

R. Karl Hanson
Ministère du Solliciteur général du Canada

David Thornton
Sand Ridge Secure Treatment Center
Department of Health and Family Services, WI

**Notes sur
l'élaboration
de la
Statique-2002**

2003-01

Les opinions exprimées n'engagent que les auteurs et ne traduisent pas nécessairement celles du ministère du Solliciteur général du Canada ou du Department of Health and Family Services du Wisconsin. Ce document est disponible en anglais. *This report is available in English under the title : Notes on the development of Static-2002.*

Vous pouvez également l'obtenir sur le site Web de Solliciteur général Canada :
www.sgc.gc.ca.

Travaux publics et Services Gouvernementaux, Canada
N° de cat. : JS42-116/2002
ISBN : 0-662-67086-8

NOTE DES AUTEURS

Les vues exprimées n'engagent que les auteurs et ne traduisent pas nécessairement celles du ministère du Solliciteur général du Canada ou du Department of Health and Family Services du Wisconsin.

Nous tenons à remercier Ron Coles, Jean Proulx, Larry Motiuk, Marylee Stephenson, John Reddon, Lea Studer, Janice Marques, Roxanne Lieb et Lin Song de nous avoir donné accès à leurs ensembles de données originaux.

Prière d'adresser toute correspondance au sujet de ce rapport à l'un des auteurs.

R. Karl Hanson
Recherche sur les questions correctionnelles
340, avenue Laurier Ouest
Ottawa (Ontario)
Canada
K1A 0P8

Téléphone : (613) 991-2840 Télécopieur : (613) 990-8295
Courriel : hansonk@sgc.gc.ca

David Thornton
Sand Ridge Secure Treatment Center
Department of Health and Family Services of Wisconsin
1111 North Road
Mauston
Wisconsin 53948
U.S.A.

Téléphone : (608) 847-1744 Télécopieur : (608) 847-1749
Courriel : thorndm@dhfs.state.wi.us

SOMMAIRE

Ce document décrit l'élaboration d'une nouvelle échelle d'évaluation du risque que présentent les délinquants sexuels, la Statique-2002. Comme la Statique-99 (Hanson et Thornton 1999, 2000), la Statique-2002 se veut une échelle d'évaluation du risque largement applicable servant à prévoir la récidive sexuelle et pouvant être codée à partir des éléments d'information qui se trouvent habituellement dans les dossiers. D'après les analyses préliminaires ($n = 2\ 169$; $k = 7$), la Statique-2002 est un outil prometteur, bien qu'elle doive faire l'objet de recherches plus approfondies avant de pouvoir être utilisée dans des contextes appliqués. Cette description de la Statique-2002 est présentée dans l'espoir que les chercheurs puissent examiner son utilité et son exactitude prédictive dans de nouveaux échantillons.

NOTES SUR L'ÉLABORATION DE LA STATIQUE-2002

Pourquoi faire une révision?

La Statique-99 (Hanson et Thornton 2000) a été largement adoptée comme outil d'évaluation du risque de récidive sexuelle et est régulièrement utilisée à des endroits aussi divers que la Suède, le Texas et Taïwan. La Statique-99 sert à évaluer le risque à long terme de récidive sexuelle avec violence à partir d'éléments d'information objectifs et faciles à obtenir, comme les antécédents criminels officiels, les caractéristiques des victimes et l'âge. Les 10 facteurs utilisés dans la Statique-99 ont été choisis à partir des éléments non redondants de deux échelles d'évaluation du risque existantes : l'Évaluation rapide du risque de récidive sexuelle (ERRRS) (Hanson 1997) et le Jugement clinique ancré et structuré de Thornton (SACJ) (Grubin 1998).

Des études de répétition ont révélé que la Statique-99 avait des niveaux d'exactitude prédictive semblables à ceux constatés dans les échantillons d'élaboration (Barbaree, Seto, Langton et Peacock 2001; Nunes, Firestone, Bradford, Greenberg et Broom 2002; Sjöstedt et Långström 2001). Néanmoins, plusieurs raisons nous amènent à penser qu'il y aurait lieu de procéder à une révision de cet outil. Nous souhaiterions tout d'abord accroître sa cohérence et sa clarté conceptuelle. Les échelles élaborées sur une base purement empirique peuvent être efficaces pour prévoir la récidive. Toutefois, si les évaluateurs doivent tenir compte de variables exclues de l'échelle actuarielle d'évaluation du risque, il est important de comprendre les dimensions que celle-ci sert déjà à évaluer.

Un autre objectif était d'améliorer la cohérence des critères de notation. La Statique-99 a été créée à partir de deux échelles ayant chacune leurs règles de codage. De plus, la Statique-99 utilisait les définitions des variables déjà codées dans les ensembles de données existants. Par conséquent, ceux qui apprennent à utiliser la Statique-99 sont souvent confrontés à des changements imprévus dans les principes de codage liés aux différents facteurs. L'amélioration de la cohérence des règles de codage aurait donc pour effet de faciliter la formation et d'accroître le degré de fiabilité entre les évaluateurs.

Une autre préoccupation en ce qui concerne la Statique-99 est que certains cas (rares) aboutissent à des notations contre-intuitives. Par exemple, le score d'un délinquant qui a été déclaré coupable d'une infraction répertoriée non sexuelle mais de violence peut diminuer s'il récidive subséquemment en commettant une infraction sexuelle.

On espérait aussi que l'ajout de nouvelles variables et l'éclaircissement de la définition des variables existantes permettraient d'accroître l'exactitude prédictive. Même en l'absence d'une amélioration marquée de l'exactitude prédictive, la Statique-2002 demeurerait une amélioration par rapport à la Statique-99 si elle maintenait les mêmes niveaux d'exactitude prédictive tout en étant plus simple et plus facile à noter.

La révision vise les mêmes objectifs que la Statique-99 originale (et l'ERRRS et la SACJ), soit de produire une échelle d'évaluation du risque de récidive sexuelle

généralement applicable pouvant être notée de manière fiable à partir d'éléments d'information normalement disponibles. Comme pour la Statique-99, nous espérons que l'échelle produise des niveaux analogues d'exactitude prédictive pour les échantillons de violeurs, d'agresseurs d'enfants et d'exhibitionnistes se trouvant en établissement ou dans la collectivité.

Nous avons mis l'accent, pour construire l'échelle, sur la prévision de la récurrence sexuelle. Des analyses préliminaires ont été faites sur les ensembles de données actuels pour tenter de créer une échelle distincte servant à prévoir toute récurrence avec violence (y compris sexuelle) parmi les délinquants sexuels. L'échelle résultante de prévision du risque de violence ressemblait suffisamment à l'échelle de prévision du risque de récurrence sexuelle pour que nous conservions uniquement cette dernière.

STRATÉGIE GLOBALE DE RÉVISION

Variables étudiées

Les recherches antérieures sur les facteurs liés à la récidive sexuelle ont guidé le choix des variables pour la Statique-2002. Les principales sources de variables ont été la méta-analyse de Hanson et Bussière (1998) ainsi que d'autres échelles à base empirique d'évaluation du risque chez les délinquants sexuels, comme le SORAG (Quinsey, Harris, Rice et Cormier 1998) et le MnSOST-R (Epperson, Kaul et Hesselton 1998). Un ensemble de données important renfermait des éléments d'information sur tous les délinquants sexuels mis en liberté en Colombie-Britannique entre 1980 et 1992 (n = 727; Hanson, Broom et Stephenson 2001). Les dossiers d'antécédents criminels faisant partie de l'ensemble de données de Hanson et coll. (2001) ont été délibérément codés de différentes manières pour permettre de faire des comparaisons empiriques entre les méthodes de codage (p. ex. le dénombrement des mises en accusation par opposition aux prononcés de peine). Nous avons également inclus un certain nombre de variables exploratoires dont l'ajout semblait indiqué d'après les concepts que nous tentions d'évaluer (p. ex. la gamme d'âge des victimes).

Conformément aux objectifs de la Statique-99, le choix des variables a été régi par le souci primordial de faciliter la collecte de données. Les seules variables retenues ont été l'âge du délinquant, ses antécédents criminels officiellement consignés et les caractéristiques des victimes des infractions sexuelles (âge, lien avec le délinquant, sexe). La variable de la Statique-99 libellée ainsi : « Le délinquant a-t-il déjà cohabité pendant au moins deux ans avec son amant? » a été supprimée de la Statique-2002 parce que les évaluateurs croyaient que cette variable n'était pas bien décrite dans les dossiers du délinquant et qu'elle était difficile à valider dans des contextes accusatoires. Les 22 variables restantes ont été organisées en fonction des cinq catégories suivantes : âge à la mise en liberté, persistance des infractions sexuelles, intérêts sexuels déviants, gamme de victimes disponibles et criminalité générale (voir le tableau 1).

Choix et pondération des variables

La construction de l'échelle a été solidement basée sur les données disponibles, mais n'a pas été déterminée par celles-ci. Les données pouvaient être organisées de plusieurs façons différentes produisant des niveaux analogues d'exactitude prédictive. D'autres chercheurs suivant la même procédure générale et utilisant les mêmes données devraient pouvoir distinguer les mêmes catégories (et les mêmes relations unidimensionnelles), tout en ayant des seuils et des coefficients de pondération très différents (p. ex. « âge < 30 ans » contre « âge < 35 ans »).

