

Recherche sur les questions correctionnelles,
rapport pour spécialistes

**Évaluation du risque chez les
délinquants sexuels âgés : le
développement des échelles
Statique-99R et Statique-2002R**

2011-01

Leslie Helmus

Sécurité publique Canada

David Thornton

Sand Ridge Secure Treatment Center

R. Karl Hanson et Kelly M. Babchishin

Sécurité publique Canada

Résumé

Les échelles actuarielles d'évaluation du risque ainsi que leurs estimations du risque de récidive correspondantes sont généralement élaborées à partir d'échantillons de délinquants dont l'âge moyen se situe bien au-dessous de 50 ans. Étant donné que le niveau d'activité criminelle d'un individu (tous genres d'activités confondus) diminue à mesure que celui-ci avance en âge, les échelles actuarielles ont tendance à surestimer le risque de récidive chez les délinquants âgés. La présente étude a pour but de revoir le système de notation de deux instruments d'évaluation du risque, à savoir la Statique-99 et la Statique-2002, de manière à ce que ces échelles rendent mieux compte du risque de récidive chez les délinquants âgés. En exploitant des données sur 8 390 délinquants sexuels répartis dans 24 échantillons indépendants, les auteurs constatent que l'âge ajoute à la validité prédictive des échelles Statique-99 et Statique 2002. Après avoir défini de nouvelles pondérations de l'âge, les auteurs observent que les instruments ainsi créés (Statique-99R et Statique-2002R) présentent une efficacité prédictive à peine plus grande qu'auparavant pour ce qui est du risque relatif. Par contre, les estimations du risque absolu de récidive sont beaucoup plus fidèles que celles établies à partir des échelles d'origine pour ce qui a trait aux délinquants âgés. Les auteurs incitent donc les évaluateurs à adopter les échelles révisées avec les nouvelles pondérations de l'âge.

Note des auteurs

Les opinions exprimées dans ce document sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position de Sécurité publique Canada ou celle du Wisconsin Department of Health Services. Ce projet a été financé en partie par le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada et le Régime de bourses d'études supérieures de l'Ontario. Toute correspondance concernant ce rapport doit être adressée par la poste à Leslie Helmus, Recherche sur les questions correctionnelles, Sécurité publique Canada, 340, avenue Laurier Ouest, 10E, Ottawa (Ontario), K1A 0P8, ou par courriel, à : Leslie.Helmus@ps.gc.ca.

Remerciements

Les auteurs tiennent à exprimer leur gratitude à Amy Phenix, Andrew J. R. Harris et Dennis Doren pour l'aide fournie durant tout le projet. Ils remercient également les personnes suivantes pour les avoir autorisés à utiliser leurs données et avoir accepté de répondre gentiment aux nombreuses questions qui leur étaient adressées : Alfred Allan, Tony Beech, Susanne Bengtson, Jacques Bigras, Sasha Boer, Jim Bonta, Sébastien Brouillette-Alarie, Franca Cortoni, Jackie Craissati, Margretta Dwyer, Reinhard Eher, Doug Epperson, Tina Garby, Randolph Grace, Steve Gray, Andy Haag, Leigh Harkins, Grant Harris, Andreas Hill, Steve Johansen, Ray Knight, Niklas Långström, Terry Nicholaichuk, Kevin Nunes, Jean Proulx, Martin Rettenberger, Marnie Rice, Steve Saum, Rebecca Swinburne Romine, Daryl Ternowski, Robin Wilson et Annie Yessine.

Information sur le produit :

Janvier 2011

N° au catalogue : PS3-1/2011-1F-PDF

ISBN N° : 978-1-100-96939-8

Ottawa

Évaluation du risque chez les délinquants sexuels âgés : Le développement des échelles Statique-99R et Statique-2002R

L'évaluation du risque est une activité de première importance dans le système de justice pénale et elle a des conséquences sérieuses pour la sécurité publique et pour le délinquant. Les échelles actuarielles d'évaluation du risque renferment des règles explicites qui indiquent comment combiner des facteurs (ou items) préétablis en vue de calculer des scores totaux et d'associer à chacun de ces scores des probabilités prévus de récidive (Dawes, Faust et Meehl, 1989). On a recours de plus en plus souvent aux échelles actuarielles, notamment pour les délinquants sexuels (Archer, Buffington-Vollum, Stredny et Handel, 2006; Jackson et Hess, 2007; McGrath, Cumming, Burchard, Zeoli et Ellerby, 2010), et elles sont plus précises que les méthodes d'évaluation du risque non structurées (Bonta, Law et Hanson, 1998; Dawes et coll., 1989; Grove, Zald, Lebow, Snitz et Nelson, 2000; Hanson et Morton-Bourgon, 2009; Mossman, 1994).

La Statique-99 (Hanson et Thornton, 2000) est l'échelle actuarielle la plus couramment utilisée pour les délinquants sexuels. On s'en sert largement au Canada et aux États-Unis pour la planification du traitement (McGrath et coll., 2010; Jackson et Hess, 2007), la surveillance dans la collectivité (Interstate Commission for Adult Offender Supervision, 2007) et l'évaluation aux fins de l'internement d'office (Jackson et Hess, 2007). S'il est vrai que l'efficacité prédictive de la Statique-99 n'est pas beaucoup plus grande que celle des autres instruments actuariels conçus pour les cas de délinquance sexuelle (Hanson et Morton-Bourgon, 2009), cette échelle doit vraisemblablement sa popularité à sa facilité d'utilisation par divers professionnels qui se servent d'éléments d'information faciles à obtenir (p. ex. antécédents criminels, âge). Les concepteurs de la Statique-99 ont par ailleurs créé une nouvelle échelle d'évaluation, la Statique-2002, qui devait être plus cohérente et plus claire sur le plan conceptuel (voir Hanson et Thornton, 2003). Dans une étude multi-sites couvrant huit échantillons différents, la Statique-2002 a révélé un niveau d'exactitude beaucoup plus grand que la Statique-99 dans la prévision de la récidive sexuelle, de la récidive avec violence ou de la récidive en général, quoique dans le cas de la récidive sexuelle, la différence était assez faible (Hanson, Helmus et Thornton, 2010).

Bien que les échelles actuarielles d'évaluation du risque en usage actuellement soient supérieures aux méthodes d'évaluation clinique non structurées, elles ne peuvent normalement tenir compte de tous les facteurs de risque qui peuvent s'avérer pertinents. Par exemple, plusieurs études ont montré que le fait de prendre en compte les facteurs de risque dynamiques ajoute à la validité prédictive de la Statique-99 (Allan, Grace, Rutherford et Hudson, 2007; Beech, Friendship, Erikson et Hanson, 2002; Craig, Thornton, Beech et Browne, 2007; Hanson, Harris, Scott et Helmus, 2007; Knight et Thornton, 2007; Olver, Wong, Nicholaichuk et Gordon, 2007; Thornton, 2002).

En outre, les items que l'on choisit d'inclure dans l'échelle actuarielle (et les pondérations qui leur sont attribuées) traduisent la relation empirique qui existe entre ces items et la récidive pour ce qui est de la majorité des délinquants inclus dans les échantillons d'élaboration, mais ils peuvent ne pas convenir pour de petits sous-groupes de délinquants (p. ex. ceux ayant commis des crimes sexuels par Internet, ou les délinquants adolescents ayant été libérés à l'âge adulte). En particulier, les études révèlent que les échelles actuarielles d'évaluation du risque, et notamment la Statique-99, ne tiendraient pas suffisamment compte de l'âge avancé de certains délinquants (Barbaree, Langton et Blanchard, 2007; Barbaree, Langton, Blanchard et Cantor, 2009; Hanson, 2006; Thornton, 2006). Les chercheurs ont donc proposé d'intégrer les informations sur l'âge dans les échelles actuarielles à l'aide de méthodes post-hoc, telles que l'ajustement bayésien des estimations du risque de récidive (Wollert, 2006), les échelles actuarielles corrigées en fonction de l'âge (Barbaree et coll., 2007, 2009) et les tableaux de taux de récidive stratifiés selon l'âge (Wollert, Cramer, Waggoner, Skelton et Vess, 2010).

Tenir compte de le vieillissement prend une importance vitale dans le contexte démographique actuel, la proportion de personnes âgées est en hausse dans la population en général (Administration on Aging, 2009; Statistique Canada, 2008; Turcotte et Schellenberg, 2007), ainsi que dans la population carcérale

(Boe, Nafekh, Vuong, Sinclair et Cousineau, 2003). Comme il est de plus en plus fréquent que l'on applique les échelles actuarielles d'évaluation du risque à une population de délinquants sexuels vieillissante, il devient nécessaire d'examiner si les pondérations actuelles du facteur âge dans les échelles actuarielles sont optimales.

