours de cette période, ces individus avaient 2,5 fois plus de possibilités d'être réadmis que tous les autres individus. Cela correspond à un risque de réadmission de 153 % plus élevé.

En 1997-1998, on distingue aisément deux groupes : les individus dont le risque de mortalité était faible et ceux dont le risque de mortalité était modéré ou élevé. On estime que le risque de réadmission était d'environ 43 % plus élevé chez les individus présentant un risque de mortalité modéré ou élevé comparativement aux individus dont le risque de mortalité était faible. Par ailleurs, le risque de réadmission pour les individus ayant un risque de mortalité élevé dominait les autres au cours des 7 ou 8 premiers jours suivant leur congé de l'hôpital.

FIGURE 14
RISQUE DE RÉADMISSION À L'INTÉRIEUR DE 30 JOURS DES PATIENTS ADMIS
POUR ANGINE DE POITRINE, SELON LE RISQUE DE MORTALITÉ,
1993-1994 ET 1997-1998



Résumé

- ◆ Selon le modèle retenu, l'âge, le sexe et le risque de mortalité ont eu un impact significatif sur la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu en 1993-1994. Pour l'année 1997-1998, seul le risque de mortalité est significativement corrélé avec la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu.
- ◆ Combinée aux autres variables, la durée de séjour a peu d'influence sur la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont lieu, et ce, pour les deux années à l'étude. Toutefois, sans être significatif, le risque de réadmission des individus ayant séjourné 1 ou 2 jours en 1993-1994 était plus élevé que celui des autres individus pendant les premiers jours de la période d'observation. Cette tendance n'a pas été observée en 1997-1998.
- ◆ En 1993-1994, on estime que le risque de réadmission augmentait de 1,9 % pour chaque année d'âge de plus, ce qui se traduit par une augmentation de 9,6 % pour un écart d'âge de cinq ans. L'effet de l'âge est en grande partie attribuable aux individus de plus de 80 ans, pour qui le risque de réadmission était de 75 % supérieur à celui des autres.
- ◆ Une fois les autres variables prises en considération, le risque de réadmission des hommes était d'environ 24 % supérieur à celui des femmes en 1993-1994. Cet écart significatif est attribuable à une forte réadmission des hommes au cours des premiers jours suivant l'hospitalisation initiale. Aucune différence significative n'a été observée entre les hommes et les femmes en 1997-1998.
- ◆ Le risque de mortalité a eu un effet considérable sur la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu. Chaque passage d'un niveau de risque à un autre a entraîné une augmentation moyenne de 36,8 % du risque de réadmission en 1993-1994 et de 24,0% en 1997-1998. Le risque de réadmission des individus dont le risque de mortalité était élevé était de 153 % supérieur à celui des autres individus entre le 7^e et 15^e jour suivant la fin de l'hospitalisation initiale en 1993-1994. Pour l'année 1997-1998, on estime que le risque de réadmission des individus dont l'indice était modéré ou élevé était de 43 % supérieur à celui des individus dont l'indice était faible.

DISCUSSION ET CONCLUSION

Cette étude avait comme but d'examiner si la réduction de séjour observée au moment où le virage ambulatoire s'est amplifié a eu un effet sur la réadmission à l'hôpital dans les 30 jours suivant la sortie de l'hôpital. Elle visait également à décrire les autres facteurs qui peuvent avoir une influence sur le taux de réadmission.

L'analyse a porté sur trois affections du système cardiovasculaire : l'insuffisance cardiaque, l'infarctus du myocarde et l'angine de poitrine, pour lesquelles une réduction de la durée moyenne de séjour de l'ordre de 15 à 20 % avait été notée entre 1993-1994 et 1997-1998, qui sont les deux années d'observation retenues.

Rappelons que les réadmissions dans d'autres hôpitaux que celui où avait eu lieu la première admission ont été prises en considération tout comme la gravité des cas traités, ce qui n'a pas toujours été fait dans un certain nombre d'études portant sur cette question. De plus, la méthode d'analyse utilisée, soit le modèle de régression de Cox, a permis non seulement d'estimer et de mesurer les facteurs qui sont à même d'influencer le risque de réadmission, mais également le moment de la réadmission.

Trois questions étaient posées : *Le taux de réadmission a-t-il augmenté après la réorganisation des soins en santé physique ? Y a-t-il un lien entre un éventuel accroissement du taux de réadmission et la réduction de la durée de séjour ? Y a-t-il d'autres facteurs qui sont associés à la réadmission hospitalière ?*

En réponse à la première question, le taux de réadmission des patients souffrant de l'un ou l'autre des problèmes analysés dans l'étude a effectivement augmenté entre 1993-1994 et 1997-1998. Pour l'insuffisance cardiaque, il est passé de 7,1 à 7,6 % ; dans le cas de l'infarctus du myocarde, ce taux est passé de 5,5 à 6,2 % ; pour l'angine de poitrine, le taux est passé de 7,0 à 7,8 %. Ces augmentations se sont toutefois révélées non significatives au seuil retenu ($p > 0,05$).

Cependant, le profil des personnes hospitalisées s'est modifié pendant cette période. Celles-ci étaient un peu plus âgées et présentaient une condition plus grave en 1997-1998 que celles hospitalisées en 1993-1994 pour les mêmes maladies. Après analyse, il est ressorti que l'alourdissement des cas ne pouvait pas être que le fruit de raffinements apportés à la définition des niveaux de gravité clinique et de risque de mortalité, mais qu'il était bien réel. L'amélioration des traitements qui allongent la survie de personnes qui autrement seraient décédées, tout comme un suivi plus systématique dans la communauté, amènent sans doute à l'hôpital des cas plus graves qu'auparavant.