La simplicité et la pertinence ont été les principes à la base du choix et de la pondération des facteurs. Autant que possible, le choix entre différentes méthodes de codage a été fondé sur des critères empiriques. Lorsque deux méthodes de codage produisaient une exactitude prédictive équivalente, la méthode de codage la plus simple

Tableau 1 : Catégories et variables examinées

Catégorie ou variable	Prédicteur du risque de récidive sexuelle?	Prédicteur du risque de récidive avec violence?
<u>Âge à la mise en liberté</u>	+	++
<u>Antécédents d'infractions sexuelles</u> Prononcés de peine pour infractions sexuelles Âge à la première arrestation pour une infraction sexuelle Fréquence des infractions sexuelles (prononcés/âge)	++	+
<u>Intérêts sexuels déviants</u> Infractions sexuelles sans contact Au moins une victime de sexe masculin Victimes jeunes sans lien de parenté avec le délinquant	++	0
<u>Gamme de victimes disponibles</u> Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant Au moins une victime qui est un inconnu Âge de la plus jeune victime Âge de la victime la plus âgée Gamme d'âges des victimes Victimes à l'intérieur et à l'extérieur de la famille	+ + ? ? + +	? + 0 ? ? ?
<u>Criminalité générale</u> Au moins un manquement aux conditions de la mise en liberté sous condition Arrestations ou mises en accusation antérieures pour n'importe quelle infraction Prononcés de peine pour n'importe quelle infraction Âge à la première arrestation Nombre d'années sans infraction avant l'infraction répertoriée Violence non sexuelle antérieure Infraction répertoriée de violence non sexuelle Toute infraction pour violence non sexuelle Âge à la première arrestation pour une infraction de violence non sexuelle	+	++

Relation escomptée avec la récidive : + = faible (r = gamme de 0,10 à 0,15); ++ = moyenne (gamme de r = 0,15 à 0,20); 0 = aucune; ? = inconnue.

a été choisie. En général, les méthodes de pondération simples donnent d'aussi bons résultats que les systèmes complexes (Silver, Smith et Banks 2000).

Pour construire l'échelle, on a commencé par examiner les relations unidimensionnelles avec la récidive sexuelle. Les variables pour lesquelles il n'y avait pas de relations unidimensionnelles significatives avec la récidive sexuelle ont été exclues. L'étape suivante a consisté à combiner les variables significatives pour chaque catégorie. Comme on s'attendait à une corrélation entre les variables d'une même catégorie (p. ex. des victimes qui étaient des inconnus et qui n'avaient pas de lien avec le délinquant), il n'était pas obligatoire que chaque élément d'une catégorie contribue à la prévision de la récidive sexuelle. La variable pouvait plutôt être conservée si elle entraînait une amélioration *quelconque* de l'exactitude prédictive. L'utilisation d'indicateurs multiples rattachés à des concepts analogues devait en principe accroître la fiabilité de l'évaluation.

Après avoir défini les éléments d'une catégorie, nous avons effectué des analyses multidimensionnelles pour déterminer la contribution éventuelle de la sous-échelle aux sous-échelles déjà examinées. Les sous-échelles qui faisaient une contribution particulière ont été pondérées de façon qu'une augmentation unitaire dans chaque sous-échelle soit associée à environ le même accroissement du risque de récidive que pour les autres sous-échelles (ratios d'incidence en régression logistique ou régression de Cox).

Aucun des ensembles de données ne renfermait toutes les variables à l'étude. Nous avons donc commencé par analyser les ensembles de données refermant l'information la plus complète, pour ensuite créer des approximations dans les autres ensembles de données. L'analyse des catégories a donc été effectuée à l'aide de toutes les données disponibles pour chacun de ceux-ci.

Plusieurs échelles initiales ont été essayées et précisées pour les différents sous-groupes (total, violeurs, agresseurs d'enfants, agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille, délinquants s'en prenant à des membres de la famille). De légères différences ont été constatées entre les groupes (p. ex. l'âge était un facteur plus important pour les violeurs que pour les agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille), mais aucune des échelles résultantes n'a affiché un niveau d'exactitude prédictive sensiblement différent. Par conséquent, les définitions ou pondérations utilisées sont celles qui sont apparues les plus largement applicables.

Échantillons

Le tableau 2 donne une vue d'ensemble des échantillons. Tous les délinquants ont été mis en liberté, sauf pour les membres de l'échantillon des Services de probation du Manitoba et environ la moitié des délinquants de l'échantillon de Washington, qui ont été condamnés à des peines communautaires. Pour la plupart des échantillons, on n'a pas noté l'origine raciale, mais compte tenu du profil démographique des provinces, États et pays où ils ont été choisis, les délinquants étaient sans doute pour la plupart de race

Tableau 2 : Caractéristiques de la population étudiée

Échantillon	Taille globale de l'échantillon	Âge (ET)	Type de délinquant Voleur/EX/ IN (%)	Nombre moyen d'années de suivi	Taux de récidive		Critères de récidive
					Sexuelle	Avec violence	
Système fédéral canadien Région du Pacifique	685	38 (11)	-- / -- / --	11	22,0	43,6	Mises en accusation
Système fédéral canadien Mises en liberté en 1983-1984	315	30 (8,7)	-- / -- / --	10	19,7	46,4	Condamnations
Système fédéral canadien Mises en liberté de 1991 à 1994	229	37 (11)	43 / 27 / 30	2	5,7	17,5	Mises en accusation
Millbrook (Ontario)	186	33 (9,9)	00 / 82 / 18	23	35,5	44,6	Condamnations
Institut Philippe Pinel	363	36 (11)	30 / 43 / 27	4	16,3	22,3	Condamnations
Alberta Hospital Edmonton	363	36 (9,9)	27 / 27 / 46	5	5,5	11,8	Condamnations
SOTEP (Californie)	1137	38 (8,9)	29 / 40 / 31	4	13,3	22,3	Mises en accusation
HM Prison Service (R.-U.)	529	36 (12)	48 / 35 / 17	16	25,7	37,2	Condamnations
État de Washington	587	36 (13)	10 / 42 / 48	5	7,5	13,3	Mises en accusation
Service de probation du Manitoba	202	35 (12)	36 / 39 / 20	2	9,9	25,2	Mises en accusation
Total	4596	36 (11)	30 / 39 / 31	7	15,7	27,7	

Note : EX = agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille; IN = agresseurs d'enfants au sein de la famille

blanche. Les délinquants étaient tous des hommes (âgés d'au moins 18 ans au moment de leur mise en liberté).

On disposait pour tous les échantillons de données au sujet des variables de l'issue de la récidive sexuelle et la récidive avec violence, et, pour toutes les études sauf une (Alberta Hospital, Edmonton), les périodes de survie étaient également connues. Pour toutes les études également, les variables prédictives de l'âge et des infractions sexuelles antérieures étaient connues. Les autres variables prédictives manquaient dans au moins une étude. Pour toutes les études, il manquait des données sur au moins trois des 22 variables.

Étude fédérale canadienne – Région du Pacifique (CS/RESORS Consulting 1991; Hanson et coll. 2001). Cette étude a servi à suivre les délinquants sexuels qui ont été mis en liberté en Colombie-Britannique entre 1976 et 1992. Elle avait pour but initial de comparer les délinquants ayant bénéficié de services de counseling obligatoires dans la collectivité (n = 401) et des délinquants mis en liberté dans les années antérieures mais n'ayant pas bénéficié de ce programme postlibératoire (n = 288). Pour éviter un chevauchement avec l'autre cohorte du Service correctionnel du Canada (SCC) décrite ci-dessous, on a retiré de cet échantillon les délinquants mis en liberté en 1983-1984 (n = 38). Les données sur la récidive ont été codées en 2000 à partir des dossiers de la Gendarmerie royale du Canada (GRC). L'information sur le lien entre la victime et le délinquant et sur les caractéristiques des victimes n'était pas disponible.

Étude fédérale canadienne sur la récidive - Délinquants libérés en 1983-1984 (Bonta et Hanson 1995a; voir aussi Bonta et Hanson 1995b). Cette étude a porté sur les 316 délinquants sexuels inclus dans l'échantillon de 3 180 délinquants sous responsabilité fédérale élargis par le SCC en 1983-1984. On entendait par délinquants sexuels les délinquants mis en liberté après une condamnation pour infraction sexuelle. L'information sur la récidive a été recueillie en 1994 à partir des dossiers nationaux sur les antécédents criminels tenus par la GRC. Les éléments d'information sur les victimes, l'âge à la première arrestation pour infraction sexuelle, l'âge à la première arrestation pour infraction de violence et les infractions sexuelles sans contact n'étaient pas disponibles. On a estimé que les prononcés de peine pour infractions sexuelles correspondaient aux deux tiers des condamnations.