En criminologie, on tend de plus à plus à observer que l'activité criminelle diminue à mesure que l'âge augmente. Cette tendance généralise quels que soient le sexe, le territoire, le type d'infraction, l'origine ethnique et la période (Hirschi et Gottfredson, 1983; Sampson et Laub, 2003), et cette tendance se vérifie aussi bien pour ce qui est de la récidive sexuelle (Barbaree et Blanchard, 2008; Hanson, 2002). Les spécialistes s'interrogent pour savoir si cette relation trouverait son explication dans les effets de maturation ou bien dans une propension durable à la criminalité chez les personnes affichant des comportements délinquants dès leur jeune âge, mais une chose est sûre : la tendance est bien affirmée. Il est souhaitable de savoir pourquoi l'âge et la récidive sont corrélés, mais ce n'est pas indispensable pour conclure que l'on peut améliorer les instruments d'évaluation du risque en faisant intervenir l'âge. Lorsqu'il s'agit de mesurer le risque, l'utilité d'un facteur de risque dépend essentiellement de la relation empirique qui existe entre ce facteur et la variable à l'étude (voir, par exemple, Meehl, 1956).

Justification de l'étude

Les échelles actuarielles doivent être constamment réévaluées et révisées à la lumière des nouvelles connaissances (Dawes et coll., 1989). L'addition de nouveaux et plus grands échantillons permet de déceler des facteurs de risque qui sont mal représentés dans les échelles actuarielles courantes et de corriger les échelles en conséquence. Il est important de déterminer si les échelles en usage actuellement rendent bien compte du risque associé à l'âge étant donné la relation robuste entre l'âge et la délinquance, ainsi que la proportion accrue de délinquants âgés dans la population carcérale.

L'objet premier de cette étude était d'examiner si les échelles Statique-99 et Statique-2002 expriment correctement la relation entre l'âge à la mise en liberté et la récidive (surtout la récidive sexuelle, bien que l'on se soit également intéressé à la récidive avec violence). Ayant constaté une validité ajoutée en termes de prévision pour l'âge, nous avons élaboré et testé de nouvelles pondérations de l'âge pour les deux instruments d'évaluation du risque. Cette étude s'inscrit dans le cadre d'un projet plus vaste mené actuellement dans le but de redéfinir les normes de la Statique-99. Les prochaines études feront état des recherches qui auront porté sur les variables modératrices des estimations du risque absolu de récidive (p. ex. type d'échantillon).

En plus de proposer une mise à jour technique des pondérations du facteur âge pour deux des instruments d'évaluation du risque les plus couramment utilisés, notre étude avait pour objet second de contribuer à la littérature sur la relation entre âge et criminalité. Bien que nous ne disposions pas de toutes les données voulues pour tester diverses explications causales en lien avec nos résultats, les grands et nombreux échantillons utilisés dans la présente étude nous ont permis d'examiner plus en détail que dans les études antérieures les taux de récidive par cohorte d'âge (en nous concentrant sur les délinquants de plus de 40 ans). C'est pourquoi, dans ce rapport, nous définissons les relations fondamentales entre le vieillissement et la récidive qui doivent être expliquées par les théories sur la relation entre âge et criminalité.

La présente étude traite deux aspects du risque que les échelles actuarielles permettent d'évaluer : le risque relatif et le risque absolu (que Gail et Pfeiffer (2005) désignent, respectivement, par les termes *discrimination* et *calibration*). Le risque relatif (p. ex. catégories de risque, centiles, rapports de probabilités) renseigne l'évaluateur sur le risque que représente un délinquant particulier par rapport à d'autres délinquants (comparaison entre récidivistes et non-récidivistes, par exemple) et il peut être décrit au moyen de statistiques comme l'aire sous la courbe (ASC), le *d* de Cohen et les coefficients de régression logistique B_j . Il peut en outre éclairer la prise de décision en matière d'affectation des ressources peu abondant – p. ex. concernant le traitement, la supervision – et il demeure passablement

stable d'un échantillon à l'autre (Hanson et coll., 2010). De son côté, le risque absolu désigne la probabilité prévue de récidive, exprimée habituellement par des estimations de la récidive établies au moyen de l'analyse de survie ou de la régression logistique (B_0). Dans les cas qui impliquent des seuils de décision (p. ex. les évaluations aux fins de l'internement d'office), on doit, en règle générale, pouvoir évaluer approximativement le risque absolu (p. ex., « plus probable que non », « forte probabilité »).

Méthodologie

Instruments de mesure

Statique-99 (Hanson et Thornton, 2000)

La Statique-99 est un instrument actuariel à fondement empirique conçu pour prédire le risque de récidive sexuelle et de récidive avec violence chez les délinquants sexuels adultes de sexe masculin (voir aussi www.static99.org). Elle comporte dix items, et le score total (qui peut varier de 0 à 12) sert à classer les délinquants dans l'une ou l'autre de quatre catégories de risque : faible (0-1), faible à moyen (2-3), moyen à élevé (4-5), et élevé (6+) (A. J. R. Harris, Phenix, Hanson et Thornton, 2003). Cette échelle comprend un item ayant trait à l'âge à la mise en liberté et il s'agit d'une variable dichotomique : on attribue 1 point à cet item si le délinquant évalué a moins de 25 ans.

Statique-2002 (Hanson et Thornton, 2003)

Comme l'échelle précédente, la Statique-2002 est un instrument actuariel à fondement empirique conçu pour prédire le risque de récidive sexuelle et de récidive avec violence chez les délinquants sexuels adultes de sexe masculin (voir aussi www.static99.org). Elle comporte 14 items répartis en 5 grandes sous-échelles : âge à la mise en liberté, persistance des infractions sexuelles, intérêts sexuels déviants, relations avec les victimes, et activités criminelles en général. Le score total (qui peut varier de 0 à 14) sert à classer les délinquants dans l'une ou l'autre de cinq catégories de risque : faible (0-2), faible à moyen (3-4), moyen (5-6), moyen à élevé (7-8), et élevé (9+) (Phenix, Doren, Helmus, Hanson et Thornton, 2009). La Statique-2002 comprend elle aussi un item ayant trait à l'âge à la mise en liberté, mais cet item est noté selon une échelle en quatre points : délinquants de moins de 25 ans – 3 points; délinquants ayant entre 25 et 34,9 ans – 2 points; délinquants ayant entre 35 et 49,9 ans – 1 point; et délinquants âgés de 50 ans ou plus – zéro point.

Échantillons

Nous nous sommes procuré les données brutes (généralement sous forme d'ensembles de données SPSS) en communiquant avec les auteurs de tous les essais connus des échelles Statique-99 et Statique-2002 reproduits sur des échantillons de délinquants adultes de sexe masculin. Pour qu'un ensemble de données soit inclus dans notre analyse, il nous fallait connaître l'âge du délinquant au moment de la mise en liberté et disposer d'une quantité suffisante d'informations sur la récidive (p. ex., observations faites à l'issue d'une période de suivi fixe) pour effectuer des analyses de régression logistique. Nous avons obtenu au total 24 échantillons pour la Statique-99 (dont 23 comprenant des données sur la récidive sexuelle et 19 comprenant des données sur la récidive avec violence); en outre, 7 de ces échantillons comprenaient des scores tirés de l'échelle Statique-2002. La présente étude comporte moins d'échantillons que le projet visant à redéfinir les normes de la Statique-99 (Helmus, 2009), parce qu'elle nécessitait des données sur l'âge.

Bien qu'il fût impossible d'évaluer la qualité des cotes des échelles « Statique » dans les échantillons, on a appliqué des normes minimales de contrôle de qualité. Ainsi, les dossiers qui contenaient des erreurs de codage non résolues ont été exclus. En outre, conformément aux règles de codage (A.J.R. Harris et coll., 2003; Phenix et coll., 2009), nous avons exclu de l'échantillon les délinquants pour lesquels il manquait plus d'un item de l'échelle Statique-2002 ou un item de la Statique-99, sauf l'item 2 (cohabitation), les délinquants qui avaient moins de 18 ans au moment de la mise en liberté ou qui avaient moins de 16 ans

au moment où ils ont commis l'infraction à l'origine de la peine, et les délinquants de sexe féminin. Le premier et le quatrième auteur ont réalisé de façon indépendante toutes les analyses de données afin d'en garantir l'exactitude.

