

**Établissement d'une échelle  
actuarielle sommaire du risque de  
récidive sexuelle**

**1997-04**

par

R. Karl Hanson, Ph.D.  
Ministère du Solliciteur général du Canada

Les vues exprimées dans ce document n'engagent que l'auteur et ne traduisent pas nécessairement celles du ministère du Solliciteur général du Canada. Ce document est disponible en anglais. This report is available in English under the title: The Development of a Brief Actuarial Risk Scale for Sexual Offense Recidivism.

Aussi disponible au site Internet de Solliciteur général Canada à l'adresse  
<http://www.sgc.gc.ca>

Travaux publics et Services gouvernementaux Canada  
N° de cat. JS4-1/1997-4F  
ISBN : 0-662-82425-3

## **Avant-propos**

Il est important d'évaluer le risque de récidive d'un délinquant sexuel pour bien des composantes du système de justice pénale. Fondée sur les données provenant de sept études de suivi différentes, la présente étude visait, dans un premier temps, à établir une échelle actuarielle sommaire du risque et, dans un deuxième temps, à administrer cette échelle à un échantillon indépendant additionnel (comportant 2 592 personnes). L'échelle comprend quatre éléments qu'on peut facilement coter à partir des dossiers administratifs, à savoir : nombre d'infractions sexuelles antérieures, âge du délinquant inférieur à 25 ans, présence de victimes sans lien de parenté et présence de victimes du sexe masculin. L'échelle a présenté une exactitude de prévision moyenne ( $r = 0,27$ , zone ROC [caractéristiques de fonctionnement du récepteur] = 0,71) et peu de variation entre l'échantillon d'élaboration et l'échantillon de répétition. L'exactitude de prévision de l'échelle était suffisante pour justifier son utilisation comme instrument de sélection dans les cas où il fallait procéder à des évaluations périodiques du risque de récidive des délinquants sexuels.

## **Établissement d'une échelle actuarielle sommaire du risque de récidive sexuelle**

Dans le système de justice pénale, de nombreuses décisions sont influencées par les jugements portés au sujet du risque de récidive des délinquants. Ces derniers se voient régulièrement imposer des peines plus sévères ou plus indulgentes selon que les avocats, les juges, les policiers, les experts et les agents de correction estiment qu'ils continuent à présenter un risque pour la sécurité de la collectivité. Il est important d'évaluer le risque que présentent tous les délinquants, mais surtout les délinquants sexuels, qui peuvent faire l'objet d'interventions exceptionnelles si l'on estime qu'ils continuent à présenter un risque (p. ex., maintien en incarcération après la peine, notification de la collectivité, surveillance perpétuelle dans la collectivité).

Il est impossible de prévoir avec certitude le comportement qu'aura un délinquant dans l'avenir, étant donné que les êtres et les circonstances peuvent changer et qu'ils changent effectivement. On reconnaît toutefois qu'il est possible de prévoir avec assez de précision la récidive en général (Andrews et Bonta, 1994; Gendreau, Little et Goggin, 1996). Il existe une relation particulièrement marquée entre la récidive en général et des facteurs comme les antécédents de comportement criminel, la jeunesse, les fréquentations criminelles et la présence de caractéristiques propres à une personnalité antisociale ou à un psychopathe (Gendreau et coll., 1996). Les prévisions les plus exactes d'un comportement criminel futur ont été établies au moyen d'échelles du risque objectives combinant ces facteurs (p. ex., inventaire du mineau de service - révisé, Andrews et Bonta, 1996; le système du Wisconsin, Baird, 1981). Non seulement précisent-elles les facteurs dont il faut tenir compte pour évaluer le risque, mais ces échelles objectives du risque attribuent des coefficients de pondération aux facteurs de risque en fonction de leur importance relative.

Les échelles objectives du risque de comportement criminel se sont révélées très utiles comme moyen de prévoir la récidive en général et la récidive non sexuelle avec violence parmi les délinquants sexuels (Bonta et Hanson, 1995b; Motiuk et Brown, 1993). Toutefois, les échelles conçues pour les délinquants en général n'ont pas permis de prévoir la récidive sexuelle. Bonta et Hanson (1995b) ont par exemple constaté que, sur un groupe de 315 délinquants sexuels purgeant une peine sous responsabilité fédérale, l'échelle d'ISR (Bonta, Harman, Hann et Cormier, 1996) produisait des coefficients de corrélation de 0,34 dans le cas de la récidive non sexuelle avec violence et de 0,41 pour la récidive en général (tout acte criminel), mais de seulement 0,09 dans le cas de la récidive sexuelle.

D'après l'examen récent de Hanson et Bussière (1996), il serait possible de prévoir la récidive sexuelle en se basant sur un ensemble de facteurs différents de ceux qui sont employés pour prévoir la récidive en général ou la récidive non sexuelle avec violence (voir également Hanson et Bussière, sous presse). Ces auteurs ont constaté que malgré l'existence d'une certaine relation entre la récidive sexuelle et des variables criminologiques générales comme l'âge ou les infractions antérieures, les meilleurs prédicteurs de la récidive sexuelle étaient des variables liées à la déviance sexuelle (p. ex., infractions sexuelles antérieures, intérêts et activités sexuels déviants). Ils ont également observé qu'il y avait une relation entre la récidive

sexuelle et les caractéristiques des victimes (p. ex., victimes du sexe masculin, victimes sans lien de parenté). Étant donné qu'un grand nombre de mesures judiciaires exceptionnelles sont prises uniquement en fonction du risque de récidive sexuelle, il faudrait avoir recours à des méthodes différentes pour évaluer le risque de récidive sexuelle et le risque de récidive non sexuelle d'un délinquant.

On a déjà tenté à quelques reprises d'établir des échelles du risque objectives spécifiquement pour la récidive sexuelle. Plusieurs auteurs ont utilisé des techniques statistiques (comme la régression par degrés) pour trouver la combinaison optimale de variables prédictives au sein d'un même échantillon (p. ex., Abel, Mittelman, Becker, Rathner et Rouleau, 1988; Barbaree et Marshall, 1988; Hanson, Steffy et Gauthier, 1993a; Prentky, Knight et Lee, 1997; Quinsey, Rice et Harris, 1995; Smith et Monastersky, 1986). Toutefois, en l'absence d'une étude de répétition, il est difficile de déterminer si l'on peut généraliser les résultats obtenus et appliquer les meilleurs prédicteurs établis au sein d'un échantillon à d'autres populations.

Epperson, Kaul et Huot (1995) figurent parmi les rares chercheurs qui ont établi une échelle du risque de récidive sexuelle à l'aide d'un seul échantillon et qui ont cherché à la valider auprès d'un échantillon entièrement différent. Leur échelle initiale renfermait 21 éléments liés aux antécédents criminels de nature sexuelle et non sexuelle, à la toxicomanie, à l'état civil et à la conformité avec le traitement. Dans l'échantillon de répétition, les auteurs ont obtenu une corrélation de 0,27 entre l'échelle et la récidive sexuelle. Toutefois, la corrélation entre un grand nombre d'éléments de l'échelle et la récidive sexuelle n'était pas significative, et l'échelle est en train d'être revue. Une autre difficulté est le fait qu'Epperson et coll. (1995) ont tenté de maximiser l'exactitude de prévision en étudiant un groupe composé en parts à peu près égales de récidivistes et de non-récidivistes. Il est par conséquent difficile de préciser la mesure dans laquelle leur échelle permettrait de prévoir la récidive dans un contexte naturaliste où les taux de base sont beaucoup plus faibles.

*Her Majesty's Prison Service* (Royaume-Uni) a également mis au point une échelle sommaire d'évaluation du risque de récidive sexuelle (David Thornton, communication personnelle, 11 mars 1997). L'échelle distingue trois niveaux de risque (faible, moyen, élevé) selon que le délinquant a été reconnu coupable d'infractions sexuelles ou non sexuelles et selon le type de victimes dans le cas des infractions sexuelles (personnes du sexe masculin, inconnus). L'échelle a servi à prévoir tant la récidive sexuelle que la récidive avec violence; toutefois, lorsqu'elle a été administrée à un échantillon de répétition constitué de membres de la population carcérale du Royaume-Uni, l'échelle a produit une corrélation de 0,33 pour la récidive sexuelle (David Thornton, communication personnelle, 11 mars 1997). Ce résultat est encourageant, mais il faudra poursuivre les travaux pour déterminer la mesure dans laquelle l'échelle peut être généralisée et appliquée à d'autres contextes.

Le guide d'évaluation du risque de violence (*Violence Risk Appraisal Guide - VRAG*; Webster et coll., 1994) a attiré passablement d'attention en tant qu'outil d'évaluation du risque objectif (p. ex., Borum, 1996). Le VRAG a été mis au point pour évaluer le risque de récidive avec violence parmi les délinquants souffrant de troubles mentaux, mais les recherches subséquentes ont semblé indiquer que l'échelle

s'appliquait également au sous-échantillon des délinquants sexuels (Rice et Harris, 1997). Toutefois, une lecture attentive des résultats de la recherche révèle que le VRAG permet de prévoir la récidive avec violence en général (y compris la récidive sexuelle;  $r = 0,47$ ) beaucoup plus efficacement que la récidive sexuelle ( $r = 0,20$ ; Rice et Harris, 1997, tableau 2). Aux fins de comparaison, signalons que, dans leur examen quantitatif, Hanson et Bussière (1996) ont constaté une corrélation de 0,19 entre un élément, soit celui des « infractions sexuelles antérieures » et la récidive sexuelle. Il est donc peu probable que des évaluateurs soucieux des coûts et de l'efficacité veuillent utiliser le VRAG comme mesure du risque de récidive sexuelle, étant donné que cet outil nécessite des ressources considérables (c.-à-d. des intervieweurs ayant reçu une formation professionnelle et un examen attentif du dossier).

