

**L'exactitude des évaluations  
du risque de récidive chez  
les délinquants sexuels :  
une méta-analyse**

**2007-01**

R. Karl Hanson

Sécurité publique et Protection civile Canada

Kelly E. Morton-Bourgon

Ministère de la Justice du Canada

N° de cat. : PS4-36/2007F  
N° ISBN : 978-0-662-73541-0

## Table des matières

|   |    |
|---|----|
| Résumé.....                                   | i  |
| Introduction.....                             | 1  |
| Méthode .....                                 | 5  |
| Échantillon .....                             | 5  |
| Procédure de codage .....                     | 6  |
| Indice de l'exactitude prédictive.....        | 7  |
| Agrégation des constatations .....            | 7  |
| Résultats .....                               | 9  |
| Discussion.....                               | 14 |
| Conséquences pour l'évaluation appliquée..... | 16 |
| Note des auteurs.....                         | 18 |
| Bibliographie.....                            | 19 |
| Annexe 1 .....                                | 32 |



## Résumé

Le présent document porte sur l'exactitude de différentes méthodes d'évaluation du risque de récidive chez les délinquants sexuels. Les évaluations du risque ont été classées selon la provenance des éléments (empiriques ou conceptuels) et la méthode de combinaison des éléments dans une évaluation globale du risque (jugement professionnel ou actuariel). D'après 577 constatations de 79 échantillons distincts, les mesures actuarielles conçues pour des types particuliers de résultat (récidive sexuelle, violente ou générale) étaient les meilleurs prédicteurs de ce résultat particulier (c.-à-d. que les mesures conçues pour prédire la récidive sexuelle étaient la meilleure façon de prévoir ce genre de récidive). Les résultats des évaluations fondées sur un jugement professionnel structuré variaient, les résultats moyens constituant un intermédiaire entre les constatations des évaluations actuarielles et les jugements professionnels non structurés (qui étaient constamment les moins exacts). Il n'y avait aucune différence significative dans l'exactitude prédictive des mesures actuarielles empiriques et des mesures actuarielles conceptuelles. Ces résultats donnent à penser qu'il est possible de procéder à des évaluations psychologiques du risque qui présentent le double avantage d'une exactitude très prédictive et de la compréhension utile sur le plan clinique de cas précis.



## **L'exactitude des évaluations du risque de récidive chez les délinquants sexuels : une méta-analyse**

Toutes les sociétés doivent prendre des mesures à l'encontre des individus qui commettent des infractions graves. Un déterminant important de ces mesures (p. ex. une punition, la détention ou la surveillance) est le risque perçu de récidive. Les délinquants sexuels, en particulier, font souvent l'objet de politiques spéciales (p. ex. détention postsentencielle, surveillance communautaire de longue durée) visant à accroître la sécurité de la société au moyen de la gestion du risque de récidive qu'ils présentent. L'efficacité de ces politiques repose sur la capacité des évaluateurs de classer avec exactitude les délinquants selon le niveau de risque.

Les caractéristiques individuelles associées à la récidive chez les délinquants sexuels ont déjà fait l'objet d'un examen (Hanson et Bussière [1998]; Hanson et Morton-Bourgon [2005]). En général, les deux principales caractéristiques associées à la récidive sexuelle sont la déviance sexuelle et l'instabilité du mode de vie ou la criminalité. Le mode de vie criminel (p. ex. antécédents de violation des règles, toxicomanie) est également la caractéristique pour laquelle les liens sont les plus étroits avec la récidive violente et générale (toutes les formes) chez les délinquants sexuels (Hanson et Morton-Bourgon [2004]), les délinquants en général (Gendreau, Little et Goggin [1995]) et les délinquants souffrant de troubles mentaux (Bonta, Law et Hanson [1998]).

Même si un certain nombre de facteurs de risque de récidive ont été définis, les relations entre un facteur de risque en particulier et la récidive sont faibles. Par conséquent, des évaluations compétentes doivent tenir compte d'un éventail de facteurs de risque. Dans le présent examen, il s'agit de connaître l'exactitude relative des différentes méthodes de combinaison des facteurs de risque dans une évaluation générale du risque.

La plus grande partie de la discussion sur les méthodes de combinaison de l'information pour la prise de décision appliquée en psychologie s'inspire de l'examen par Meehl [1954] de la prédiction clinique par rapport à la prédiction statistique. Pour Meehl, l'approche statistique (ou actuarielle) comporte des procédures explicites de regroupement des individus en catégories, et des fréquences statistiques pour établir un lien entre l'appartenance à une catégorie et le résultat. Par contre, l'approche clinique comporte la prédiction du résultat fondée sur la compréhension des structures psychologiques et la dynamique d'individus particuliers. La question fondamentale posée par Meehl était la suivante : quelle approche est la plus précise pour la prédiction du comportement futur? Meehl [1954] a opté pour l'approche actuarielle, à l'instar de la plupart des analystes ultérieurs (Ægisdóttir et coll. [2006]; Andrews, Bonta et Wormith [2006]; Grove, Zald, Lebow, Snitz et Nelson [2000]; Quinsey, Harris, Rice et Cormier [2006]).

Malgré les données à l'appui de la prédiction statistique, la prédiction clinique est encore omniprésente dans les règlements judiciaires (Janus et Prentky [2003]) et elle a ses défenseurs chez les examinateurs judiciaires (Litwack [2001]). Une partie du débat opposant la prédiction

clinique et la prédiction actuarielle concerne des questions techniques qui peuvent, en principe, être résolues au moyen de recherches plus poussées. Cependant, le débat repose aussi sur des visions fondamentalement différentes concernant l'objet des évaluations judiciaires du risque.

Pour certains cliniciens, l'exactitude de la prédiction est tout ce qui compte. Aux yeux des cliniciens qui préconisent l'approche de la « prédiction pure », l'échelle idéale comprendrait tous les facteurs de risque non redondants, les facteurs seraient pondérés d'une manière optimale et la mesure serait appliquée aux individus de la population même pour laquelle la mesure a été conçue et validée. Le contenu de l'échelle n'aurait pas d'importance s'il contribuait à l'exactitude prédictive. Parmi les exemples d'échelles conçues à partir de cette approche figurent le Guide d'évaluation du risque de violence (VRAG; Quinsey et coll. [2006]) et les modèles arborescents itératifs de classification élaborés par Banks et coll. [2004].

Pour d'autres cliniciens, l'objectif de l'évaluation du risque consiste à comprendre le cas. Du point de vue de la maximisation de la compréhension, l'évaluation du risque idéale serait fondée sur un modèle théorique valide du risque. Cette théorie serait généralement vraie et s'appliquerait à l'individu évalué. Au lieu de choisir des variables fondées sur leurs relations empiriques avec la récidive (p. ex. l'âge au moment de la première infraction), on choisirait les variables qui aident à expliquer pourquoi la récidive est probable ou non (p. ex. les attitudes procriminelles actuelles). Le fait de comprendre le cas permettrait non seulement d'obtenir une estimation du risque de récidive, mais cela indiquerait aussi la façon de gérer le cas pour réduire ce risque. Parmi les exemples de procédures d'évaluation du risque établies du point de vue de la « compréhension », mentionnons l'Inventaire du niveau de service - révisé (LSI-R; Andrews et Bonta [1996]) et le Risque de violence sexuelle – 20 (SVR-20; Boer, Hart, Kropp et Webster [1997]).

Les critiques de l'approche de la « compréhension » soutiennent que les interprétations doivent s'appuyer sur des preuves pour être crédibles (Meehl [1954], p. 136-138). Les critiques de l'approche de la « prédiction pure » se plaignent du fait qu'un score d'un instrument de prédiction a une valeur limitée pour la compréhension et la gestion du cas (Hart [1998]).

Un examen approfondi des approches de l'évaluation du risque utilisées actuellement montre que la distinction ci-dessus entre la prédiction et la compréhension n'est pas synonyme de la distinction que fait Meehl entre la prédiction clinique et la prédiction actuarielle. Les éléments du LSI-R, par exemple, étaient fondés sur des modèles psychologiques sociaux du crime, et ils sont organisés en domaines de contenu conceptuellement significatifs (p. ex. toxicomanie, relations familiales négatives). Il y a, toutefois, des règles explicites à suivre pour évaluer les éléments, des règles mécaniques pour combiner les éléments en sous-scores et des règles mécaniques pour calculer le score global du risque. Meehl considérerait le LSI-R comme une mesure actuarielle, mais il est très différent de l'approche de la prédiction pure des arbres de classification itératifs (ACI) de Banks. L'approche des ACI est explicitement athéorique et, étant donné la complexité des calculs, il « serait clairement impossible pour un clinicien d'enregistrer en mémoire les multiples modèles et leur scores » (Banks et coll. [2004]). De



plus, il est peu probable que les évaluateurs mémorisent le guide de cotation du LSI-R; néanmoins, après avoir procédé à une évaluation, ils devraient pouvoir expliquer pourquoi le délinquant a été placé dans une catégorie de risque particulière.

Comme la distinction générale entre la prédiction clinique et la prédiction actuarielle n'indique pas de différences importantes dans les procédures d'évaluation du risque, dans l'examen actuel, nous avons classé les évaluations du risque en quatre catégories (voir le tableau 1). Ces catégories étaient fondées sur la distinction de Sawyer [1966] entre les facteurs examinés dans l'évaluation du risque et la méthode utilisée pour combiner les facteurs dans une évaluation globale du risque. Dans le domaine de la recherche sur la délinquance sexuelle, la plupart des évaluations du risque actuelles peuvent être classées dans l'une des quatre catégories fondées sur la question de savoir si les facteurs sont obtenus de façon empirique ou conceptuelle et si la décision finale est prise à la suite d'un jugement professionnel ou à l'aide d'un algorithme explicite.

Tableau 1. Types d'évaluations du risque

|                                    | Éléments                   | Jugement global | Exemples   |
|------------------------------------|----------------------------|-----------------|--|
| Mesures actuarielles empiriques    | Empiriques                 | Mécanique       | VRAG, Statique-99  |
| Mesures actuarielles conceptuelles | Conceptuels                | Mécanique       | Échelle des besoins en traitement et des progrès des délinquants sexuels du Vermont<br><br>Ajouts d'éléments de SVR-20 |
| Jugement professionnel structuré   | Conceptuels                | Non structuré   | SVR-20   |
| Jugement non structuré             | Cas particulier / inconnus | Non structuré   |  |

Dans l'approche actuarielle empirique, les éléments sont choisis en fonction des relations observées avec le résultat, et des règles explicites sont fournies pour combiner les éléments dans une évaluation globale du risque (p. ex. VRAG, Quinsey et coll. [2006]; Statique-99, Hanson et Thornton [2000]). Dans l'approche actuarielle conceptuelle, le jugement final est déterminé par des règles explicites, mais les éléments sont choisis en fonction de la théorie. Parmi les exemples d'outils élaborés par cette approche pour évaluer le risque que présentent les délinquants sexuels figurent l'évaluation du risque structurelle de Thornton (Thornton

[2002]) et l'échelle des besoins en traitement et des progrès des délinquants sexuels (McGrath et Cumming [2003]).

Dans le cas d'un jugement professionnel structuré, les évaluateurs doivent coter une liste d'éléments déterminés au préalable, mais il faut faire appel à un jugement professionnel pour l'évaluation finale (p. ex. voir SVR-20; Boer et coll. [1997]). Il n'est pas inhabituel, cependant, que des chercheurs omettent le jugement professionnel et qu'ils se contentent de calculer la somme des cotes attribuées aux éléments de la liste de contrôle. Dans ce cas, l'outil devient une mesure actuarielle conceptuelle. Sur le plan de la recherche, il est intéressant de s'interroger sur l'efficacité d'un simple calcul relatif aux éléments comparativement au recours au jugement professionnel pour l'évaluation globale. On a fait valoir que le jugement professionnel structuré permet des formulations de cas significatives sur le plan clinique et d'éviter l'exactitude prédictive lamentable associée à l'approche clinique non structurée (Douglas, Cox et Webster [1999]; Hart [1998]).

En ce qui concerne le jugement professionnel non structuré, les facteurs de risque ne sont pas précisés d'avance, et la méthode de combinaison des facteurs de risque dans une évaluation globale du risque ne l'est pas non plus. Le jugement professionnel non structuré a toujours été le perdant dans les débats sur la prédiction clinique et la prédiction actuarielle. Il convient cependant de noter qu'il n'y a pas qu'une seule approche; différents évaluateurs ont recours différemment au jugement professionnel non structuré.

La principale question étudiée dans le présent examen concerne l'exactitude relative de ces quatre approches de l'évaluation du risque (mesures actuarielles empiriques, mesures actuarielles conceptuelles, jugement structuré et jugement non structuré). D'autres approches de l'évaluation du risque ont été décrites dans la littérature, comme l'approche actuarielle ajustée (Hanson [1998] : appelée « synthèse clinique » par Sawyer [1966]) et les approches entièrement idiographiques (appelées « approches anamnestiques » par Doren [2002]). Même si les évaluateurs utilisent couramment ces approches, elles n'ont pas fait l'objet d'études empiriques suffisantes pour mériter de figurer dans l'examen actuel.