Les tableaux 1 et 2 fournissent des renseignements descriptifs de base sur les études ayant servi à notre analyse. Les lecteurs qui souhaitent obtenir plus d'informations sur les échantillons sont priés de consulter un rapport plus détaillé sur ce projet (Helmus, 2009; adresse Internet : www.static99.org) ou de se reporter aux études originales. L'échantillon global comptait 8 390 délinquants sexuels évalués selon la Statique-99 et 2 609 évalués selon la Statique-2002. Onze échantillons provenaient du Canada, six des États-Unis, deux du Royaume-Uni et un de chacun des pays suivants : Danemark, Autriche, Suède, Allemagne et Nouvelle-Zélande. Des quatorze échantillons qui pouvaient être classés selon l'état du traitement des délinquants qui les composent, sept étaient formés d'individus pour la plupart traités (c'est-à-dire dans une proportion supérieure à 75 %), cinq étaient composés d'une population mixte (individus traités dans une proportion variant de 25 à 75 %) et un seul échantillon était formé d'individus pour la plupart non traités (moins de 25 % traités). L'échantillon restant (G.T. Harris et coll., 2003) était constitué de deux sous-échantillons, l'un composé de délinquants pour la plupart traités et l'autre composé d'une population mixte. L'âge moyen au moment de la mise en liberté était de 40 ans ($\bar{E.-T.} = 12$; intervalle : 18-84 ans), et seulement six délinquants avaient 80 ans ou plus. Les délinquants des échantillons étudiés avaient été mis en liberté entre 1957 et 2007, mais la très grande majorité (81 %) avait été libérée après 1989.

Pour tous les échantillons, les dossiers criminels officiels ont été utilisés pour mesurer le risque de récidive; cependant, les inculpations ont servi de critère de récidive pour treize échantillons, tandis que pour les onze autres le critère était les condamnations. Bien que les spécialistes ne s'entendent pas sur le critère qu'il est souhaitable d'utiliser dans les études sur la récidive, les analyses antérieures n'ont pas révélé de différence systématique dans les taux de récidive selon qu'on utilise les inculpations ou les condamnations comme critère de récidive (Helmus, 2009). Notons que le taux réel de récidive est sous-estimé dans l'un et l'autre cas.

En outre, les études sur la récidive sexuelle sont caractérisées par un biais méthodologique : celui selon lequel le délinquant peut être accusé d'une infraction avec violence qui a, en réalité, un motif sexuel (p. ex. à la suite d'une négociation de plaidoyer). À notre connaissance, on a tenté de déterminer s'il y avait un motif sexuel dans six échantillons seulement (Craissati, Bierer et South, 2008; Hanson et coll., 2007; Hill, Haberman, Klusmann, Berner et Briken, 2008; Knight et Thornton, 2007; Nicholaichuk, 2001; Wilson, Cortoni et Vermani, 2007; Wilson, Picheca et Prinzo, 2007), et il est difficile de dire si ces tentatives ont été fructueuses. Par exemple, Wilson et collègues (2007a, 2007b) connaissaient les circonstances de quelques-uns des cas de récidive, mais n'avaient pas accès régulièrement à ces renseignements (R. Wilson, communication personnelle datée du 16 juin 2010). En revanche, Hanson et collègues (2007) ont fait des recherches plus poussées en demandant aux services de police responsables de leur fournir des renseignements sur les cas de récidive avec violence pour qu'ils puissent déterminer s'il y avait un motif sexuel à la base de ces infractions. Pour ce qui est des 18 autres études, 3 ont indiqué que les circonstances des cas de récidive n'étaient pas connues et les autres ne précisent pas si on a cherché à déterminer si les infractions avaient un motif sexuel (on peut supposer que les auteurs n'ont pas examiné la question).

Le Tableau 2 présente les cotes moyennes des échelles Statique-99 et Statique-2002 pour chaque échantillon (pour la Statique-99 : $M = 3,0$, $\bar{E.-T.} = 2,2$; pour la Statique-2002 : $M = 4,8$, $\bar{E.-T.} = 2,6$). Les délinquants ont été suivis pendant 8,2 ans en moyenne ($\bar{E.-T.} = 5,0$). Le tableau montre également les taux de récidive sexuelle globaux (sans égard pour la période de suivi) et les taux à 5 ans et à 10 ans (périodes de suivi fixes). Notons que ces données ne tiennent pas compte des cotes des échelles *Statique*. Le taux de récidive sexuelle observé pour l'ensemble des échantillons est de 12,4 %; le taux observé à 5 ans est de 11,1 % et celui à 10 ans, de 16,6 %. Pour ce qui est de la récidive avec violence, le taux observé pour l'ensemble des échantillons est de 23,9 %, tandis que le taux à 5 ans est de 20,7 % et celui à 10 ans, de

Tableau 1. *Renseignements descriptifs.*

Étude	n	Âge M (é.-t.)	Pays	Critère de récidive	Type d'échantillon	Traités pour la plupart	Période de mise en liberté	Année de médiane de mise en liberté
Allan et coll. (2007)	492	42 (12)	Nouvelle- Zélande	Inculpations	Traitement en milieu carcéral	Oui	1990-2000	1994
Bartosh et coll. (2003)	186	38 (12)	États-Unis	Inculpations	Correctionnel courant	-	1996	1996
Bengtson (2008)	311	33 (10)	Danemark	Inculpations	Évaluation psychiatrique médico-légale	-	1978-1995	1986
Bigras (2007)	483	43 (12)	Canada	Inculpations	Échantillon courant du SCC	Mixte	1995-2004	1999
Boer (2003)	299	41 (12)	Canada	Condamnations	Échantillon courant du SCC	-	1976-1994	1990
Bonta et Yessime (2005)	133	40 (10)	Canada	Condamnations	Défini au préalable comme étant à risque élevé	Mixte	1992-2004	1999
Brouillette-Alarie et Proulx (2008)	228	36 (10)	Canada	Condamnations	Traitement en établissement et dans la collectivité	-	1979-2006	1996
Cortoni et Nunes (2007)	73	42 (12)	Canada	Inculpations	Traitement en milieu carcéral	Oui	2001-2004	2003
Craissati et coll. (2008)	209	38 (12)	États-Unis	Condamnations	Courant sous surveillance dans la collectivité	Mixte	1992-2005	1998
Eher et coll. (2008)	706	41 (12)	Autriche	Condamnations	Courant – prisons européennes	-	2000-2005	2003
Epperson (2003)	177	37 (13)	États-Unis	Inculpations	Correctionnel courant	-	1989-1998	1995
Haag (2005)	198	37 (10)	Canada	Condamnations	Incarcération jusqu'à la fin de la peine	Mixte	1995	1995
Hanson et coll. (2007)	702	42 (13)	Canada	Inculpations	Courant sous surveillance dans la collectivité	-	2001-2005	2002
Harkins et Beech (2007)	197	43 (12)	Royaume-Uni	Condamnations	Traitement en établissement et dans la collectivité	Oui	1994-1998	1995
G.T. Harris et coll. (2003)	284	37 (12)	Canada	Inculpations	Traitement d'intensité élevée et aiguillage vers un psychiatre	Oui et mixte	1968-1996	1988
Hill et coll. (2008)	86	39 (11)	Allemagne	Condamnations	Homicide avec agression sexuelle	-	1971-2002	1989
Johansen (2007)	273	38 (11)	États-Unis	Inculpations	Traitement en milieu carcéral	Oui	1994-2000	1996
Knight et Thornton (2007)	466	36 (11)	États-Unis	Inculpations	Évaluation aux fins de l'internement d'office	-	1957-1986	1970
Långström (2004)	1 278	41 (12)	Suède	Condamnations	Courant – prisons européennes	Non	1993-1997	1995
Nicholaichuk (2001)	281	35 (9)	Canada	Condamnations	Traitement d'intensité élevée	Oui	1983-1998	1992
Saum (2007)	169	46 (12)	États-Unis	Inculpations	Surveillance communautaire	Oui	1988-1998	-
Swinburne Romine et coll. (2008)	680	38 (12)	États-Unis	Condamnations	Traitement dans la collectivité	Mixte	1977-2007	1988
Ternowski (2004)	247	44 (13)	Canada	Inculpations	Traitement en milieu carcéral	Oui	1994-1998	1996
Wilson et coll. (2007a et b)	232	42 (11)	Canada	Inculpations	Défini au préalable comme étant à risque élevé	-	1994 -2007	2002
Total	8 390	40 (12)	-	-	-	-	1957-2007	1995

Note : SCC = Service correctionnel Canada (gère toutes les peines de deux ans ou plus).