Étude fédérale canadienne sur les délinquants mis en liberté entre 1991 et 1994 (Motiuk 1995; voir aussi Motiuk et Brown 1993; Motiuk et Brown 1996). Cette étude a servi à suivre un groupe de délinquants sexuels élargis par le SCC entre 1991 et 1994. Les délinquants inclus dans ce groupe avaient fait l'objet d'un examen en 1991 (voir Motiuk et Porporino 1993), pendant qu'ils étaient encore incarcérés. L'information de suivi a été codée à partir des dossiers de la GRC pour 1994. On ne disposait pas des éléments d'information pour le manquement aux conditions et la période sans infraction avant l'infraction répertoriée. On a estimé les prononcés de peine pour infractions sexuelles aux deux tiers des condamnations; on a estimé les infractions sexuelles sans contact à partir des condamnations répertoriées pour exhibitionnisme; les prononcés de peine pour n'importe quelle infraction ont été estimés à deux fois les peines d'emprisonnement.

Étude sur la récidive de Millbrook (Hanson, Steffy et Gauthier 1993b; voir aussi Hanson, Scott et Steffy, 1995; Hanson, Steffy et Gauthier 1992, 1993a). Cette étude a servi à recueillir des données à long terme sur la récidive (15-30 ans) parmi des agresseurs d'enfants mis en liberté, entre 1958 et 1974, du centre correctionnel de Millbrook, établissement correctionnel provincial à sécurité maximale situé en Ontario, au Canada. À peu près la moitié des membres de l'échantillon ont participé à un bref programme de traitement. Les données sur la récidive ont été codées à partir des dossiers de la GRC en 1989 et 1991. Il n'y avait pas de données disponibles pour le manquement aux conditions, les infractions sexuelles sans contact, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et l'âge à la première infraction de violence. Les prononcés de peine pour infraction sexuelle ont été estimés aux deux tiers des condamnations; les prononcés de peine pour n'importe quelle infraction ont été estimés aux deux tiers des condamnations pour toute infraction.

Institut Philippe Pinel (Montréal) (Proulx, Pellerin, McKibben, Aubut et Ouimet 1995; voir aussi Proulx, Pellerin, McKibben, Aubut et Ouimet 1997; Pellerin et coll. 1996). Cette étude a porté sur les délinquants sexuels traités entre 1978 et 1993 à un établissement psychiatrique à sécurité maximale. L'Institut Philippe Pinel de Montréal assure le traitement à long terme (de 1 à 3 ans) de délinquants sexuels qui sont dirigés vers cet établissement par les systèmes correctionnel et de santé mentale. L'information sur la récidive a été recueillie en 1994 à partir des dossiers de la GRC. Les données suivantes n'étaient pas disponibles : victimes qui étaient des inconnus, âge à la première infraction sexuelle, manquement aux conditions, infractions sexuelles sans contact, âge à la première infraction, période sans infraction avant l'infraction répertoriée, infraction de violence non sexuelle répertoriée, âge à la première infraction de violence. Les prononcés de peine pour les infractions sexuelles ont été estimés à la moitié de toutes les mises en accusation.

Alberta Hospital Edmonton - Programme Phoenix (Reddon 1996; voir aussi Studer, Reddon, Roper et Estrada 1996). Les délinquants sexuels faisant l'objet de cette étude ont été choisis parmi ceux qui ont été traités dans le cadre du programme Phoenix (Alberta Hospital Edmonton) entre 1987 et 1994. Un grand nombre de clients de ce programme de traitement éclectique sont des délinquants qui y sont dirigés par les établissements correctionnels fédéraux. Les données sur la récidive ont été recueillies en 1995 à partir des dossiers de la GRC. Les éléments d'information n'étaient pas disponibles pour l'âge à la première infraction sexuelle, le manquement aux conditions, les infractions sexuelles sans contact, l'âge à la première arrestation pour n'importe quel motif, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et toutes les variables liées à la violence non sexuelle. Les prononcés de peine pour les infractions sexuelles ont été estimés aux deux tiers des condamnations; les prononcés de peine pour n'importe quelle infraction ont été estimés aux deux tiers des condamnations.

Sex Offender Treatment and Evaluation Project (SOTEP) de la Californie (Marques et Day 1996; voir aussi Marques, Day, Nelson et West 1993; Marques, Nelson, West et Day 1994). L'objectif premier de cette étude en cours est d'examiner l'efficacité du

traitement. L'échantillon utilisé pour l'étude actuelle comprend des délinquants sexuels affectés au hasard au programme de traitement (n = 172), un groupe témoin apparié composé de bénévoles, des délinquants qui ont refusé le traitement et un échantillon général de délinquants sexuels se trouvant dans le système correctionnel de la Californie (échantillon total de 1 137 sujets). Les hommes qui avaient commis des infractions uniquement contre leurs enfants biologiques étaient exclus. Les sujets ont été inclus dans l'étude entre 1986 et 1995; les données de suivi ont été recueillies en 1995 à partir des casiers judiciaires locaux et nationaux ainsi que des rapports des services de probation et de la police de la localité. Il n'y avait pas d'éléments d'information disponibles pour l'âge à la première infraction sexuelle, le manquement aux conditions, les infractions sexuelles sans contact, les prononcés de peine pour n'importe quelle infraction, l'âge à la première arrestation pour n'importe quel motif, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et toutes les variables liées à la violence non sexuelle.

Her Majesty's Prison Service (Royaume-Uni) (Thornton 1997). Cette étude a consisté en un suivi sur une période de 16 ans de tous les délinquants sexuels mis en liberté par Her Majesty's (HM) Prison Service (Angleterre et pays de Galles) en 1979 (n = 573). L'information sur la récidive était basée sur les dossiers du Home Office recueillis en 1995. Très peu de délinquants inclus dans cet échantillon auraient reçu un traitement spécialisé pour délinquants sexuels. On ne disposait pas de données sur le manquement aux conditions, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et les arrestations comme jeunes délinquants pour infractions sexuelles.

Washington (Berliner, Schram, Miller et Milloy 1995; Song et Lieb 1995). Cet ensemble de données a été créé pour évaluer le *Special Sex Offender Sentencing Alternative* (SSOSA) de l'État de Washington, qui permet aux juges de condamner les délinquants sexuels à un programme de traitement dans la collectivité. Pour être admissibles au SSOSA, les délinquants doivent en être à leur première condamnation pour infraction sexuelle, non compris le viol au premier ou au deuxième degré. L'échantillon était composé de 287 délinquants visés par le SSOSA et 300 qui étaient admissibles à ce programme, mais qui n'y ont pas été admis. La plupart des membres de l'échantillon étaient de race blanche (85 %). Les délinquants ont été déclarés coupables entre janvier 1985 et juin 1986; les données de suivi ont été recueillies en décembre 1990. On ne disposait pas de données sur le manquement aux conditions, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et toutes les variables liées à la violence non sexuelle. Les prononcés de peine pour infractions sexuelles ont été estimés aux deux tiers des condamnations; les infractions sexuelles sans contact ont été estimées à partir des « condamnations répertoriées uniquement pour exhibitionnisme ou voyeurisme »; les prononcés de peine pour toute infraction ont été estimés aux deux tiers des condamnations.

Services de probation du Manitoba (Hanson 2002). Cette étude de suivi a été menée pour évaluer une échelle d'évaluation du risque utilisée par les agents de probation au Manitoba, au Canada. Les 202 sujets étaient des délinquants admis consécutivement dans le service de probation entre mai 1997 et février 1999. L'information sur la récidive a été recueillie en novembre 2000 à l'aide des dossiers de la GRC. Contrairement aux dossiers

de la GRC utilisés pour les autres études (comprenant uniquement les accusations entendues par les tribunaux et les condamnations), ceux utilisés pour l'échantillon du Manitoba incluait des accusations non classées et des affaires faisant encore l'objet d'une enquête policière. Les données démographiques et les renseignements sur les victimes et les infractions ont été recueillis par les agents de probation durant l'exercice de leurs fonctions habituelles. Les variables liées aux antécédents criminels nécessaires pour coder la Statique-99 ont été codées par des adjoints de recherche ayant reçu la formation nécessaire (valeur médiane $r = 0,93$; valeur médiane Kappa = $0,87$). Les éléments d'information suivants manquaient : l'existence d'au moins une victime de sexe masculin, le manquement aux conditions, l'âge à la première arrestation pour n'importe quel motif, la période sans infraction avant l'infraction répertoriée et l'âge à la première arrestation pour un acte de violence. Les prononcés de peine pour infractions sexuelles ont été estimés aux deux tiers des condamnations; les infractions sexuelles commises comme jeunes contrevenants ont été estimées à partir des « infractions sexuelles commises avant l'âge de 20 ans ».