Pour déceler le lien possible entre la durée de séjour et la réadmission, les personnes réadmisées ont été comparées à celles qui ne l'ont pas été pour chacune des années à l'étude. Après un contrôle des données relatives à l'âge, au sexe et à la gravité des cas, il ressort que la durée du séjour n'a pas d'influence sur le taux de réadmission dans les cas d'infarctus du myocarde et d'angine de poitrine. Par contre, un tel lien existe dans les cas d'insuffisance cardiaque. Ce sont les patients hospitalisés pour de très courts

séjours (de 1 à 3 jours) qui en sont la cause. Non seulement sont-ils plus nombreux à être réadmis que ceux ayant séjourné plus de 3 jours, mais ils sont réadmis plus rapidement que les autres. Ce sont surtout des hommes et des individus (hommes ou femmes) présentant des niveaux de gravité clinique faibles ou modérés qui se retrouvent dans la catégorie des très courts séjours. On ne peut exclure la possibilité que le congé ait été trop hâtif parce que les intervenants auraient sous-évalué la gravité de l'atteinte de la fonction cardiaque et que le traitement aurait été trop expéditif. Par contre, l'hypothèse d'un manque de fidélité au traitement de la part du patient est également probable. Quelle qu'en soit la raison, ces réadmissions très rapides seraient pour la plupart, de l'avis de Clarke (1990), les plus évitables.

Ainsi, la relation entre la durée de séjour et la réadmission n'est pas systématique. Elle dépend, entre autres, du problème à l'étude, de la méthode d'analyse retenue, etc. C'est sans doute pourquoi la littérature sur ce sujet est contradictoire. Sur cinq études analogues menées à partir de données administratives sur de vastes échantillons, mais qui ne portaient pas nécessairement sur les mêmes problèmes, aucun changement significatif dans le taux des réadmissions consécutives à une réduction de la durée de séjour n'a été signalé dans trois d'entre elles, bien qu'une tendance à l'augmentation du taux de réadmission ait été notée dans deux de ces trois études (DesHarnais *et al.*, 1991 ; Epstein *et al.*, 1991 ; Harrison *et al.*, 1995). Dans les deux autres, une augmentation significative du taux des réadmissions consécutives à une réduction de séjour est observée (Noether, 1988 ; Leibson *et al.*, 1991).

Nous nous sommes intéressés aux autres facteurs associés à la fréquence des réadmissions. Notre étude fait assez clairement ressortir l'influence importante de la gravité du cas sur la fréquence des réadmissions et sur le moment où celles-ci ont lieu, ce que confirment les travaux de Thomas et Holloway (1991). Par exemple, nous estimons que le risque de réadmission est de 43 à 153 % plus élevé pour les personnes présentant un niveau de gravité élevé (gravité clinique ou risque de mortalité) que pour celles présentant un niveau faible, selon la maladie et l'année.

L'âge apparaît également comme un facteur de risque de réadmission, mais son effet est plus variable. La relation entre l'âge et le risque de réadmission était significative au cours des deux années à l'étude, uniquement pour le cas de l'infarctus, le risque de réadmission des patients plus âgés (65 ans ou plus) étant plus élevé que celui des patients moins âgés. Dans le cas de l'angine de poitrine, on observe une tendance similaire, bien qu'en 1997-1998, l'effet de l'âge ait été moins prononcé. Chez les individus hospitalisés pour un problème d'insuffisance cardiaque, le risque de réadmission n'augmente pas progressivement avec l'âge. Nous observons plutôt un risque de réadmission plus élevé pour un groupe d'âge précis, en l'occurrence les individus de 65 à 74 ans. Même si l'on a observé des taux de réadmission différents pour les hommes et les femmes, le sexe n'est pas apparu comme une variable significativement associée à la fréquence des réadmissions et le moment où celles-ci ont eu lieu lorsque tous les autres facteurs (âge, gravité, durée de séjour) ont été pris en considération.

Ces résultats et leur interprétation sont sujets à certaines limites. Ainsi, afin de contourner la difficulté, maintes fois soulevée, de dissocier les réadmissions planifiées des réadmissions non planifiées à partir des fichiers administratifs, on n'a retenu que les réadmissions pour le même diagnostic ou pour des problèmes médicaux fortement reliés à la maladie

originale. Cette approche présente toutefois l'inconvénient de limiter le nombre de patients réadmis, puisque l'incidence des réadmissions est réduite. De plus, elle comporte le risque d'exclure un certain nombre de vrais cas positifs, c'est-à-dire de réadmissions liées à la première hospitalisation sans nécessairement appartenir à la catégorie des problèmes cardiaques.

La prévalence réelle des réadmissions à partir des données de cette étude ne peut pas être établie, en raison du nombre indéterminé de réadmissions qui ont été exclues de nos calculs. Toutefois, l'estimation de la prévalence n'était pas l'objectif de cette étude, qui visait plutôt l'examen du lien entre la durée de séjour et la réadmission.

En conclusion, en gardant à l'esprit les forces et les limites de cette étude, il n'est pas évident que la diminution de la durée moyenne de séjour telle qu'elle s'est produite entre 1993-1994 et 1997-1998 ait compromis la qualité des soins, ainsi que nous l'avons mesurée avec le taux de réadmission. Les durées de séjour pour les trois maladies étudiées, même si elles étaient plus courtes en 1997-1998 qu'en 1993-1994, n'ont sans doute pas atteint une limite critique qui pourrait mettre en péril la qualité des soins reçus à l'hôpital. D'ailleurs, ainsi que nous l'avons mentionné en introduction, nous ne disposons pas d'information sur la durée optimale de séjour pour un problème donné.