Nous avons également examiné un certain nombre de questions secondaires concernant les facteurs qui influent sur l'exactitude prédictive des évaluations du risque. Les outils d'évaluation du risque actuariels empiriques ont été conçus à partir de différents critères de résultat, et il importe d'en connaître l'efficacité pour évaluer les formes connexes, mais non identiques, de récidive. Par exemple, quelle est l'exactitude des mesures visant à prédire la récidive violente (y compris la récidive sexuelle) (p. ex. le Guide d'évaluation du risque chez les délinquants sexuels [SORAG], Quinsey et coll. [2006]) et la catégorie plus restreinte de la récidive sexuelle ou la catégorie plus générale de toutes les formes de récidive? L'exactitude prédictive devrait également varier en fonction de la variation aléatoire introduite par des particularités techniques (Harris et Rice [2003]). En particulier, nous nous attendions à ce que les relations avec la récidive s'intensifient étant donné a) la période de suivi fixe et égale; b) les niveaux élevés de fiabilité des évaluateurs; c) le volume restreint de données manquantes.

## Méthode

### *Échantillon*

Les recherches par ordinateur dans le PsycLIT, National Criminal Justice Reference Service (États-Unis), et la bibliothèque de Sécurité publique et Protection civile Canada ont été effectuées au moyen des termes clés suivants : child molester, exhibitionism, exhibitionist, failure, frotteur, incest, indecent exposure, paraphilias (c), pedophile, pedophilia, predict (ion), rape, rapist, recidivate, recidivism, recidivist, relapse, reoffend, reoffense, sex(ual) offender, sexual assault, sexual deviant [agresseur d'enfants, exhibitionnisme, exhibitionniste, omission, frotteurisme, inceste, outrage à la pudeur, paraphilie, pédophile, pédophilie, prédiction, viol, violeur, récidiver, récidive, récidiviste, rechute, délinquant sexuel, agression sexuelle, déviant sexuel] De plus, nous avons effectué des recherches dans Proquest Digital Dissertations en utilisant les noms d'outils d'évaluation du risque connus (p. ex. Statique-99, VRAG). Parmi les autres sources figuraient les listes de documents de référence d'études empiriques et d'exams antérieurs, des numéros récents de 14 revues pertinentes (p. ex. *Criminal Justice and Behavior*, *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*) et des lettres envoyées à 38 chercheurs établis dans le domaine de la récidive chez les délinquants sexuels.

Les études étaient incluses si elles portaient sur la capacité des évaluations du risque de prédire la récidive sexuelle, violente (y compris la récidive sexuelle) ou toute récidive chez les délinquants mis en liberté après une infraction sexuelle à l'origine de la peine. Les évaluations du risque ont été définies comme des évaluations globales du risque de récidive (p. ex. dangerosité, possibilité de récidive) effectuées avec ou sans l'aide de lignes directrices ou d'outils actuariels. Les études qui ne portaient que sur des caractéristiques précises ayant trait au risque (p. ex. psychopathie, avantages du traitement, déviance sexuelle) sont signalées ailleurs (Hanson et Morton-Bourgon [2004 et 2005]).

Pour être prises en compte, les procédures relatives au risque devaient avoir été élaborées avec des échantillons différents de ceux qui figurent dans l'étude (c.-à-d. que tous les tests des méthodes d'évaluation du risque étaient des répétitions sur de nouveaux échantillons). Toutes les évaluations du risque ont été effectuées sans prise en considération de la récidive. Les études devaient contenir assez de renseignements statistiques pour permettre de calculer  $d$ , la valeur de l'effet et le taux de récidive (sexuelle, violente ou toute). Dans le cas des variables dichotomiques, il fallait au moins 5 sujets pour toutes les distributions marginales.

En mai 2006, notre recherche a permis d'obtenir 100 documents utilisables (p. ex. articles publiés, livres, rapports gouvernementaux, exposés à des conférences). Dans 13 cas, les analyses étaient fondées sur des données brutes ou des analyses fournies par les chercheurs originaux. Lorsque le même ensemble de données était signalé dans plusieurs articles, tous les résultats de ces articles étaient considérés comme provenant de la même étude. Par conséquent, les 100 documents représentaient 79 études différentes (pays d'origine : 27 des États-Unis, 30 du Canada, 14 du Royaume-Uni, 2 de la Suède et un de la France, des Pays-Bas, de

l'Allemagne, de la Nouvelle-Zélande, de la Belgique et de Taiwan; 46 (58,2 %) n'avaient pas été publiés; ils avaient été produits entre 1972 et 2006, la médiane étant 2002; la taille de l'échantillon moyen était de 276, la médiane, de 172 et l'étendue de 10 à 2 557).

La plupart des études portaient sur des groupes mixtes de délinquants sexuels adultes (70 types d'infraction mixte, 8 agresseurs d'enfants, 1 violeur; 68 adultes, 11 adolescents, tous de sexe masculin). Tous les délinquants avaient commis des infractions qui correspondaient aux définitions contemporaines des crimes sexuels (c.-à-d. que les anciennes études faisant état des homosexuels étaient exclues). La plupart des délinquants avaient été mis en liberté d'un établissement (48 d'un établissement seulement, 17 dans la collectivité seulement, 13 d'un établissement et dans la collectivité et 1 inconnu). Les délinquants de 30 études avaient participé à des programmes de traitement. Lorsque des données démographiques étaient présentées, les délinquants étaient en grande partie de race blanche (34 sur 38 études).

Les valeurs de l'effet ont été enregistrées pour trois critères de résultat : (a) la récidive sexuelle (par rapport à aucune récidive ou à la récidive non sexuelle seulement – 281 valeurs de l'effet); (b) toute récidive violente (sexuelle ou non sexuelle) (par rapport à aucune récidive ou à récidive non violente seulement – 149 valeurs de l'effet); (c) toute récidive (par rapport à aucune récidive – 147 valeurs de l'effet).

Les sources de renseignements les plus courantes sur la récidive étaient les dossiers de la justice pénale nationaux ( $k = 44$ ; 55,7 %) suivis des dossiers de l'État ou de la province ( $k = 29$ ; 36,7 %). La source de renseignements sur la récidive était inconnue pour 8 études. La période de suivi moyenne variait de 6 mois à 276 mois, la moyenne étant de 67 mois ( $\bar{E.-T.} = 46,7$ ).

### *Procédure de codage*

Chaque étude a été codée selon une liste type de variables et de règles de codage explicites (disponibles sur demande). Les études ont été codées par un des deux évaluateurs (les auteurs), et la plupart ont été codées de façon indépendante par les deux évaluateurs. Le premier auteur a examiné tout le codage. Seulement une constatation par variable individuelle a été codée par échantillon d'après (a) la taille de l'échantillon; (b) l'exhaustivité de l'information. Lorsque la taille de l'échantillon et les détails descriptifs étaient équivalents, la valeur médiane a été utilisée.

Le coefficient d'objectivité a été calculé pour environ 10 % de l'échantillon ( $n=10$ ). Comme deux des études de fiabilité contenaient des échantillons qui se chevauchaient (Friendship, Mann et Beech [2003]; Thornton et coll. [2003]), un évaluateur a combiné ces deux études alors que l'autre évaluateur les a considérées comme des études distinctes. Par conséquent, le nombre d'études disponibles à des fins de comparaison s'élevait à neuf. Un test de concordance Kappa a été utilisé pour les variables dichotomiques et nominales, et un modèle à effets aléatoires bidirectionnel des coefficients de corrélation interne (concordance absolue quant au type) (ICC) a été utilisé pour les variables ordinales et continues (Design 2 dans Orwin [1994]). La concordance pour les caractéristiques de l'échantillon était parfaite pour 7 variables et de

bonne à excellente pour 8 autres (Kappa > 0,70; ICC > 0,80). La concordance était passable pour quatre variables : publiées ou non (Kappa = 0,55 – désaccord quant aux articles « sous presse »); victimes (Kappa = 0,60; désaccord quant à savoir si les agresseurs d'adolescents étaient des agresseurs d'enfants ou des violeurs); le total, taille d'échantillon combiné (ICC = 0,72, résultat du fait qu'un évaluateur a combiné deux études et l'autre les a considérées comme distinctes) et si des casiers judiciaires nationaux ont servi à déterminer la récidive (Kappa = 0,59).

Dans les études sur la fiabilité, le premier évaluateur a relevé 56 constatations et le deuxième évaluateur en a relevé 63, avec une concordance de 104 des 119 constatations (87,4 %). Le coefficient d'objectivité du calcul des valeurs de l'effet s'établissait à 0,68 pour un seul évaluateur et à 0,81 pour la moyenne des deux évaluateurs. La concordance passait à 0,79 (un seul évaluateur) et à 0,88 (deux évaluateurs) si une observation aberrante était enlevée. La plupart des différences comportaient des omissions simples ou des erreurs de transcription.

### *Indice de l'exactitude prédictive*

L'indicateur de la valeur de l'effet utilisé a été la différence moyenne normalisée,  $d$ , définie comme :  $d = (M_1 - M_2)/S_w$ , où  $M_1$  correspond à la moyenne du groupe déviant,  $M_2$ , à la moyenne du groupe non déviant et  $S_w$  aux valeurs totalisées à même l'écart-type (Hasselblad et Hedges [1995]). En d'autres termes,  $d$  correspond à la différence moyenne entre les récidivistes et les non-récidivistes et permet de comparer cette différence à la mesure dans laquelle les récidivistes diffèrent des autres récidivistes et les non-récidivistes, des autres non-récidivistes. La formule de calcul de  $d$  figure dans Hanson et Morton-Bourgon [2004].

La statistique  $d$  a été choisie parce qu'elle est moins influencée par les taux de base de la récidive que les coefficients de corrélation, qui est l'autre statistique fréquemment utilisée dans les méta-analyses. Selon Cohen [1988], des valeurs  $d$  de 0,20 sont considérées comme « petites », de 0,50, comme « moyennes » et de 0,80, comme « grandes ». La valeur de  $d$  est environ deux fois plus grande que le coefficient de corrélation calculé à partir des mêmes données. Lorsque l'intervalle de confiance de 95 % pour  $d$  n'est pas nul, il peut être considéré comme statistiquement significatif à  $p < 0,05$ . Lorsque les intervalles de confiance pour deux prédicteurs ne se chevauchent pas, ils peuvent être considérés comme statistiquement différents l'un de l'autre ( $p < 0,05$ ).

### *Agrégation des constatations*

Deux méthodes ont été utilisées pour résumer les constatations : les valeurs médianes (Slavin [1995]) et les valeurs moyennes pondérées (Hedges et Olkin [1985]). Pour calculer la moyenne de la valeur  $d$ ,  $d.$ , on a pondéré chaque  $d_i$  par l'inverse de sa variance :

$$d. = \left( \sum_{i=1}^k w_i d_i \right) / \left( \sum_{i=1}^k w_i \right)$$
, où  $k$  est le nombre de constatations,  $w_i = 1/v_i$ , et  $v_i$  est la variance du  $d_i$  individuel (modèle à effet fixe).

La variance de la moyenne pondérée a été utilisée pour calculer des intervalles de confiance de 95 % :

$$\text{Var}(d.) = 1 / \left( \sum_{i=1}^k w_i \right); 95 \% \text{ I.C.} = d. \pm 1.96(\text{Var}[d.])^{1/2}.$$

Pondérer les valeurs  $d$  par l'inverse de leur variance signifie que les constatations des petits échantillons ont un poids moindre que les résultats des grands échantillons.

Lorsque  $d_i$  a été calculé à partir de tableaux de 2 par 2, la variance de  $d_i$  a été estimée au moyen de la formule 6 de Hasselblad et Hedges [1995] :

$$\text{Var}(d_i) = \frac{3}{\pi^2} \left( \frac{1}{a+.5} + \frac{1}{b+.5} + \frac{1}{c+.5} + \frac{1}{d+.5} \right).$$

Lorsque  $d_i$  a été calculé à partir d'autres statistiques ( $t$ , zones ROC, moyennes, etc.), la variance de  $d_i$  a été estimée à l'aide de :

$$\text{Var}(d_i) = \left[ \frac{N_1 + N_2}{N_1 N_2} + \frac{d_i^2}{2(N_1 + N_2)} \right], \text{ formule 3, Hasselblad et Hedges [1995].}$$

Pour déterminer la généralisabilité des effets dans les différentes études, la statistique  $Q$  de Hedges et Olkin [1985] a été employée :

$$Q = \sum_{i=1}^k w_i (d_i - d.)^2.$$

La statistique  $Q$  est distribuée comme un  $\chi^2$  avec des degrés de liberté de  $k-1$  ( $k$  étant le nombre d'études). Une statistique  $Q$  significative indique qu'il y a plus de variabilité entre les études que ce qui pourrait être attribuable au hasard. Les observations aberrantes ont été exclues de chaque catégorie si la seule valeur extrême représentait plus de 50 % de la variance totale ( $Q$ ).