Plan de l'analyse

Deux méthodes sont ordinairement utilisées pour analyser des données qui proviennent de plusieurs ensembles de données. La première consiste à ne pas tenir compte des différences entre les échantillons et à regrouper les résultats pour avoir un seul gros échantillon (méthode de la combinaison). La seconde consiste à trouver des relations au sein de chaque échantillon puis à résumer les résultats pour tous les échantillons (méthode des échantillons emboîtés). Les effets de cette dernière méthode peuvent être résumés au moyen d'une méta-analyse (Hedges et Olkin 1985) ou de certains procédés statistiques (p. ex. la régression de Cox où chaque échantillon est considéré comme une strate distincte). Les deux méthodes produisent souvent des résultats équivalents, mais en cas d'écarts, les résultats de la méthode des échantillons emboîtés ou méta-analyse sont les plus fiables. La combinaison d'échantillons peut gonfler artificiellement les effets (p. ex. l'échantillon qui compte la plus forte proportion de délinquants à risque élevé est aussi celui que l'on suit le plus longtemps) ou les réduire (p. ex. l'échantillon comptant la plus forte proportion de délinquants à faible risque est aussi celui pour lequel les critères de récidence sont les plus vastes). Comme on a observé des résultats différents pour certaines variables lorsqu'on a utilisé la méthode de la combinaison plutôt que celle des échantillons emboîtés, c'est cette dernière qui a été adoptée comme principale méthode d'analyse des données.

RÉSULTATS

Dans l'échantillon combiné, les violeurs présentaient un risque légèrement plus élevé de récidiver en commettant des infractions sexuelles (16 %) que les agresseurs d'enfants (13 %, $p < 0,05$), mais cet effet était dû largement aux taux de récidive relativement faibles des agresseurs d'enfants au sein de la famille (5 %) comparativement aux agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille (18 %). Les taux de récidive avec violence (y compris de récidive sexuelle) étaient plus élevés pour les violeurs (34,0 %) que pour les agresseurs d'enfants de l'extérieur de la famille (23,8 %) et les auteurs d'inceste (10,9 %).

Les variables énumérées au tableau 1 entretenaient toutes une relation significative avec la récidive sexuelle, sauf les suivantes : âge de la victime la plus jeune, âge de la victime la plus âgée, gamme d'âge des victimes, victimes à l'intérieur et à l'extérieur de la famille, infractions de violence non sexuelle répertoriées. Ces cinq variables ont donc été exclues de l'analyse.

Voici quelques commentaires sur le codage de certaines variables.

Âge. On a constaté une relation plus forte entre l'âge et la récidive avec violence qu'entre l'âge et la récidive sexuelle. De plus, l'effet de l'âge était plus marqué pour les violeurs que pour les agresseurs d'enfants. Néanmoins, toutes les formes de récidive diminuaient de façon significative avec l'âge (voir Hanson 2001). Le codage choisi (voir l'annexe A) était à mi-chemin entre les codages qui semblaient optimaux pour prévoir la récidive sexuelle parmi les agresseurs d'enfants (coefficients de pondération les plus faibles) et ceux qui permettaient de prévoir la récidive de violence dans l'ensemble de l'échantillon (coefficients de pondération les plus élevés).

Persistance des infractions sexuelles. Trois variables ont été retenues comme indicateurs de la persistance des infractions sexuelles : le nombre d'infractions sexuelles antérieures, la fréquence des infractions sexuelles et l'âge à la première arrestation pour infraction sexuelle.

Afin de choisir entre divers codages possibles pour les infractions sexuelles antérieures, on a codé l'ensemble de données provenant du SCC de la région du Pacifique (Hanson et coll. 2001) en fonction de quatre définitions différentes : arrestations, mises en accusation, condamnations et prononcés de peine (tant pour les infractions répertoriées que pour les infractions antérieures). Le nombre d'infractions répertoriées (quelle que soit la définition) n'était pas lié à la récidive sexuelle. Toutefois, les infractions sexuelles antérieures permettaient systématiquement de prévoir la récidive, la corrélation la plus importante étant avec les prononcés de peine ($r = 0,21$ et $r = 0,19$ pour les trois autres codages). Friendship, Thornton, Erikson et Beech (2001) ont constaté que, dans les dossiers britanniques, les prononcés de peine étaient notés plus systématiquement que les autres indicateurs d'infractions antérieures. Les prononcés de peine ont donc été choisis parce qu'ils étaient non seulement les plus exacts, mais aussi les plus simples.

Un examen des tableaux croisés présentant les prononcés de peine antérieurs et la récidive ont permis de dégager le codage suivant : 0 = 0; 1 = 1; 2, 3 = 2; 4 ou plus = 3. Pour les ensembles de données basés sur d'autres définitions des infractions sexuelles antérieures, le nombre de prononcés de peine antérieurs a été estimé à partir des ratios condamnations/mises en accusation/prononcés de peine observés dans l'ensemble de données du SCC de la région du Pacifique : 1 prononcé de peine = 1,5 condamnation ou 2 accusations.

On a calculé la fréquence des infractions sexuelles en divisant le nombre total de prononcés de peine pour infractions sexuelles par l'âge du délinquant à sa mise en liberté. Un examen de la répartition a semblé indiquer un seuil utile d'une fois par 15 ans (0,0667).

Nous avons constaté une étroite relation entre l'âge à la première arrestation pour infraction sexuelle et la récidive sexuelle. Étant donné sa corrélation avec tant l'âge actuel du délinquant que le nombre d'infractions sexuelles antérieures, cette variable ne contribuait rien en elle-même lorsque les autres variables étaient prises en considération. L'examen des données peu nombreuses disponibles a semblé indiquer que l'existence d'arrestations comme jeune contrevenant et comme adulte traduisait une variation assez significative pour justifier qu'on inclue cette variable dans la sous-échelle de la persistance.

Intérêts sexuels déviants. Trois variables ont été examinées comme indicateurs des intérêts sexuels déviants : au moins une victime de sexe masculin, des infractions sexuelles sans contact et plusieurs jeunes victimes (cette variable étant définie comme deux victimes ou plus âgées de moins de 12 ans, dont au moins une n'a pas de lien de parenté avec le délinquant). Les trois variables, seules ou combinées, permettaient de prévoir la récidive sexuelle (toutefois, un seul ensemble de données renfermait les trois variables : HM Prison Service). Par conséquent, nous avons conservé les trois variables et leur avons donné le même poids (0 = non, 1 = oui).

Gamme de victimes et lien avec les victimes. Les recherches antérieures ont démontré qu'il y avait une relation entre d'une part un risque accru de récidive sexuelle et l'existence d'autre part de victimes n'ayant aucun lien de parenté avec le délinquant et de victimes qui étaient des inconnus. Ces résultats s'expliquent notamment par le fait que les délinquants qui s'en prennent à des inconnus ont une plus vaste gamme de victimes éventuelles que ceux qui s'en prennent uniquement à des membres de leur famille. On a donc posé comme hypothèse que le fait d'avoir des victimes de différents âges pouvait aussi être un indicateur de risque de récidive sexuelle. Mais cette hypothèse n'a pas été confirmée. Dans les ensembles de données utilisés, la gamme d'âge des victimes n'était pas liée à la récidive sexuelle. De plus, les délinquants qui s'en étaient pris tant à des membres de leur famille qu'à d'autres personnes (autre indicateur de la gamme de victimes disponibles) n'étaient pas différents, pour ce qui est de leur taux de récidive sexuelle, des délinquants qui s'en prenaient uniquement à des personnes autres que des membres de leur famille.

Étant donné que les deux seules variables conservées de cette section étaient « au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant » et « au moins une victime qui était un inconnu », on a renommé cette section « Liens avec les victimes ». Les deux variables contribuaient séparément à la prévision de la récidive sexuelle ($p < 0,001$ d'après la régression de Cox). Dans l'échantillon combiné, le taux de récidive sexuelle était de 6 % pour les auteurs uniquement d'inceste, de 13 % pour les délinquants qui s'en prenaient à des connaissances et de 21 % pour ceux qui s'en prenaient à des inconnus. Un point a été attribué à la variable « au moins une victime sans liens de parenté avec le délinquant » (0/1) et à « au moins une victime qui était un inconnu » (0/1), ce qui a abouti à une cote de 0 à 2.

Criminalité générale. Il y avait une corrélation entre toutes les variables servant à définir la criminalité générale (manquement aux conditions, période sans infraction avant l'infraction répertoriée, âge à la première arrestation, nombre d'infractions antérieures, nombre d'infractions antérieures de violence non sexuelle) (valeurs médianes de $r = 0,44$) et l'analyse factorielle a penché fortement en faveur d'un seul facteur (valeurs propres de 2,64, 0,81, 0,68, 0,52, 0,35). La violence non sexuelle antérieure a été choisie comme mesure de la violence non sexuelle parce qu'elle était un prédicteur légèrement plus utile de la récidive sexuelle que la variable « toute violence non sexuelle ». Comme nous l'avons déjà signalé, dans l'ensemble de données combinées, il n'y avait pas de relation significative entre les infractions répertoriées de violence non sexuelle et la récidive sexuelle, de sorte que cette variable a été exclue. Nous avons également exclu l'âge à la première arrestation étant donné le manque d'uniformité, dans les ensembles de données, de la relation avec la récidive sexuelle et aussi parce que les dossiers de jeunes contrevenants n'étaient pas bien tenus.