Par contre, l'association significative que l'étude établit entre les très courts séjours et la réadmission dans le cas de l'insuffisance cardiaque, lorsque les données sont analysées année par année, met en lumière le caractère potentiellement évitable de certaines réadmissions. Elle soulève également des questions à propos des modes de prise en charge des patients atteints d'un tel problème, aussi bien pendant leur séjour hospitalier qu'à leur sortie de l'hôpital, mais aussi à propos de la limite potentielle à ne pas dépasser en ce qui a trait à la réduction du temps de séjour.

Enfin, l'étude met en évidence certains groupes pour lesquels le risque de réadmission est élevé. Les groupes considérés comme vulnérables et qui retiennent l'attention comprennent les personnes hospitalisées pour l'un ou l'autre des problèmes cardiaques étudiés dont les cas sont les plus graves si l'on considère le risque de mortalité ou la gravité clinique. Une attention particulière doit également être portée aux individus hospitalisés à cause d'insuffisance cardiaque dont la durée de séjour est de 3 jours ou moins. De plus, les patients âgés de 65 à 74 ans admis pour insuffisance cardiaque, ceux de plus de 65 ans admis pour infarctus et ceux de plus de 80 ans hospitalisés pour un problème d'angine constituent, à cause de leur risque de réadmission plus élevé, des groupes vulnérables. Enfin, les femmes âgées, parce qu'elles sont en général plus nombreuses que les hommes à présenter un degré de gravité plus élevé, constituent également un groupe à surveiller.

ANNEXES

ANNEXE 1

INFORMATIONS COMPLÉMENTAIRES À PROPOS DES EXCLUSIONS

Les données analysées dans la présente annexe se rapportent aux années financières 1993-1994 et 1997-1998 et les exclusions concernent le premier (avril) et dernier (mars) mois de chaque année. Ces exclusions sont nécessaires afin d'éviter toute surestimation ou sous-estimation de la réadmission. Pour faciliter la compréhension de notre méthode, nous donnons ici quelques exemples d'individus exclus de l'analyse.

Exemples d'exclusion

Pour chaque problème à l'étude, les individus admis la première fois en avril (1993 ou 1997) pour le problème en question et qui n'ont pas été réadmis au cours des 30 jours suivant leur première admission ont été exclus. Supposons un individu XXX admis pour insuffisance cardiaque (APR-DRG 127) dont les dates d'admission et de sortie correspondraient à celles apparaissant dans le tableau ci-dessous. Cet individu est, selon notre définition de la réadmission, considéré comme un patient réadmis. Bien qu'il ait été admis pour la première fois le 7 avril 1993 pour la condition 127, nous ne l'avons pas exclu puisque la deuxième admission (15 mai 1993) entraîne une réadmission (21 mai 1993). Ainsi, toute personne admise au cours du premier mois de l'année financière est exclu si et seulement si l'on n'observe aucune réadmission à l'intérieur de 30 jours pour cet individu tout au long de l'année en cours.

TABLEAU A1
EXCLUSION (PREMIER MOIS) : EXEMPLE 1

<i>Individu</i>	<i>APR-DRG</i>	<i>Date d'admission</i>	<i>Date de sortie</i>
XXX	127	7 avril 1993	12 avril 1993
XXX	127	15 mai 1993	18 mai 1993
XXX	127	21 mai 1993	27 mai 1993
Aucune admission par la suite			

Dans le deuxième exemple, l'individu YYY est exclu de l'analyse car il ne remplit pas les conditions de réadmission établies. Le 7 avril, il est admis pour insuffisance cardiaque et obtient son congé le 11 avril. Il est réadmis moins de 30 jours plus tard, le 15 avril, mais pour la condition 121 (infarctus). Le 21 juin suivant, le même individu est réadmis une nouvelle fois pour insuffisance cardiaque. Comme il s'est écoulé plus de 30 jours entre le 11 avril et le 21 juin, l'individu ne répond pas à la définition de la réadmission que nous avons donnée précédemment.

TABLEAU A2
EXCLUSION (PREMIER MOIS) : EXEMPLE 2

<i>Individu</i>	<i>APR-DRG</i>	<i>Date d'admission</i>	<i>Date de sortie</i>
YYY	127	7 avril 1993	11 avril 1993
YYY	121	15 avril 1993	23 avril 1993
YYY	127	21 juin 1993	27 juin 1993
	Aucune admission par la suite		

ANNEXE 2

ANALYSE DE LA DURÉE DE VIE ET LES MODÈLES À RISQUES PROPORTIONNELS DE COX

L'analyse de la durée de vie est principalement associée à l'étude de la mortalité dans de nombreux domaines de la recherche médicale. Par exemple, on peut s'intéresser au temps de survie de patients aux prises avec une maladie incurable, à partir du moment où cette maladie est diagnostiquée. Ainsi, on peut mesurer l'effet d'un nouveau traitement sur le possible prolongement de la durée de vie de ces patients.

Cependant, bien que le terme apparaisse restrictif, l'analyse de la durée de vie connaît un champ d'application beaucoup plus large que celui qui est évoqué dans l'exemple précédent. L'expression « durée de vie » doit être prise au sens large pour pouvoir ainsi être appliquée à l'étude de plusieurs types d'événements : le temps observé avant l'apparition d'une maladie, d'un bris d'équipement (piles, ampoules), d'un accident d'automobile, d'une naissance, d'une admission à l'hôpital, etc.