## Résultats

Le taux de récidive sexuelle observé s'établissait à 12,4 % (2 109/17 038; 72 études), le taux de récidive violente (y compris la violence sexuelle et non sexuelle) était de 17,5 % (2 330/13 279; 36 études) et le taux de récidive générale s'élevait à 30,1 % (3,237/10,755; 40 études). Les études qui indiquaient d'avance le nombre de récidivistes et de non-récidivistes ont été exclues des calculs des taux (p. ex. Dempster [1998]). La période de suivi moyenne était de 68 mois. Ces chiffres doivent être considérés comme des sous-estimations parce que les infractions ne sont pas toutes recensées.

L'exactitude prédictive moyenne des diverses approches de l'évaluation du risque est résumée au tableau 2. Pour la prédiction de la récidive sexuelle, les mesures actuarielles empiriques conçues pour la récidive sexuelle ( $d. = 0,70$ , I.C. de 95 % de 0,64 à 0,75) étaient plus exactes que le jugement professionnel non structuré ( $d. = 0,43$ , I.C. de 95 % de 0,28 à 0,58). Il n'y avait pas de différence importante entre l'exactitude des mesures actuarielles de la récidive sexuelle établies de manière empirique ( $d. = 0,70$ ) et les mesures établies conceptuellement ( $d. = 0,66$ , I.C. de 95 % de 0,56 à 0,75). Les mesures actuarielles établies empiriquement pour la prédiction de la récidive violente étaient quelque peu moins exactes ( $d. = 0,54$ , I. C. de 95 % de 0,43 à 0,65) que les mesures actuarielles empiriques conçues pour la récidive sexuelle ( $d. = 0,70$ ), mais cette différence devrait être interprétée avec prudence, car ces intervalles de confiance se chevauchaient, et il y avait une grande variation dans chaque catégorie. En moyenne, les évaluations du risque fondées sur le jugement professionnel structuré ont montré un niveau d'exactitude prédictive situé entre celui des mesures actuarielles et celui du jugement professionnel non structuré. et elles n'étaient pas statistiquement différentes des autres approches.

Dans le cas de la prédiction de la récidive violente (y compris la récidive sexuelle), les mesures actuarielles empiriques conçues pour la récidive violente étaient plus exactes ( $d. = 0,85$ , I.C. de 95 % de 0,76 à 0,94) que les mesures actuarielles élaborées pour la récidive sexuelle ( $d. = 0,52$  et  $d. = 0,55$ ), le jugement professionnel structuré ( $d. = 0,31$ ), ou le jugement professionnel non structuré ( $d. = 0,30$ ). La même tendance se vérifiait lorsque les critères de résultat s'appliquaient à toute récidive. Les mesures actuarielles empiriques conçues pour la récidive générale étaient plus exactes ( $d. = 1,13$ , I. C. de 95 % de 0,93 à 1,32) que les mesures actuarielles empiriques établies pour la récidive violente ( $d. = 0,79$ , I. C. de 95 % de 0,67 à 0,92), les mesures actuarielles élaborées pour la prédiction de la récidive sexuelle ( $d. = 0,56$  et  $d. = 0,53$ ), ou le jugement professionnel structuré ( $d. = 0,24$ ) ou non structuré ( $d. = 0,22$ ). Les mesures actuarielles conceptuelles pour la prédiction de toute récidive affichaient également une grande exactitude prédictive ( $d. = 0,88$ , I.C. de 95 % de 0,64 à 1,11) et étaient beaucoup plus exactes que toutes les autres approches, sauf les mesures actuarielles empiriques conçues pour la violence ( $d. = 0,79$ ).

L'annexe I présente des renseignements plus détaillés des analyses ainsi que les constatations sur les outils d'évaluation du risque individuels. Dans chaque catégorie, les outils d'évaluation

Tableau 2. Exactitude prédictive moyenne de diverses formes d'évaluation du risque chez les délinquants sexuels

| Forme d'évaluation du risque              | Critères des résultats de la récidive |    |                                 |    |                                 |    |
|---|---------------------------------------|----|---------------------------------|----|---------------------------------|----|
|   | Sexuelle                              |    | Toute violence                  |    | Générale                        |    |
|   | d. (I.C. de 95 % )                    | k  | d. (I.C. de 95 % )              | k  | d. (I.C. de 95 % )              | k  |
| Mesures conçues pour la récidive sexuelle |                                       |    |                                 |    |                                 |    |
| Mesures actuarielles empiriques           | 0,70 (0,64 - 0,75)                    | 55 | 0,52 (0,47 - 0,58)              | 30 | 0,56 (0,51 - 0,62)              | 25 |
| Mesures actuarielles conceptuelles        | 0,66 (0,56 - 0,75)                    | 22 | 0,55 (0,44 - 0,65)              | 9  | 0,53 (0,45 - 0,62)              | 13 |
| Jugement professionnel structuré          | 0,42 (0,25 - 0,60) <sup>a</sup>       | 5  | 0,31 (0,13 - 0,49)              | 3  | 0,24 (0,07 - 0,40)              | 8  |
| Mesures conçues pour la récidive violence |                                       |    |                                 |    |                                 |    |
| Mesures actuarielles empiriques           | 0,54 (0,43 - 0,65)                    | 12 | 0,85 (0,76 - 0,94)              | 10 | 0,79 (0,67 - 0,92)              | 6  |
| Mesures actuarielles conceptuelles        | 0,22 (0,01 - 0,42)                    | 4  | D.I.                            |    | 0,36 (0,21 - 0,52)              | 3  |
| Mesures conçues pour toute récidive       |                                       |    |                                 |    |                                 |    |
| Mesures actuarielles conceptuelles        | 0,52 (0,34 - 0,71)                    | 4  | D.I.                            |    | 1,13 (0,93 - 1,32)              | 3  |
| Mesures actuarielles empiriques           | I.D.                                  |    | D.I.                            |    | 1,08 (0,81 - 1,35) <sup>c</sup> | 3  |
| Jugement professionnel non structuré      | 0,43 (0,28 - 0,58)                    | 9  | 0,18 (0,01 - 0,36) <sup>b</sup> | 4  | 0,22 (0,09 - 0,35)              | 8  |

<sup>a</sup> Observation aberrante exclue; avec observation aberrante  $d. = 0,57 (0,41 - 0,73)$ . <sup>b</sup> Avec observation aberrante  $d. = 0,30 (0,14 - 0,46)$ .

<sup>c</sup> Avec observation aberrante  $d. = 0,88 (0,64 - 1,11)$ .

N. B. : k est le nombre d'études; D. I. = données insuffisantes (moins de trois études recensées).



Tableau 3. Comparaison du jugement professionnel et de la simple addition d'éléments pour la prédiction de la récidive sexuelle

| Étude                        | Mesure | Jugement<br><i>d</i>     | Addition<br><i>d</i>     | Récidivistes/Total |
|------------------------------|--------|--------------------------|--------------------------|--------------------|
| Sjöstedt et Långström (2002) | SVR-20 | 0,21                     | -0,04                    | 10/ 51             |
| Dempster (1998)              | SVR-20 | 1,23                     | 1,27                     | 24/ 73             |
| de Vogel et coll. (2004)     | SVR-20 | 1,35                     | 1,19                     | 47/121             |
| Kropp (2000)                 | RSVP   | 0,97                     | 0,53                     | 15/ 53             |
| Morton (2003)                | ERASOR | 0,14                     | 0,31                     | 13/ 77             |
| <i>d.</i> (I.C. de 95 %)     |        | 0,93 (0,69 – 1,17)       | 0,82 (0,58 – 1,06)       | 109/375            |
| <i>Q</i>                     |        | 16,2 ( <i>p</i> = ,0028) | 15,6 ( <i>p</i> = ,0036) |                    |

N. B. : SVR-20 est le risque de violence sexuelle-20 (Boer et coll. [1997]). RSVP est le protocole de risque de violence sexuelle (Risk for Sexual Violence Protocol (Hart et coll. [2003])); ERASOR (Estimate of Risk of Adolescent Sexual Offense Recidivism) est l'évaluation du risque de récidive sexuelle chez les jeunes délinquants (Worling et Curwen [2000]). Les délinquants dans l'étude de Kropp [2000] étaient un sous-ensemble des délinquants de l'étude de Dempster [1998].

du risque utilisés couramment indiquaient tous une exactitude prédictive allant de modérée à élevée et, à de rares exceptions, leurs intervalles de confiance se chevauchaient. Les lecteurs qui s'intéressent à une mesure en particulier peuvent utiliser les tableaux à leur guise. La mesure associée le plus à la récidive sexuelle était le jugement professionnel (SVR-20), mais cette constatation était fondée sur seulement trois études ( $n = 245$ ) et variait beaucoup ( $Q = 7,96$ ,  $df = 2$ ,  $p < 0,05$ ).

Pour examiner davantage la contribution potentielle du jugement professionnel, nous avons relevé cinq études dans lesquelles les évaluateurs ont évalué un ensemble d'éléments déterminés au préalable et procédé à une évaluation générale du risque en fonction (a) du jugement professionnel ou (b) d'un calcul relatif aux cotes attribuées aux éléments de la liste de contrôle. Comme en témoigne le tableau 4, les résultats des deux procédures étaient semblables. Trois études favorisent le jugement professionnel et deux, les simples calculs. Dans la plupart des cas, les différences entre les approches n'étaient pas assez importantes pour être significatives. Il vaut toutefois la peine de noter que dans les deux cas où l'addition a donné de meilleurs résultats que le jugement professionnel, il s'agissait de projets de thèse de maîtrise où le jugement professionnel a été posé par des étudiants qui, à ce moment-là, avaient peu d'expérience dans l'évaluation appliquée (Dempster [1998]; Morton [2003]).

Les effets possibles des particularités techniques ont été examinés de deux façons. Dans la première approche, on utilise toutes les constatations, y compris toutes les mesures et tous les critères de résultat (577 constatations). Cette approche est exhaustive, mais elle comporte une erreur considérable parce qu'on n'a pas prévu l'uniformité et qu'on n'a pas tenu compte de l'indépendance des constatations dans les échantillons. Par conséquent, la deuxième approche portait sur la principale catégorie de constatations concernant une mesure précise et un résultat précis, qui dans ce cas étaient la méthode Statique-99 de prédiction de la récidive sexuelle (42 constatations de 42 échantillons distincts). La signification statistique des variables modératrices continues a été vérifiée au moyen de la formule des moindres carrés pondérés décrite par Hedges [1994].

Pour toutes les constatations, les constatations publiées ont produit des effets plus grands ( $d = 0,66$ ;  $k = 240$ ) que les constatations non publiées ( $d = 0,52$ ;  $k = 337$ ;  $\chi^2 = 75,8$ ,  $df = 1$ ,  $p < 0,001$ ). Ce n'était pas le cas pour les constatations obtenues avec Statique99, pour lesquelles les effets étaient semblables dans les études publiées ( $d = 0,72$ ,  $k = 16$ ) et les études non publiées ( $d = 0,68$ ,  $k = 26$ ;  $\chi^2 = 0,53$ ,  $df = 1$ ,  $p > 0,25$ ). Ni l'une ni l'autre analyse n'a permis d'établir des relations significatives avec la taille de l'échantillon total ( $r = -0,033$ ,  $k = 577$ ;  $r = -0,064$ ,  $k = 42$ ) ou l'année de publication ( $r = 0,001$ ,  $k = 577$ ;  $r = 0,11$ ,  $k = 42$ ). Dans le cas des études qui ont indiqué la date à laquelle les évaluations ont été effectuées, les évaluations du risque les plus récentes étaient plus précises que les évaluations plus anciennes ( $r = 0,20$ ,  $k = 251$ ). Cette constatation peut être attribuée en grande partie à l'introduction des outils d'évaluation du risque structurés pour les délinquants sexuels à partir du milieu des années 90. Les évaluations cliniques du risque de récidive sexuelle examinées dans cette étude ont été effectuées entre 1970 et 1998

(médiane de 1984) et ne se sont pas améliorées statistiquement pendant cette période ( $r = -0,11$ ,  $t = 0,26$ ,  $df = 7$ ,  $p > 0,50$ ).

Pour toutes les constatations, les valeurs de l'effet étaient plus élevées au R.-U. ( $d = 0,72$ ,  $k = 101$ ) qu'aux États-Unis ( $d = 0,56$ ,  $k = 129$ ) ou au Canada ( $d = 0,52$ ,  $k = 272$ ;  $\chi^2 = 77,5$ ,  $df = 2$ ,  $p < ,001$ ). La même tendance a été observée pour les études avec Statique-99 (R.-U.  $d = 0,94$ ,  $k = 10$ ; É.-U.  $d = 0,69$ ,  $k = 10$ ; Canada  $d = 0,58$ ,  $k = 16$ ;  $\chi^2 = 14,93$ ,  $df = 2$ ,  $p < 0,001$ ).