Le nombre de démêlés antérieurs avec le système de justice pénale a été codé comme suit : 0 = aucune mise en accusation antérieure; 1 = au moins une mise en accusation antérieure mais moins de trois prononcés de peine; 2 = de 3 à 13 prononcés de peine antérieurs; 3 = 14 prononcés de peine antérieurs ou plus. Les autres variables traduisant la criminalité générale étaient les suivantes : tout manquement aux conditions de la mise en liberté sous condition (0 = aucun/1 = au moins un), au moins un prononcé de peine antérieur pour infraction de violence non sexuelle (0 = aucun/1 = au moins un) et moins de quatre ans en liberté avant l'infraction répertoriée (0 = plus de quatre ans/1 = moins de quatre ans).

Combinaison et pondération des sous-échelles

Il y avait assez d'information pour comparer les catégories de 6 des 10 ensembles de données (les ensembles du SCC de la région du Pacifique et celui du SCC pour 1983-1984 ne renfermaient pas de données sur les victimes, celui de SOTEP ne renfermait pas de données sur les antécédents criminels tandis que l'ensemble de données de l'Alberta Hospital Edmonton ne renfermait pas de dates de survie). Les six ensembles de données correspondaient à un échantillon total de 1 783 sujets, dont 258 étaient des récidivistes sexuels.

Chacune des cinq catégories permettait à elle seule de prévoir la récidive sexuelle (voir le tableau 3). Les contributions distinctes ont été vérifiées au moyen de la régression de Cox, dans laquelle les échantillons ont été considérés comme des strates (SPSS, Version 10, 1999). La régression de Cox est une forme d'analyse de survie qui fait entrer en ligne de compte la période d'exposition au risque ainsi que les covariables catégoriques et ordinales (voir Cox et Oakes, 1984). En répartissant l'analyse par strates, on a obtenu des résultats équivalents à la méthode des échantillons emboîtés ou de la méta-analyse.

Tableau 3 : Contribution de chaque sous-échelle à la prévision de la récidive sexuelle (régression de Cox)

Catégorie ou sous-échelle (gamme)	B (ET)	Wald	Exp(B)
Âge (0 – 3)	0,340 (0,073)	21,7***	1,40
Persistance des infractions sexuelles (0 – 3)	0,238 (0,073)	10,7***	1,27
Intérêts sexuels déviants (0 – 3)	0,304 (0,108)	7,9**	1,36
Lien avec les victimes (0 – 2)	0,439 (0,109)	16,2***	1,55
Criminalité générale (0 – 3)	0,271 (0,086)	9,9**	1,31

** p < 0,01; ***p < 0,001.

L'exposant des coefficients de régression équivaut à un rapport de cote. On peut définir l'exposant (e^B) comme l'augmentation proportionnelle des taux de récidive pour une augmentation unitaire de la sous-échelle, après qu'on a tenu compte des autres catégories. L'analyse initiale a révélé que les rapports de cote pour les sous-échelles de la persistance des infractions sexuelles (1,19) et de la criminalité générale (1,20) étaient un peu plus faibles que pour les trois autres sous-échelles (gamme de 1,41 – 1,52). On a

donc recodé ces deux sous-échelles pour que les augmentations unitaires dans toutes les sous-échelles entraînent des augmentations similaires du taux de récidive sexuelle. Pour la sous-échelle de la persistance, la gamme a été ramenée à 0 – 3 (initialement 0 – 5), et pour la sous-échelle de la criminalité générale, à 0 – 3 (initialement 0 – 6). Les exposants résultants, qu'on peut voir au tableau 3, ont révélé une augmentation relative de 30 à 40 % pour chaque augmentation du score de l'échelle. Dans l'échantillon combiné, par exemple, un score de 2 correspondait à un taux de récidive de 4,8 % et un score de 3, à un taux de 6,4 % ($6,5/4,8 = 1,35$).

L'échelle finale pour la Statique-2002 est décrite à l'annexe A.

Comparaison des échelles

Pour estimer l'exactitude prédictive de la Statique-2002, nous l'avons comparée à ses sous-composantes ou versions antérieures, soit l'ERRRS (Hanson 1997) et la Statique-99 (Hanson et Thornton 2000; Phenix, Hanson et Thornton 2000). Il était impossible de faire des comparaisons directes étant donné qu'aucun des échantillons ne renfermait toutes les variables; les comparaisons ont donc été fondées sur des approximations pour chaque échelle. La Statique-99 a été acceptée s'il manquait au plus trois éléments (sur 10). La Statique-2002 a été acceptée s'il manquait au plus cinq éléments (sur 13), à condition que les éléments manquants ne soient pas tous de la même catégorie (p. ex., tous liés aux antécédents criminels ou aux renseignements sur la victime). On a attribué à un élément manquant un score nul. L'ERRRS a été notée uniquement si les quatre variables pouvaient être estimées.

Aucune des échelles n'a été calculée pour les échantillons du SCC de la région du Pacifique et celui du SCC pour 1983-1984 vu l'absence de renseignements sur les victimes. Malheureusement, il s'agissait aussi des deux seuls échantillons ($n = 1\ 000$) qui incluaient les variables « manquement aux conditions » et « période sans infraction avant l'infraction répertoriée ». Par conséquent, ces deux variables manquaient pour tous les scores de la Statique-2002. Les analyses résultantes ne devraient donc être considérées que comme un guide approximatif de l'exactitude prédictive relative de ces mesures. On peut notamment supposer que les analyses sous-estiment l'exactitude prédictive de la Statique-99 et de la Statique-2002 et fournissent une estimation raisonnable de l'exactitude de l'ERRRS.

Les valeurs moyennes des échelles sont présentées au tableau 4. Les trois mesures sont biaisées dans le sens positif, bien que l'importance de l'asymétrie soit moindre pour la Statique-2002 (0,33, ET de l'asymétrie = 0,053) que pour l'ERRRS (0,80) et la Statique-99 (0,59).

Tableau 4 : Scores moyen obtenu sur l'ERRRS, la Statique-99 et la Statique-2002

Échantillon	ERRRS		Statique-99		Statique-2002	
	N	Moyenne (ET)	N	Moyenne (ET)	N	Moyenne (ET)
Système fédéral canadien Mises en liberté de 1991 à 1994	229	1,4 (1,2)	229	2,9 (1,9)	218	4,5 (2,2)
Millbrook (Ontario)	186	2,2 (1,5)	186	3,1 (2,1)	186	5,2 (2,5)
Institut Philippe Pinel	349	1,9 (1,3)	342	2,9 (1,7)	349	4,6 (2,0)
Alberta Hospital Edmonton	355	1,2 (1,1)	355	1,9 (1,7)	355	3,9 (2,1)
SOTEP (Californie)	904	1,3 (0,97)				
HM Prison Service (R.-U.)	331	1,7 (,13)	526	3,0 (2,0)	326	4,8 (2,4)
SSOSA de l'État de Washington	533	0,94 (0,94)	514	1,3 (1,3)	533	3,1 (1,7)
Service de probation du Manitoba			202	2,7 (1,8)	202	4,6 (2,3)
Total	2887	1,4 (1,2)	2355	2,4 (1,9)	2169	4,1 (2,2)

En ce qui concerne la récidive sexuelle, l'exactitude prédictive de la Statique-2002 était semblable à celle de la Statique-99 (aires de la fonction d'efficacité du récepteur, ou FER, dans la gamme de 0,69 à 0,73; voir le tableau 5). Pour l'échantillon complet, la Statique-2002 avait une aire FER de 0,711, comparativement à une aire FER de 0,701 pour la Statique-99 ($Z = 1,14$, $p > 0,10$, d'après la formule 3 de Hanley et McNeil, 1983). Toutefois, un avantage de la Statique-2002 était qu'elle ne présentait guère de variabilité entre les échantillons ($Q = 5,65$, $p > 0,40$) comparativement à la Statique-99 ($Q = 14,08$, $p < 0,025$). En ce qui concerne la Statique-99, l'exactitude prédictive la plus faible a été obtenue pour les deux échantillons communautaires (Washington et Manitoba, aires FER de 0,59 pour les deux), et l'exactitude prédictive la plus forte, pour l'échantillon SCC 1991-1994 (0,77) et l'échantillon de traitement de

l'Alberta Hospital Edmonton (0,76). Par contre, la gamme pour la Statique-2002 allait de 0,65 (Millbrook) à 0,77 (SCC 1991-1994, Alberta Hospital Edmonton). La Statique-2002 permettait également de prévoir la récidive sexuelle pour les agresseurs d'enfants (0,70) et pour les violeurs (0,72).