Bref, on a toujours besoin d'un outil actuariel sommaire et efficace qui pourrait être utilisé pour déterminer le risque de récidive sexuelle. La présente recherche vise à répondre à ce besoin à l'aide de données provenant de huit études de suivi menées auprès de délinquants sexuels. Sept de ces études ont servi à mettre au point une échelle du risque dont on a ensuite fait la contre-validation au moyen d'un ensemble de données distinct. La stratégie adoptée traduisait le double souci de la validité empirique et de la facilité d'administration. On a tout d'abord constitué un échantillon de prédicteurs du risque faciles à coter en s'inspirant de Hanson et Bussière (1996). Il s'est ensuite agi de calculer les intercorrélations de ces variables pour chacun des sept ensembles de données. On a enfin calculé la moyenne de ces corrélations pour produire une matrice de corrélations. Les meilleurs prédicteurs de la récidive sexuelle ont ensuite été choisis au moyen d'une régression par degrés à partir de cette matrice de corrélations moyennées. On a ensuite transformé les meilleurs prédicteurs en une échelle du risque facile à coter, et la validité prédictive a ensuite été mise à l'essai auprès d'un échantillon indépendant. Il ne s'agissait pas de maximiser le pouvoir de prévision pour chaque échantillon, mais plutôt de mettre au point une échelle facile à administrer qui avait de bonnes chances d'être valide dans toute une gamme de contextes.

## **Méthode**

Variables prédictives éventuelles. Le premier groupe de variables prédictives a été tiré de la méta-analyse de Hanson et Bussière (1996). Les variables retenues devaient présenter une corrélation moyenne d'au moins 0,10 avec la récidive sexuelle et pouvoir être cotées à l'aide de l'information généralement disponible (p. ex., antécédents criminels, rapports de police, caractéristiques démographiques). Dans les cas où l'on pouvait s'attendre à une grande corrélation entre plusieurs variables (p. ex., jamais marié/actuellement marié), seule la variable pour laquelle la corrélation était la plus élevée a été retenue. On peut voir au tableau 1 la liste initiale des variables prédictives.

Il s'agissait ensuite de créer des définitions opérationnelles pour chacune des variables prédictives. Dans Hanson et Bussière (1996), le codage des variables dépendait du codage employé dans les études originales. Ainsi, l'âge était analysé parfois comme une variable continue et parfois comme une variable dichotomique

(comportant divers seuils). Il fallait donc créer des définitions courantes pouvant être utilisées pour déterminer des seuils compréhensibles (p. ex., à quelle tranche d'âge le qualificatif « jeune » correspond-il?). Les définitions ont été créées à partir d'un examen non structuré des répartitions des variables et de leurs corrélations avec la récidive sexuelle.

**Tableau 1**

Variables prédictives choisies dans la méta-analyse de Hanson et Bussière (1996)

Variable	r moyen	taille de l'échantillon/noml d'études
Infractions sexuelles antérieures	0,19	11 294/29
Au moins une victime qui é un inconnu	0,15	465/ 4
Au moins une infraction antérieure	0,13	8 683/20
Âge (jeune)	0,13	6 969/21
Jamais marié	0,11	2 850/ 8
Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant	0,11	6 889/21
Au moins une victime du se masculin	0,11	10 294/19

Les variables étaient définies comme suit :

Infractions sexuelles antérieures. Il s'agit du nombre d'infractions sexuelles officiellement inscrit avant l'infraction répertoriée. Les infractions sexuelles déclarées par le délinquant n'étaient pas comprises, pas plus que les arrestations/condamnations liées à l'infraction répertoriée. Étant donné que les arrestations n'aboutissent pas toutes à des condamnations, le plan de codage accordait relativement plus de poids aux condamnations. Le codage s'établissait comme suit : « 0 » - aucune condamnation ni arrestation antérieure pour infractions sexuelles; « 1 »

- une condamnation antérieure ou 1-2 arrestations antérieures; « 2 » - deux ou trois condamnations antérieures ou 3 à 5 arrestations antérieures; et « 3 » - au moins quatre condamnations antérieures ou au moins six arrestations antérieures.

Par exemple, en 1990, un délinquant a été accusé sous deux chefs d'agression sexuelle, mais aucune condamnation n'a été prononcée. En 1994, ce délinquant est accusé à nouveau sous trois chefs d'agression sexuelle et est reconnu coupable sous un chef (constituant l'infraction répertoriée pour laquelle il purge actuellement une peine). On attribuerait à ce délinquant une cote de « 1 » en raison des deux accusations antérieures.

Infractions non sexuelles antérieures. Sont incluses dans cette catégorie les arrestations ou condamnations pour infractions non sexuelles antérieures (avec ou sans violence). Il peut s'agir d'infractions non sexuelles liées à l'infraction répertoriée. Le codage s'établissait comme suit : (au moins une arrestation ou condamnation = « 1 ») et (aucune arrestation ni condamnation = « 0 »). La définition de cette variable était légèrement différente de celle de la catégorie « toute infraction antérieure » codée par Hanson et Bussière (1996), qui visait tant les infractions non sexuelles antérieures que toutes les infractions antérieures (y compris les infractions sexuelles).

Au moins une victime qui était un inconnu. Un inconnu est une personne qui n'entretenait pas de relations véritables avec le délinquant avant l'infraction (elle n'était même pas une connaissance). Le codage était le suivant : (au moins une victime qui était un inconnu = « 1 ») et (aucune victime qui était un inconnu = « 0 »).

Âge. Cette variable correspond à l'âge au moment où la personne est exposée au risque (au moment de la mise en liberté dans le cas des détenus et au moment de l'évaluation pour les délinquants dans la collectivité). Pour les besoins de la présente étude, les délinquants âgés de moins de 25 ans étaient considérés comme jeunes (moins de 25 ans = « 1 ») et (25 ans ou plus = « 0 »).

Jamais marié. Cette catégorie comprend les mariages et les unions de fait (y compris entre personnes du même sexe) : (jamais marié ou dans une union de fait = « 1 ») (déjà marié ou dans une union de fait = « 0 »).

Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant. La catégorie des victimes ayant un lien de parenté avec le délinquant comprend les personnes avec lesquelles le délinquant avait des liens de consanguinité ou par alliance (enfants biologiques et enfants du conjoint, nièces, cousins et cousines, frères et soeurs, parents). Elle tient également compte des cas peu nombreux où les victimes cohabitaient avec le délinquant comme membre de la famille (p. ex., enfants placés en famille d'accueil). Le codage était comme suit : (au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant = « 1 ») (toutes les victimes parentes avec le délinquant = « 0 »).

Au moins une victime du sexe masculin. On attribuait une cote de « 1 » aux délinquants qui s'en étaient déjà pris à une personne du sexe masculin (adulte ou enfant), sinon, une cote de « 0 ».



Variable du résultat de la récidive. La variable du résultat de la récidive correspondait à toute nouvelle infraction sexuelle signalée dans les dossiers officiels (arrestations, condamnations, réincarcérations). La récidive non sexuelle avec violence était exclue étant donné que, d'après des recherches antérieures, on peut prévoir la récidive non sexuelle à partir de facteurs différents de ceux qui permettent de prévoir la récidive sexuelle (Hanson et Bussière, 1996). Les méthodes employées pour répertorier les actes de récidive variaient quelque peu selon les études; elles étaient toutefois contrôlées à l'intérieur de chaque étude étant donné que les auteurs ont utilisé les mêmes définitions et les mêmes périodes de suivi tant pour les récidivistes que pour les non-récidivistes. D'autres recherches (Hanson et Bussière, sous presse) semblent indiquer qu'on peut utiliser les mêmes variables prédictives indépendamment de la définition donnée à la récidive (p. ex., condamnation par opposition à arrestation), même si l'utilisation de critères de récidive différents peut exercer une influence considérable sur les taux de récidive généraux (Prentky, Lee, Knight et Cerce, sous presse).

Échantillons. Sept études de suivi différentes ont servi à établir l'échelle du risque, et un échantillon distinct a été utilisé à des fins de validation (voir le tableau 2). Les échantillons utilisés pour établir l'échelle ont été choisis parce qu'ils représentaient une gamme de milieux dans lesquels on évalue souvent le risque que présentent les délinquants sexuels (établissements correctionnels, programmes de traitement spécialisé, établissements psychiatriques fermés). Quant à l'échantillon de validation, il a été choisi parce qu'il présentait l'ensemble complet de variables, que le nombre de personnes était suffisant (303 personnes) et que la période de suivi était longue (16 ans). De plus, le fait que les membres de cet échantillon se trouvaient dans un milieu différent (Angleterre et pays de Galles) de celui des autres études (États-Unis et Canada) constitue une preuve solide de la possibilité de généraliser les résultats.