Les études dans lesquelles on a utilisé des périodes de suivi fixes présentaient des effets plus importants que les études où l'on a utilisé des périodes de suivi variables (dans l'ensemble,  $d = 0,68$  [110] par rapport à  $d = 0,54$  [451],  $\chi^2 = 75,8$ ,  $df = 1$ ,  $p < 0,001$ ; études Statique-99,  $d = 0,81$  [8] par rapport à  $d = 0,65$  [32],  $\chi^2 = 5,5$ ,  $df = 1$ ,  $p < 0,05$ ). L'effet de la fiabilité de l'évaluateur a été examiné dans les études qui ont indiqué un coefficient de corrélation interne ( $k = 133$ ; étendue of 0,60 à 1,0, moyenne = 0,87, É.-T. = ,081). Il n'y avait pas de relation entre la fiabilité de l'évaluateur et la valeur de l'effet pour les deux groupes complets de constatations ( $r = 0,084$ ,  $k = 133$ ,  $p > 0,05$ ) et les constatations avec Statique-99 ( $r = 0,039$ ,  $k = 8$ ,  $p > 0,05$ ).

La quantité de données manquantes a été mesurée en pourcentage de tous les éléments non évalués pour le participant moyen de l'étude. Cette mesure était disponible pour 200 constatations et variait de zéro à 30 %, la moyenne étant de 5,3 % (É.-T. = 9,0). Il y avait une relation positive entre la quantité de données manquantes et la valeur de l'effet pour toutes les constatations ( $r = 0,15$ ,  $k = 200$ ,  $p < ,001$ ), et il n'y avait pas de relation avec les constatations avec Statique-99 ( $r = -0,19$ ,  $k = 18$ ,  $t = 1,09$ ,  $df = 16$ ,  $p > 0,05$ ), ou le groupe plus important de constatations pour lesquelles on a utilisé une mesure actuarielle empirique ( $r = 0,095$ ,  $k = 56$ ,  $p > 0,05$ ). Les lecteurs doivent prendre note qu'on pourrait s'attendre à une corrélation négative si les données manquantes réduisaient l'exactitude de l'outil d'évaluation du risque.

## Discussion

Les résultats de l'examen actuel corroborent dans une grande mesure les approches actuarielles de l'évaluation du risque que présentent les délinquants sexuels. Pour toutes les mesures des résultats, les approches les plus exactes font appel à des mesures actuarielles empiriques conçues pour ce résultat particulier (récidive sexuelle, violente ou générale). En moyenne, l'exactitude prédictive des mesures actuarielles empiriques et des mesures actuarielles conceptuelles variait de moyenne à élevée, et il n'y avait aucune différence importante entre ces deux catégories de mesures actuarielles. L'exactitude du jugement professionnel structuré variait de faible (pour toute récurrence) à modérée (pour la récurrence sexuelle), et il y avait beaucoup de variation d'une étude à l'autre. L'exactitude du jugement professionnel non structuré était constamment faible.

Cependant, les lecteurs qui penchent en faveur du jugement professionnel feront valoir que le prédicteur le plus efficace de la récurrence sexuelle était une mesure du jugement professionnel structuré (SVR-20). En outre, dans les études qui ont comparé directement le jugement professionnel structuré à un simple calcul relatif aux éléments, des jugements cliniques ont montré un léger avantage (même si la différence n'était pas significative). Étant donné la petite taille de l'échantillon et la variation importante des constatations obtenues au moyen de l'approche SVR-20, il est facile de rejeter ces constatations sous prétexte qu'il s'agit d'un effet du hasard statistique. Néanmoins, ces constatations donnent à penser qu'il est peut-être possible de créer des formes de jugement professionnel structuré qui présentent des niveaux d'exactitude acceptables.

Nous avons fait une autre observation importante surprenante : il y a peu de recherches sur les méthodes actuelles d'évaluations du risque que présentent les délinquants sexuels. Presque toutes les études du jugement professionnel portaient sur des évaluateurs qui n'avaient pas accès à des outils d'évaluation du risque actuariels et qui avaient peu de connaissances sur les prédicteurs du risque de récurrence établis de façon empirique. Les outils d'évaluation du risque actuariels devraient maintenant être utilisés dans beaucoup de contextes appliqués (Association for the Treatment of Sexual Abusers [2005]; Doren [2002]), ce qui soulève la question de savoir comment les progrès des connaissances ont influé sur le jugement des spécialistes d'aujourd'hui.

À l'instar de Doren [2002], nous croyons que toutes les formes d'évaluation du risque appliquée comportent un certain degré de jugement professionnel. Le simple fait de coter un outil d'évaluation du risque ne constitue pas une évaluation du risque. Les évaluateurs doivent choisir la mesure actuarielle à utiliser et décider jusqu'à quel point les données du groupe associées à un score actuariel s'appliquent à un individu en particulier. La question principale consiste à déterminer le poids relatif accordé aux résultats actuariels dans l'évaluation globale du risque. Les défenseurs des mesures actuarielles empiriques croient que le poids conféré aux scores actuariels devrait être proche de 100 % (Quinsey et coll. [2006]). Les critiques des mesures actuarielles sont d'avis que le poids devrait être de beaucoup inférieur à 100 % (Litwack [2001]). Comme il incombe aux évaluateurs de s'informer au moyen de la recherche actuelle, les mesures

actuarielles empiriques et le jugement professionnel doivent être pris en considération dans les évaluations appliquées.

Décider de la mesure actuarielle à utiliser est une question non négligeable parce qu'on n'a pas pu établir clairement qu'une mesure en particulier est plus exacte que d'autres mesures semblables. Kroner, Mills et Reddon [2005], par exemple, ont constaté que des éléments choisis au hasard à partir des échelles de risque utilisées le plus souvent prédisaient la récidive générale avec la même exactitude que n'importe quelle des échelles établies. Dans tout ensemble de données, une mesure peut être supérieure à toutes les autres (Seto [2005]), mais on ne doit pas s'attendre à ce que les cliniciens sachent à priori quelle mesure s'applique le mieux à un délinquant particulier dans un contexte particulier. Comme les constatations actuelles le montrent, l'exactitude relative des mesures varie d'une étude et d'un contexte à l'autre. De plus, en l'absence d'une parfaite corrélation entre différentes mesures du risque, les outils différents produisent des classements du risque différents pour le même délinquant (Barbaree, Langton et Peacock, [2006]).

Une façon de résoudre les résultats divergents des différentes échelles actuarielles empiriques consiste à les interpréter en fonction des différences du contenu (p. ex. Doren, [2004b]). Le problème que pose cette approche, c'est qu'elle suppose que le concept est valide pour des éléments qui ont été choisis sur une base purement empirique. Il est possible d'interpréter empiriquement les éléments dérivés (p. ex. au moyen du MMPI), mais l'interprétation est beaucoup plus facile si les éléments visaient au départ à évaluer des concepts précis (p. ex. toxicomanie, tolérance au crime). Les mesures actuarielles conceptuelles présentent un avantage : les sous-composantes peuvent être définies pour que les évaluateurs puissent déterminer les raisons des scores particuliers.

Les préoccupations divergentes de ceux qui s'intéressent seulement à la prédiction et de ceux qui s'intéressent à l'interprétation des cas ne sont pas par nature irréconciliables. Il serait facile d'imaginer une synthèse des deux visions en créant un outil d'évaluation du risque cohérent en théorie qui prédirait mieux la récidive que d'autres méthodes existantes. Meehl [1954] avait raison lorsqu'il a soutenu qu'il faut défendre les opinions cliniques au moyen de preuves; cependant, la simple documentation d'une relation entre une variable et un résultat pourrait ne pas répondre aux besoins de ceux qui s'intéressent à la compréhension de leurs cas. Comme les mesures actuarielles conceptuelles dans l'étude actuelle affichaient des niveaux semblables d'exactitude prédictive à ceux des mesures actuarielles empiriques, l'objectif d'une évaluation du risque valide sur le plan théorique et empirique est à portée d'atteinte.

L'étude actuelle ne porte que sur l'exactitude avec laquelle les évaluations ont permis de classer le risque relatif que présentent les délinquants; elle n'a pas porté sur leur capacité de prédire des taux de récidive absolus. Dans beaucoup de contextes appliqués, toutefois, il importe de savoir si la probabilité de récidive des délinquants dépasse un seuil établi au préalable (voir Doren [2004a]; Mossman [2006]). Il est difficile d'établir des estimations fiables des taux de récidive absolus (« réels ») parce que beaucoup d'infractions ne sont pas recensées, et il est plausible que

les taux de récidive varieront d'une cohorte à l'autre et d'un pays à l'autre. Il est possible, par exemple, que l'évolution des attitudes sexuelles de 1970 à 2010 puissent influencer sur la probabilité de récidive et la possibilité qu'un comportement sexuel violent soit considéré comme un crime (Todd [2006]). Étant donné sa genèse des données, l'approche actuarielle empirique produira à terme les meilleures estimations du risque absolu. Jusqu'à présent, ceux qui ont participé à l'élaboration de lignes directrices sur le jugement professionnel structuré n'ont même pas essayé de préciser les niveaux de risque absolu; ils se sont plutôt limités au risque relatif défini dans les catégories générales (p. ex. faible, modéré, élevé; Hart et coll. [2003]).

L'analyse des particularités techniques a produit des constatations qui devraient intéresser les chercheurs. Comme on s'y attendait, les études qui ont fait appel à des périodes de suivi fixes et équivalentes affichaient des effets plus importants que les études dont les périodes de suivi variaient. Contrairement aux attentes, il n'y avait pas de rapport entre le nombre de constatations et la fiabilité de l'évaluateur ou la quantité de données manquantes. Dans l'ensemble des constatations, les études où il manquait le plus de données avaient en fait une envergure plus grande que celles où il manquait moins de données. Même s'il y a de bonnes raisons de croire que la faible fiabilité de l'évaluateur et les données manquantes devraient baisser le niveau d'exactitude prédictive, les résultats donnent à penser que le degré de variation généralement observé pour ces facteurs a relativement peu d'influence sur l'exactitude prédictive des mesures. Ce qui n'était pas évalué dans l'étude actuelle, c'était la qualité des données utilisées pour attribuer les cotes, qui devraient varier d'un contexte et d'un pays à l'autre.

L'observation de l'exactitude prédictive relativement élevée dans les études du R.-U. est conforme à l'engagement à long terme qu'a pris ce pays de tenir des dossiers judiciaires nationaux exhaustifs. La fiabilité accrue des dossiers judiciaires devrait se traduire par un plus grand nombre de constatations dans les études de validité. Par rapport au R.-U., le Canada et les États-Unis ont des taux plus élevés d'immigration récente, ce qui augmente la probabilité qu'on y soit incapable de recenser les infractions commises dans d'autres pays. Långström [2004] a constaté que l'approche Statistique-99 prédisait la récidive chez les Européens des pays nordiques et des pays non nordiques, mais ne prédisait pas dans une grande mesure la récidive chez les délinquants africains et asiatiques dans un échantillon national suédois. La mesure dans laquelle les différences dans l'exactitude prédictive sont attribuables à des dossiers manquants ou à des différences socioculturelles réelles reste à étudier. Quelle que soit la source, l'observation d'une différence entre les pays dans l'exactitude prédictive rend difficile la comparaison directe des mesures vérifiées uniquement au R.-U. (p. ex. Risk Matrix-2000V, Thornton et coll. [2003]) aux mesures vérifiées dans d'autres pays.

### *Conséquences pour l'évaluation appliquée*

Étant donné le poids des preuves à l'appui des outils actuariels d'évaluation du risque, nous croyons qu'il faudrait en tenir compte dans l'évaluation du risque de récidive. Ceux qui s'intéressent seulement à la prédiction peuvent choisir parmi un certain nombre de mesures actuarielles empiriques différentes selon le délinquant, l'objectif des évaluations et l'information

et les ressources disponibles. Pour la prédiction de la récidive sexuelle, il y a de solides preuves à l'appui de la validité des approches Statique-99, MnSOST-R et Risk Matrix – 2000 Sex. Les approches VRAG et SORAG ont montré toutes deux qu'il existe de fortes associations avec la récidive violente (y compris la récidive sexuelle) et, au R.-U., tout comme Risk Matrix – 2000 Violence. Les mesures élaborées pour prédire la récidive générale dans la population générale semblent efficaces pour prédire la récidive générale chez les délinquants sexuels (p. ex. ISR, LSI-R).

Pour ceux qui souhaitent comprendre leurs cas, il y a aussi un certain nombre d'outils d'évaluation du risque disponibles, même si la recherche sur ces mesures est beaucoup moins développée que la recherche sur les mesures actuarielles empiriques. À l'heure actuelle, les mesures les mieux établies pour la compréhension des cas sont l'approche SVR-20 (jugement professionnel ou simple addition des éléments) et l'évaluation du risque structurée de Thornton [2002]. Pour le moment, il est difficile pour les évaluateurs de justifier l'utilisation d'une opinion clinique non guidée, sauf pour les cas qui sont à l'extérieur de la base de sondage des mesures actuarielles actuelles (p. ex. la prédiction de la récidive sexuelle chez les adolescentes délinquantes sexuelles).