Tableau 5 : Récidive sexuelle : Exactitude prédictive de l'ERRRS, de la Statique-99 et de la Statique-2002

Échelle	Aires FER moyennes		N (k)	Q
	Moyenne non pondérée (ET)	Moyenne pondérée (ET)		
Échantillon complet				
ERRRS	0,678 (0,060)	0,677 (0,015)	2857 (7)	8,36
Statique-99	0,688 (0,076)	0,701 (0,016)	2326 (7)	14,08*
Statique-02	0,716 (0,046)	0,711 (0,016)	2142 (7)	5,65
Agresseurs d'enfants				
ERRRS	0,671 (0,076)	0,690 (0,017)	2094 (7)	12,37
Statique-99	0,700 (0,088)	0,720 (0,018)	1606 (7)	16,24**
Statique-02	0,687 (0,084)	0,702 (0,020)	1472 (7)	9,50
Violeurs				
ERRRS	0,693 (0,134)	0,711 (0,025)	730 (6)	22,94***
Statique-99	0,671 (0,133)	0,737 (0,027)	541 (6)	26,80***
Statique-02	0,734 (0,091)	0,722 (0,031)	496 (6)	6,53

*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

k = nombre d'études

Pour toute récidive avec violence (voir le tableau 6), l'exactitude prédictive de la Statique-2002 (0,71) était supérieure à celle de la Statique-99 (0,69; $Z = 3,54$, $p < 0,01$) de l'ERRRS (0,62). Pour les trois mesures, la variabilité entre échantillons n'était pas supérieure à celle qu'on obtiendrait si l'on se fiait au hasard. L'aire FER moyenne pour la récidive avec violence était légèrement supérieure pour les agresseurs d'enfants que pour les violeurs, mais les différences n'étaient pas significatives pour la Statique-2002 ($Q = 0,37$, $p > 0,25$), Statique-99 ($Q = 1,50$, $p > 0,20$) ou l'ERRRS ($Q = 3,77$, $p < 0,10$).

Tableau 6 : Récidive avec violence : Exactitude prédictive de l'ERRRS, de la Statique-99 et de la Statique-2002

Échelle	Aires FER moyennes		N (k)	Q
	Moyenne non pondérée (ET)	Moyenne pondérée (ET)		
Échantillon complet				
ERRRS	0,622 (0,034)	0,622 (0,013)	2860 (7)	4,28
Statique-99	0,684 (0,044)	0,687 (0,013)	2329 (7)	8,72
Statique-02	0,712 (0,042)	0,713 (0,013)	2143 (7)	8,92
Agresseurs d'enfants				
ERRRS	0,638 (0,041)	0,641 (0,016)	2095 (7)	4,96
Statique-99	0,693 (0,063)	0,694 (0,017)	1607 (7)	11,52 ⁺
Statique-02	0,711 (0,046)	0,703 (0,017)	1472 (7)	7,29
Violeurs				
ERRRS	0,592 (0,051)	0,587 (0,023)	732 (6)	3,65
Statique-99	0,657 (0,062)	0,657 (0,025)	583 (6)	4,04
Statique-02	0,687 (0,047)	0,684 (0,026)	497 (6)	2,70

⁺p < 0,10, toutes les autres statistiques Q étaient associées à des probabilités > 0,10.

DISCUSSION

L'exactitude prédictive de la Statique-2002 s'est révélée semblable à celle de la Statique-99 pour ce qui est de prévoir la récidive sexuelle. Les analyses initiales ont semblé indiquer que les nouveaux éléments pouvaient ajouter une information utile, mais, compte tenu du volume considérable de données manquantes, il faudra poursuivre les recherches pour déterminer si les nouveaux éléments et la nouvelle notation aboutissent à une amélioration sensible de l'exactitude prédictive.

La présente étude confirme les résultats antérieurs : l'exactitude prédictive de la Statique-99 est légèrement supérieure à celle de l'ERRRS et, pour les deux échelles, elle est semblable pour les violeurs et pour les agresseurs d'enfants. Ce résultat n'est pas étonnant étant donné que trois des sept échantillons ont déjà été utilisés pour élaborer la Statique-99. Toutefois, la présente étude inclut de nouvelles données dans la Statique-99 pour quatre nouveaux ensembles de données ($n = 1\,319$), ou 61 % de l'échantillon total (exactitude prédictive moyenne de 0,68 pour les quatre ensembles de données, gamme de 0,59 à 0,77).

Même si la Statique-2002 et la Statique-99 se ressemblent quant à leur exactitude prédictive, la première offre des avantages éventuels. En effet, la Statique-2002 a permis de prévoir toute récidive avec violence et la récidive sexuelle et elle était plus efficace pour prévoir la récidive avec violence que la Statique-99. Elle était moins variable que celle-ci dans les différents milieux. En outre, les catégories de la Statique-2002 améliorent la clarté conceptuelle par rapport à la Statique-99.

La clarté conceptuelle est un facteur important pour les évaluateurs qui veulent déterminer s'il y a lieu d'utiliser des facteurs externes pour rajuster le niveau de risque indiqué par un outil actuariel. Les chercheurs pourraient éventuellement améliorer l'exactitude prédictive de la Statique-2002 de manière purement empirique en incluant d'autres variables comme celles qui sont liées aux problèmes de comportement dans l'enfance (p. ex. SORAG, Quinsey et coll. 1998) ou le manque de coopération avec les responsables de la surveillance (p. ex. Hanson et Harris 2000). Ce sont toutefois des explications exactes de la récidive qui permettront d'accomplir les progrès les plus marquants dans le domaine de l'évaluation du risque. Il faudra effectuer des recherches pour déterminer la validité conceptuelle des catégories de la Statique-2002 et, surtout, pour cerner les causes de la récidive. Les infractions antérieures sont une bonne variable prédictive, mais une mauvaise variable théorique. Des événements qui se sont produits il y a 20 ans n'entraînent pas obligatoirement la perpétration de crimes dans l'avenir. Les chercheurs doivent plutôt cerner les situations actuelles et les caractéristiques permanentes qui prédisposent certaines personnes à commettre des infractions sexuelles, qu'il s'agisse de souvenirs, d'habitudes, de valeurs, de déficiences cognitives ou de choix de vie déplorables.

Bien que la Statique-2002 se révèle prometteuse, il faudra poursuivre les recherches avant de pouvoir l'utiliser dans des contextes appliqués. Il faudra notamment

répéter les résultats au moyen d'ensembles de données distincts. Étant donné que les échelles statiques de détermination du risque servent surtout à déterminer le risque de récidive à long terme, les études de répétition devraient porter sur une période de suivie d'au moins 10 ans (de préférence 15). Il faudrait que les études de répétition incluent un échantillon combiné de plus de 1 000 délinquants sexuels (de 200 à 400 dans chaque étude) avant qu'on ne puisse associer des niveaux de risque spécifiques à des gammes de scores spécifiques.

Comme la Statique-99, la Statique-2002 n'avait pas pour but de fournir une évaluation exhaustive du risque de la récidive. Il y a de nombreux facteurs liés à la récidive sexuelle, comme les préoccupations sexuelles et l'accès aux victimes (Hanson et Harris 2000), dont les évaluateurs pourraient vouloir tenir compte. La combinaison optimale des facteurs statiques et historiques aux facteurs de risque dynamiques (modifiables) demeure un important sujet pour la recherche à venir.

BIBLIOGRAPHIE

- Barbaree, H.E., M. C. Seto, C. Langton et E. Peacock (2001). « Evaluating the predictive accuracy of six risk assessment instruments for adult sex offenders », *Criminal Justice and Behavior*, 28 : 490-521.
- Berliner, L., D. Schram, L. L. Miller et C.D. Milloy (1995). « A sentencing alternative for sex offenders: A study of decision making and recidivism », *Journal of Interpersonal Violence*, 10 : 487-502.
- Bonta, J. et R.K. Hanson (1995a). *10-year recidivism of Canadian federal offenders*, données brutes non publiées.
- Bonta, J. et R.K. Hanson (1995b). *La récidive violente chez les hommes libérés de prison*, document présenté au 103^e Congrès annuel de l'American Psychological Association, New York., août.
- Cox, D.R. et D. Oakes (1984). *Analysis of survival data*, Londres, Chapman & Hall.
- CS/RESORS Consulting (1991). *An evaluation of community sex offender programs in the Pacific Region*, rapport présenté à l'administration régionale du Service correctionnel du Canada (contrat n° 21803-0-A602/01-XSB), Vancouver (Colombie-Britannique), auteur.
- Epperson, D.L., J.D. Kaul et D. Hesselton (1998). *Minnesota Sex Offender Screening Tool – Revised (MnSOST-R): Development, performance, and recommended risk level cut scores*, Iowa State University/Minnesota Department of Corrections.
- Friendship, C., D. Thornton, M. Erikson et A.R. Beech (2001). « Reconviction: A Critique and Comparison of Two Main Data Sources in England and Wales », *Legal and Criminological Psychology*, 6 : 121-129.
- Grubin, D. (1998). *Sex offending against children: Understanding the risk*, Police Research Series Paper 99, Londres, Royaume-Uni, Home Office.
- Hanley, J.A. et B.J. McNeil (1983). « A method of comparing the areas under Receiver Operating Characteristic curves derived from the same cases », *Radiology*, 148 : 839-843.
- Hanson, R.K. (2002). *Evaluation of Manitoba's Secondary Risk Assessment*, manuscrit inédit.
- Hanson, R.K. (2001). *L'âge et la récidive sexuelle : une comparaison des violeurs et des agresseurs d'enfants*, Rapport pour spécialistes n° 2001-01, Ottawa, ministère du Solliciteur général du Canada.