Étant donné que les études ont déjà été décrites dans des publications antérieures, nous nous contenterons d'en donner ci-après un bref aperçu. Les études étaient toutes basées sur un plan longitudinal comportant l'utilisation d'un certain nombre de variables pour prévoir la récidive sexuelle. La plupart des études tenaient compte de toutes les variables énumérées au tableau 1; les variables omises sont indiquées ci-après dans les descriptions de chaque échantillon.

Les études variaient en ce qui concerne les périodes de suivi, les critères de récidive et les sphères de compétence, mais ces facteurs étaient les mêmes pour les récidivistes et les non-récidivistes visés par chaque étude. Les études portaient toutes sur des groupes mixtes de délinquants sexuels, sauf l'étude de suivi de Millbrook (Hanson, Steffy et Gauthier, 1993b), qui a porté uniquement sur les agresseurs d'enfants. Tous les sujets étaient des hommes.

### Échantillons d'établissement

Étude sur la récidive de Millbrook (Hanson et coll., 1993b; voir également Hanson, Scott et Steffy, 1995; Hanson, Steffy et Gauthier, 1992; Hanson et coll.,

1993a). Les auteurs ont recueilli des renseignements en matière de récidive englobant une longue période (15-30 ans) au sujet d'agresseurs d'enfants ayant obtenu leur liberté entre 1958 et 1974 du Centre correctionnel de Millbrook, un établissement correctionnel provincial à sécurité maximale situé en Ontario. Environ la moitié des membres de l'échantillon ont suivi un court programme de traitement. Dans leur cas, on a recueilli l'information au sujet des variables prédictives dans les dossiers cliniques, tandis que pour les autres membres de l'échantillon, l'information a été extraite des dossiers correctionnels. L'information était disponible pour toutes les variables prédictives pertinentes. Elle a été codée à partir des dossiers nationaux tenus par la Gendarmerie royale du Canada (GRC).

Étude sur la récidive des délinquants sous responsabilité fédérale - Mises en liberté de 1983 et 1984 (Bonta et Hanson, 1995a; voir également Bonta et Hanson, 1995b). Cette étude portait sur les 316 délinquants sexuels faisant partie de l'échantillon de 3 180 délinquants sous responsabilité fédérale et ayant obtenu leur mise en liberté du Service correctionnel du Canada en 1983 et 1984. On a défini les délinquants sexuels comme les délinquants qui ont été mis en liberté après avoir été reconnus coupables d'une infraction d'ordre sexuel. L'information sur la récidive a été tirée en 1994 des dossiers de la GRC. Les variables prédictives disponibles étaient celles qui provenaient de dossiers correctionnels employés dans les études antérieures sur la prévision de la récidive au sein des populations carcérales générales (Hann et Harman, 1992a; 1992b). Étant donné que l'étude portait sur les délinquants en général (et non pas sur les délinquants sexuels), les seules variables prédictives disponibles étaient l'âge au moment de la mise en liberté, l'état civil, des infractions sexuelles antérieures et des infractions non sexuelles antérieures. L'échantillon a donc été utilisé pour créer la matrice des corrélations moyennes des prédicteurs, mais n'a pas servi à faire l'essai des échelles de risque résultantes.

**Tableau 2**

Caractéristiques des études

Étude	Taille de l'échantillon	Âge (années)	% Violeurs	Période de suivi moyenne en années	Taux de récidive	Critères de récidive sexuelle
<u>Échantillons d'élaboration</u>						
Millbrook (Ontario)	191	33,1	0,0	23	0,35	condamnations
Mises en liberté 1983-1984 délinquants sous responsabilité fédérale	316	30,5	ND	10	0,20	condamnations
Institut Philippe Pinel	382	36,2	29,6	4	0,15	condamnations
Alberta Hospital Edmonton	363	35,5	23,1	5	0,06	accusations
SOTEP (Californie)	1 138	37,6	27,6	5	0,12	accusations
Mises en liberté 1991-1994 délinquants sous responsabilité fédérale	241	36,8	56,0	2	0,07	accusations
Oak Ridge (Penetang)	288	30,4	50,7	10	0,35	accusations/ réincarcérations
<u>Échantillon de validation</u>						
HM Prison Service (R.-U.)	303	34,3	18,7	16	0,25	condamnations

Institut Philippe Pinel (Montréal). (Proulx, Pellerin, McKibben, Aubut et Ouimet, 1995; voir également Proulx, Pellerin, McKibben, Aubut et Ouimet, 1997; Pellerin, Proulx, Ouimet, Paradis, McKibben et Aubut, 1996). Cette étude portait sur des délinquants sexuels traités dans un établissement psychiatrique à sécurité maximale entre 1978 et 1993. L'Institut Philippe Pinel offre un traitement de longue durée (1-3 ans) aux délinquants sexuels qui y sont dirigés par le système de santé mentale et le système correctionnel. L'information au sujet des variables prédictives a été tirée des dossiers cliniques et l'information sur la récidive, des dossiers de la GRC en 1994. Tous les renseignements sur les variables prédictives étaient disponibles, sauf pour la question des victimes qui étaient des inconnus.

Alberta Hospital Edmonton - Programme Phoenix (Reddon, 1996; voir également Studer, Reddon, Roper et Estrada, 1996). Les délinquants sexuels visés faisaient partie d'un groupe de délinquants traités au programme Phoenix (Alberta Hospital, Edmonton) entre 1987 et 1994. Ce programme de traitement en clinique externe accueille surtout divers types de délinquants incarcérés dans les établissements correctionnels fédéraux. Les renseignements au sujet des variables prédictives ont été codés à partir des dossiers cliniques tandis que les renseignements sur la récidive ont été tirés en 1995 des dossiers de la GRC. L'information sur toutes les variables prédictives pertinentes étaient disponibles.

Sex Offender Treatment and Evaluation Project (SOTEP) de la Californie (Marques et Day, 1996; voir également Marques, Day, Nelson et West, 1993; Marques, Nelson, West et Day, 1994). Cette étude qui est en cours a pour objet principal d'examiner l'efficacité du traitement. L'échantillon utilisé pour l'étude actuelle comprend des délinquants sexuels assignés au hasard au groupe devant subir un traitement (n = 172), des membres d'un groupe témoin comparable qui se sont portés volontaires pour l'étude, des personnes qui ont refusé le traitement et un échantillon général de délinquants sexuels placés sous la responsabilité du système correctionnel de la Californie (échantillon total : 1 138 personnes). Les hommes ayant commis des infractions uniquement contre leurs propres enfants n'ont pas été inclus dans l'étude. Les sujets ont été admis dans cette étude entre 1985 et 1995; l'information de suivi est basée sur une recherche dans les casiers judiciaires locaux et nationaux menée en 1995. Les renseignements sur toutes les variables prédictives étaient disponibles sauf pour les infractions non sexuelles antérieures.

Mises en liberté de 1991 à 1994 de délinquants sous responsabilité fédérale (Motiuk, 1995; voir également Motiuk et Brown, 1993; Motiuk et Brown, 1996). Il s'agissait d'une étude de suivi auprès d'un groupe de délinquants sexuels ayant obtenu leur mise en liberté du Service correctionnel du Canada entre 1991 et 1994. Les délinquants inclus dans ce groupe avaient fait l'objet d'une étude en 1991 (voir Motiuk et Porporino, 1993) alors qu'ils étaient incarcérés. L'information de suivi a été codée à partir des dossiers de la GRC de 1994. L'information sur toutes les variables prédictives était disponible sauf pour le nombre d'infractions non sexuelles antérieures.

Centre de santé mentale Oak Ridge, Penetanguishene, Ontario (Penetang) (Rice et Harris, 1996; voir également Quinsey et coll., 1995; Rice et Harris, 1997; Rice, Harris et Quinsey, 1990; Rice, Quinsey et Harris, 1991). L'étude de Penetang consistait en une étude de suivi de délinquants sexuels dirigés en vue de traitement ou d'évaluation vers un centre de santé mentale à sécurité maximale entre 1972 et 1993. La plupart des délinquants ont été dirigés vers ce centre par le système de santé mentale ou les tribunaux (p. ex., dans le cadre d'un examen de l'aptitude à subir le procès), une minorité de cas provenant des systèmes correctionnels fédéral ou provinciaux. L'information de suivi était basée sur les dossiers de la GRC de même que sur les dossiers de santé mentale (p. ex., réincarcérations pour nouvelles infractions sexuelles, avec ou sans de nouvelles accusations). L'information était disponible pour toutes les variables prédictives sauf que, pour la relation avec la victime, l'information était connue uniquement pour l'infraction la plus grave.

### Échantillon de répétition

Her Majesty's Prison Service (R.-U.) (Thornton, 1997). L'étude a permis de suivre pendant 16 ans 303 délinquants sexuels ayant obtenu en 1979 leur mise en liberté du Her Majesty's Prison Service (Angleterre et pays de Galles). L'information sur la récidive a été tirée des dossiers du Home Office en 1995. Très peu de délinquants inclus dans cet échantillon auraient reçu un traitement spécialisé pour délinquants sexuels. La récidive était définie comme une nouvelle condamnation pour infraction sexuelle. L'information était disponible pour toutes les variables prédictives pertinentes sauf que la relation avec la victime était connue uniquement pour l'infraction répertoriée.