Tableau 2. Renseignements sur la récidive

Étude	Statique-99 <i>M</i> (é.-t.)	Statique-2002 <i>M</i> (é.-t.)	Période de suivi (années) <i>M</i> (é.-t.)	<i>n</i> (total)	<i>n</i> (5 ans)	<i>n</i> (10 ans)	Récidive sexuelle (%)			Récidive avec violence (%)		
							Global	5 ans	10 ans	Global	5 ans	10 ans
Allan et coll. (2007)	2,2 (2,0)	-	5,7 (2,9)	492	298	25	9,6	11,7	20,0	16,5	18,1	36,0
Bartosh et coll. (2003)	3,5 (2,4)	-	5,0 (0,2)	186	90	-	11,8	13,3	-	24,2	26,7	-
Bengtson (2008)	3,8 (2,1)	5,1 (2,3)	16,2 (4,2)	311	310	291	33,8	19,7	28,5	51,8	32,3	44,0
Bigras (2007)	2,7 (2,0)	4,1 (2,3)	4,6 (1,9)	483	207	-	6,2	9,2	-	15,3	22,2	-
Boer (2003)	3,3 (2,3)	4,5 (2,5)	13,3 (2,1)	299	299	295	8,7	3,7	7,8	23,4	14,0	21,0
Bonta et Yessine (2005)	5,3 (1,9)	-	5,5 (2,4)	133	81	3	15,8	17,3	0,0	33,8	39,5	33,3
Brouillette-Alarie et Proulx (2008)	3,9 (2,2)	-	9,9 (4,5)	228	199	110	20,2	14,6	20,9	30,7	22,1	31,8
Cortoni et Nunes (2007)	2,6 (1,8)	-	4,6 (0,6)	73	17	-	0,0	0,0	-	8,2	11,8	-
Craissati et coll. (2008)	2,4 (2,0)	-	9,1 (2,7)	209	200	66	11,5	7,5	9,1	24,4	16,0	24,2
Eher et coll. (2008)	2,7 (2,0)	-	3,9 (1,1)	706	151	-	4,0	2,0	-	14,7	11,9	-
Epperson (2003)	2,7 (2,2)	-	7,9 (2,5)	177	150	36	14,1	10,7	22,2	-	-	-
Haag (2005)	3,9 (2,0)	6,0 (2,2)	7,0 (0,0)	198	198	-	25,3	19,7	-	-	-	-
Hanson et coll. (2007)	2,9 (2,0)	4,0 (2,3)	3,4 (1,0)	702	31	-	8,1	0,0	-	16,4	3,2	-
Harkins et Beech (2007)	2,8 (2,2)	4,3 (2,6)	10,4 (1,1)	197	197	127	14,2	9,6	16,5	20,8	13,7	23,6
G. T. Harris et coll. (2003)	3,2 (2,4)	-	7,6 (4,2)	284	197	87	-	-	-	34,2	28,9	43,6
Hill et coll. (2008)	4,9 (1,8)	-	12,6 (6,6)	86	73	54	15,1	11,0	18,5	29,1	23,3	37,0
Johansen (2007)	3,0 (2,0)	-	9,1 (1,1)	273	272	62	7,7	5,9	12,9	20,5	15,1	17,7
Knight et Thornton (2007)	4,5 (2,2)	6,5 (2,5)	8,6 (2,6)	466	433	353	26,2	24,7	30,0	36,9	32,5	41,3
Långström (2004)	2,4 (2,0)	-	8,9 (1,4)	1 278	1 278	353	7,5	5,4	7,4	21,4	15,3	22,9
Nicholaichuk (2001)	4,7 (2,1)	-	6,4 (4,0)	281	168	59	18,5	22,6	25,4	-	-	-
Saum (2007)	2,0 (1,5)	-	5,0 (0,0)	169	169	-	33,7	29,6	-	-	-	-
Swinburne Romine et coll. (2008)	1,9 (1,8)	-	16,8 (7,8)	680	569	542	13,8	8,4	11,3	-	-	-
Ternowski (2004)	2,1 (1,9)	-	7,5 (1,0)	247	247	-	8,1	6,5	-	15,4	13,4	-
Wilson et coll. (2007a et b)	5,5 (2,0)	-	5,2 (3,0)	232	103	16	10,3	11,7	6,3	25,9	32,0	43,8
Global	3,0 (2,2)	4,8 (2,6)	8,2 (5,0)	8 390	5 937	2 479	12,4	11,1	16,6	23,0	20,1	31,8

Note : Les données sur la récidive sont établies sur la base de périodes de suivi fixes, sans tenir compte des cotes des échelles Statique.

32,5 %. Parmi les 24 échantillons étudiés ($N = 8\,390$), environ 70 % des cas avaient fait l'objet d'un suivi d'au moins cinq ans ($n = 5\,937$) et seulement 30 % avaient été suivis pendant 10 ans ($n = 2\,479$). Dans ce dernier cas, il est normal d'observer une plus grande variation dans les échantillons étant donné l'effectif moindre. Cela dit, il est arrivé que le groupe de délinquants ayant fait l'objet d'un suivi pendant 10 ans (donc nécessairement moins nombreux) affiche un taux de récurrence à 10 ans inférieur au taux de récurrence à 5 ans observé dans le groupe de délinquants plus nombreux.

On disposait de données sur le type de délinquant pour 16 échantillons. Les délinquants ayant commis des infractions sexuelles sans contact (p. ex. exhibitionnistes, voyeurs) et les délinquants mixtes (c.-à-d. ceux qui se sont attaqués indifféremment aux adultes et aux enfants) ont été exclus de l'analyse parce qu'ils n'étaient pas identifiés uniformément et qu'ils étaient trop peu nombreux. Les ouvrages actuels ne définissent pas clairement de quelle manière on doit identifier les délinquants soit comme violeur ou comme agresseur d'enfant, et la plupart des échantillons considérées dans cette étude ne précisent pas la définition qui a été utilisée. Toutefois, lorsqu'on possédait suffisamment de renseignements sur les victimes, on a appliqué les définitions suivantes : les délinquants qui s'en sont pris à des enfants de moins de 14 ans étaient identifiés comme des agresseurs d'enfants, tandis que les délinquants qui se sont attaqués à des adultes (18 ans et plus) étaient reconnus comme des violeurs. En ce qui concerne les délinquants qui se sont attaqués à des jeunes de 14 à 17 ans inclusivement, ils étaient identifiés comme des agresseurs d'enfants s'ils avaient un lien de parenté avec leurs victimes et comme des violeurs dans le cas contraire. Quant aux délinquants mixtes, ils étaient classés en fonction du choix prédominant de victimes (si possible).

Codage du facteur « âge à la mise en liberté »

Bien que les pondérations du facteur âge diffèrent entre la Statique-99 et la Statique-2002, les règles de codage demeurent les mêmes (A. J. R. Harris et coll., 2003; Phenix et coll., 2009). Les facteurs sont codés en fonction de l'âge du délinquant au moment où celui-ci a été libéré de la peine résultant de sa condamnation la plus récente faisant partie de l'infraction sexuelle répertoriée. Il arrive parfois que l'infraction sexuelle répertoriée sur laquelle on a choisi de faire reposer l'évaluation soit différente de l'infraction pour laquelle le délinquant purge une peine actuellement (p. ex., un délinquant purgeant une peine pour une infraction non sexuelle est évalué comme un délinquant sexuel en raison d'une infraction sexuelle commise antérieurement). Dans ce cas, le délinquant pourrait être beaucoup plus âgé lors de cette évaluation que lorsqu'il a été libéré de la peine résultant de sa condamnation pour l'infraction sexuelle répertoriée.

Parmi les études ayant servi à cette analyse, une seule précisait si l'infraction pour laquelle le délinquant purgeait une peine à ce moment-là était différente de l'infraction sexuelle répertoriée (Bonta et Yessine, 2005). Dans cette étude, si l'infraction sexuelle répertoriée avait eu lieu plus de deux ans avant l'infraction « courante », le délinquant était exclu de l'analyse ($n = 22$), car les échelles Statique-99 et Statique-2002 ont été élaborées à partir d'échantillons de délinquants sexuels ayant commis récemment une infraction sexuelle (infraction « courante »), et elles sont conçues expressément pour cette catégorie de délinquants. Les autres études n'indiquaient pas si dans certains cas, l'infraction sexuelle répertoriée était différente de l'infraction courante; on présume que ces cas sont peu nombreux. Par ailleurs, dans tous les cas on s'est servi de la date de naissance et de la date de mise en liberté du délinquant pour vérifier que le facteur « âge à la mise en liberté » était bien codé.