### **Note des auteurs**

Nous tenons à remercier les chercheurs suivants qui nous ont fourni des études non publiées, des données brutes ou des constatations qui ne figurent pas dans d'autres rapports : A. Beech, L. Craig, D. Epperson, G. Harris, M. Hanlon, R. Knight, C. Langton, R. Lieb, J. Looman, L. Motiuk, J. Proulx, J. Reddon, M. Rice, S. Righthand, S. Saum, G. Schiller et D. Thornton. Nous remercions également Leslie Helmus, qui a recensé les articles et mis en forme les tableaux, et Kuan Li, qui a traduit l'étude chinoise. Les points de vue exprimés sont ceux des auteurs et ils ne sont pas nécessairement ceux de Sécurité publique Canada ou ceux de nos nombreux collègues qui ont rendu ce travail possible.

La correspondance doit être adressée à R. Karl Hanson, Recherche correctionnelle, Sécurité publique et Protection civile Canada, 269, av. Laurier Ouest, Ottawa, K1A 0P8. Courriel : [Karl.Hanson@psepc-sppcc.gc.ca](mailto:Karl.Hanson@psepc-sppcc.gc.ca)



## Bibliographie

- ÆGISDÓTTIR, S., M. J. WHITE, P. M. SPENGLER, A.S. MAUGHERMAN, L. A. ANDERSON, R. S. COOK, C. N. NICHOLS, G. K. LAMPROPOULOS, B. S. WALKER, G. COHEN et J. D. RUSH. « The meta-analysis of clinical judgment project: Fifty-six years of accumulated research on clinical versus statistical prediction », *The Counseling Psychologist*, vol. 34, p. 341-382, 2006.
- \*ALLAM, J. *Effective practice in work with sex offenders: A re-conviction study comparing treated and untreated offenders*, Birmingham, West Midlands, Royaume-Uni, West Midlands Probation Service Sex Offender Unit, 1999.
- ANDREWS, D. A., et J. BONTA. LSI-R : Inventaire du niveau de service – révisé, Toronto (Ontario), Multi-Health System, 1996.
- ANDREWS, D. A., J. BONTA et S. J. WORMITH. « The recent past and near future of risk and/or need assessment », *Crime and Delinquency*, vol. 52, p. 7-27, 2006.
- ASSOCIATION FOR THE TREATMENT OF SEXUAL ABUSERS. *Practice standards for the evaluation, treatment and management of adult sexual abusers*, Beaverton (Oregon), auteur, 2005.
- BANKS, S., P. C. ROBBINS, E. SILVER, R. VESSELINOV, H. J. STEADMAN, J. MONAHAN, E. P. MULVEY, P. S. APPELBAUM, T. GRISSO et L. H. ROTH. « A multiple-models approach to violence risk assessment among people with mental disorder », *Criminal Justice and Behavior*, vol. 31, p. 324-340, 2004.
- BARBAREE, H. E., C. LANGTON et E. J. PEACOCK. « Different actuarial risk measures produce different risk rankings for sexual offenders », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 18, p. 423-440, 2006.
- \*BARTOSH, D. L., T. GARBY, et D. LEWIS. « Differences in the predictive validity of actuarial risk assessments in relation to sex offender type », *International Journal of Offender Therapy & Comparative Criminology*, vol. 47, p. 422-438, 2003.
- \*BATES, A., L. FALSHAW, C. CORBETT, V. PATEL, et C. FRIENDSHIP. « A follow-up study of sex offenders treated by Thames Valley Sex Offender Groupwork Programme, 1995-1999 », *Journal of Sexual Aggression*, vol. 10, p. 29-38, 2004.
- \*BEECH, A. R. *An evaluation of the effectiveness of Static-99 with juveniles*, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, Salt Lake City (Utah), novembre 2005

- \*BEECH, A. et H. FORD. « The relationship between risk, deviance, treatment outcome and sexual reconviction in a sample of child sexual abusers completing residential treatment for their offending », *Psychology, Crime & Law*, vol. 12, p. 685-701, 2006.
- \*BEECH, A., C. FRIENDSHIP, M. ERIKSON et R. K. HANSON. « The relationship between static and dynamic risk factors and reconviction in a sample of U.K. child abusers », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 14, p. 155-167, 2002,
- \*BEECH, A. R., J. A. TUDWAY, R. J. H. PARISH, B. PRINT et D. THORNTON. *An evaluation of the effectiveness of an actuarial risk assessment tool for people adjudicated as sex offenders as adolescents*, manuscrit non publié, University of Birmingham, Birmingham, Royaume-Uni, 2004.
- \*BEGGS, S. M. et R. C. GRACE *Improving sex offender risk assessments: The validity of incorporating measures of treatment outcome*, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, Salt Lake City (Utah), novembre 2005
- \*BÉLANGER, N. *La prédiction de la récidive chez un groupe d'agresseurs sexuels*, thèse de doctorat non publiée, Université de Montréal, Montréal (Québec), Canada, 1994.
- \*BÉLANGER, N. et C. EARLS. « Prévoir la récidive chez les délinquants sexuels », *Forum – Recherche sur l'actualité correctionnelle*, vol. 8, p. 22-24, 1996.
- \*BOER, A. *Evaluating the Static-99 and Static-2002 risk scales using Canadian sexual offenders*, thèse de maîtrise non publiée, University of Leicester, Leicester, Royaume-Uni, 2003.
- BOER, D. P., S. D. HART, P. R. KROPP ET C. D. WEBSTER. *Manual for the Sexual Violence Risk – 20: Professional guidelines for assessing risk of sexual violence*, Vancouver (Colombie-Britannique), The British Columbia Institute Against Family Violence, 1997.
- \*BONTA, J. et R. K. HANSON. [Données sur la récidive sur dix ans des délinquants mis en liberté par le Service correctionnel du Canada en 1983-1984], données brutes non publiées, 1995.
- BONTA, J., M. LAW et K. HANSON. « The prediction of criminal and violent recidivism among mentally disordered offenders: A meta-analysis », *Psychological Bulletin*, vol. 123, p. 123-142, 1998.
- \*BROWN, J. A. *A comparison of actuarial methods of predicting sexual dangerousness*, thèse de doctorat non publiée, Fielding Graduate Institute, Santa Barbara (Californie), 2004.

- COHEN, J. *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (2<sup>e</sup> éd.), Hillsdale (NJ), Lawrence Erlbaum Associates, 1998.
- \*COHEN, M. L., A. N. GROTH et R. SIEGEL. « The clinical prediction of dangerousness », *Crime and Delinquency*, vol. 24, p. 28-39, 1978,
- \*CRAIG, L. A., A. R. BEECH et K. D. BROWNE. « Evaluating the predictive accuracy of sex offender risk assessment measures on UK samples: A cross-validation of the Risk Matrix 2000 scales », *Sexual Offender Treatment*, vol. 1, extrait de <http://www.sexual-offender-treatment.org/19.98.html>, 2006.
- \*CRAIG, L. A., D. THORNTON, A. BEECH et K. D. BROWNE. (sous presse). « The relationship of statistical and psychological risk markers to sexual reconviction », *Criminal Justice and Behavior*.
- \*CRAISSATI, J. et A. BEECH, A. « Risk prediction and failure in a complete urban sample of sex offenders », *Journal of Forensic Psychiatry & Psychology*, vol. 16 , p. 24-40, 2005.
- \*CRAISSATI, J., S. FALLA, G. MCCLURG et A. BEECH. (2002). « Risk, reconviction rates and pro-offending attitudes for child molesters in a complete geographical area of London », *Journal of Sexual Aggression*, vol. 8, p. 22-38, 2002.
- \*CRAISSATI, J., L. WEBB et S. KEEN. *Personality disordered sex offenders*, rapport non publié, Londres, R.-U., Bracton Centre (Oxleas NHS Trust), London Probation Area and Home Office, 2005.
- \*DE VOGEL, V., C. de RUITER, D. VAN BEEK et G. MEAD. « Predictive validity of the SVR-20 and Static-99 in a Dutch sample of treated sex offenders », *Law and Human Behavior*, vol. 28, p. 235-251, 2004.
- \*DEMPSTER, R. J. *Prediction of sexually violent recidivism: A comparison of risk assessment instruments*, thèse de maîtrise non publiée, Simon Fraser University, Burnaby (Colombie-Britannique), Canada, 1998.
- \*DIX, G. E. « Differential processing of abnormal sex offenders: Utilization of California's mentally disordered sex offenders: Utilization of California's mentally disordered sex offender program », *Journal of Criminal Law & Criminology*, vol. 67, p. 233-243, 1976.
- DOREN, D. M. *Evaluating sex offenders: A manual for civil commitments and beyond*, Thousands Oaks, Sage, 2002.
- DOREN, D. M. « Stability of the interpretive risk percentages for the RRASOR and Static-99 », *Sexual Abuse: Journal of Research and Treatment*, vol. 16, p. 25-36, 2004a.

- DOREN, D. M. « Toward a multidimensional model for sexual recidivism risk », *Journal of Interpersonal Violence*, vol. 19, p. 835-856, 2004b.
- DOUGLAS, K. S., D. N. COX et C. D. WEBSTER. « Violence risk assessment: Science and practice », *Legal and Criminological Psychology*, vol. 4, p. 149-184, 1999.
- \*DUCRO, C. et T. PHAM. « Evaluation of the SORAG and the Static-99 on Belgian sex offenders committed to a forensic facility », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 18, p. 15-26, 2006.
- \*EPPERSON, D. L. Validation of the MnSOST-R, Static-99, and RRASOR with North Dakota Prison and Probation Samples, rapport d'assistance technique non publié, North Dakota Division of Parole and Probation, 2003.
- \*EPPERSON, D. L., J. D. KAUL et S. J. HUOT. *Predicting risk of recidivism for incarcerated sex offenders: Updated development on the Sex Offender Screening Tool (SOST)*, document présenté à la 14<sup>e</sup> conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, Nouvelle-Orléans (Louisiane), octobre 1995.
- \*EPPERSON, D. L., J. D. KAUL, S. J. HUOT, D. HESSELTON, W. ALEXANDER et R. GOLDMAN. *Cross-validation of the Minnesota Sex Offender Screening Tool-Revised*, document présenté à la 19<sup>e</sup> conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, San Diego (Californie), extrait de <http://psych-server.iastate.edu/faculty/epperson/atsa2000/index.htm>, novembre 2000.
- \*FISCHER, D. R. Sex offender risk assessment validation study, Phoenix (Arizona), Arizona Department of Corrections, 2000.
- \*FLORIDA DEPARTMENT OF HEALTH AND REHABILITATIVE SERVICES. *Status of the sex offender treatment programs, fiscal year 1983-84 (Annual Report to the Florida Legislature)*, Tampa (Floride), auteur, 1985.
- \*FRIENDSHIP, C., R. E. MANN et A. R. BEECH. « Evaluation of a national prison-based treatment program for sexual offenders in England and Wales », *Journal of Interpersonal Violence*, vol. 18, p. 744-759, 2003.
- GENDREAU, P., T. LITTLE et C. GOGGIN. « A meta-analysis of the predictors of adult offender recidivism: What works! », *Criminology*, vol. 34, p. 575-607, 1996.
- \*GIRARD, L. et J. S. WORMITH. « The predictive validity of the Level of Service Inventory – Ontario Revision on general and violent recidivism among various offender groups », *Criminal Justice and Behavior*, vol. 31, p. 150-181, 2004.

- GROVE, W. M., D. H. ZALD, B. S. LEBOW, B. E. SNITZ et C. NELSON. « Clinical versus mechanical prediction: A meta-analysis », *Psychological Assessment*, vol. 12, p. 19-30, 2000.
- \*HAAG, A. M. *Do psychological interventions impact on actuarial measures: An analysis of the predictive validity of the Static-99 and Static-2002 on a re-conviction measure of sexual recidivism*, thèse de doctorat non publiée, University of Calgary, Calgary (Alberta), Canada, 2005.
- \*HANLON, M. J., S. BENDER, S. LARSON et J. SCHOEPP. *The MnSOST and MnSOST-r in North Dakota: Validation and utility.*, manuscrit non publié, North Dakota State Penitentiary, C. P. 5521, Bismarck (Dakota du Nord), 58506-5521, États-Unis, 2004.
- HANSON, R. K. « What do we know about sex offender risk assessment? », *Psychology, Public Policy, and Law*, vol. 4, p. 50-72, 1998.
- \*HANSON, R. K. [Évaluation de l'évaluation du risque secondaire au Manitoba ], données brutes non publiées, 2002.
- HANSON, R. K. et M. T. BUSSIÈRE, M. T. « Predicting relapse : A meta-analysis of sexual offender recidivism studies », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 66, p. 348-362, 1998.
- HANSON, R. K. et K. MORTON-BOURGON. Les prédicteurs de la récidive sexuelle : une méta-analyse à jour, rapport n° 2004-02, Ottawa (Ontario), Sécurité publique et Protection civile Canada, 2004.
- HANSON, R. K. et K. MORTON-BOURGON. « Predicting relapse : A meta-analysis of sexual offender recidivism studies », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 66, p. 348-362, 2005.
- \*HANSON, R. K. et A. J. R. HARRIS. « Where should we intervene? Dynamic predictors of sexual offence recidivism », *Criminal Justice and Behavior*, vol. 27, p. 6-35, 2000.
- \*HANSON, R.K., A. J. R. HARRIS et T. L. THOMAS. [Données sur la récidive pour le projet de surveillance dynamique, 8 mars 2006], données brutes non publiées. 2006.
- \*HANSON, R. K., R. A. STEFFY, H. SCOTT et R. GAUTHIER. [Récidive à long terme des pédophiles libérés de l'Établissement Millbrook entre 1958 et 1974], données brutes non publiées, 1993.
- HANSON, R. K. et D. THORNTON. « Improving risk assessments for sex offenders : A comparison of three actuarial scales », *Law and Human Behavior*, vol. 24, p. 119-136, 2000.