Stratégie d'analyse. L'analyse avait pour but de cerner le meilleur sous-ensemble de prédicteurs non redondants de la récidive sexuelle. Ces variables pourraient ensuite être combinées pour produire une échelle du risque facile à coter. La première étape consistait à calculer les intercorrélations des variables prédictives pour chacun des sept ensembles de données d'élaboration. Le coefficient de corrélation  $r$  a été utilisé comme mesure d'association étant donné qu'il est facile à comprendre et que les méthodes statistiques à employer pour agréger les coefficients  $r$  sont bien expliquées (Hedges et Olkin, 1985; Rosenthal, 1991). Ensuite, suivant la méthode recommandée par Becker (1996), les corrélations de chaque étude ont été combinées pour produire une matrice de corrélations moyennées. Les méthodes employées pour agréger les corrélations sont celles qui ont été préconisées par Hedges et Olkin (1985). La matrice de corrélations moyennées a été analysée au moyen de la méthode de régression par degrés. Afin de minimiser les effets négligeables, on a artificiellement ramené la taille de l'échantillon à 1 000, le  $p$  d'entrée étant fixé à 0,05. (La taille moyenne de l'échantillon par corrélation était de 2 145.) Selon ces paramètres, les variables dont les coefficients beta étaient inférieurs à 0,06 étaient considérées non significatives.

L'analyse de la matrice des corrélations moyennées présentait les avantages suivants : a) la combinaison, dans une seule analyse, de l'information provenant de toutes les études; b) la production de tailles d'échantillons suffisantes pour réduire le plus possible les fluctuations aléatoires minimales auxquelles la régression par degrés est si sensible (Pedhazur, 1982). Les statisticiens peuvent mettre en doute l'opportunité d'appliquer les méthodes de l'analyse de régression type à des matrices de corrélations moyennées étant donné que les résultats sont emboîtés dans les études et que celles-ci portent sur des échantillons de tailles différentes, ce qui suppose des écarts types différents (Hedges et Olkin, 1985). On peut aussi mettre en question l'utilisation de la régression par degrés étant donné que les résultats des analyses par degrés sont souvent instables (Pedhazur, 1982). Toutefois, dans le contexte de la présente étude, l'utilisation des analyses de régression a servi uniquement d'heuristique pour cerner un ensemble de prédicteurs pouvant être utiles à condition d'être combinés dans une échelle du risque facile à coter. L'étape la plus importante de l'analyse consistait à vérifier l'exactitude de prévision de l'échelle résultante.

Indice de l'exactitude de prévision. Deux mesures ont été utilisées pour décrire l'exactitude de prévision de l'échelle du risque : a) le coefficient de corrélation  $r$ ; et b) la zone sous la courbe ROC (receiver operating characteristic - caractéristique de fonctionnement du récepteur) (Hanley et McNeil, 1982). Les courbes ROC correspondent au tracé du nombre de récidivistes correctement identifiés, c'est-à-dire les « occurrences », par rapport aux non-récidivistes incorrectement classés, c'est-à-dire les « fausses alarmes », pour chaque valeur de l'échelle de prévision. La zone sous la courbe ROC peut varier entre 0,50 (prévision aléatoire) à 1,0 (prévision parfaite). On peut considérer la zone comme la probabilité qu'un récidiviste choisi au hasard aura une cote plus déviante qu'un non-récidiviste également choisi au hasard. L'utilisation des statistiques ROC a été recommandée comme moyen d'évaluer la validité prédictive étant donné qu'elles sont faciles à interpréter et qu'elles ne sont pas influencées par les taux de base (Mossman, 1994; Rice et Harris, 1995). Le programme ROCFIT de Metz, Shen et Wang (1989) a été utilisé pour calculer les statistiques ROC (zones et variances).

Les méthodes de McClish (1992) ont servi à comparer les zones ROC des différentes études. On a notamment calculé la zone moyenne au moyen de la formule suivante :  $\bar{A} = \sum W_i A_i / \sum W_i$ , où  $\bar{A}$  correspond à la zone moyenne,  $A_i$  à la zone de chaque étude et  $W_i = 1/\text{Var}(A_i)$ . Le test d'homogénéité pour l'ensemble des études était le suivant :  $\chi^2 = \sum W_i (A_i - \bar{A})^2$ , où le  $\chi^2$  résultant est vérifié au moyen des degrés de liberté équivalant au nombre total d'échantillons moins un.

## Résultats

La première étape de l'analyse consistait à générer une matrice de corrélations moyennées (voir le tableau 3). La taille des échantillons varie quelque peu pour chaque corrélation en raison d'omissions dans les données (gamme allant de 628 à

2 880, la moyenne étant de 2 145). Pour la plupart des corrélations moyennées (68 %), il n'y avait pas de variabilité significative entre les études. Étant donné les tailles considérables des échantillons, toutes les corrélations supérieures à |0,04| étaient statistiquement significatives ( $p < 0,05$ , test bilatéral).

Il y avait une corrélation significative entre chacune des variables prédictives et la récidive sexuelle. Toutefois, un grand nombre d'effets étaient plutôt minimes. Les prédicteurs les plus solides étaient les antécédents d'infractions sexuelles ( $r = 0,20$ ) et la présence de victimes sans lien de parenté avec le délinquant (0,14). Le prédicteur le plus faible était les antécédents d'infractions non sexuelles ( $r = 0,06$ ,  $p < 0,05$ ). En ce qui concerne les autres prédicteurs (âge, état civil, victimes qui étaient des inconnus, victimes du sexe masculin), les corrélations se situaient entre 0,10 et 0,12. L'ampleur des corrélations ressemblait fort à celle que nous avons déjà constatée (voir le tableau 1).

La corrélation entre les variables prédictives tendait à ne pas être très grande (entre 0,10 à 0,20), les exceptions étant des corrélations relativement élevées entre le fait de s'en être pris à des inconnus et la présence de victimes sans lien de parenté avec le délinquant ( $r = 0,49$ ), le fait d'avoir fait des victimes parmi les membres de sa parenté et l'état de personne mariée ( $r = 0,32$ ) et la jeunesse et le fait d'être célibataire ( $r = 0,28$ ). On pouvait s'attendre à ces corrélations étant donné que les victimes ayant des liens de parenté avec le délinquant tendent à être des enfants et que les victimes qui sont des inconnus peuvent aussi être considérées comme des victimes sans lien de parenté avec le délinquant.

Bien que cela ne constitue pas le point central de l'étude, la matrice des corrélations peut aussi être utilisée pour faire certaines déductions au sujet des tendances constatées chez les criminels. Ainsi, les délinquants qui s'en sont pris à des inconnus tendaient à être célibataires ( $r = 0,18$ ), à s'en prendre à des femmes ( $r = -0,11$ ) et à avoir déjà commis des infractions sexuelles (0,14) et non sexuelles (0,13). Nous laissons aux lecteurs intéressés le soin de développer ces tendances.

**Tableau 3**Intercorrélation moyenne des variables prédictives

Variables	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.
1. Âge								
2. Célibataire	0,2	-						
3. Infractions sexuelles antérieures	-0,1	0,05	.					
4. Infractions non sexuelles antérieures	-0,0	0,04	0,1	.				
5. Victimes sans lien de parenté avec le délinquant	0,0	0,32	0,1	0,1	-			
6. Victimes qui sont des inconnus	0,0	0,18	0,1	0,1	0,4	.		
7. Victimes du sexe masculin	-0,0	0,16	0,1	-0,1	0,0	-0,1	.	
8. Récidive sexuelle	0,1	0,12	0,2	0,0	0,1	0,1	0,1	-

Nota : La taille moyenne des échantillons était de 2 145 personnes. Toutes les corrélations d'au moins 0,05 sont statistiquement significatives.

L'utilisation de la régression par degrés ( $n = 1\ 000$ ;  $p < 0,05$  pour l'inclusion;  $p > 0,10$  pour l'exclusion) comme moyen de prévoir la récidive sexuelle a permis de retenir quatre variables : les infractions sexuelles antérieures ( $\beta = 0,19$ ), l'âge du délinquant inférieur à 25 ans ( $\beta = 0,12$ ), une victime du sexe masculin ( $\beta = 0,09$ ) et une victime sans lien de parenté avec le délinquant ( $\beta = 0,09$ ). Les autres variables (une victime qui était un inconnu, l'état civil du délinquant, les infractions non sexuelles antérieures) ne contribuaient pas de manière significative à l'équation de prévision une fois les quatre premières variables entrées. La corrélation multiple pour l'équation à quatre variables était de 0,27. La prise en compte des sept variables portait la corrélation multiple à seulement 0,28.



Les résultats de l'analyse de régression ont permis de construire une échelle actuarielle sommaire du risque simplement par l'addition des quatre meilleures variables prédictives (voir le tableau 4). Cette échelle a été désignée du nom de « Évaluation rapide du risque de récidive sexuelle » ou ERRRS. Un point a été attribué pour chacune des caractéristiques suivantes : le fait d'être âgé de moins de 25 ans, une victime sans lien de parenté avec le délinquant et une victime du sexe masculin. En accord avec les résultats de l'analyse de régression, on a accordé plus de poids aux antécédents d'infractions sexuelles par rapport aux autres variables. Le sujet pouvait donc se voir attribuer trois points additionnels selon le nombre de ses infractions sexuelles antérieures. L'échelle pouvait aller de « 0 » (délinquants âgés de plus de 25 ans ayant commis leur premier inceste) à « 6 » (pédophiles qui s'en sont pris à des garçons avec lesquels ils n'avaient pas de lien de parenté, ayant au moins quatre condamnations antérieures et mis en liberté avant l'âge de 25 ans). La cote de 6 était théoriquement possible, mais aucun délinquant n'a été placé dans la catégorie de risque la plus élevée. Les règles de cotation détaillées sont présentées à l'annexe I.