Dans les faits, l'analyse de la durée de vie se définit comme un ensemble de méthodes statistiques permettant l'étude de la répétition de certains événements à l'aide de données de type longitudinale caractérisant le moment d'apparition de ceux-ci. Un événement se définit comme un changement d'état à un moment que l'on peut situer dans le temps. À cet égard, nul besoin d'expliquer pourquoi une hospitalisation ou une réadmission, pour un individu donné, constitue un événement au sens de l'analyse de la durée de vie.

L'application de l'analyse de la durée de vie au cas présent nécessite donc non seulement de repérer les individus réadmis, mais également de préciser le moment auquel a lieu la réadmission. Pour cela, nous devons suivre chaque individu pendant une certaine période à partir d'un moment bien défini (point de départ). Le point de départ, pour chaque individu, coïncide ici avec la date de sortie faisant suite à l'hospitalisation à l'origine de la réadmission.

Le but premier de l'analyse de la durée de vie consiste à modéliser l'occurrence de certains événements et le temps écoulé entre chacun d'eux pour observer ensuite l'apparition de ces derniers. L'analyse de données relatives à la survie permet également d'estimer et de mesurer les causes ou les facteurs qui pouvant influencer le risque d'apparition d'un événement. Il est ainsi possible d'inclure dans un modèle de la durée de vie un ensemble de variables explicatives susceptibles d'avoir un effet sur le risque de répétition d'un événement. On parle alors de modèles de régression de Cox ou modèles à risques proportionnels qui sont les modèles que nous avons utilisés dans la présente étude pour mesurer l'effet de quelques variables sur la fréquence des réadmissions et estimer les risques de réadmission qui leur sont associés.

Les données censurées

Tous les individus retenus pour la présente analyse ont été suivis au cours d'une période maximale de 30 jours à partir de la fin de leur dernière admission à l'hôpital, *ou jusqu'au moment de leur réadmission*, au sens où nous l'avons définie. Dès lors, il va de soi que pour une très grande majorité d'individus, nous n'enregistrons aucune réadmission. Ces individus sont dits censurés, c'est-à-dire que nous ne pouvons établir avec certitude s'ils ont été réadmis ou non au-delà de la période de 30 jours fixée.

Comment traiter les individus censurés ? Le recours à un modèle de régression logistique nous apparaît inapproprié puisque ce type de modèle considère les individus censurés comme étant tous non réadmis. Cela risque de fausser considérablement les résultats, notamment ceux concernant l'estimation des paramètres.

L'analyse de données relative à la survie permet de prendre en considération les individus dits censurés. En termes simples, ces derniers ne sont considérés ni comme réadmis ni comme non réadmis. La méthode employée combine l'information touchant les individus censurés avec celle touchant les individus non censurés de manière à produire des estimations non biaisées des paramètres.

Plusieurs modèles de régression d'analyse de la durée de vie peuvent être utilisés, tels que le modèle exponentiel, les modèles normal et log-normal, les modèles Gamma et Weibull. Nous avons plutôt opté pour une classe de modèles appelés modèles à risques proportionnels ou modèles de régression de Cox. Ces derniers présentent de nombreux avantages statistiques et sont faciles d'utilisation avec le progiciel SAS. Ils permettent, d'une part, d'obtenir des estimations du risque de réadmission, et ce, à tout moment au cours de la période d'observation et, d'autre part, de mesurer et de quantifier l'effet des facteurs influant sur ce risque. Le principal avantage des modèles de Cox réside dans leur approche semi-paramétrique ; la modélisation ne nécessite pas une distribution *a priori* des observations.

Les modèles à risques proportionnels de Cox

Soit T , une variable aléatoire continue qui quantifie, pour un individu donné, le temps écoulé entre la fin de l'hospitalisation initiale et le moment de la réadmission, et $f(t)$, sa fonction de densité. Ainsi on a :

$$\begin{aligned} T &= t, 0 \leq t < 30, \text{ si l'individu est réadmis avant 30 jours.} \\ T &= 30, \text{ si l'individu n'est pas réadmis avant 30 jours.} \end{aligned}$$

On définit la fonction de survie comme suit :

$$\begin{aligned} S(t) &= P(T \geq t) \\ &= 1 - P(T \leq t) \\ &= 1 - F(t), t \geq 0. \end{aligned}$$

La fonction de risque (*hazard function*) quantifie le risque de réadmission instantané pour un individu donné. Elle se définit de la façon suivante :

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} .$$

Avant de décrire les modèles à risques proportionnels de Cox retenus pour nos analyses, considérons les notations suivantes pour les variables utilisées dans la modélisation.

ÂGE = âge de l'individu au moment de la première admission.

SEX = sexe de l'individu.

MORT = indice du risque de mortalité au moment de la première hospitalisation ou de l'hospitalisation à l'origine de la réadmission.

GRAV = indice de gravité clinique au moment de la première hospitalisation ou de l'hospitalisation à l'origine de la réadmission.

DUR = durée de séjour au moment de la première hospitalisation ou de l'hospitalisation à l'origine de la réadmission.

Le modèle de Cox utilisé pour l'insuffisance cardiaque et l'angine de poitrine est le suivant :

$$h(t) = h_0(t) * \exp(b_1 * AGE + b_2 * SEX + b_3 * MORT + b_4 * DUR),$$

Pour l'infarctus du myocarde, il est le suivant :

$$h(t) = h_0(t) * \exp(b_1 * AGE + b_2 * SEX + b_3 * GRAV + b_4 * DUR),$$

Par sa forme, cette équation indique que le risque de réadmission, au temps t , pour un individu, se définit comme le produit de deux composantes :

- (1) $h_0(t)$: une fonction de risque de base qui n'a pas besoin d'être spécifiée ;
- (2) une fonction linéaire des variables indépendantes prises sous une forme exponentielle.