- Hanson, R.K. (1997). *Établissement d'une échelle actuarielle sommaire du risque de récidive sexuelle*, Rapport pour spécialistes n° 97-04, Ottawa, ministère du Solliciteur général du Canada.
- Hanson, R.K., I. Broom et M. Stephenson (2001). *Updated recidivism information on sexual offenders in the CSC Pacific Region*, données brutes non publiées.
- Hanson, R.K. et M.T. Bussière (1998). « Predicting relapse: A meta-analysis of sexual offender recidivism studies », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 66(2) : 348-362.
- Hanson, R.K. et A.J.R. Harris (2000). « Where should we intervene? Dynamic predictors of sex offense recidivism », *Criminal Justice and Behavior*, 27 : 6-35.
- Hanson, R.K., H. Scott et R.A. Steffy (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., R.A. Steffy et R. Gauthier (1993a). « Long-term recidivism of child molesters », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 61 : 646-652.
- Hanson, R.K., R.A. Steffy et R. Gauthier (1993b). *Long-term recidivism of child molesters*, données brutes non publiées.
- Hanson, R.K., R.A. Steffy et R. Gauthier (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, ministère du Solliciteur général du Canada.
- Hanson, R.K. et D. Thornton (2000). « Improving risk assessments for sex offenders: A comparison of three actuarial scales », *Law and Human Behavior*, 24(1) : 119-136.
- Hanson, R.K. et D. Thornton (1999). *Statique-99 : une amélioration des évaluations actuarielles du risque chez les délinquants sexuels*, Rapport pour spécialistes n° 99-02, Ottawa, ministère du Solliciteur général du Canada.
- Hedges, L.V. et I. Olkin (1985). *Statistical methods for meta-analysis*, Orlando (Floride), Academic Press.
- Marques, J.K. et D.M. Day (1996). *SOTEP follow-up data for 1995*, données brutes non publiées.

- Marques, J.K., D.M. Day, C. Nelson et M.A. West (1994). « The relationship between treatment goals and recidivism among child molesters », *Behaviour Research and Therapy*, 32 : 577-588.
- Marques, J.K., D.M. Day, C. Nelson et M.A. West (1993). « Effects of cognitive-behavioral treatment on sex offenders' recidivism: Preliminary results of a longitudinal study », *Criminal Justice and Behavior*, 21 : 28-54.
- Motiuk, L.L. (1995). *Sex offender recidivism information for case load and new releases: March, 1991 to July, 1994*, données brutes non publiées.
- Motiuk, L.L. et S.L. Brown (1993). *Laps de temps avant la suspension de la libération des délinquants sexuels*, Rapport de recherche n° R-31, Ottawa, Canada, Service correctionnel Canada.
- Motiuk, L.L. et S.L. Brown (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 Canada.
- Motiuk, L.L. et F.J. Porporino (1993). *Examen des antécédents des délinquants sexuels dans le système correctionnel fédéral*, Rapport de recherche n° R-30, Ottawa, Canada, Service correctionnel Canada.
- Nunes, K.L., P. Firestone, J.M. Bradford, D.M. Greenberg et I. Broom (2002). « A comparison of modified versions of the Static-99 and the Sex Offender Risk Appraisal Guide (SORAG) », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, 14 : 253-269.
- Pellerin, B., J. Proulx, M. Ouimet, Y. Paradis, A. McKibben et J. Aubut (1996). « Étude de la récidive post-traitement chez des agresseurs sexuels judiciairisés », *Criminologie*, 29 : 85-108.
- Phenix, A., R.K. Hanson et D. Thornton (2000). *Règle de codage pour Statique-99*, Recherche sur les questions correctionnelles : manuels et formulaires, Ottawa, ministère du Solliciteur général du Canada.
- Proulx, J., B. Pellerin, A. McKibben, J. Aubut et M. Ouimet (1997). « Static and dynamic predictors of recidivism in sexual offenders », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, 9 : 7-28.
- Proulx, J., B. Pellerin, A. McKibben, J. Aubut et M. Ouimet (1995). *Static and dynamic predictors of recidivism in sexual aggressors*, données brutes non publiées.
- Quinsey, V.L., G.T. Harris, M.E. Rice et C.A. Cormier (1998). *Violent offenders: appraising and managing risk*, Washington, DC, American Psychological Association.

- Reddon, J.R. (1996). *Phoenix Program for Sex Offender Treatment: An evaluation update with recidivism data obtained in September, 1995*, données brutes non publiées.
- Silver, E., W.R. Smith et S. Banks (2000). « Constructing actuarial devices for predicting recidivism: A comparison of methods », *Criminal Justice and Behavior*, 27(6) : 733-764.
- Sjöstedt, G. et N. Långström (2001). « Actuarial assessment of sex offender recidivism risk: A cross validation of the RRASOR and the Static-99 in Sweden », *Law and Human Behaviour*, 25 : 629-645.
- Song, L. et R. Lieb (1995). *Washington State sex offenders: Overview of recidivism studies*, Olympia, WA, Washington State Institute for Public Policy.
- SPSS Inc. (1999). *SPSS advanced models 10.0*, Chicago, SPSS Inc.
- Studer, L.H., J.R. Reddon, V. Roper et L. Estrada (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 563 sexual offenders released from HM Prison Service in 1979*, données brutes non publiées.

ANNEXE A

Règles de codage pour la Statique-2002

L'information qui suit doit être considérée uniquement comme un aperçu général des règles de codage de la Statique-2002. Des règles de codage détaillées sont actuellement en voie d'élaboration. Les chercheurs désireux d'utiliser la Statique-2002 sont priés, avant d'utiliser l'échelle, de communiquer avec Karl Hanson ou David Thornton pour obtenir la dernière version des règles de codage. Malgré la simplicité apparente des éléments, l'expérience antérieure avec la Statique-99 semble indiquer qu'il faut faire très attention aux règles de codage pour obtenir des résultats fiables.

La Statique-2002 est destinée à être utilisée auprès des délinquants dont une infraction répertoriée est de nature sexuelle et qui ont l'occasion de récidiver parce qu'on leur a imposé une peine communautaire ou parce qu'ils ont obtenu leur mise en liberté après une période de détention. Il doit s'agir de délinquants de sexe masculin, âgés d'au moins 18 ans, qui ont commis une infraction sexuelle contre une victime identifiable.

Âge à la mise en liberté (0 – 3)

18 à 24,9	= 3
25 à 34,9	= 2
35 à 49,9	= 1
50 ou plus	= 0

Il faut utiliser l'âge du délinquant au moment de l'évaluation du risque.

Persistance des infractions sexuelles (0 – 3)

Cette section inclut trois variables : a) prononcés de peine antérieurs pour infractions sexuelles (0 – 3), b) arrestations pour infractions sexuelles comme adulte et comme jeune contrevenant (0/1), c) fréquence des infractions sexuelles (0/1). Il faut coder chacune des variables, puis coder de nouveau la sous-échelle comme suit :

Score brut	Score pour la sous-échelle
0	0
1	1
2, 3	2
4, 5	3

Prononcés de peine antérieurs pour infractions sexuelles

0	= 0
1	= 1
2, 3	= 2
4 ou plus	= 3

Un prononcé de peine correspond à une occasion où le délinquant est traduit devant le tribunal, plaide ou est déclaré coupable de l'infraction et se voit infliger une peine (amende, emprisonnement, peine conditionnelle). Les délinquants peuvent être déclarés coupables de plusieurs infractions au même prononcé de peine. En Angleterre, un avertissement officiel est considéré comme un prononcé de peine. Il faut compter les prononcés de peine comme jeune contrevenant et comme adulte.

Les délinquants peuvent être traduits devant les tribunaux et se voir infliger plusieurs peines pour une seule série de crimes. Pour que deux prononcés de peine soient considérés comme distincts, le délinquant doit avoir commis un crime et s'être vu infliger une peine pour celui-ci avant de commettre le deuxième crime (et de se voir infliger une peine pour celui-là). Si le délinquant est reconnu coupable d'un crime commis avant la condamnation antérieure, la nouvelle condamnation est considérée comme une pseudorécidive et n'est pas comptée séparément.

C'est le comportement plutôt que la désignation comme telle qui détermine si une infraction est considérée comme sexuelle. Ainsi, une agression sexuelle qui est ramenée, au terme d'une négociation de plaidoyer, à des voies de fait est toujours considérée comme une infraction sexuelle si le motif de l'infraction originale est sexuel. Comme la Statique-99, la Statique-2002 est destinée aux délinquants pour lesquels il y a au moins une victime identifiable. Elle ne s'applique pas aux délinquants coupables uniquement d'infractions relatives à la prostitution, bien que celles-ci soient considérées comme des infractions sexuelles si le délinquant a un casier judiciaire pour une infraction de la catégorie A (voir les règles de codage de la Statique-99; Phenix, Hanson et Thornton, 2000).

Arrestation pour infractions sexuelles comme jeune contrevenant

Arrestation avant l'âge de 18 ans et condamnation après l'âge de 18 ans = 1

Aucune arrestation pour infraction sexuelle avant l'âge de 18 ans = 0

Cet élément est coté uniquement pour les délinquants reconnus coupables d'une infraction sexuelle à l'âge adulte. Il ne l'est pas pour les jeunes contrevenants libérés après l'âge de 18 ans. La condamnation comme adulte doit être consécutive à un comportement différent de celui qui a mené à l'arrestation comme jeune contrevenant.