L'étape suivante dans les analyses consistait à examiner l'exactitude de prévision de l'échelle du risque pour chacun des échantillons d'élaboration et de validation.

Comme on peut le voir au tableau 5, l'ERRRS présentait un degré modéré d'exactitude de prévision pour tous les échantillons. Dans les échantillons d'élaboration, les corrélations avec la récidive sexuelle allaient de 0,19 à 0,30, la moyenne s'établissant à 0,27. La variabilité dans les corrélations entre les études n'était pas plus grande que celle qu'on pourrait attribuer au hasard ( $\chi^2 [5] = 3,88, p > 0,30$ ). De même, la zone moyenne sous la courbe de ROC révélait une exactitude de prévision modérée (0,71) et l'absence de variabilité significative entre les études ( $\chi^2 [5] = 7,75, p > 0,10$ ). L'exactitude de prévision de l'ERRRS pour l'échantillon de validation indépendant (HM Prison) ne différait pas de manière significative de celle constatée dans les échantillons d'élaboration ( $r = 0,25$ ; Z comparatif = 0,24,  $p > 0,70$ ; zone ROC = 0,67; Z comparatif = 1,04,  $p > 0,25$ ). Les résultats de tous les échantillons ont donc été combinés pour produire une corrélation moyenne de 0,27 ( $n = 2\ 592$ ) et une zone moyenne sous la courbe ROC de 0,71 (ET = 0,015).

Une question importante est celle de la mesure dans laquelle on peut utiliser l'échelle du risque pour estimer les taux de récidive globaux pour les différentes catégories de risque. Ces estimations sont difficiles à faire, étant donné que les taux de récidive dépendent de la période de suivi ainsi que des pratiques locales en matière de justice pénale (p. ex., vigilance de la police, disposition des victimes à signaler les crimes). Néanmoins, une estimation approximative des taux de récidive estimatifs est présentée au tableau 6. On a tout d'abord calculé les taux de récidive en faisant tout simplement la somme des résultats obtenus dans les différentes études (colonne 1). L'inconvénient est toutefois que les périodes de suivi n'étaient pas les mêmes pour toutes les études (elles allaient en effet de 2,4 à 23 ans, la moyenne

étant de 9,3 ans). Les deux colonnes suivantes du tableau 6 présentent donc des estimations des taux de récidive en supposant des périodes de suivi standard de cinq et de 10 ans.

#### Tableau 4

##### Évaluation rapide du risque de récidive sexuelle (ERRRS)

---

Infractions sexuelles antérieures (ne comprenant pas les infractions répertoriées)

aucune	0
1 condamnation; 1-2 accusations	1
2-3 condamnations; 3-5 accusations	2
4 condamnations ou plus; 6 accusations ou plus	3

Âge à la mise en liberté (âge actuel)

plus de 25 ans	0
moins de 25 ans	1

Sexe des victimes

femmes seulement	0
au moins un homme	1

Relation avec la victime

lien de parenté	0
aucun de lien de parenté	1

---

Afin d'uniformiser les taux pour toutes les études, il fallait poser certaines hypothèses au sujet des taux de récidive. En nous basant sur des études de suivi à long terme qui ont été effectuées précédemment (p. ex., Hanson et coll., 1993; Rice et Harris, 1997), nous avons supposé que le taux de récidive était à son plus élevé durant les cinq premières années et qu'il diminuait ensuite (de moitié environ) sur une période maximale de 15 ans après la mise en liberté. Le risque de récidive plus de 15 ans après la mise en liberté était considéré comme négligeable. Nous avons également supposé que le ratio des taux de récidive pour les différents niveaux de risque serait à peu près constant dans le temps (il s'agit de l'hypothèse des hasards proportionnels).

Le rajustement a donc été basé sur la formule simple suivante :

Taux de récidive total =

Années du TRA\* (pour les années 1 à 5) + (la moitié) années du TRA\* (pour les années 6 à 15),

où TRA correspond au taux de récidive annuel estimatif pour les années 1 à 5. Après avoir estimé le taux de récidive annuel moyen dans chaque étude, nous avons calculé les taux de récidive pendant 5 ans et pendant 10 ans pour chaque niveau de l'échelle du risque. Nous avons ensuite calculé la moyenne des estimations pour chaque échantillon. Cette manière de procéder a pour effet d'augmenter les taux de récidive dans le cas des études portant sur de courtes périodes de suivi et de les diminuer dans le cas des études portant sur de longues périodes de suivi.

## Tableau 5

### Validité de l'ERRRS comme moyen de prévoir la récidive sexuelle

<u>Échantillon</u>	<u>r</u>	<u>Zone ROC</u>	<u>Taille de l'échantil</u>
<u>Échantillons d'élaboration</u>			
Millbrook	0,22	0,64	99
Institut Philippe Pinel	0,27	0,73	340
Alberta Hospital Edmonton	0,25	0,77	355
SOTEP (Californie)	0,30	0,74	1 091
Mises en liberté 1991-1994 d'établissements fédéraux canadiens	0,19	0,68	241
Oak Ridge (Penetang)	0,21	0,62	153
<u>Échantillon de validation</u>			
HM Prison Service (R.-U.)	0,25	0,67	303
Total	0,27	0,71	2 592

Pour vérifier l'exactitude de cette méthode d'estimation, nous avons comparé les taux estimatifs aux taux de récidive annuels observés dans un des ensembles de données à long terme qui fournissaient les taux de survie (Hanson et al., 1993). Nous avons constaté une corrélation de 0,99 entre les taux estimatifs et les valeurs observées (corrélation interclasse de 0,95 obtenue au moyen de l'équation ICC[A,1]

de McGraw et Wong, 1996), ce qui contribue à appuyer la validité de la méthode d'estimation.

### Tableau 6

#### Taux de récidive estimatifs pour chacune des cotes sur l'échelle du risque

Cote sur l'échelle d'ERRRS	Taille de l'échantillon	Taux de récidive (%)		
		Taux non rajusté	taux rajustés	
			5 ans	10 ans
0	527	5,3	4,4	6,5
1	806	8,8	7,6	11,2
2	742	16,2	14,2	21,1
3	326	26,7	24,8	36,9
4	139	36,7	32,7	48,6
5	52	53,8	49,8	73,1
total	2 592	14,9	13,2	19,5

Chaque augmentation de valeur sur l'échelle du risque correspondait à une augmentation ordonnée du taux de récidive sexuelle. Les taux étaient inférieurs à 7 % dans la catégorie la plus faible et dépassaient 50 % dans les catégories de risque les plus élevées. D'après cette échelle, la plupart des délinquants sexuels présenteraient un risque allant de modéré à faible (80 % des membres de l'échantillon présenteraient un taux de récidive sexuelle après cinq ans inférieur à 15 %). Les résultats semblent également indiquer qu'il est possible de cerner un petit sous-groupe de délinquants sexuels (2 % à 8 %) qui présentent à long terme un risque considérable de récidive sexuelle.

### Discussion

Les taux de récidive sexuelle et les variables prédictives révélés par cette étude étaient fort semblables à ceux qui ont pu être observés dans d'autres études

sur la récidive. Dans cette étude, nous avons obtenu un taux de récidive sexuelle estimatif pour 5 ans de 13,2 % (n = 2 592), soit très près du taux estimatif de 13,4 % (n = 23 393) produit par la méta-analyse de Hanson et Bussière (1996). Toutefois, tous les taux officiels de récidive sexuelle doivent être considérés comme des sous-estimations étant donné que de nombreuses infractions d'ordre sexuel ne sont jamais signalées (Bonta et Hanson, 1994). Comme l'ont révélé les autres études, les infractions sexuelles antérieures constituaient un prédicteur modéré de la récidive ( $r = 0,20$ ); il y avait des corrélations faibles mais statistiquement significatives entre toutes les autres variables et la récidive (c.-à-d., victimes sans lien de parenté avec le délinquant, victimes qui étaient des inconnus, délinquant célibataire, délinquant jeune, victimes du sexe masculin et infractions non sexuelles antérieures).

Toutefois, les variables prédictives n'ont pas toutes contribué une information nouvelle. Lorsque nous avons combiné statistiquement les variables pour prévoir la récidive (régression par degrés), nous avons constaté que quatre variables expliquaient une variance particulière : une infraction sexuelle antérieure, l'âge (la jeunesse), l'existence de victimes sans lien de parenté avec le délinquant et le fait de s'en être pris à de jeunes garçons. Il s'agit des variables qu'on a à plusieurs reprises considérées comme des facteurs importants pour évaluer le risque chez les délinquants sexuels (Quinsey et coll., 1995; Radzinowicz, 1957). Même si une variable ne contribuait pas à l'équation de régression, cela ne signifie pas qu'elle était sans importance. Ainsi, l'existence de victimes qui étaient des inconnus contribuait de manière significative à l'équation de régression si l'on excluait les victimes sans lien de parenté avec le délinquant; toutefois, en raison de la corrélation étroite entre l'existence de victimes qui étaient des inconnus et l'existence de victimes sans lien de parenté avec le délinquant, une seule de ces variables présentait une variance unique.