Le modèle qui vient d'être présenté est dit à risques proportionnels. Cette hypothèse suppose que pour deux individus différents, le risque de réadmission de l'un est proportionnel au risque de réadmission de l'autre, et ce, à tout moment au cours de la période d'observation. Ainsi, soit $h_A(t)$ et $h_B(t)$, les fonctions de risque des individus A et B. Le rapport des fonctions de risque pour ces deux individus, soit

$$\frac{h_A(t)}{h_B(t)} = \exp\left\{\mathbf{b}_1(\text{AGE}_A - \text{AGE}_B) + \mathbf{b}_2(\text{SEX}_A - \text{SEX}_B) + \mathbf{b}_3(\text{MORT}_A - \text{MORT}_B) + \mathbf{b}_4(\text{DUR}_A - \text{DUR}_B)\right\},$$

est indépendant de t , c'est-à-dire constant tout au long de la période d'observation.

Une vérification faite à partir de nos données nous a permis de conclure que les modèles retenus répondaient en partie à ce critère d'utilisation. En effet, quelques-uns des tableaux et figures présentés dans ce document indiquent que, pour certaines variables, notamment la durée de séjour, le ratio de risque varie au cours de la période d'observation. Dans tous les cas où ce ratio varie, nous avons pris soin d'estimer de nouveau les risques de réadmission et les ratios de risque pour tenir compte de la non-proportionnalité des modèles. D'ailleurs, Allison (1995) mentionne que la violation de l'hypothèse de proportionnalité a peu de conséquences sur les résultats obtenus, si ce n'est dans l'interprétation de certains paramètres.

ANNEXE 3

NOMBRE D'INDIVIDUS RETENUS POUR LES TROIS DRG À L'ÉTUDE

Le tableau 2, dans la section 2.2, indique la répartition des individus en pourcentage selon les différentes variables prises en considération dans l'analyse. Nous reproduisons ici le même tableau en y incluant seulement les effectifs observés.

TABLEAU A3
CARACTÉRISTIQUES DES PERSONNES PRISES EN CONSIDÉRATION DANS L'ÉTUDE
ET QUI ONT ÉTÉ HOSPITALISÉES POUR LES PROBLÈMES CARDIAQUES ÉTUDIÉS,
1993-1994 ET 1997-1998 (NOMBRE)

Caractéristiques des personnes hospitalisées	Insuffisance cardiaque		Infarctus du myocarde		Angine de poitrine	
	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998	1993-1994	1997-1998
N	5 453	5 998	7 132	6 765	5 555	6 334
Groupe d'âge						
<i>groupe d'âge 1</i>	939	876	1 252,00	1 055	653,00	640
<i>groupe d'âge 2</i>	1 747	1 782	2 346	2 063	1 683	1 810
<i>groupe d'âge 3</i>	1 959	2 197	2 746	2 541	2 515	2 751
<i>groupe d'âge 4</i>	808	1 143	788	1 106	704,00	1 133
Sexe						
<i>hommes</i>	2 676	2 951	4 783	4 453	2 959	3 340
<i>femmes</i>	2 777	3 047	2 349	2 312	2 596	2 994
Risque de mortalité						
<i>faible</i>	1 894	1 677	3 893	3 355	3 811	3 991
<i>modérée</i>	2 301	2 559	1 669	1 639	1 234	1 582
<i>élevée</i>	1 258	1 762	1 570	1 771	510	761
Gravité clinique						
<i>faible</i>	1 169	988	3 124	2 539	2 588	2 617
<i>modérée</i>	3 084	3 190	2 821	2 776	2 481	2 984
<i>élevée</i>	1 200	1 820	1 187	1 450	486	733
Durée de séjour						
<i>court</i>	803	772	647	786	698	1 098
<i>moyen</i>	2 267	2 869	2 823	3 154	2 284	2 573
<i>long</i>	2 383	2 357	3 662	2 825	2 573	2 663

ANNEXE 4

CALCUL DES DURÉES MOYENNES DE SÉJOUR PONDÉRÉES

À la section 2.4, nous soulignons que pour comparer adéquatement les durées moyennes de séjour des individus réadmis et non réadmis, nous devons tenir compte de la répartition de ceux-ci en fonction des indices du risque de mortalité ou de gravité clinique. À cet effet, le tableau 4 de la page 11 illustre les différences dans la répartition des individus réadmis et non réadmis selon ces indices. Par exemple, dans le cas de l'insuffisance cardiaque, en 1997-1998, 41,4 % des individus réadmis avaient un risque de mortalité élevé, alors que chez les individus non réadmis, cette proportion était de 28,4 %. En 1993-1994, 25,3 % des personnes réadmisées à la suite d'un infarctus avaient un indice de gravité clinique élevé, alors que ce pourcentage s'élevait à 16,1 % chez les individus non réadmis.

En résumé, le tableau 4 montre clairement que les individus réadmis étaient plus nombreux à présenter des risques de mortalité ou de gravité clinique élevés que les individus non réadmis. Sachant que l'on associe des durées de séjour généralement plus longues aux cas plus graves, il devient nécessaire, au moment de la comparaison des durées moyennes de séjour des individus réadmis et non réadmis, de contrôler pour le risque de mortalité ou de gravité clinique. La comparaison s'effectuera, pour les individus réadmis et non réadmis, à l'aide des durées moyennes de séjour pondérées en fonction du risque de mortalité ou de la gravité clinique.