Fréquence des infractions sexuelles

Moins d'un prononcé de peine tous les 15 ans = 0

Un prononcé de peine ou plus tous les 15 ans = 1

Cette fréquence est égale à la somme de tous les prononcés de peine pour infractions sexuelles (y compris l'infraction répertoriée) divisée par l'âge du délinquant à la mise en liberté. Ainsi, si le délinquant est âgé de 29 ans et qu'il a une infraction sexuelle antérieure, la fréquence est égale à $(1 + 1)/29 = 0,06897$, et on lui attribue un point pour « fréquence élevée ».

Intérêts sexuels déviants (0 – 3)

Cette section renferme trois éléments : a) condamnations pour infractions sexuelles sans contact (0/1), b) au moins une victime de sexe masculin (0/1), c) au moins une victime jeune sans lien de parenté avec le délinquant (0/1). On fait la somme des trois éléments pour obtenir un score total variant entre 0 et 3 (aucun recodage).

Infractions sexuelles sans contact

Condamnations pour infractions sexuelles sans contact = 1

Aucune = 0

Identique à l'élément de la Statique-99. Ne compter que les appels téléphoniques obscènes, l'utilisation d'Internet pour séduire des victimes, la possession de pédopornographie, l'exhibitionnisme et le voyeurisme. Ne pas compter les infractions liées à la prostitution ni les autres infractions pour lesquelles il n'y a pas de victime identifiable.

Au moins une victime de sexe masculin

Au moins une victime de sexe masculin = 1

Aucune = 0

Même chose que pour la Statique-99.

Au moins une victime jeune sans lien de parenté avec le délinquant (0, 1)

Deux ou plusieurs victimes âgées de moins de 12 ans dont au moins une doit être sans lien de parenté avec le délinquant = 1

Sinon = 0

Cet élément est considéré comme un substitut de l'intérêt sexuel à l'égard des enfants. On attribue le point au délinquant si au moins deux de ses victimes n'avaient pas encore atteint l'âge de 12 ans. Une des victimes doit être sans lien de parenté avec lui. Si toutes les victimes entretiennent un lien de parenté avec le délinquant ou si seulement une victime est âgée de moins de 12 ans, on donne zéro au délinquant.

Lien avec les victimes des infractions sexuelles (0 – 2)

Cette section renferme deux éléments : au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant (0/1) et au moins une victime qui était un inconnu (0/1). Les victimes qui sont des inconnus n'ont pas non plus de lien de parenté avec le délinquant. On fait la somme des éléments pour obtenir un score de sous-échelle qui peut varier entre 0 et 2.

Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant

Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant = 1

Aucune = 0

On dit qu'une victime a un lien de parenté avec le délinquant si ce lien est suffisamment proche pour interdire le mariage, mais cela englobe également les cousins germains, les neveux et nièces et les conjoints. Cet élément est identique à celui de la Statique-99 (voir Phenix et coll. 2000).

Au moins une victime qui est un inconnu

Au moins une victime qui est un inconnu = 1

Aucune = 0

Une victime est considérée comme un inconnu si elle ne connaissait pas le délinquant 24 heures avant l'infraction sexuelle.

Cet élément est identique à celui de la Statique-99 (voir Phenix et coll. 2000).

Criminalité générale (0 – 3)

Cette sous-échelle renferme quatre éléments : a) prononcés de peine pour n'importe quelle infraction (0 – 3), b) tout manquement aux conditions de la mise en liberté (0/1), c) moins de quatre ans sans infraction avant la condamnation pour l'infraction répertoriée (0/1), d) toute condamnation antérieure pour violence non sexuelle. Le score brut est recodé comme suit :

Score brut	Score de la sous-échelle
0	0
1, 2	1
3, 4	2
5, 6	3

Arrestations ou prononcés de peine pour n'importe quelle infraction

Aucune arrestation = 0

Au moins une arrestation, mais moins de trois prononcés de peine pour une infraction = 1

De 3 à 13 prononcés de peine = 2

14 prononcés de peine ou plus = 3

Ne pas inclure l'infraction ou les infractions répertoriées. Compter les prononcés de peine pour infractions sexuelles et non sexuelles. Ne pas compter les infractions très mineures dont l'auteur ne serait pas passible d'emprisonnement ou d'une peine communautaire (p. ex., consommation d'alcool avant l'âge légal, excès de vitesse).

Manquement aux conditions

Tout manquement aux conditions de la mise en liberté = 1

Aucun = 0

Cet élément est coté « 1 = oui » si le délinquant a été reconnu coupable d'une infraction liée à son manquement aux conditions du cautionnement, de la libération conditionnelle, de la probation ou de la surveillance communautaire (p. ex. la non-conformité aux conditions de la probation, révocation de la libération conditionnelle). Cet élément est coté également si le délinquant est arrêté pour perpétration d'une nouvelle infraction pendant qu'il fait l'objet d'une ordonnance de surveillance communautaire (y compris de cautionnement, de libération conditionnelle, de probation).

Nombre d'années sans infraction avant l'infraction répertoriée

Moins de 36 mois sans infraction avant la perpétration de l'infraction sexuelle qui aboutit à la condamnation répertoriée ou

Moins de 48 mois sans infraction avant la condamnation pour l'infraction sexuelle répertoriée = 1,

Plus de 48 mois sans infraction avant la condamnation répertoriée et

Plus de 36 mois sans infraction avant la perpétration de l'infraction sexuelle qui aboutit à la condamnation répertoriée = 0

Calculer le nombre de mois écoulés entre la date de la mise en liberté après le précédent démêlé avec la justice et la date de la plus récente infraction sexuelle (l'infraction sexuelle répertoriée). Pour les délinquants condamnés à une peine de détention, la mise en liberté correspond à la date d'élargissement de l'établissement pénitentiaire. Pour les délinquants condamnés à une peine communautaire, cela correspond à la date de la sentence. Les arrestations et les mises en accusation constituent des démêlés avec la justice, même si le délinquant n'a pas été déclaré coupable.

Il y a deux dates associées à l'infraction sexuelle répertoriée : a) la date de perpétration de l'infraction, b) la date de condamnation du délinquant. On attribue un point au délinquant si le laps de temps écoulé entre la mise en liberté et la nouvelle condamnation est inférieur à 48 mois ou si le laps de temps écoulé entre la mise en liberté et la nouvelle infraction sexuelle est inférieur à 36 mois.

Il faut compter les infractions comme jeune contrevenant si le délinquant était âgé de moins de 22 ans lorsqu'il a été déclaré coupable de l'infraction sexuelle répertoriée.

Condamnations antérieures pour infractions de violence non sexuelle

Toute condamnation antérieure pour infractions de violence non sexuelle = 1

Aucune condamnation antérieure = 0

Les infractions de violence non sexuelle sont celles qui comportent une confrontation avec la victime, comme le vol qualifié, les voies de fait et le meurtre, de même que l'incendie criminel et le fait de proférer des menaces. Contrairement à la méthode employée pour la Statique-99, ne compter que les infractions de violence sans motif sexuel. Si le délinquant tente de commettre une agression sexuelle, mais est déclaré coupable uniquement de voies de fait, celles-ci compteraient comme une infraction sexuelle plutôt que comme une infraction de violence non sexuelle. L'acte criminel qui aboutit à une condamnation pour infraction de violence non sexuelle doit différer de celui qui résulte en une condamnation pour infraction sexuelle. La condamnation pour infraction de violence non sexuelle doit précéder l'infraction sexuelle répertoriée. Ne pas compter les condamnations pour infractions de violence non sexuelle qui sont incluses dans la grappe d'infractions répertoriées (c.-à-d. la série de crimes qui incluait l'infraction sexuelle répertoriée).

<p><u>Lien avec la victime</u></p> <p>Au moins une victime sans lien de parenté avec le délinquant 0 = non; 1 = oui</p> <p>Au moins une victime qui était un inconnu 0 = non; 1 = oui</p> <p>Total</p>	<p>0, 1</p> <p>0, 1</p>	<p>0, 1, 2</p>
<p><u>Criminalité générale</u></p> <p>Arrestations/prononcés de peine</p> <p>0 = aucune mise en accusation 1 = au moins une mise en accusation ou condamnation, mais moins de trois prononcés de peine antérieurs 2 = 3 – 13 prononcés de peine antérieurs 3 = 14 ou plus prononcés de peine antérieurs</p> <p>Tout manquement aux conditions de la mise en liberté : 0 = non; 1 = oui</p> <p>Nombre d'années sans infraction avant l'infraction répertoriée 0 = 4 ans ou plus 1 = moins de 4 ans</p> <p>Toute condamnation pour infraction de violence non sexuelle 0 = non 1 = oui</p>	<p>0 – 3</p> <p>0, 1</p> <p>0, 1</p> <p>0, 1</p>	
<p>Score brut pour la sous-échelle de la criminalité générale</p> <p>0 = 0 1, 2 = 1 3, 4 = 2 5, 6 = 3</p>	<p>0 – 6</p>	<p>0, 1, 2, 3</p>
<p>Total</p>		<p>0 – 14</p>