Une échelle du risque basée sur les quatre meilleures variables prédictives présentait une exactitude de prévision modérée pour les échantillons d'élaboration et de répétition. L'exactitude de prévision variait quelque peu selon les échantillons, mais le degré de variabilité entre les études n'était pas supérieur à celui qu'on pourrait attribuer au hasard. L'absence d'une variabilité statistiquement significative ne signifie pas nécessairement qu'il n'y avait pas de différence véritable entre les échantillons (Schmidt, 1996) : il se peut en effet que l'échelle produise de meilleurs résultats dans certains milieux que dans d'autres. Cette variabilité n'est pas inattendue, étant donné les différences entre les pratiques locales de justice pénale ou les différences mineures dans le codage des variables prédictives et des mesures de la récidive. Toutefois, le degré de variabilité constaté était minime, et il n'y avait pas de facteurs évidents pouvant expliquer les différences entre études (p. ex., choix comme milieu d'un établissement de santé mentale plutôt que d'un établissement correctionnel, durée de la période de suivi, réalisation de l'étude au Canada plutôt qu'aux États-Unis).

Nous avons constaté une corrélation moyenne de 0,27 entre l'échelle sommaire (ERRRS) et la récidive sexuelle, soit une corrélation sensiblement plus

élevée que celle du meilleur prédicteur (c.-à-d., infractions sexuelles antérieures,  $r = 0,20$ ). Le degré d'exactitude de prévision révélé par cette étude semble indiquer qu'il est possible de cerner un groupe nombreux de délinquants dont le risque de récidive est relativement faible, c.-à-d., de moins de 15 % sur 10 ans, ainsi qu'un petit groupe de délinquants sexuels dont le risque de récidive à long terme est supérieur à 50 %. Cette exactitude de prévision est équivalente ou supérieure à celle d'échelles plus élaborées, comme le VRAG (Rice et Harris, 1997) ou le plan d'évaluation du risque du Minnesota (Epperson et coll., 1995). L'échelle d'évaluation du risque inédite du HM Prison Service aurait une exactitude de prévision un peu supérieure à celle de l'ERRRS pour l'échantillon de délinquants d'Angleterre et du pays de Galles (0,33 contre 0,27; D. Thornton, communication personnelle, 11 mars 1997), mais l'on n'a pas encore examiné l'applicabilité de cette échelle à d'autres milieux.

D'après la présente étude, les antécédents criminels non sexuels ne contribueraient guère à la récidive sexuelle. La corrélation d'ordre zéro n'était que de 0,06 et ne présentait pas une variance unique pour l'équation de régression. Ces constatations contrastent avec les conclusions antérieures de Hanson et Bussière (1996) selon lesquelles il est possible de prévoir la récidive sexuelle au moyen d'un certain nombre de variables liées au comportement antisocial en général (personnalité antisociale, ensemble des infractions antérieures). La différence pourrait être attribuable à l'utilisation de méthodes de codage différentes. Dans certaines études antérieures, des preuves de déviance sexuelle peuvent avoir contribué à des évaluations de criminalité générale, qui ont pu gonfler artificiellement la relation entre la criminalité générale et la récidive sexuelle. Par contre, il se peut que des aspects de la criminalité générale contribuent effectivement à la récidive sexuelle, mais le plan de codage simple employé pour cette étude n'a pas permis de saisir ces aspects (c.-à-d., absence ou présence d'une infraction non sexuelle antérieure). Il se pourrait, par exemple, que seuls les délinquants ayant commis beaucoup d'infractions non sexuelles présentent un risque accru de récidive sexuelle. Ou encore, le risque accru pourrait être lié à la comorbidité de la déviance sexuelle et d'un mode de vie antisocial ou de la psychopathie (voir Rice et Harris, 1997). Ces hypothèses devront faire l'objet d'études empiriques.

L'application des mêmes facteurs à différents sous-groupes de délinquants sexuels pourrait également faire l'objet de recherches futures. Il se pourrait, par exemple, que l'âge constitue un facteur de risque plus important pour les violeurs que pour les agresseurs d'enfants. De même, l'existence de victimes du sexe masculin serait peut-être un facteur de risque plus pertinent pour les agresseurs d'enfants que pour les violeurs. Néanmoins, l'uniformité des résultats dans les différents échantillons semble indiquer qu'un grand nombre des mêmes facteurs s'appliquent aux différents groupes de délinquants sexuels.

### Conséquences en ce qui concerne l'évaluation appliquée du risque

Pour la plupart des dimensions du comportement humain, les prévisions actuarielles se sont révélées aussi plus justes, voire même plus justes, que les

prévisions basées sur un jugement clinique ou une opinion de spécialiste non guidée (Grove et Meehl, 1996). Il est peu probable que la prévision de la récidive sexuelle fasse exception à cette règle. Hanson et Bussière (1996) ont constaté que l'exactitude moyenne des prévisions de la récidive sexuelle basées sur des évaluations cliniques atteignait un taux peu impressionnant de  $r = 0,10$  (10 études de suivi différentes,  $n = 1\ 453$ ). L'échelle sommaire d'évaluation du risque présentée dans cette étude représente une amélioration marquée par rapport au jugement clinique non guidé typique, bien qu'il ne soit pas conseillé de l'utiliser à l'exclusion de tout autre outil.

L'utilisation exclusive d'échelles actuarielles d'évaluation du risque ne peut être justifiée que lorsque l'échelle fait entrer en ligne de compte un nombre suffisant de variables prédictives pertinentes. L'échelle d'ERRRS ne se veut pas une évaluation exhaustive de tous les facteurs utiles pour prévoir la récidive sexuelle. Elle devrait plutôt servir uniquement à classer les délinquants selon différents niveaux de risque relatif. On pourrait rajuster ces niveaux de risque en tenant compte d'autres données pertinentes comme les préférences sexuelles déviantes et la conformité avec le traitement (Hanson et Bussière, sous presse).

Étant donné le faible taux d'exactitude de l'évaluation clinique, les évaluateurs prudents devront veiller à ne pas affaiblir les prévisions actuarielles en tenant compte de renseignements superflus. Un grand nombre des facteurs de risque cliniques « types », comme le déni ou le fait d'avoir été victime de violence sexuelle dans l'enfance, ne sont pas apparus comme des variables prédictives de la récidive sexuelle (Hanson et Bussière, 1996). Même dans le cas des facteurs de risque les plus étudiés, il faut encore prouver empiriquement leur variance unique. Il existe néanmoins suffisamment de recherche sur la récidive pour laisser entendre que les évaluations appliquées du risque doivent faire entrer en ligne de compte plus d'éléments que les quatre facteurs de base inclus dans l'échelle d'ERRRS.

La lacune évidente de cette échelle est certes le fait qu'elle ne fait pas entrer directement en ligne de compte les préférences sexuelles déviantes. D'après la méta-analyse de Hanson et Bussière (1996), les préférences sexuelles déviantes figurent parmi les prédicteurs de récidive les plus sûrs. Dans le cas des délinquants ayant de longs antécédents de délinquance sexuelle, il est peu probable que des évaluations spécialisées des préférences sexuelles déviantes ajoutent beaucoup d'information nouvelle; il est toutefois possible que des évaluations spécialisées des préférences sexuelles se révèlent utiles dans le cas des délinquants dont les tendances en matière d'infractions criminelles ne sont pas clairement établies.

La mesure dans laquelle les délinquants sont disposés à coopérer en ce qui concerne le traitement et la surveillance communautaire est un autre aspect qui n'a pas été exploré. Les délinquants qui n'achèvent pas leur programme de traitement présentent un risque de récidive plus élevé que ceux qui l'achèvent (Hanson et Bussière, sous presse), et il semblerait que les délinquants qui refusent de coopérer avec leur programme de surveillance communautaire présentent également un risque

accru (Hanson et Harris, 1997). Il reste à voir si ces facteurs présentent une variance unique en ce qui a trait à l'évaluation du risque.

## **Conclusion**

L'échelle actuarielle sommaire d'évaluation du risque qui a été établie pour la présente étude a permis de prévoir la récidive sexuelle de manière assez exacte pour que son utilisation soit justifiée comme mesure de filtrage. Elle est facile à coder à partir des dossiers administratifs et pourrait être très utile dans les milieux où il faut faire une évaluation périodique du niveau de risque des délinquants sexuels. Bien que son exactitude de prévision soit égale voire supérieure à celle d'autres outils disponibles, l'échelle ne permet pas de faire une évaluation exhaustive et ne devrait pas être utilisée à l'exclusion de tout autre outil. La prise en compte d'autres variables (comme des mesures de la déviance sexuelle) pourrait sans doute aussi aboutir à l'élaboration de mesures actuarielles d'évaluation du risque supérieures à celle qui est proposée dans cette étude. Néanmoins, les résultats actuels semblent indiquer qu'on peut fort utilement prévoir la récidive sexuelle en tenant compte d'un nombre restreint de variables simples.