Considérons le tableau A4 ci-dessous, qui regroupe les durées moyennes de séjour des individus réadmis et non réadmis selon les différents niveaux des indices du risque de mortalité et de gravité clinique. Ces séjours moyens serviront au calcul des durées moyennes de séjour pondérées. Les poids utilisés dans les calculs correspondent aux effectifs d'individus correspondant à chacun des niveaux de l'indice de mortalité ou de gravité clinique, lorsque les individus des deux années sont regroupés (tableau A5). Ainsi, en tenant compte de tous les individus hospitalisés pour insuffisance cardiaque en 1993-1994 et 1997-1998, on constate que le risque de mortalité de 31,2 % de ceux-ci était faible, alors que ce risque était modéré pour 42,4 et 26,4 % de ceux-ci, respectivement.

TABLEAU A4
DURÉE MOYENNE DE SÉJOUR DES INDIVIDUS RÉADMIS ET NON RÉADMIS SELON LES NIVEAUX DU RISQUE DE MORTALITÉ OU DE GRAVITÉ CLINIQUE, EN FONCTION DE LA CONDITION MÉDICALE

		<i>Insuffisance cardiaque</i>			<i>Infarctus du myocarde</i>			<i>Angine de poitrine</i>		
		<i>Risque de mortalité</i>			<i>Gravité clinique</i>			<i>Risque de mortalité</i>		
		<i>faible</i>	<i>modéré</i>	<i>élevé</i>	<i>faible</i>	<i>modérée</i>	<i>élevée</i>	<i>faible</i>	<i>modéré</i>	<i>élevé</i>
1993-1994	<i>Réadmis</i>	6,51	9,26	10,38	8,68	11,58	13,88	6,61	7,89	9,59
	<i>Non-réadmis</i>	7,80	9,28	11,77	9,28	10,73	15,22	6,46	7,75	8,89
1997-1998	<i>Réadmis</i>	4,82	7,03	9,49	7,47	9,15	11,85	5,4	5,7	8,09
	<i>Non réadmis</i>	5,92	7,17	10,33	7,17	8,82	12,84	5,16	6,15	7,29

TABLEAU A5
RÉPARTITION DES INDIVIDUS SELON LE RISQUE DE MORTALITÉ OU DE GRAVITÉ CLINIQUE POUR LES DEUX ANNÉES À L'ÉTUDE RÉUNIES

	<i>Insuffisance cardiaque</i>			<i>Infarctus du myocarde</i>			<i>Angine de poitrine</i>		
	<i>Risque de mortalité</i>			<i>Gravité clinique</i>			<i>Risque de mortalité</i>		
	<i>faible</i>	<i>modéré</i>	<i>élevé</i>	<i>faible</i>	<i>modérée</i>	<i>élevée</i>	<i>faible</i>	<i>modéré</i>	<i>élevé</i>
Poids	31,2 %	42,4 %	26,4 %	40,8 %	40,3 %	19,0 %	65,6 %	23,7 %	10,7 %

Il s'agit ici d'obtenir des durées moyennes de séjour, pour les individus réadmis et non réadmis, à partir des séjours moyens qui apparaissent au tableau A4 que l'on pondère à l'aide des poids du tableau A5. Comme nous l'avons mentionné précédemment, l'utilisation des mêmes poids dans le calcul des durées moyennes de séjour des individus réadmis et non réadmis équivaut à considérer que les proportions des individus réadmis et non réadmis sont les mêmes selon les niveaux du risque de mortalité ou de gravité clinique.

Calcul des durées moyennes de séjour pondérées pour l'insuffisance cardiaque

$$\text{DMS}_{\text{non réadmis 1993-1994}} = (0,3118*7,80) + (0,4244*9,28) + (0,2637*11,77) \\ = \mathbf{9,48 \text{ jours}}$$

$$\text{DMS}_{\text{réadmis 1993-1994}} = (0,3118*6,51) + (0,4244*9,26) + (0,2637*10,38) \\ = \mathbf{8,70 \text{ jours}}$$

$$\text{DMS}_{\text{non réadmis 1997-1998}} = (0,3118*5,92) + (0,4244*7,17) + (0,2637*10,33) \\ = \mathbf{7,61 \text{ jours}}$$

$$\text{DMS}_{\text{réadmis 1997-1998}} = (0,3118*4,82) + (0,4244*7,03) + (0,2637*9,49) \\ = \mathbf{6,99 \text{ jours}}$$

3.2 Calcul des durées moyennes de séjour pondérées pour l'infarctus

$$\text{DMS}_{\text{non réadmis 1993-1994}} = (0,4075*9,28) + (0,4027*10,73) + (0,1898*15,22) \\ = \mathbf{10,99 \text{ jours}}$$

$$\text{DMS}_{\text{réadmis 1993-1994}} = (0,4075*8,68) + (0,4027*11,58) + (0,1898*13,88) \\ = \mathbf{10,84 \text{ jours}}$$

$$\text{DMS}_{\text{non réadmis 1997-1998}} = (0,4075*7,17) + (0,4027*8,82) + (0,1898*12,84) \\ = \mathbf{8,91 \text{ jours}}$$

$$\text{DMS}_{\text{réadmis 1997-1998}} = (0,4075*7,47) + (0,4027*9,15) + (0,1898*11,85) \\ = \mathbf{8,98 \text{ jours}}$$

Calcul des durées moyennes de séjour pondérées pour l'angine

$$\text{DMS}_{\text{non réadmis 1993-1994}} = (0,6562*6,46) + (0,2369*7,75) + (0,1069*8,89) \\ = \mathbf{7,03 \text{ jours}}$$

$$\text{DMS}_{\text{réadmis 1993-1994}} = (0,6562*6,61) + (0,2369*7,89) + (0,1069*9,59) \\ = \mathbf{7,23 \text{ jours}}$$

$$\text{DMS}_{\text{non réadmis 1997-1998}} = (0,6562*5,16) + (0,2369*6,15) + (0,1069*7,29) \\ = \mathbf{5,62 \text{ jours}}$$

$$\text{DMS}_{\text{réadmis 1997-1998}} = (0,6562*5,40) + (0,2369*5,70) + (0,1069*8,09) \\ = \mathbf{5,76 \text{ jours}}$$

BIBLIOGRAPHIE

ANDERSON, G.F., et E.P. STEINBERG (1984). « Hospital readmissions in the Medicare population », *The New England Journal of Medicine*, vol. 311, p. 1349-1353.