- HARRIS, G. T. et M. E. RICE. « Actuarial assessment of risk among sex offenders », sous la direction de R.A. Prentky, E.S. Janus et M.C. Seto, *Sexually coercive behavior: Understanding and management (p. 193-210)*, Annals of the New York Academy of Sciences, vol. 989, New York, New York Academy of Sciences, 2003.
- HARRIS, G. T., M. E. RICE, V. L. QUINSEY, M. L. LALUMIERE, D. BOER et C. LANG. « A multi-site comparison of actuarial risk instruments for sex offenders », *Psychological Assessment*, vol. 15, p. 413-425, 2003.
- HART, S. D. « The role of psychopathy in assessing risk for violence: Conceptual and methodological issues », *Legal and Criminological Psychology*, vol. 3, p. 121-137, 1998.
- \*HARTWELL, L. L. *Sex Offender Risk Appraisal Guide: Validity and Utility for Hawaii Sex Offender Risk Assessments*, projet de recherche clinique non publié, American School of Professional Psychology, Hawaii Campus, 2001.
- HASSELBLAD, V. et L. V. HEDGES. « Meta-analysis of screening and diagnostic tests », *Psychological Bulletin*, Vol. 117, p. 167-178, 1995.
- \*HAYNES, A. K., P. M. YATES, T. NICHOLAICHUK, D. GU et R. BOLTON. *Sexual deviancy, risk and recidivism: The relationship between deviant arousal, the RRASOR and sexual recidivism*, document présenté à la conférence annuelle de la Société canadienne de psychologie, Ottawa (Ontario), Canada, juin 2000.
- \*HECKER, J., J. SCOULAR, S. RIGHTHAND et D. NANGLE. *Predictive Validity of the J-SOAP over 10-plus years: Implications for risk assessment*, séance d'affichage présentée à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, Montréal (Québec), Canada, octobre 2002.
- HEDGES, L. V. « Fixed effects models », dans H. M. COOPER et L. V. HEDGES (dir.), *The handbook of research synthesis*, p. 285-299), New York, Russell Sage Foundation, 1994.
- HEDGES, L. V. et I. OLKIN. *Statistical methods for meta-analysis*. New York, Academic Press, 1985.
- \*HILLS, A. L. *Assessment, treatment, and recidivism of Aboriginal and non-Aboriginal offenders: A comparison of intra-familial and extra-familial male sexual offenders in Saskatchewan*, thèse de maîtrise non publiée, University of Regina, Regina (Saskatchewan), Canada, 2002.
- \*HOOD, R., S. SHUTE, M. FEILZER et A. WILCOX. « Sex offenders emerging from long-term imprisonment: A study of their long-term reconviction rates and of parole board members' judgments of their risk », *British Journal of Criminology*, vol. 42, p. 371-394, 2002.

- \*HUDSON, S. A. *The Static-99 and community notification in Tarrant County*, thèse de maîtrise non publiée, University of Texas at Arlington, Arlington (Texas), 2003.
- \*HUDSON, S. M., D. S. WALES, L. BAKKER et T. WARD. « Dynamic risk factors: The Kia Marama evaluation », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 14, p.103-119, 2002.
- JANUS, E. S. et R. A. PRENTKY. « Forensic use of actuarial risk assessment with sex offenders: Accuracy, admissibility and accountability », *American Criminal Law Review*, vol. 40, p. 1443-1499, 2003.
- \*KOLKO, D. J. Court-mandated juvenile sexual offenders in the community: Characteristics, collaborative treatment, and recidivism, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, Salt Lake City (Utah), novembre 2005.
- \*KOZOL, H. L., R. J. BOUCHER et R. F. GAROFALO. « The diagnosis and treatment of dangerousness », *Crime and Delinquency*, vol. 18, p. 371-392, 1972.
- KRONER, D. G., J. F. MILLS et J. R. REDDON, J. R. « A coffee can, factor analysis, and prediction of antisocial behavior: The structure of criminal risk », *International Journal of Law and Psychiatry*, vol. 28, p. 360-374, 2005.
- \*KROPP, P. R. *The Risk for Sexual Violence Protocol (RSVP)*, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, San Diego (Californie). novembre 2000.
- \*LÅNGSTRÖM, N. « Accuracy of actuarial procedures for assessment of sexual offender recidivism risk may vary across ethnicity », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 16, p. 107-120, 2004.
- \*LANGTON, C. M. *Contrasting approaches to risk assessment with adult male sexual offenders: An evaluation of recidivism prediction schemes and the utility of supplementary clinical information for enhancing predictive accuracy*, thèse de doctorat non publiée, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada, 2003a
- \*LANGTON, C. M., H. E. BARBAREE, M. C. SETO, E. J. PEACOCK, L. HARKINS et K. T HANSEN. « Actuarial assessment of risk for reoffence among adult sex offenders: Evaluating the predictive accuracy of the Static-2002 and five other instruments », *Criminal Justice and Behavior*, vol. 34, p. 37-59, 2007.
- LITWACK, T. R. « Actuarial versus clinical assessments of dangerousness », *Psychology, Public Policy, and Law*, vol. 7, p. 409-443, 2001.
- \*LOOMAN, J. « Comparison of two risk assessment instruments for sexual offenders », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 18, p. 193-206, 2006.

- \*LOOMAN, J., E. HAMMOND et J. ABRACEN. *A test of Doren (2004) dimensions of risk model in a sample of high risk sexual offenders*, manuscrit non publié, Centre régional de traitement, Kingston (Ontario), Canada, 2005.
- \*MARTINEZ, R., B. ROSENFELD et J. FLORES. (2004, 4-7 mars). *Predictive validity of the J-SOAP II for sexually offending minority youth*, document présenté à la réunion annuelle de l'American Psychology-Law Society, Scottsdale (Arizona), 4-7 mars 2004.
- MCGRATH, R. J. et G. G. CUMMING. *Sex Offender Treatment Needs and Progress Scale Manual*, téléchargé à partir du site Web du Center for Sex Offender Management (CSOM) : [www.csom.org](http://www.csom.org), 2003.
- \*MCGRATH, R. J., G. CUMMING et J. A. LIVINGSTON. *Predictive validity of the Sex Offender Treatment Needs and Progress Scale (TPS)*, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, Salt Lake City (Utah), novembre 2005.
- \*MCGRATH, R. J., S. E. HOKE, J. A. LIVINGSTON et G. F. CUMMING. *The Vermont Assessment of Sex-Offender Risk (VASOR): An initial reliability and validity study*, exposé à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, San Antonio (Texas), novembre 2001.
- MEEHL, P. E. *Clinical versus statistical prediction: A theoretical analysis and a review of the evidence*, Minneapolis, University of Minnesota Press, 1954.
- \*MILTON, J. *Care pathways and outcome of mentally disordered sex offenders referred to high secure psychiatric hospitals*, thèse de maîtrise non publiée, University of Nottingham, Nottingham, Royaume-Uni, 2003.
- \*MIN-CHIEH, J. L. et D. TZU-Yi. « The establishment of a Taiwan Sex Offender Static Risk Assessment Scale (TSOSRAS-2004): A validity study by various samples [article chinois] », *Asian Journal of Domestic Violence and Sexual Offense*, vol. 1, p. 49-110, 2005.
- \*MONTANA, S. et G. THOMPSON. *Risk assessment for priest sex offenders: Developing a risk assessment tool to measure relapse risk*, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, Salt Lake City (Utah), novembre 2005.
- \*MORTON, K. E. *Psychometric properties of four risk assessment measures with male adolescent sexual offenders*, thèse de maîtrise non publiée, Université Carleton, Ottawa (Ontario), Canada, 2003.
- MOSSMAN, D. « Another look at interpreting risk categories », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 18, p. 41-63, 2006.



- \*MOTIUK, L. L. et S. L. BROWN. [Temps de survie des délinquants sexuels mis en liberté par le Service correctionnel du Canada en 1991 et 1994], données brutes non publiées, 1995.
- \*NICHOLAICHUK, T. [Relation entre une version modifiée de l'ERRRS et la récidive sexuelle chez 283 délinquants sexuels non traités], données brutes non publiées, 1997.
- \*NICHOLAICHUK, T. *The comparison of two standardized risk assessment instruments in a sample of Canadian Aboriginal sexual offenders*, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, San Antonio (Texas), novembre 2001.
- \*NUNES, K. L., P. FIRESTONE, J. M. BRADFORD, D. M. GREENBERG, et I. BROOM. « 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*, vol. 14, p. 253-269, 2002
- \*NUNES, K. L., A. WEXLER, P. FIRESTONE et J. M. BRADFORD. *Incarceration and recidivism in a sample of sexual offenders*, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, St. Louis (Missouri), octobre 2003.
- \*OHIO DEPARTMENT OF REHABILITATION AND CORRECTION. *Ten-year recidivism follow-up of 1989 sex offender releases*, OH, auteur, 2001.
- \*OLVER, M. E. *The development and validation of the Violence Risk Scale: Sexual Offender Version (VRS: SO) and its relationship to psychopathy and treatment attrition*, thèse de doctorat non publiée, Université de la Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan), 2003.
- ORWIN, R. G. « Evaluating coding decisions ». Dans H. M. COOPER & L. V. HEDGES (dir.), *The handbook of research synthesis* (p. 139-162), New York, Russell Sage Foundation, 1994.
- \*PARKS, G. A. *Juvenile sex offender recidivism: Typological differences in risk assessment*, thèse de doctorat non publiée, Walden University, Minneapolis (Minnesota), 2004.
- \*POOLE, D., D. LIEDECKE et M. MARBIBI. *Risk assessment and recidivism in juvenile sexual offenders: A validation study of the Static-99*, Texas Youth Commission, 2000.
- \*PRENTKY, R., B. HARRIS, K. FRIZZELL et S. RIGHTHAND. « An actuarial procedure for assessing risk with juvenile sex offenders », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 12, p. 71-93, 2000.
- \*PROULX, J. [Prédicteurs statiques de la récidive chez les délinquants sexuels évalués dans la région du Québec du Service correctionnel du Canada entre 1995 et 2000], données brutes non publiées, 2004.

- \*PROULX, J., B. PELLERIN, A. MCKIBBEN, J. AUBUT et M. OUIMET. [Prédicteurs statiques et prédicteurs dynamiques chez les agresseurs sexuels], données brutes non publiées, 1995.
- QUINSEY, V.L., G. T. HARRIS, M. E. RICE et C. A. CORMIER. *Violent offenders: Appraising and managing risk* (2<sup>e</sup> éd.), Washington (DC), American Psychological Association, 2006.
- \*REDDON, J. R., L. STUDER et L. ESTRADA [Données sur la récidive du Programme Phoenix pour le traitement des délinquants sexuels], données brutes non publiées, 1996.
- \*RICE, M. E. et G. T. HARRIS. « Cross-validation and extension of the Violence Risk Appraisal Guide for child molesters and rapists », *Law and Human Behavior*, vol. 21, p. 231-241, 1997.
- \*SAUM, S. *A comparison of an actuarial risk prediction measures (Static-99) and a stable dynamic risk prediction measure (Stable-2000) in making risk predictions for a group of sexual offenders*, thèse de doctorat non publiée, Fielding Institute, Santa Barbara (California), 2006.
- SAWYER, J. « Measurement and prediction: Clinical and statistical », *Psychological Bulletin*, vol. 66, p. 178-200, 1966.
- \*SCHILLER, G. [Estimations de la probabilité de récidive établies par des cliniciens en milieu hospitalier et des cliniciens en milieu communautaire en comparaison avec les taux de récidive réels par type de résultat et par type de méthode de prévision], données brutes non publiées, 2000.
- \*SCHRAM, D. D., C. D. MILLOY et W. E. ROWE. *Juvenile sex offenders: A follow-up study of reoffense behavior*, Olympia (Washington), Washington State Institute for Public Policy, 1991.
- \*SEAGER, J. A., D. JELLICOE et G. K. DHALIWAL. « Refusers, dropouts, and completers: Measuring sex offender treatment efficacy », *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, vol. 48, p. 600-612, 2004.
- SETO, M.C. « Is more better? Combining actuarial risk scales to predict recidivism among adult sex offenders », *Psychological Assessment*, vol. 17, p. 156-167, 2005.
- \*SJÖSTEDT, G. et N. LÅNGSTRÖM. « Actuarial assessment of sex offender recidivism risk: A cross-validation of the RRASOR and the Static-99 in Sweden », *Law and Human Behaviour*, vol. 25, p. 629-645, 2001.