## **Note de l'auteur**

Je tiens à remercier David Day, Janice Marques, Larry Motiuk, Shelley Brown, Jean Proulx, John Reddon, Marnie Rice, Grant Harris et David Thornton d'avoir fourni les données qui ont servi au présent rapport et d'avoir fait des commentaires sur les versions antérieures. Je suis également reconnaissant à Jim Bonta, à Andrew Harris et à tous les employés du ministère du Solliciteur général du Canada, sans le concours desquels cette recherche n'aurait pu avoir lieu.

Pour obtenir des renseignements supplémentaires :

R.K. Hanson, Ph.D.  
Agent principal de recherche  
Direction générale des affaires correctionnelles  
11<sup>e</sup> étage, 340 av. Laurier Ouest  
Ottawa (Ontario)  
K1A 0P8

Tél. : (613) 991-2840  
Télec. : (613) 990-8295

C. élec. : [hansonk@sgc.gc.ca](mailto:hansonk@sgc.gc.ca)

## Bibliographie

- Abel, G. G., Mittelman, M., Becker, J. V., Rathner, J., et Rouleau, J. (1988). Predicting child molesters' response to treatment. In R. A. Prentky & V. L. Quinsey (Eds.), Human sexual aggression: Current perspectives (pp. 223-234). New York: New York Academy of Science.
- Andrews, D. A., et Bonta, J. (1994). The psychology of criminal conduct. Cincinnati, OH: Anderson.
- Andrews, D. A., et Bonta, J. (1995). LSI-R: Inventaire du niveau de service - révisé. Toronto, Ontario: Multi-Health Systems, Inc.
- Baird, C. S. (1981). Probation and parole classification: The Wisconsin model. Corrections Today, 43, 36-41.
- Barbaree, H. E., et Marshall, W. L. (1988). Deviant sexual arousal, offense history and demographic variables as predictors of reoffense among child molesters. Behavioral Sciences and the Law, 6, 267-280.
- Becker, G. (1996). The meta-analysis of factor analysis: An illustration based on the cumulation of correlation matrices. Psychological Methods, 1, 341-353.
- Bonta, J., et Hanson, R. K. (1994). L'évaluation du risque de violence : mesure, incidence et stratégies de changement. (Rapport pour spécialistes n° 1994-09). Ottawa, Canada : Ministère du Solliciteur général du Canada.
- Bonta, J., et Hanson, R. K. (1995a). [10-year recidivism of Canadian federal offenders]. Données brutes non publiées.
- Bonta, J., et Hanson, R. K. (1995b, août). La récidive violente chez les hommes libérés de prison. Communication présentée à l'occasion du 103<sup>e</sup> congrès annuel de l'American Psychological Association : New York.
- Bonta, J., Harman, W. G., Hann, R. G., et Cormier, R. B. (1996). The prediction of recidivism among federally sentenced offenders: A re-validation of the SIR scale. Canadian Journal of Criminology, 38, 61-79.
- Borum, R. (1996). Improving the clinical practice of violence risk assessment: Technology, guidelines, and training. American Psychologist, 51, 945-956.

Epperson, D. L., Kaul, J. D., Huot, S. J. (1995, octobre). Predicting risk for recidivism for incarcerated sex offenders: Updated development on the Sex Offender Screening Tool (SOST). Présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, Nouvelle-Orléans, LA.

Gendreau, P., Little, T., et Goggin, C. (1996). A meta-analysis of the predictors of adult offender recidivism: What works! Criminology, 34, 575-607.

Grove, W. M., et Meehl, P. E. (1996). Comparative efficiency of informal (subjective, impressionistic) and formal (mechanical, algorithmic) prediction procedures: The clinical-statistical controversy. Psychology, Public Policy, and Law, 2, 293-323.

Hanley, J. A., et McNeil, B. J. (1982). The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) Curve. Radiology, 143, 29-36.

Hann, R. G., et Harman, W. G. (1992a). Prévision du risque général de récidive lié à la mise en liberté des détenus des pénitenciers canadiens. Rapport pour spécialistes n° 1992-07. Ottawa : Ministère du Solliciteur général du Canada.

Hann, R. G., et Harman, W. G. (1992b). Prévision du risque de violence chez les détenus des pénitenciers. Rapport pour spécialistes n° 1992-08. Ottawa : Ministère du Solliciteur général du Canada.

Hanson, R. K., et Bussière, M. T. (1996). Les prédicteurs de la récidive chez les délinquants sexuels : une méta-analyse. Rapport pour spécialistes n° 1996-04. Ottawa : Ministère du Solliciteur général du Canada.

Hanson, R. K., et Bussière, M. T. (sous presse). Predicting relapse: A meta-analysis of sexual offender recidivism studies. Journal of Consulting and Clinical Psychology.

Hanson, R. K., et Harris, A. J. R. (1997, juin). Predicting sexual offender recidivism in the community: Acute risk predictors. In A. J. R. Harris (président), Keeping risky men out of trouble: Ongoing research on sex offenders. Symposium à la conférence annuelle de la Société canadienne de psychologie, Toronto.

Hanson, R. K., Scott, H., et Steffy, R. A. (1995). A comparison of child molesters and non-sexual criminals: Risk predictors and long-term recidivism. Journal of Research in Crime and Delinquency, 32(3), 325-337.

Hanson, R. K., Steffy, R. A., et Gauthier, R. (1992). Suivi des délinquants sexuels : suivi à long terme des agresseurs d'enfants, prédicteurs de risque et résultats du traitement. (Rapport pour spécialistes n° 1992-02.) Ottawa : Direction des affaires correctionnelles, Secrétariat du Solliciteur général du Canada.

Hanson, R. K., Steffy, R. A., et Gauthier, R. (1993a). Long-term recidivism of child molesters. Journal of Consulting and Clinical Psychology, 61, 646-652.

Hanson, R. K., Steffy, R. A., et Gauthier, R. (1993b). [Long-term recidivism of child molesters]. Données brutes non publiées.

Hedges, L. V., et Olkin, I. (1985). Statistical methods for meta-analysis. New York: Academic Press.

Marques, J. K., et Day, D. M. (1996). [SOTEP follow-up data for 1995]. Données brutes non publiées.

Marques, J. K., Day, D. M., Nelson, C., et West, M. A. (1993). Effects of cognitive-behavioral treatment on sex offenders' recidivism: Preliminary results of a longitudinal study. Criminal Justice and Behavior, 21, 28-54.

Marques, J. K., Nelson, C., West, M. A., et Day, D. M. (1994). The relationship between treatment goals and recidivism among child molesters. Behaviour Research and Therapy, 32, 577-588.

McClish, D. K. (1992). Combining and comparing area estimates across studies or strata. Medical Decision Making, 12, 274-279.

McGraw, K. O., et Wong, S. P. (1996). Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. Psychological Methods, 1, 30-46.

Metz, C. E., Shen, J., et Wang, R. (1989). ROCFIT [Computer software]. Chicago: Authors.

Mossman, D. (1994). Assessing predictions of violence: Being accurate about accuracy. Journal of Consulting and Clinical Psychology, 62, 783-792.

Motiuk, L. L. (1995). [Sex offender recidivism information for case load and new releases: March, 1991 to July, 1994]. Données non publiées.

Motiuk, L. L., et Brown, S. L. (1993). Temps de survie jusqu'à la suspension de leur libération conditionnelle. (Rapport de recherche n° R-31). Ottawa, Canada : Service correctionnel du Canada.

Motiuk, L. L., et Brown, S. L. (1996). Facteurs liés à la récidive chez les délinquants sexuels sous responsabilité fédérale en liberté sous condition. (Rapport de recherche n° R-49). Ottawa, Canada : Service correctionnel du Canada.

Motiuk, L. L., et Porporino, F. J. (1993). Examen des antécédents des délinquants sexuels dans le système correctionnel fédéral. (Rapport de recherche no R-30). Ottawa, Canada : Service correctionnel du Canada.

- Pedhazur, E. J. (1982). Multiple regression in behavioral research (2nd. ed.). New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Pellerin, B., Proulx, J., Ouimet, M., Paradis, Y., McKibben, A., et Aubut, J. (1996). Étude de la récidive post-traitement chez des agresseurs sexuels judiciairisés. Criminologie, *29*, 85-108.
- Prentky, R. A., Knight, R. A., et Lee, A. F. S. (1997). Risk factors associated with recidivism among extrafamilial child molesters. Journal of Consulting and Clinical Psychology, *65*, 141-149.
- Prentky, R. A., Lee, A. F. S., Knight, R. A., et Cerce, D. (in press). Recidivism rates among child molesters and rapists: A methodological analysis. Law and Human Behavior.
- Proulx, J., Pellerin, B., McKibben, A., Aubut, J., et Ouimet, M. (1997). Static and dynamic predictors of recidivism in sexual offenders. Sexual Abuse, *9*, 7-28.
- Proulx, J., Pellerin, B., McKibben, A., Aubut, J., et Ouimet, M. (1995). [Static and dynamic predictors of recidivism in sexual aggressors]. Données brutes non publiées.
- Quinsey, V. L., Rice, M. E., et Harris, G. T. (1995). Actuarial prediction of sexual recidivism. Journal of Interpersonal Violence, *10*(1), 85-105.
- Radzinowicz, L. (1957). Sexual offenses. London: MacMillan.
- Reddon, J. R. (1996). [Phoenix Program for Sex Offender Treatment: An evaluation update with recidivism data obtained in September, 1995]. Données brutes non publiées.
- Rice, M. E., et Harris, G. T. (1995). Violent recidivism: Assessing predictive validity. Journal of Consulting and Clinical Psychology, *63*, 737-748.
- Rice, M. E., et Harris, G. T. (1996). [Recidivism information on 288 sexual offenders released from the Oakridge Mental Health Centre, Penetanguishene, Ontario]. Ensemble de données non publiées.
- Rice, M. E., et Harris, G. T. (1997). Cross-validation and extension of the Violence Risk Appraisal Guide for child molesters and rapists. Law and Human Behavior, *21*, 231-241.
- Rice, M. E., Harris, G. T., et Quinsey, V. L. (1990). A follow-up of rapists assessed in a maximum-security psychiatric facility. Journal of Interpersonal Violence, *5*(4), 435-448.
- Rice, M. E., Quinsey, V. L., et Harris, G. T. (1991). Sexual recidivism among child molesters released from a maximum security institution. Journal of Consulting and Clinical Psychology, *59*, 381-386.