Aperçu des analyses

Les instruments actuariels de prévision du risque produisent des estimations numériques du risque relatif et du risque absolu (que Gail et Pfeiffer (2005) désignent respectivement par les termes *discrimination* et *calibration*). Afin d'évaluer les différences entre les récidivistes et les non-récidivistes (*discrimination*, ou risque relatif), nous avons utilisé l'aire sous la courbe de la fonction d'efficacité du récepteur, les

coefficients de pente tirés de la régression logistique, et les taux de risque tirés de la régression de Cox. Ces statistiques ont chacune leurs points forts et leurs faiblesses. Par exemple, l'ASC est utile pour comparer les résultats de divers échantillons, parce que la variable à l'étude (p. ex. taux de récidive de base) n'a aucune influence sur elle (Humphreys et Swets, 1991; Rice et Harris, 2005). En revanche, la variance des cotes servant à prévoir la récidive a un effet sur cette statistique (Hanson, 2008; Humphreys et Swets, 1991). Autrement dit, même si les taux de récidive observés par cote sont identiques d'une étude à l'autre, l'ASC peut varier selon la distribution des cotes d'évaluation du risque. Toutes choses étant égales par ailleurs, l'ASC sera plus petite pour les échantillons sélectionnés au préalable en fonction d'un niveau de risque (échantillon à risque élevé ou échantillon à faible risque) que pour les échantillons composés à la fois de délinquants à risque élevé et de délinquants à faible risque. Nous nous sommes servis du test de corrélation entre les aires sous la courbe de Hanley et McNeil (1983) pour tester les différences d'exactitude prédictive relative. Cette méthode a été utilisée dans d'autres études où l'on a comparé l'exactitude prédictive des échelles ERRRS, Statique-99(R) et Statique-2002(R) (Babchishin, Hanson et Helmus, 2010; Hanson et coll., 2010; Hanson et Thornton, 2000).

On a utilisé aussi la régression logistique et la régression de Cox, parce que ces méthodes produisent normalement des estimations plus stables de l'exactitude prédictive relative (c.-à-d. qu'elles sont moins influencées par la limitation de l'intervalle; Hanson, 2008). La régression de Cox sert à estimer les rapports de risque (taux de risque) associés à une ou à plusieurs variables prédictives au moyen des données de survie pour des périodes de suivi inégales (Allison, 1984). Un des inconvénients de la régression de Cox est de supposer que au fil du temps, les taux de récidive (c.-à-d. la forme de la courbe de survie) sont à peu près identiques dans tous les échantillons et pour tous les niveaux de risque. Or, nos conclusions selon lesquelles il existe une forte variabilité des taux de récidive dans les échantillons, même une fois que le risque a été pris en compte (Helmus, 2009), n'accréditent pas cette hypothèse. Dans nos analyses de régression de Cox, l'échantillon a été défini comme variable de stratification, ce qui a permis de relâcher l'hypothèse et, par cela, de tenir compte des différences de taux de récidive de base entre les échantillons. Cette méthode permet en outre de tenir compte des autres différences dans les échantillons, comme la différence de définitions concernant la récidive (p.ex. inculpations ou condamnations). Notons enfin que la régression de Cox ne produit pas d'estimations du risque absolu.

La régression logistique (Hosmer et Lemeshow, 2000) peut servir à évaluer le risque relatif aussi bien que le risque absolu. Il s'agit d'un type de régression où la variable dépendante dichotomique (récidive) est exprimée sous forme de rapport de cotes (ou de probabilités) logarithmique. À l'aide d'une variable prédictive (Statique-99 ou Statique-2002), on calcule deux coefficients de régression : B_0 et B_1 . B_1 est une estimation de l'exactitude prédictive, ou de la variation moyenne des taux de récidive lorsque les cotes de risque (exprimées sous forme de rapport logarithmique) augmentent d'une unité, et B_0 est une estimation du taux de récidive de base chez les délinquants ayant un score de « zéro ». Afin d'établir un lien entre les estimations de la récidive calculées par régression logistique et une période particulière, il faut définir des périodes de suivi fixes (p. ex. pour examiner le taux de récidive à 5 ans, on a pris en considération uniquement les délinquants qui avaient été suivis pendant au moins 5 ans, les cas de récidive enregistrés au delà de cette période étant exclus de l'analyse; cette mesure a pour effet d'uniformiser la durée du suivi pour chaque délinquant). C'est pourquoi l'échantillon utilisé pour la régression logistique est plus petit que celui utilisé avec les méthodes qui prévoient des périodes de suivi variables (p. ex. la régression de Cox).

Pour tenir compte des différences de taux de récidive de base entre les échantillons dans les analyses de régression logistique, nous avons utilisé une covariable dichotomique permettant d'identifier les échantillons soit comme « échantillon courant » ou « autre », et qui expliquait la majeure partie de la variation des taux de récidive entre les échantillons (Helmus, 2009)¹. La régression logistique suppose en

¹ Les échantillons correctionnels courants étaient définis comme des échantillons relativement aléatoires (c.-à-d. non sélectionnés) provenant d'un système correctionnel, et non d'un établissement, d'un niveau de sécurité ou d'un programme de traitement en particulier. Par exemple, les échantillons courants pouvaient être constitués de délinquants sous responsabilité fédérale, de délinquants présents dans

outre que la relation entre les prédicteurs et la variable étudiée suit une loi logistique. Les analyses préliminaires tendent à confirmer cette hypothèse.

On a eu recours à l'analyse de survie basée sur des tables de mortalité (Soothill et Gibbens, 1978) pour évaluer le risque absolu de récidive. C'est cette méthode qui a servi à établir les premières estimations du risque de récidive selon l'échelle Statique-99 (Hanson et Thornton, 2000). L'analyse de survie corrige l'inégalité des périodes de suivi en examinant l'évolution de la récidive dans le temps et en calculant le taux de récidive prévu de l'échantillon pour n'importe quelle période de temps donnée. Autrement dit, pour une période de suivi donnée, elle calcule ce que serait le taux de récidive de l'échantillon si chaque délinquant avait été suivi pendant cette période. Les estimations établies au moyen de l'analyse de survie sont généralement fiables, pourvu que l'on possède des données de suivi pour un nombre suffisant de délinquants en ce qui a trait à la période visée par le calcul. Comme les estimations sont établies séparément pour chaque combinaison de cote et de période de suivi, on tend à observer une certaine variabilité dans les cases à faible effectif (p. ex. les délinquants à risque élevé ayant plus de 60 ans). Il n'empêche que pour les besoins de la présente étude, l'analyse de survie offre un moyen simple et utile de présenter les taux de récidive, bien que nous déconseillions d'utiliser ces taux dans les rapports d'évaluation dans un contexte appliqué. Nous sommes d'avis que les estimations de la récidive calculées au moyen de l'analyse de régression logistique sont le plus appropriées pour ce genre de rapports du point de vue de la fiabilité (Hanson et coll., 2010). En ce qui a trait aux échelles de facteurs statiques, il existe des estimations résultant de la méta-analyse des coefficients de régression logistique pour différents types d'échantillons (consulter www.static99.org).

Afin d'évaluer le rapport entre les taux de récidive prévu et observé (*calibration*, ou risque absolu), nous avons utilisé l'indice E/O (Gail et Pfeiffer, 2005; Rockhill, Byrne, Rosner, Louie et Colditz, 2003). Dans la présente étude, l'indice E/O est défini comme le rapport du nombre prévu de récidivistes (E) au nombre observé de récidivistes (O) (méthode M_0 de Viallon, Ragusa, Chavel-Chapelon et Bénichou, 2009). Bien qu'il existe des estimateurs plus complexes de l'indice E/O, l'estimateur défini ci-dessus est non biaisé lorsqu'il repose sur un ensemble complet de données de suivi (on a examiné la récidive pour des périodes de suivi fixes de 5 ans, et on a calculé les taux de récidive prévus au moyen de la régression logistique). S'inspirant de Rockhill et coll. (2003), on a calculé les intervalles de confiance à 95 % de l'indice E/O au moyen de la variance de la loi de Poisson pour le logarithme du nombre observé de cas (O) :

$$IC \text{ à } 95\% (E / O) = (E / O) \exp(\pm 1,96\sqrt{1/O})$$

Nous nous sommes servis du test chi carré de validité de l'ajustement classique comme test de signification global pour les ensembles de valeurs prévues (Ferguson, 1976; équation 13.1) :

$$\chi^2 = \sum \frac{(O - E)^2}{E},$$

cette valeur du chi carré étant comparée à la distribution du même nom avec un nombre de degrés de liberté égal au nombre de valeurs prévues comparées moins un. On peut considérer l'indice E/O comme une mesure de la taille de l'effet pour l'ajustement à l'intérieur d'un groupe, tandis que le chi carré est un test de signification et la valeur de cette statistique peut être calculée pour l'ajustement global entre les valeurs observées et les valeurs prévues pour des groupes multiples. Un indice E/O de 1,0 témoigne d'un ajustement parfait, et si cette valeur n'est pas comprise dans l'intervalle de confiance, on en déduit qu'il existe des différences significatives entre les taux de récidive observés et les taux de récidive prévus.

la collectivité, de délinquants purgeant une peine d'emprisonnement, mais non de délinquants provenant d'un établissement en particulier. Pour plus d'information sur cette variable (y compris des exemples), se reporter à l'ouvrage de Helmus (2009).