ALLISON, D. (1995) *Survival Analysis Using The SAS System. A Practical Guide*, Cary, N.C., SAS Institute Inc., 292 p.

ASHTON, C.M., *et al.* (1987). « Prediction readmission in veterans with chronic disease. Development and validation of discharge criteria », *Medical Care*, vol. 25, p. 1184-1189.

ASHTON, C.M., *et al.* (1995). « The association between the quality of inpatient care and early readmission », *Annals of Internal Medicine*, vol. 122, p. 415-421.

ASHTON, C.M., et N.P. WRAY (1996). « A conceptual framework for the study of early readmission as an indicator of quality of care », *Social Science and Medicine*, vol. 43, p. 1533-1541.

ASHTON, C.M., *et al.* (1997). « The association between the quality of inpatient care and early readmission. A meta-analysis of the evidence », *Medical Care*, vol. 35, p. 1044-1059.

CHAMBERS, M., et A. CLARKE (1990). « Measuring readmission rates », *British Medical Journal*, vol. 301, p. 1134-1136.

CLARKE, E. (1990). « Are readmissions avoidable? », *British Medical Journal*, vol. 301, n° 6761, p. 1136-1138.

DESHARNAIS, S.I., *et al.* (1990). « Measuring hospital performance. The development and validation of risk-adjusted indexes of mortality, readmissions, and complications », *Medical Care*, vol. 28, p. 1127-1141.

EPSTEIN, M., *et al.* (1991). « Trends in length of stay and rates of readmission in Massachusetts: Implications for monitoring quality of care », *Inquiry*, vol. 28, p. 19-28.

FRANKL, S.E., *et al.* (1991). « Preventability of emergent hospital readmission », *American Journal of Medicine*, vol. 90, p. 667.

GRAHAM, H. et B. LIVESLEY (1983). « Can readmissions to a geriatric medical unit be prevented? », *Lancet*, vol. 1, p. 404-406.

HARRISON, M.L., *et al.* (1995). « Discharging patients earlier from Winnipeg hospitals : Does it adversely affect quality of care? », *Journal of the Canadian Medical Association*, vol. 153, p. 745-751.

HAYWARD, R.A., *et al.* (1993). « An evaluation of generic screens for poor quality of hospital care on a general medicine service », *Medical Care*, vol. 31, p. 394-402.

HENDERSON, J., *et al.* (1993). « Should emergency readmission be used as health service indicators and in medical audit? », *Health Management Research*, vol. 6, p. 109.

KERR, G.D., D. DUNT et I.R. GORDON (1998). « Effect of casemix funding on outcomes of patients admitted to hospitals with suspected unstable angine », *Medical Journal of Australia*, vol. 168 n° 2, p. 57-60.

LAWLESS, J.F. (1982). *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. New York, John Wiley & Sons Inc., 580 p.

LEIBSON, C.L. *et al.*, (1991). « Trends in elderly hospitalization and readmission rate for a geographically defined population : pre- and post-prospective payment » *Journal of American Geriatrics Society*, vol. 39, p. 895-904.

LUDKE, R.L., *et al.* (1993). « Relationship between readmission and hospital quality of care indicators », *Inquiry*, vol. 30, p. 95-103.

MILNE, R., et A. CLARKE, (1990). « Can readmission rates be used as an outcome indicator? », *British Medical Journal*, vol. 301, n° 6761, p. 1139-1140.

MONTGOMERY, C. (1984). *Design and Analysis of Experiments*. New York. John Wiley & Sons Inc., 538 p.

REED, R.L., *et al.* (1991). « Risk factors for early unplanned hospital readmission in the elderly », *Journal of General Internist Medicine*, vol. 6, p. 223.

THOMAS, J.W. (1996). « Does risk-adjusted readmission rate provide valid information on hospital quality? », *Inquiry*, vol. 33, p. 258-270.

THOMAS, J.W. et J.J. HOLLOWAY (1991). « Investigating early readmission as an indicator for quality of care studies », *Medical Care*, vol. 29, p. 377-394.

WEISSMAN, J.S., *et al* (1999). « Hospital readmissions and quality of care », *Medical Care*, vol. 37, p. 490-501.