Rosenthal, R. (1991). Meta-analytic procedures for social research. Newbury Park, CA: Sage.

Schmidt, F. L. (1996). Statistical significance testing and cumulative knowledge in psychology: Implications for training of researchers. Psychological Methods, *1*, 115-129.

Smith, W. R., & Monastersky, C. (1986). Assessing juvenile sexual offenders' risk for reoffending. Criminal Justice and Behavior, *13*, 115-140.

Studer, L. H., Reddon, J. R., Roper, V., et Estrada, L. (1996). Phoenix: An inpatient treatment program for sex offenders. Journal of Offender Rehabilitation, *23*, 91-97.

Thornton, D. (1997). [A 16 year follow-up of 538 sexual offenders released in 1979 from HM Prison Service]. Données brutes non publiées.

Webster, C. D., Harris, G. T., Rice, M. E., Cormier, C., et Quinsey, V. L. (1994). The violence predictions scheme. Toronto, Ontario: Centre for Criminology, University of Toronto.

## Annexe I

### Règles de codage de l'échelle d'ERRRS

L'établissement de l'échelle d'ERRRS a été basée sur les règles de codage suivantes. L'échelle n'est censée être administrée qu'aux hommes reconnus coupables d'au moins une infraction de nature sexuelle. Il n'est pas recommandé de l'administrer aux adolescents (personnes âgées de moins de 18 ans) ou aux délinquantes. L'échelle comporte quatre éléments : infractions sexuelles antérieures, âge au moment de la mise en liberté, sexe de la victime et liens avec la victime. Pour coder les éléments qui se rapportent à la victime, il faut tenir compte de toute l'information disponible (p. ex., dossiers officiels, notes sur le cas, déclaration du délinquant). Les éléments relatifs aux infractions sexuelles antérieures doivent toutefois être codés uniquement en fonction des arrestations et des condamnations officielles.

Infractions sexuelles antérieures. Il s'agit des arrestations et des condamnations officielles pour infraction sexuelle. Il ne faut inclure que les arrestations/condamnations antérieures à l'infraction répertoriée. Il s'agit essentiellement de déterminer si le délinquant a déjà été arrêté ou condamné pour infraction sexuelle et a ensuite poursuivi ses activités criminelles. Il ne faut pas compter l'infraction ou les infractions répertoriées, même si les infractions et les victimes sont nombreuses et même si les infractions ont été commises sur une longue période. Toutefois, si après avoir été reconnu coupable de l'infraction répertoriée le délinquant est arrêté ou condamné pour des infractions commises avant l'infraction répertoriée, il faut compter ces infractions.

Par infraction sexuelle, on entend toutes les infractions de nature explicitement sexuelle, comme l'agression sexuelle, l'inceste ou les infractions liées à la prostitution, de même que les arrestations/condamnations de nature non sexuelle pour motif d'inconduite sexuelle comme l'incitation à la délinquance juvénile (agression d'enfant), l'intrusion de nuit (voyeurisme) et les voies de fait simples (plaidoyer accepté à la place de celui d'agression sexuelle).

Les arrestations et les condamnations sont notées séparément. Une condamnation correspond à une arrestation à moins d'indication explicite de l'existence d'accusations multiples aboutissant à la condamnation. Si, par suite d'un marchandage d'aveu, l'infraction dont la personne est reconnue coupable ne correspond pas à celle pour laquelle elle a été arrêtée (p. ex., voies de fait plutôt qu'agression sexuelle), le chef d'accusation et l'infraction dont le délinquant est reconnu coupable sont considérés comme étant d'ordre sexuel. Tant pour les arrestations que pour les condamnations, il faut coder les différents chefs (p. ex., une condamnation sous trois chefs d'agression sexuelle correspondrait à trois condamnations antérieures).

Il faut coter l'échelle d'ERRRS en fonction du nombre d'accusations ou du nombre de condamnations en utilisant le nombre qui révèle le niveau de risque le plus élevé. Les catégories sont les suivantes :

Cote	Condamnations antérieures	Accusations antérieures
0	0	0
1	1	1 ou 2
2	2 ou 3	3, 4 ou 5
3	4 ou plus	6 ou plus

Voici un exemple d'applications des règles de codage.

Antécédents criminels			Codage	
Date	Accusations	Condamnations	Condamnations	Accusations
1982	Agression sexuelle Action indécente	Voies de fait simpl	1	2
1984	Vol qualifié	(accusations retiré		
1987	Grossière indécence  Sodomie (3 chefs d'accusation)	Grossière indécen  (acquittement)	1	4
1990		Vol de plus de 1 000		
1992		Invitation à des attouchements sexuels (infraction répertoriée)	<non compté>	

Le délinquant avait au total deux condamnations pour infractions sexuelles antérieures (2 points sur l'échelle d'ERRRS) et six accusations antérieures (3 points sur l'échelle d'ERRRS). Il se verrait par conséquent attribuer une cote de « 3 » pour cet élément, soit la plus élevée des deux cotes.



Âge à la mise en liberté (âge actuel). L'échelle d'ERRRS est basée sur l'âge du délinquant au moment visé par l'évaluation du risque. Si l'évaluation porte sur le niveau de risque actuel du délinquant, il s'agit de son âge actuel. Si l'évaluation porte sur le risque prévu (p. ex., au moment de la mise en liberté, ou du placement ultérieur à un niveau de sécurité inférieur), il s'agirait de l'âge au moment où le délinquant est exposé au risque. Les délinquants âgés de 18 ans mais n'ayant pas encore atteint leur 25<sup>e</sup> anniversaire de naissance se voient attribuer un point tandis que les délinquants âgés de 25 ans ou plus se voient attribuer une cote de zéro. L'échelle d'ERRRS n'est pas destinée aux délinquants âgés de moins de 18 ans au moment où ils sont exposés au risque.

---

Âge	Cote sur l'échelle d'ERRRS
18 - 24,99	1
25 ans +	0

---

Sexe de la victime. Le délinquant qui a commis au moins une infraction sexuelle contre une personne du sexe masculin se voit attribuer un point sur l'échelle d'ERRRS. Ceux qui s'en sont pris exclusivement à des femmes se voient attribuer une cote de zéro. Les infractions non sexuelles contre des personnes du sexe masculin ne comptent pas sauf, bien sûr, s'il s'agissait d'une accusation ou d'une condamnation pour une infraction non sexuelle constituant une inconduite sexuelle. Pour déterminer si le délinquant a déjà cherché à commettre des infractions sexuelles contre des personnes du sexe masculin, il faut utiliser toute l'information disponible, y compris les déclarations du délinquant, les dossiers officiels, les sources collatérales et les notes sur le cas.

---

Sexe de la victime	Cote sur l'échelle d'ERRRS
Au moins une victime du sexe masculin	1
Uniquement des victimes du sexe féminin	0

---

Liens avec la victime. Les délinquants qui s'en sont pris à au moins une victime avec laquelle ils n'avaient pas de lien de parenté se voient attribuer un point sur l'échelle d'ERRRS. Les victimes ayant des liens de parenté avec le délinquant sont le conjoint (mariage ou union de fait) et les membres de la famille qui entretiennent des liens trop

étroits pour être mariés (p. ex., enfants biologiques et enfants du conjoint, parents, petits-enfants, membres de la belle-famille, nièces, neveux). De même, si le délinquant exerce un rôle parental auprès d'une victime avec laquelle il cohabite, le délinquant et la victime sont considérés comme parents. Toutefois, les délinquants qui s'installent dans un ménage uniquement pour avoir accès à une victime doivent être considérés comme n'ayant aucun lien de parenté avec cette dernière. En général, les délinquants qui font partie d'un ménage pendant plus de deux ans avant de commencer à perpétrer des actes de violence sexuelle doivent être considérés comme ayant des liens de parenté avec la victime.

Pour déterminer si les victimes avaient ou n'avaient pas de lien de parenté avec le délinquant, il faut se servir de toute l'information disponible.

---

Relation avec la victime	Cote sur l'échelle d'ERRRS
Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant	1
Uniquement des victimes ayant des liens de parenté avec le délinquant	0

---

Cote totale sur l'échelle d'ERRRS. La cote totale sur l'échelle de l'ERRRS correspond simplement à la somme des différents éléments. Elle peut varier entre zéro et six.