En ce qui regarde les statistiques relatives à l'indice E/O, on a comparé le nombre observé et le nombre prévu de récidivistes après 5 ans, ce dernier étant calculé au moyen de l'analyse de régression logistique. Dans la régression logistique, les probabilités prévues sont calculées de la même manière que dans la régression ordinaire, où l'on détermine la valeur prévue de la variable dépendante pour un score donné de la variable indépendante (Statique-99) en additionnant l'ordonnée à l'origine (la valeur prévue pour un score de 0, c.-à-d. le coefficient B_0) et le produit de la pente par la variable indépendante. La seule différence par rapport à la régression ordinaire est que les valeurs prévues sont exprimées en logit (qui est le logarithme naturel des valeurs mesurées utilisé dans la régression logistique). Nous avons ensuite transformé les logits en probabilités selon la formule

$$Probabilité = \frac{e^{LOGIT}}{1 + e^{LOGIT}}$$

Résultats

L'âge est corrélé négativement avec les cotes des échelles Statique-99 ($r = -0,222, p < 0,001$) et Statique-2002 ($r = -0,405, p < 0,001$). Lorsqu'on retire le facteur âge des échelles, la corrélation est moins forte, mais elle demeure négative et significative (pour la Statique-99, $r = -0,157, p < 0,001$; pour la Statique-2002, $r = -0,087, p < 0,001$). Un coefficient de corrélation négatif indique que même si les délinquants âgés ont eu plus de temps pour « accumuler » des infractions, leur niveau de risque évalué selon une échelle de facteurs statiques est en réalité moins élevé que celui des délinquants plus jeunes.

Y a-t-il lieu d'apporter des ajustements en fonction de l'âge?

Les tableaux 3 et 4 présentent les taux estimés de récidive sexuelle et de récidive avec violence (calculés au moyen de l'analyse de survie) selon le groupe d'âge (< 30, 30-39,9, 40-49,9, 50-59,9, 60-60,9 et 70+) et la catégorie de risque (évaluation selon une échelle de facteurs statiques). En ce qui concerne la Statique-99 (Tableau 3), les taux de récidive sexuelle et de récidive avec violence augmentent avec le niveau de risque, comme cela était à prévoir. La seule exception au tableau a trait au groupe des 70 ans et plus, pour lequel le taux de récidive sexuelle global est généralement peu élevé (3,2 %) et on note une forte variation entre les catégories de risque en raison de la faible taille de l'échantillon. De façon générale, dans chaque catégorie de risque, les taux de récidive sexuelle et de récidive avec violence diminuent à mesure que l'âge augmente, à quelques variations près. Pour ce qui est de la Statique-2002 (Tableau 4), le groupe des 70 ans et plus a été intégré à celui des 60 à 69,9 ans en raison de la faible taille de l'échantillon. On observe les mêmes tendances, en relevant par ailleurs de faibles variations dans certaines cases à faible effectif. Les résultats associés aux échelles Statique-99 et Statique-2002 montrent clairement que le taux de récidive recule chez les délinquants sexuels âgés, peu importe le niveau de risque (bien que ce recul soit moins prononcé pour ce qui est de la Statique-2002).

Nous avons testé par la régression de Cox l'ajout de validité prédictive par le facteur « âge à la mise en liberté » par rapport aux échelles Statique-99 et Statique-2002. Dans le cas de la Statique-99, les analyses de la récidive sexuelle comprenaient 8 025 cas provenant de 22 échantillons (l'étude de Cortoni et Nunes, 2007, a été exclue de l'analyse car le fait de définir l'échantillon comme variable de stratification oblige de compter au moins un récidiviste par échantillon). Une fois neutralisé l'effet de la Statique-99, l'âge à la mise en liberté a un rapport négatif significatif avec la récidive sexuelle (variation du $\chi^2 = 31,2, dl = 1, p < 0,001$). Le rapport de taux est de 0,98 (I.C. à 95 % : 0,98-0,99), ce qui signifie qu'une augmentation d'un an de l'âge est associée à une diminution de 2 points de pourcentage du taux de récidive par rapport à l'âge (ou à la cohorte) précédent(e). Autrement dit, le taux de récidive prévu des délinquants de 32 ans est égal à 98 % du taux de récidive des délinquants de 31 ans, lequel égale 98 % du taux de récidive des délinquants de 30 ans, et ainsi de suite. Nous avons également conduit un test de non-linéarité en introduisant la variable « âge à la mise en liberté au carré » (fonction paire), en plus de la variable âge

initiale (linéaire) (et du score de la Statique-99). Les résultats sont significatifs (variation du $\chi^2 = 10,5$, $dl = 1$, $p = 0,001$), indiquant ainsi une relation non linéaire entre l'âge et la récidive. L'ajout de la variable « âge à la mise en liberté au cube » (fonction impaire) a donné des résultats non significatifs (variation du $\chi^2 = 2,7$, $dl = 1$, $p = 0,098$).

Nous arrivons à des résultats semblables pour la récidive avec violence, bien que l'effet de l'âge soit plus grand. Une fois neutralisé l'effet de la Statique-99, le rapport de taux est de 0,97 (I.C. à 95 % : 0,96–0,97), ce qui indique que le taux de récidive des délinquants d'une cohorte donnée égale 97 % du taux de récidive des délinquants de la cohorte précédente (un an plus jeunes) (variation du $\chi^2 = 217,7$, $dl = 1$, $p < 0,001$). La relation est non linéaire ici aussi, avec un effet quadratique cumulatif significatif (variation du $\chi^2 = 11,0$, $dl = 1$, $p = 0,001$) et un effet cubique également significatif (variation du $\chi^2 = 4,1$, $dl = 1$, $p = 0,043$), ce qui indique que la fonction impaire est celle qui décrit le mieux la relation curvilinéaire entre l'âge et la récidive avec violence.

Une fois neutralisé l'effet des scores de la Statique-2002 ($k = 7$, $N = 2\ 606$), l'effet linéaire de l'âge dans la prévision de la récidive sexuelle est non significatif (variation du $\chi^2 = 2,0$, $dl = 1$, $p = 0,162$), mais on note un effet quadratique significatif (variation du $\chi^2 = 6,7$, $dl = 1$, $p = 0,010$), tandis que l'effet cubique est non significatif (variation du $\chi^2 = 0,01$, $dl = 1$, $p = 0,926$). Pour ce qui est de la récidive avec violence, l'effet de l'âge est plus grand, une fois qu'on a tenu compte des scores de la Statique-2002 (rapport de taux de 0,98 (I.C. à 95 % : 0,97–0,98); variation du $\chi^2 = 42,9$, $dl = 1$, $p < 0,001$), avec effet quadratique significatif (variation du $\chi^2 = 4,9$, $dl = 1$, $p = 0,027$) et effet cubique non significatif (variation du $\chi^2 = 0,6$, $dl = 1$, $p = 0,431$). Pour les deux types de récidive, la relation entre l'âge et la récidive (après neutralisation de l'effet de la Statique-2002) est représentée le plus fidèlement par une fonction paire

Les effets de validité ajoutée du facteur âge observés dans notre analyse montrent qu'aucune des deux échelles d'évaluation — Statique-99 et Statique-2002 — n'accorde suffisamment de poids à « l'âge à la mise en liberté » dans la prédiction de la récidive sexuelle et de la récidive avec violence, d'où la nécessité d'apporter une modification aux échelles. Cela dit, les effets non linéaires observés peuvent prêter à confusion étant donné que les échelles d'évaluation renferment déjà des items relatifs à l'âge. En refaisant les analyses de régression de Cox pour la récidive sexuelle, tout en neutralisant l'effet des scores des échelles Statique-99 et Statique-2002 calculés sans le facteur âge, nous observons que l'effet linéaire de l'âge est toujours significatif (pour la Statique-99 : variation du $\chi^2 = 52,5$, $dl = 1$, $p < 0,001$; pour la Statique-2002 : variation du $\chi^2 = 26,3$, $dl = 1$, $p < 0,001$), mais que l'effet quadratique ne l'est pas (pour la Statique-99 : variation du $\chi^2 = 2,4$, $dl = 1$, $p = 0,124$; pour la Statique-2002 : variation du $\chi^2 = 3,0$, $dl = 1$, $p = 0,082$). Nous obtenons des résultats semblables pour la récidive avec violence, à savoir effet linéaire significatif (pour la Statique-99 : variation du $\chi^2 = 278,8$, $dl = 1$, $p < 0,001$; pour la Statique-2002 : variation du $\chi^2 = 117,9$, $dl = 1$, $p < 0,001$), et effet quadratique non significatif (pour la Statique-99 : variation du $\chi^2 = 2,0$, $dl = 1$, $p = 0,157$; pour la Statique-2002 : variation du $\chi^2 = 1,8$, $dl = 1$, $p = 0,178$).