COLLECTION ÉTUDES ET ANALYSES

DERNIERS TITRES PARUS

- N° 42 **Étude exploratoire sur les dépenses supplémentaires des familles en réponse aux besoins des enfants handicapés.**
(J. CHARTRAND BEAUREGARD – Direction des personnes âgées, des personnes handicapées et des activités communautaires – Direction générale des services à la population, 1999)
- N° 41 **Facteurs explicatifs des variations territoriales du recours à l'hospitalisation.**
(J. PICHÉ et H. CÔTÉ – Direction des indicateurs de résultats et de l'information statistique, 1998)
- N° 40 **Recherche et évaluation relatives à la transformation du système de santé et de services sociaux**
1 : Rétention et autosuffisance des régions en matière de services médicaux ambulatoires et d'hospitalisation.
(L. TRAHAN, M. DEMERS et coll. P. BROSSEAU – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1998)
2 : Évaluation des changements dans l'offre et l'utilisation des services hospitaliers et des services ambulatoires – ensemble du Québec.
(L. TRAHAN, P. BÉGIN, M. DEMERS et P. LAFONTAINE – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1999)
- N° 39 **Organisation des services de santé mentale dans la communauté : enseignements de la recherche évaluative.**
(A. GAUTHIER – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1998)
- N° 38 **Bilan de l'action intersectorielle et de ses pratiques en promotion de la santé et en prévention des toxicomanies au Québec.**
(A. LEBEAU, G. VERMETTE et C. VIENS – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1997)
- N° 37 **Pour une aide adaptée aux besoins des personnes ayant des problèmes de toxicomanie et de leurs proches.**
(J. TENDLAND – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1997)
- N° 36 **Synthèse du contexte structurel des pratiques intersectorielles en toxicomanie.**
(A. LEBEAU, C. VIENS et G. VERMETTE – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1997)
- N° 35 **Soutien à la transformation du réseau – Évaluation des besoins en lits pour les soins de courte durée physique – PHASE II.**
(J.-B. PERRY – Direction des normes et standards d'allocation et d'organisation des ressources, 1997)
- N° 34 **La toxicomanie au Québec – Bilan des études épidémiologiques faites depuis 1990.**
(L. GUYON et Y. GEOFFRION – RISQ, Direction de la planification, 1997)
- N° 33 **Services requis par les personnes âgées en perte d'autonomie – Évaluation clinique et estimation des coûts selon le milieu de vie.**
(R. HÉBERT *et al.* – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1997)
- N° 32 **Les mécanismes régionaux d'orientation et d'admission – Une mise à jour.**
(L. TRAHAN – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1997)
- N° 31 **Les coûts directs de l'infection au VIH et du sida au Québec – Évolution et perspectives pour l'an 2000.**
(D. BOUCHARD – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1996)
- N° 30 **La capitation régionale, une avenue d'intérêt ?**
(Y. BRUNELLE – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1996)
- N° 29 **L'allocation directe au Québec : des modes de fonctionnement variés à découvrir, des points de vue à faire connaître.**
(A. TOURIGNY *et al.* – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1996)
- N° 28 **Santé sexuelle et prévention des MTS et de l'infection au VIH. Bilan d'une décennie de recherche au Québec auprès des adolescents et adolescentes et des jeunes adultes.**
(J. OTIS – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1996)
- N° 27 **Évolution de la consommation de soins hospitaliers de courte durée par les personnes âgées : une mise à jour.**
(M. LEVASSEUR – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1996)

- N° 26 **Santé, bien-être et homosexualité : éléments de problématique et pistes d'intervention.**
(M. CLERMONT – Direction de la planification, 1996)
- N° 25 **Évaluation de l'impact de la tarification des médicaments sur le profil de consommation des personnes âgées.**
(S. RHEAULT *et al.* – Direction de la recherche et de l'évaluation, 1995)
- N° 24 **Évaluation des modalités de financement dans le domaine sociosanitaire.**
(S. RHEAULT – Direction de l'évaluation, 1994)
- N° 23 **La violence familiale : perspective systémique et essai de synthèse.**
(M. CLARKSON – Direction de la planification, 1994)
- N° 22 **L'évaluation économique des modes d'hébergement pour les personnes âgées en perte d'autonomie. Recension des méthodes et des résultats.**
(S. RHEAULT – Direction de l'évaluation, 1994)
- N° 21 **Impact des changements démographiques sur l'évolution des dépenses publiques de santé et de services sociaux.**
(M. ROCHON – Direction de la planification, 1994)
- N° 20 **Synthèse d'un programme d'évaluation sur la réponse aux besoins de longue durée des personnes âgées ayant des limitations fonctionnelles.**
(L. GARANT – Direction de l'évaluation, 1994)
- N° 19 **Une évaluation de la prestation de services dans les CLSC et les centres hospitaliers pour des services de qualité aux personnes âgées en perte d'autonomie.**
(L. TRAHAN, L. BÉLANGER et M. BOLDUC – Direction de l'évaluation, 1994)
- N° 18 **L'état de santé perçu et les habitudes de vie des corésidents de personnes présentant des troubles mentaux.**
(D. ST-LAURENT – Direction de la planification, 1993)
- N° 17 **Le cheminement de la clientèle adulte des établissements publics de réadaptation de la toxicomanie.**
(C. MOISAN et S. LAFLAMME-CUSSON – Direction de l'évaluation, 1993)
- N° 16 **La qualité des soins et services : un cadre conceptuel.**
(Y. BRUNELLE – Direction de l'évaluation, 1993)
- N° 15 **Les programmes de soutien familial : une alternative au placement des jeunes ?**
(L. GARANT – Direction de l'évaluation, 1992)
- N° 14 **Situation dans les salles d'urgence 1988-1991.**
(M. BRETON et F. CAMIRAND – Direction de l'évaluation, 1992)
- N° 13 **La mortalité au Québec et dans les régions socio-sanitaires ; évolution de 1976 à 1986.**
(P. LAFONTAINE – Direction de la planification, 1991)

La collection «Études et Analyses » est publiée par la Direction générale de la planification stratégique et de l'évaluation, anciennement Direction générale de la planification et de l'évaluation.

La liste complète des documents publiés peut être obtenue à l'adresse suivante :

Ministère de la Santé et des Services sociaux
Direction de l'évaluation, de la recherche et de l'innovation
1075, chemin Sainte-Foy, 11^{ème} étage
Québec (Québec)
G1S 2M1

Tél. : (418) 646-8890