- \*SJÖSTEDT, G. et N. LÅNGSTRÖM. « Assessment of risk for criminal recidivism among rapists: A comparison of four different measures », *Psychology, Crime & the Law*, vol. 8, p. 25-40, 2002.
- \*SKOWRON, C. *Differentiation and predictive factors in adolescent sexual offending*, thèse de doctorat non publiée, Université Carleton, Ottawa (Ontario), Canada, 2004.
- SLAVIN, R. E. « Best evidence synthesis: An intelligent alternative to meta-analysis », *Journal of Clinical Epidemiology*, vol. 48, p. 9-18, 1995.
- \*SMILEY, W. C., L. MCHATTIE et R. MULLOY, R. *Predicting sexual recidivism using a brief actuarial risk scale*, séance d'affichage présentée à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada, octobre 1998.
- \*SMITH, W. R. et C. MONASTERSKY. « Assessing juvenile sexual offenders' risk for reoffending », *Criminal Justice and Behavior*, vol. 13, p. 115-140, 1986.
- \*SONG, L. et R. LIEB. [Données sur la récidive pour l'étude sur le procédé de rechange adopté par l'État de Washington pour déterminer les peines des délinquants sexuels], données brutes non publiées, 1994.
- \*SOOTHILL, K., J. HARMAN, B. FRANCIS et S. KIRBY. « Identifying future repeat danger from sexual offenders against children: A focus on those convicted and those strongly suspected of such crime », *Journal of Forensic Psychiatry and Psychology*, vol. 16, p. 225-247, 2005.
- \*STADTLAND, C., M. HOLLWEG, N. KLEINDIENST, J. DIETL, U. REICH et N. NEDOPIL. « Risk assessment and prediction of violent and sexual recidivism in sex offenders: Long-term predictive validity of four risk assessment instruments », *Journal of Forensic Psychiatry & Psychology*, vol. 16, p. 92-108, 2005.
- \*STURGEON, V. H. et J. TAYLOR. « Report of a five-year follow-up study of mentally disordered sex offenders released from Atascadero State Hospital in 1973 », *Criminal Justice Journal*, vol. 4, p. 31-63, 1980.
- \*TERNOWSKI, D. R. *Sex offender treatment: An evaluation of the Stave Lake Correctional Centre Program*, thèse de doctorat non publiée, Simon Fraser University, Burnaby (Colombie-Britannique), 2004.
- \*THORNTON, D. [Suivi de 16 ans pour 563 délinquants sexuels mis en liberté en 1979 de HM Prison Service], données brutes non publiées, 1997.

- \*THORNTON, D. [Information sur la récidive concernant 110 délinquants sexuels mis en liberté du HM Prison Service au cours des années 90], données brutes non publiées, 2000.
- \*THORNTON, D. « Constructing and testing a framework for dynamic risk assessment », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 14, p. 139-153, 2002.
- \*THORNTON, D. et R. KNIGHT. [Échelles actuarielles de prévision du risque pour les délinquants sexuels orientés au Bridgewater Treatment Center : suivi après cinq ans], données brutes non publiées, 2006.
- \*THORNTON, D., R. MANN, S. WEBSTER, L. BLUD, R. TRAVERS, C. FRIENDSHIP et M. ERIKSON « Distinguishing and combining risks for sexual and violent recidivism », sous la dir. de R. A. PRENTKY, E. S. JANUS et M. C. SETO, *Sexually coercive behavior: Understanding and management* (p. 225-235), *Annals of the New York Academy of Sciences*, volume 989, New York, New York Academy of Sciences, 2003.
- \*TOUGH, S. E. *Validation of two standardized risk assessments (RRASOR, 1997; Static-99, 1999) on a sample of adult males who are developmentally disabled with significant cognitive deficits*, thèse de maîtrise non publiée, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada, 2001.
- \*WIEAND, L. A. *Judgments of dangerousness: An analysis of mental hospital decisions to release mentally disordered sex offenders*, thèse de doctorat, University of California, Riverside, UMI No. 8323449, 1983.
- \*WILLIAMS, S. M. et T. NICHOLAICHUK. *Assessing static risk factors in adult female sex offenders under federal jurisdiction*, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, San Antonio (Texas), novembre 2001.
- \*WILSON, R. J., J. E. PICHECA et M. PRINZO. *Cercles de soutien et de responsabilité : évaluation du projet pilote dans le Centre-sud ontarien (R-168)*, rapport de la Direction de la recherche, Service correctionnel du Canada, 2005.
- \*WILSON, R. J. et M. PRINZO. *The concurrent validity of actuarial measures of sexual and violent risk in high-risk sexual offenders detained until sentence completion*, document présenté à la conférence annuelle de l'Association for the Treatment of Sexual Abusers, San Antonio (Texas), novembre 2001.
- \*WITTE, T., C. DI PLACIDO, D. GU et S. WONG. *Criminal Sentiments Scale: Predictive validity in a sample of sexual offenders primarily composed of rapists*, séance d'affichage présentée au congrès annuel de la Société canadienne de psychologie, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada, mai 2002.

\*WITTE, T., C. DI PLACIDO et S. WONG. *How dangerous are dangerous sex offenders? An estimation of recidivism and level of risk using a matched control group*, Saskatoon, (Saskatchewan), Canada, Centre psychiatrique régional, 2001.

\*WORMITH, J. S. et M. RUHL. « Preventive detention in Canada », *Journal of Interpersonal Violence*, vol. 1, p. 399-430, 1986.

Annexe 1 : Tableau 1. Prédiction de la récidive sexuelle

| Variable   | Médiane | Moyenne | I.C. de 95 % |      | Q         | k  | Total  | Études  |
|--|---------|---------|--------------|------|-----------|----|--------|---|
| <b>Mesures actuarielles – empiriques/récidive sexuelle</b> | 0,73    | 0,70    | 0,64         | 0,75 | 102,83*** | 55 | 14 160 | 1, 2.99, 3, 4, 5, 6.1, 8, 10.99, 11, 12, 13, 14, 15.99, 17, 18a, 18b, 21, 22, 23, 25, 26, 27, 31.1b, 31.99, 32, 34.99, 37.99, 38.99, 41, 42, 43, 44.1, 45, 46, 47, 48.99, 49, 51, 53, 54, 57, 61, 63, 65, 66, 67, 69.1, 70, 71, 72, 73, 74, 75, 77, 78.1a |
| Statique-99  | 0,74    | 0,70    | 0,64         | 0,76 | 78,09***  | 42 | 13 288 | 2.1, 5, 6.1, 8, 10.2, 11, 13, 14, 15.1, 17, 18a, 18a, 21, 23, 25, 27, 31, 32, 34.1, 37, 38, 41, 42, 44.2, 45, 46, 47, 48, 51, 53, 57, 65, 66, 67, 69.1, 70, 72, 73, 74, 75, 78.1a, 78.1b  |
| Statique-2002  | 0,78    | 0,78    | 0,65         | 0,91 | 2,30      | 5  | 2 290  | 8, 21, 37.1, 53, 74   |
| ÉRRRS  | 0,69    | 0,59    | 0,52         | 0,65 | 80,66***  | 28 | 8 673  | 2.1, 10, 10.1, 11, 15, 18a, 18b, 23, 27, 34, 37, 38.1, 41, 44.2, 46, 47, 48.1, 49, 53, 61, 63, 65, 69.1, 71, 74, 75, 77, 78   |
| MnSOST-R   | 0,81    | 0,72    | 0,58         | 0,86 | 9,19      | 8  | 1 684  | 2.1, 15.1, 18a, 18b, 22, 37, 44, 74   |
| SACJ-Min   | 0,57    | 0,48    | 0,29         | 0,67 | 1,89      | 5  | 914    | 1, 11, 12, 26, 54   |
| Risk Matrix –2000 sex                                      | 0,72    | 0,82    | 0,68         | 0,97 | 4,50      | 6  | 1 814  | 3, 4, 11, 31.1a, 31.1b, 74  |

Suite à la page suivante

Annexe 1 : Tableau 1 (suite)

| Variable  | Médiane | Moyenne | I.C. de 95 % | Q       | k  | Total | Études   |
|---|---------|---------|--------------|---------|----|-------|--|
| <b>Mesures actuarielles – empiriques/récidive avec violence</b> | 0,55    | 0,54    | 0,43 0,65    | 12,47   | 12 | 2 634 | 2.1, 11, 15, 17, 27, 28, 37, 38, 48, 56, 61, 74  |
| VRAG  | 0,46    | 0,51    | 0,39 0,63    | 8,23    | 7  | 1 699 | 15, 17, 27, 37, 56, 61, 74   |
| SORAG   | 0,60    | 0,61    | 0,49 0,73    | 12,77   | 8  | 2 192 | 2.1, 15, 27, 28, 37, 38, 48, 74  |
| <b>Mesures actuarielles – empiriques/toute récidive</b>         |         |         |              |         |    |       |  |
| Indice statistique de la récidive (ISR)                         | 0,79    | 0,52    | 0,34 0,71    | 10,61*  | 4  | 736   | 9, 10.5, 24, 47  |
| <b>Mesures actuarielles – conceptuelles/récidive sexuelle</b>   | 0,62    | 0,66    | 0,56 0,75    | 28,66   | 22 | 4 592 | 1, 4, 10.3, 11.99, 14, 15.99, 23, 25, 29, 37, 39, 40, 41, 46, 50, 52, 57, 61, 62, 67, 73, 74 |
| SVR-20 ajout d'éléments   | 0,60    | 0,66    | 0,52 0,81    | 23,64** | 8  | 1 346 | 10.4, 11, 14, 15, 37, 61, 67, 74   |
| Évaluation du risqué structuré (ERS)                            | 0,78    | 0,79    | 0,57 1,02    | 0,53    | 3  | 637   | 11.1, 73, 74   |
| JSOAP   | 0,40    | 0,31    | -0,11 0,74   | 4,02    | 4  | 317   | 29, 39, 50, 52   |
| Déviance de Beech   | 0,54    | 0,71    | 0,17 1,26    | 1,26    | 3  | 229   | 1, 4, 5  |
| <b>Mesures actuarielles – conceptuelles/récidive violente</b>   | 0,14    | 0,22    | 0,01 0,42    | 5,61    | 4  | 705   | 10.4, 37, 42, 67   |
| HCR-20 ajout d'éléments   | 0,24    | 0,41    | 0,12 0,71    | 2,36    | 3  | 237   | 10.4, 42, 67   |

Suite à la page suivante

Annexe 1 : Tableau 1 (suite)

| Variable                                    | Médiane | Moyenne | I.C. de 95 %. | Q        | k | Total | Études                             |
|---|---------|---------|---------------|----------|---|-------|------------------------------------|
| <b>Jugement professionnel non structuré</b> | 0,36    | 0,42    | 0,25 0,60     | 5,74     | 5 | 844   | 15, 99, 37, 44, 46, 61             |
| Avec observation aberrante                  | 0,40    | 0,57    | 0,41 0,73     | 22,84*** | 6 | 965   | 14                                 |
| SVR-20                                      | 1,23    | 1,11    | 0,82 1,40     | 7,96*    | 3 | 245   | 14, 15, 61                         |
| <b>Jugement professionnel non structuré</b> | 0,44    | 0,43    | 0,28 0,58     | 5,71     | 9 | 1 723 | 16, 32, 37, 55, 58, 59, 64, 68, 76 |