Nous avons en outre testé les interactions entre l'âge et les scores des échelles *Statique* pour déterminer si l'effet de l'âge varie selon le niveau de risque (il se peut, par exemple, que les délinquants à risque élevé continuent de commettre des infractions quel que soit leur âge). En ce qui concerne la récidive sexuelle, une fois neutralisé l'effet de l'âge à la mise en liberté et des scores des échelles *Statique* (calculés sans le facteur âge), les interactions sont non significatives (pour la Statique-99, variation du $\chi^2 = 1,3$, $dl = 1$, $p = 0,248$; pour la Statique-2002, variation du $\chi^2 = 1,9$, $dl = 1$, $p = 0,169$). D'un point de vue empirique, ces résultats ne nous permettent pas de présumer que le rapport entre l'âge et la récidive sexuelle est plus faible pour ce qui est des récidivistes chroniques. Dans le cas de la récidive avec violence, toutefois, les

Tableau 3. Taux de récidive à 5 ans estimés (par analyse de survie), selon la catégorie de risque (Statique-99) et le groupe d'âges.

Catégorie de risque (Statique-99)	18 - 30		30 - 39,9		40 - 49,9		50 - 59,9		60 - 69,9		70+	
	n initial	Taux de récidive (%)										
Récidive sexuelle												
Faible	185	5,8	733	5,5	759	3,6	417	3,3	218	1,9	68	1,5
Faible à moyen	672	8,5	855	7,5	666	5,6	315	5,9	140	3,1	37	6,7
Moyen à élevé	674	15,1	568	18,4	382	9,8	140	12,9	50	7,9	16	0,0
Élevé	328	28,6	390	28,8	297	23,6	127	20,1	51	10,9	18	5,6
Total	1 859	14,2	2 546	12,5	2 104	8,0	999	7,4	459	3,8	139	3,2
Récidive avec violence												
Faible	145	14,6	594	11,3	620	6,2	367	4,5	178	0,0	59	2,9
Faible à moyen	548	21,6	731	16,9	559	12,9	278	7,7	116	4,8	33	4,4
Moyen à élevé	570	35,9	485	36,1	336	17,1	135	18,9	48	10,2	14	10,5
Élevé	284	49,0	330	42,8	271	31,0	120	27,3	48	17,6	16	12,5
Total	1 547	31,4	2 140	23,6	1 786	14,0	900	10,5	390	4,8	122	5,5

Note : Ces estimations ont été calculées au moyen de l'analyse de survie et elles sont présentées uniquement à titre indicatif. Pour ce qui est des rapports d'évaluation du risque dans un contexte appliqué, le lecteur est prié de se procurer les dernières estimations du taux de récidive calculées au moyen des analyses de régression logistique (à l'adresse www.static99.org).

Tableau 4. Taux de récidive à 5 ans estimés (par analyse de survie), selon la catégorie de risque (Statique-2002) et le groupe d'âges.

Catégorie de risque (Statique-2002)	18 - 30		30 – 39,9		40 – 49,9		50 – 59,9		60 +	
	<i>n</i> initial	Taux de récid. (%)								
Récidive sexuelle										
Faible	10	0,0	118	4,8	59	4,7	136	2,3	108	1,9
Faible à moyen	130	8,2	245	6,9	204	5,7	74	4,6	40	2,7
Moyen	267	14,9	232	13,2	142	11,9	51	12,2	22	4,6
Moyen à élevé	157	23,6	150	27,3	91	27,1	29	23,1	17	13,1
Élevé	96	31,7	78	37,4	40	25,4	6	16,7	7	14,3
Total	660	18,1	823	15,0	636	11,4	296	7,2	194	4,0
Récidive avec violence										
Faible	10	0,0	114	7,4	156	7,0	134	6,6	105	2,8
Faible à moyen	125	15,2	233	15,6	194	15,4	71	9,0	40	5,2
Moyen	244	37,7	205	28,7	129	22,4	45	18,6	21	4,9
Moyen à élevé	139	40,1	123	43,9	81	32,0	27	27,2	16	14,1
Élevé	90	49,2	68	43,5	36	31,0	6	16,7	7	14,3
Total	608	35,2	743	25,3	596	17,9	283	11,5	189	5,0

Note : Ces estimations ont été calculées au moyen de l'analyse de survie et elles sont présentées uniquement à titre indicatif. Pour ce qui est des rapports d'évaluation du risque dans un contexte appliqué, le lecteur est prié de se procurer les dernières estimations du taux de récidive calculées au moyen des analyses de régression logistique (à l'adresse www.static99.org).

interactions sont significatives avec la Statique-99 (variation du $\chi^2 = 6,2$, $dl = 1$, $p = 0,013$) et quasi significatives avec la Statique-2002 (variation du $\chi^2 = 3,0$, $dl = 1$, $p = 0,085$). Un examen des données nous révèle une diminution de la récidive avec l'âge pour toutes les catégories de risque, quoique l'effet de l'âge soit un peu plus grand chez les délinquants à faible risque. Étant donné que les échelles de facteurs statiques ont été conçues spécialement pour la prédiction de la récidive sexuelle, les modifications se fondent sur les tendances observées pour la récidive sexuelle (p. ex. absence d'interaction entre l'âge et le risque). Les analyses semblent indiquer que l'on peut apporter des ajustements au regard de l'âge en présumant que la relation entre l'âge et la récidive est linéaire et qu'il n'y a pas d'interaction caractérisée entre l'âge et le risque dont on doit tenir compte.

Élaborer et tester un nouveau facteur âge

Nous croyons que la manière la plus simple de prendre en compte l'effet de l'âge est par une révision des pondérations de ce facteur dans les deux échelles plutôt que par des ajustements *a posteriori*. Nous nous sommes servis des données de la Statique-99 pour élaborer les nouvelles pondérations du facteur âge dans les deux échelles, parce que l'échantillon de la Statique-99 était plus grand et que nous avons supposé que les pondérations vaudraient aussi bien pour la Statique-99 que pour la Statique-2002. Nous avons divisé l'échantillon global de la Statique-99 pour la récidive sexuelle ($k = 23$, $N = 8\,106$) en deux sous-échantillons : les délinquants dont la période de suivi est inférieure à 10 ans ($k = 23$, $n = 5\,714$) (l'échantillon d'élaboration) et ceux dont la période de suivi est supérieure à 10 ans ($k = 15$, $n = 2\,392$) (l'échantillon de validation). Cette méthode nous a permis de valider les nouvelles pondérations, élaborées au moyen de données sur la récidive à 5 ans, sur un échantillon dont la période est de la même durée et de vérifier en outre si la méthode peut être étendue à des données sur la récidive à 10 ans. Bien que le fait de valider les pondérations sur un échantillon de délinquants qui auraient fait l'objet d'un suivi

pendant au moins 10 ans impliquerait que l'échantillon compte un nombre disproportionné de délinquants libérés plutôt au début de la période, il est peu probable que cette opération influe sur les résultats, car les analyses antérieures n'ont pas révélé d'effets de cohorte réguliers (Helmus, 2009).

Le deuxième et le troisième auteur ont analysé chacun de leur côté l'échantillon d'élaboration, et ils se sont ensuite entretenus de la question avant de formuler une recommandation finale. Aucun d'entre eux n'a pu examiner l'échantillon de validation avant d'avoir présenté leur recommandation aux autres membres de l'équipe.