Annexe 1 : Tableau 2. Prédiction de la récidive avec violence

| Variable  | Médiane | Moyenne | I.C. de 95 % | Q        | k  | Total  | Études   |
|---|---------|---------|--------------|----------|----|--------|--|
| <b>Mesures actuarielles - empiriques/récidive sexuelle</b>      | 0,53    | 0,52    | 0,47 0,58    | 74,92*** | 30 | 11 308 | 2.99, 6, 8, 10.2, 11, 12, 13, 15, 23, 25, 26, 27, 31, 32, 33, 37, 38.99, 41, 46, 47, 48.99, 53, 54, 60, 65, 67, 69, 70, 71, 78 |
| Statique-99   | 0,65    | 0,58    | 0,53 0,64    | 74,00*** | 25 | 10 166 | 2.1, 6, 8, 10.2, 11, 13, 23, 25, 27, 31, 32, 33, 37, 38, 41, 46, 47, 48, 53, 60, 65, 67, 69, 70, 78                            |
| Statique-2002   | 0,72    | 0,71    | 0,57 0,85    | 1,26     | 3  | 1 211  | 8, 37.1, 53  |
| ÉRRRS   | 0,29    | 0,32    | 0,26 0,38    | 63,23*** | 17 | 6 131  | 2.1, 10.2, 11, 15, 23, 27, 37, 38.1, 41, 46, 47, 48.1, 53, 65, 69, 71, 78  |
| SACJ-Min  | 0,45    | 0,45    | 0,27 0,62    | 1,60     | 4  | 789    | 11, 12, 26, 54   |
| <b>Mesures actuarielles – empiriques/récidive avec violence</b> | 0,89    | 0,85    | 0,76 0,94    | 23,33**  | 10 | 2 571  | 2.1, 11, 15, 27, 31.1a, 31.1b, 37, 38, 48, 56  |
| VRAG  | 0,87    | 0,80    | 0,66 0,93    | 5,42     | 3  | 1 023  | 27, 37, 56   |
| Avec observation aberrante                                      | 0,97    | 0,85    | 0,72 0,98    | 12,68**  | 4  | 1 118  | 15   |
| SORAG   | 0,70    | 0,74    | 0,63 0,86    | 3,31     | 5  | 1 550  | 2.1, 27, 37, 38, 48  |
| Avec observation aberrante                                      | 0,72    | 0,79    | 0,68 0,91    | 18,01**  | 6  | 1 645  | 15   |
| Risk Matrix –2000 violence                                      | 1,00    | 0,98    | 0,81 1,16    | 2,11     | 3  | 767    | 11, 31.1a, 31.1b   |

Suite à la page suivante

Annexe 1 : Tableau 2 (suite)

| Variable  | Médiane | Moyenne | I.C. de 95 % |      | Q       | k | Total | Études                             |
|---|---------|---------|--------------|------|---------|---|-------|------------------------------------|
| <b>Mesures actuarielles –<br/>conceptuelles/récidive sexuelle</b> | 0,53    | 0,55    | 0,44         | 0,65 | 22,80** | 9 | 2 832 | 11, 15, 23, 25, 37, 40, 41, 46, 67 |
| Évaluation du risque structuré<br>(ERS)                           | 0,47    | 0,46    | 0,29         | 0,64 | 3,21    | 3 | 670   | 11, 37, 67                         |
| Avec observation aberrante  | 0,57    | 0,57    | 0,41         | 0,73 | 13,88** | 4 | 765   | 15                                 |
| <b>Jugement professionnel structuré<br/>– récidive sexuelle</b>   | 0,39    | 0,31    | 0,13         | 0,49 | 12,75** |   | 579   | 15, 37, 46                         |
| <b>Jugement professionnel non<br/>structuré</b>                   | 0,31    | 0,18    | 0,01         | 0,36 | 3,61    | 4 | 928   | 32, 37, 55, 68                     |
| Avec observation aberrante  | 0,31    | 0,30    | 0,14         | 0,46 | 16,09** | 5 | 1 263 | 36                                 |

Annexe 1 : Tableau 3. Prédiction de toute récidive

| Variable   | Médiane | Moyenne | I.C. de 95 % | Q       | k  | Total | Études   |
|--|---------|---------|--------------|---------|----|-------|--|
| <b>Mesures actuarielles – empiriques/récidive sexuelle</b> | 0,53    | 0,56    | 0,51 0,62    | 44,19** | 25 | 8 298 | 2.99, 10.3, 11, 12.1, 13, 14, 17, 22, 23, 25, 26, 30, 31, 33, 33, 37, 42, 46, 47, 53, 54, 65, 67, 70, 71 |
| Statique-99  | 0,55    | 0,61    | 0,55 0,66    | 25,77   | 21 | 7 411 | 2.1, 10.3, 11, 12.1, 13, 14, 17, 23, 25, 30, 31, 33, 33, 37, 42, 46, 47, 53, 65, 67, 70                  |
| ÉRRRS  | 0,25    | 0,27    | 0,19 0,35    | 3,76    | 9  | 2 754 | 2.1, 11, 23, 37, 46, 47, 53, 65, 71  |
| MnSOST-R   | 0,62    | 0,62    | 0,45 0,80    | 0,87    | 3  | 570   | 2.1, 22, 37  |
| SACJ-Min   | 0,53    | 0,57    | 0,41 0,74    | 9,75*   | 4  | 789   | 11, 12, 26, 54   |
| Risk Matrix –2000 sex                                      | 0,50    | 0,56    | 0,35 0,78    | 1,21    | 3  | 530   | 11, 12.1, 13   |
| <b>Mesures actuarielles – empiriques/récidive sexuelle</b> | 0,82    | 0,79    | 0,67 0,92    | 4,97    | 6  | 1 107 | 2.1, 7, 11, 17, 28, 37   |
| SORAG  | 0,85    | 0,82    | 0,68 0,96    | 3,47    | 4  | 875   | 2.1, 7, 28, 37   |
| <b>Mesures actuarielles – empiriques/toute récidive</b>    |         |         |              |         |    |       |  |
| Indice statistique de récidive (ISR)                       | 1,22    | 1,13    | 0,93 1,32    | 9,05*   | 3  | 543   | 7.1, 9, 47   |

Suite à la page suivante

Annexe 1 : Tableau 3 (suite)

| Variable  | Médiane | Moyenne | I.C. de 95 % |      | Q      | k  | Total | Études  |
|---|---------|---------|--------------|------|--------|----|-------|---|
| <b>Mesures actuarielles –<br/>conceptuelles/récidive sexuelle</b> | 0,56    | 0,53    | 0,45         | 0,62 | 19,72  | 13 | 3 096 | 11, 13, 14, 23, 25, 29, 30, 37, 40, 46,<br>52, 62, 67 |
| SVR-20 ajout d'éléments   | 0,59    | 0,54    | 0,39         | 0,69 | 3,34   | 4  | 791   | 11, 14, 37, 67  |
| Mesures actuarielles –<br>conceptuelles/récidive avec<br>violence | 0,61    | 0,36    | 0,21         | 0,52 | 4,61   | 3  | 682   | 37, 42, 67  |
| Mesures actuarielles –<br>conceptuelles/toute récidive            | 1,02    | 1,08    | 0,81         | 1,35 | 0,62   | 3  | 263   | 20, 30, 47  |
| Avec observation aberrante  | 0,95    | 0,88    | 0,64         | 1,11 | 8,52*  | 4  | 340   | 46  |
| <b>Jugement professionnel structuré<br/>– récidive sexuelle</b>   | 0,18    | 0,24    | 0,07         | 0,40 | 5,77   | 3  | 605   | 14, 37, 46  |
| <b>Jugement professionnel non<br/>structuré</b>                   | 0,10    | 0,22    | 0,09         | 0,35 | 15,67* | 8  | 1 189 | 16, 19, 35, 37, 55, 59, 64, 79                        |

Annexe 1 : Tableau 4. Clé des études utilisées dans la méta-analyse

| Numéro | Étude                               | Numéro | Étude                                |
|--------|-------------------------------------|--------|--------------------------------------|
| 1      | Allam (1999)                        | 36     | Kozol et coll. (1972)                |
| 2.0    | [Arizona] Fischer (2000)            | 37.0   | Langton (2003)                       |
| 2.1    | [Arizona] Bartosh et coll. (2003)   | 37.1   | Langton et coll. (2007)              |
| 2.99   | [Arizona]                           | 37.99  | [Langton]                            |
| 3      | Bates et coll. (2004)               | 38.0   | Looman (2006)                        |
| 4      | Beech et Ford (2006)                | 38.1   | Looman et coll. (2005)               |
| 5      | Beech et coll. (2002)               | 38.99  | [Looman et coll.]                    |
| 6.0    | Beech et coll. (2004)               | 39     | Martinez et coll. (2004)             |
| 6.1    | Beech (2005)                        | 40     | McGrath et coll. (2005)              |
| 7.0    | Bélanger et Earls (1996)            | 41     | McGrath et coll. (2001)              |
| 7.1    | Bélanger (1994)                     | 42     | Milton (2003)                        |
| 8      | Boer (2003)                         | 43     | Min-chieh (2005)                     |
| 9      | Bonta et Hanson (1995)              | 44.0   | [Minnesota] Epperson et coll. (1995) |
| 10.0   | [Clearwater] Haynes et coll. (2000) | 44.1   | [Minnesota] Epperson et coll. (2000) |
| 10.1   | [Clearwater] Nicholaichuk (1997)    | 44.2   | [Minnesota] Brown (2004)             |
| 10.2   | [Clearwater] Nicholaichuk (2001)    | 45     | Montana et Thompson (2005)           |
| 10.3   | [Clearwater] Olver (2003)           | 46     | Morton (2003)                        |
| 10.4   | [Clearwater] Witte et coll. (2001)  | 47     | Motiuk et Brown (1995)               |
| 10.5   | [Clearwater] Witte et coll. (2002)  | 48.0   | Nunes et coll. (2002)                |
| 10.99  | [Clearwater]                        | 48.1   | Nunes et coll. (2003)                |
| 11.0   | Craig et coll. (2006)               | 48.99  | [Nunes et coll.]                     |
| 11.1   | Craig et coll. (sous presse)        | 49     | Ohio (2001)                          |
| 11.99  | [Craig et coll.]                    | 50     | Parks (2004)                         |
| 12.0   | Craissati et coll. (2002)           | 51     | Poole et coll. (2000)                |
| 12.1   | Craissati et Beech (2005)           | 52     | Prentky et coll. (2000)              |
| 13     | Craissati et coll. (2005)           | 53     | Proulx (2004)                        |

Suite à la page suivante

Annexe 1 : Tableau 4 (suite)

| Numéro      | Étude                                  | Numéro | Étude                                |
|-------------|--|--------|--------------------------------------|
| 14          | de Vogel et coll. (2004)               | 54     | Proulx et coll. (1995)               |
| 15.0        | Dempster (1998)                        | 55     | Reddon et coll. (1996)               |
| 15.1        | [Dempster] Kropp (2000)                | 56     | Rice et Harris (1997)                |
| 15.99       | [Dempster]                             | 57     | Saum (2005)                          |
| 16          | Dix (1976)                             | 58     | Schiller (2000)                      |
| 17          | Ducro et Pham (2006)                   | 59     | Schram et coll. (1991)               |
| 18 (a, b)   | Epperson (2003)                        | 60     | Seager et coll. (2004)               |
| 19          | Florida (1985)                         | 61     | Sjöstedt et Långström (2002)         |
| 20          | Girard et Wormith (2004)               | 62     | Skowron (2004)                       |
| 21          | Haag (2005)                            | 63     | Smiley et coll. (1998)               |
| 22          | Hanlon et coll. (2004)                 | 64     | Smith et Monastersky (1986)          |
| 23          | Hanson (2002)                          | 65     | Song et Lieb (1994)                  |
| 24          | Hanson et Harris (2000)                | 66     | Soothill et coll. (2005)             |
| 25          | Hanson et coll. (2006)                 | 67     | Stadtland et coll. (2005)            |
| 26          | Hanson et coll. (1993)                 | 68     | Sturgeon et Taylor (1980)            |
| 27          | Harris et coll. (2003)                 | 69.0   | [Suède] Sjöstedt et Långström (2001) |
| 28          | Hartwell (2001)                        | 69.1   | [Suède] Långström (2004)             |
| 29          | Hecker et coll. (2002)                 | 70     | Ternowski (2004)                     |
| 30          | Hills (2002)                           | 71     | Thornton (1997)                      |
| 31.0        | [HM Prison] Friendship et coll. (2003) | 72     | Thornton (2000)                      |
| 31.1 (a, b) | [HM Prison] Thornton et coll. (2003)   | 73     | Thornton (2002)                      |
| 31.99       | [HM Prison]                            | 74     | Thornton et Knight (2006)            |
| 32          | Hood et coll. (2002)                   | 75     | Tough (2001)                         |
| 33          | Hudson (2003)                          | 76     | Wieand (1983)                        |
| 34.0        | [Kia Marama] Hudson et coll. (2002)    | 77     | Williams et Nicholaichuk (2001)      |

Suite à la page suivante

Annexe 1 : Tableau 4 (suite)

| Numéro | Étude                              | Numéro      | Étude                   |
|--------|------------------------------------|-------------|-------------------------|
| 34.1   | [Kia Marama] Beggs et Grace (2005) | 78.0        | Wilson et Prinzo (2001) |
| 34.99  | [Kia Marama]                       | 78.1 (a, b) | Wilson et coll. (2005)  |
| 35     | Kolko (2005)                       | 79          | Wormith et Ruhl (1986)  |

N. B. : Les études dont le numéro est le même, mais dont les points décimaux diffèrent sont des rapports différents du même échantillon. Lorsque les lettres a et b figurent entre parenthèses à côté du numéro d'une étude, cela signifie que deux sous-échantillons distincts ont été tirés du même rapport. Les numéros des études qui se terminent par .99 sont des résultats dont la moyenne a été établie pour plus d'un rapport du même échantillon.