Les principes qui ont guidé le choix des nouvelles pondérations du facteur âge sont les suivants : a) les unités doivent être des nombres entiers; b) chaque unité doit se rapprocher des unités de l'échelle Statique-99 que l'on retrouve dans les autres analyses (rapport de cotes, rapport de risque $\approx 1,33$); c) on doit attribuer une cote de 0 aux délinquants d'âge médian (39 ans) pour le facteur âge; d) la tendance globale doit consister en une diminution progressive du risque (c.-à-d. que les variations brusques entre des catégories voisines seront assimilées à l'erreur aléatoire); e) les versions révisées des échelles Statique-99 et Statique-2002 doivent avoir une exactitude prédictive globale plus grande que les échelles initiales (plus précisément, l'exactitude absolue doit être plus grande, tandis que l'exactitude relative peut ne pas changer, mais elle ne doit pas être moins grande qu'auparavant); et f) le facteur âge ne doit plus avoir un effet significatif une fois que les nouveaux items des échelles Statique-99 et Statique-2002 relatifs à l'âge seront mis en application. S'il est vrai que l'âge a un effet plus grand dans le cas de la récidive avec violence selon nos observations, les nouvelles pondérations de l'âge ont été élaborées à partir des données sur la récidive sexuelle (la variable qui nous intéresse le plus).

Différentes méthodes d'analyse sont à la base des nouvelles pondérations de l'âge. La plus simple consiste à examiner les taux de récidive sexuelle à 5 ans (période de suivi fixe) après avoir réparti les délinquants en groupes d'âges quinquennaux (à l'exception d'un groupe de sept années d'âge allant de 18 à 24,9 ans et du groupe de délinquants de 75 ans ou plus fondus en une seule catégorie). On compare ensuite le taux de récidive observé de chaque groupe d'âges avec le taux de récidive sexuelle à 5 ans du groupe des 35 à 39,9 ans (soit 10,3 %). La différence est exprimée en unités de risque relatif de la Statique-99 (c.-à-d. 1 unité = variation de 1,33 du risque relatif). Par exemple, un taux de récidive de 13,7 % équivaldrait à un accroissement d'une unité ($10,3 \% \times 1,33$), et un taux de récidive de 5,82 % équivaldrait à une diminution de l'ordre de deux unités ($10,3 \% \times 1,33^{-2}$). Les pondérations que tend à indiquer la relation unidimensionnelle avec l'âge sont plus élevées que celles qui ont été finalement recommandées, parce qu'elles ne tiennent pas compte de la corrélation négative entre l'âge et les cotes de risque.

Par ailleurs, nous nous sommes servis de la régression logistique et de la régression de Cox pour estimer les rapports de cotes et les rapports de risque respectivement, après avoir neutralisé l'effet du score total de la Statique-99 (sans le facteur âge). Nous avons ensuite arrondi les indicateurs du risque relatif (e^B) à la valeur entière la plus près en unités de risque relatif de la Statique-99. Par exemple, un groupe d'âges associé à un rapport de risque de 1,13 s'est vu attribuer une pondération de zéro (risque relatif arrondi à 1), tandis qu'un groupe d'âges associé à un rapport de risque de 1,24 s'est vu attribuer une pondération de 1 (risque relatif arrondi à 1,33).

Les différentes méthodes statistiques ayant servi à calculer les pondérations de l'âge tendent à indiquer des résultats semblables, mais non identiques. Comme il fallait s'y attendre, les pondérations proposées par chacun des auteurs sont semblables, mais non identiques. Plus précisément, ces pondérations sont les suivantes : a) 18-34,9 = 2; 35-59,9 = 0; 60+ = -3; comparativement à b) 18-34,9 = 1; 35-39,9 = 0; 40-59,9 = -1; 60+ = -3. De ces deux propositions, la seconde est supérieure pour 6 des 7 indicateurs statistiques servant à examiner la Statique-99 (avec la nouvelle pondération de l'âge) qui prédit la récidive sexuelle dans l'échantillon d'élaboration. Cependant, les différences sont toutes mineures (p. ex. rapports de risque calculés au moyen de la régression de Cox : 1,342 comparativement à 1,326).

À la lumière des analyses ci-dessus, on a recommandé d'un commun accord d'adopter la seconde

proposition : plus précisément, on attribuera 1 point aux délinquants de moins de 35 ans, 0 point aux délinquants âgés entre 35 et 39,9 ans; on soustraira 1 point aux délinquants âgés entre 40 et 59,9 ans et 3 points à ceux de 60 ans ou plus. Bien que la Statique-2002 n'ait pas servi à l'élaboration des nouvelles pondérations, nous avons appliqué les mêmes pondérations à la Statique-99 et à la Statique-2002, car il n'y avait pas de raison de croire qu'elles seraient différentes. En ce qui concerne la Statique-2002 toutefois, nous avons ajouté une constante de 1 point afin d'assurer la concordance avec les catégories de risque définies antérieurement. Les versions révisées de ces échelles, avec leurs nouvelles pondérations pour l'âge, sont dénommées Statique-99R et Statique-2002R. Pour la première échelle, le score total peut varier de -3 à 12 (au lieu de 0 à 12 dans l'échelle d'origine; Statique-99R : $M = 2,7$, $\acute{E}.-T = 2,6$), tandis que pour la seconde, il peut varier de -2 à 13 (au lieu de 0 à 14 dans l'échelle d'origine; Statique-2002R : $M = 4,3$, $\acute{E}.-T = 2,7$). Le Tableau 5 présente un sommaire des pondérations de l'âge utilisées dans les échelles d'origine et les échelles révisées.

Risque relatif

Comme les délinquants de plus de 50 ans sont relativement peu nombreux et que les nouvelles pondérations de l'âge réduisent la variabilité des scores pour les délinquants âgés (ceux-ci obtiennent des cotes moins élevées sur les échelles révisées), nous nous attendions à ce que les modifications apportées aient un effet moins grand sur l'exactitude prédictive pour le risque relatif (*differentiation*) que sur celle pour le risque absolu (calibration). Autrement dit, nous ne nous attendions qu'à de faibles variations des valeurs de l'ASC, mais nous anticipions toutefois que les taux de récive absolus établis à partir des échelles révisées soient beaucoup plus appropriés pour les délinquants âgés que les valeurs prévues des échelles d'origine.

Si l'on compare la Statique-99R et la Statique-99 dans l'échantillon de validation, on note une légère augmentation de l'exactitude prédictive des évaluations du risque relatif dans la Statique-99R, d'après les valeurs de l'ASC pour des périodes de suivi fixes (à 5 ans, l'ASC est égale à 0,720 dans le cas de la Statique-99R, comparativement à 0,713 dans le cas de la Statique-99; à 10 ans, l'ASC est égale à 0,710 selon la Statique-99R, comparativement à 0,706 selon la Statique-99). Les différences entre les deux échelles ne sont pas statistiquement significatives. On observe par ailleurs une augmentation plus forte de l'exactitude prédictive des évaluations du risque relatif dans la Statique-99R pour ce qui est de la récive avec violence, l'échelle révisée montrant une exactitude prédictive beaucoup plus grande que la Statique-99 (à 5 ans, l'ASC est égale à 0,715 dans le cas de la Statique-99R, comparativement à 0,695 dans le cas de la Statique-99, différence = 0,020 (I.C. à 95 % : 0,002-0,038); à 10 ans, l'ASC est égale à 0,713 selon la Statique-99R, comparativement à 0,692 selon la Statique-99, différence = 0,021 (I.C. à 95 % : 0,005-0,037)). En outre, la Statique-99R ne prête pas à la réduction statistique (phénomène selon

Tableau 5. Pondérations de l'âge dans les échelles Statique-99, Statique-99R, Statique-2002 et Statique-2002R.

Groupe d'âges	Instrument de mesure			
	Statique-99	Statique-99R	Statique-2002	Statique-2002R
18 – 24,9	1	1	3	2
25 – 34,9	0	1	2	2
35 – 39,9	0	0	1	1
40 – 49,9	0	-1	1	0
50 – 59,9	0	-1	0	0
60+	0	-3	0	-2
Intervalle de valeurs	0, +1	-3 à +1	0 à +3	-2 à +2

lequel la taille de l'effet tend à diminuer dans des répétitions indépendantes). Pour ce qui a trait à la récurrence sexuelle à 5 ans, l'ASC égale 0,720 pour l'échantillon de validation, comparativement à 0,708 pour l'échantillon d'élaboration.

Le Tableau 6 présente les résultats des analyses de régression logistique (à 5 ans et à 10 ans) et de régression de Cox menées sur l'échantillon de validation. Dans les trois analyses, l'âge à la mise en liberté n'accroît pas de façon significative l'exactitude prédictive, une fois pris en compte l'effet de la Statique-99R, alors qu'il ajoute à l'exactitude prédictive de la Statique-99. Dans le cas de la récurrence avec violence toutefois, l'âge ajoute à l'efficacité prédictive des deux échelles dans toutes les analyses, quoique son effet soit moins grand dans l'échelle révisée que dans l'échelle d'origine (voir Tableau 6). Enfin, l'effet quadratique de l'âge est statistiquement non significatif dans toutes les analyses.

Nous avons comparé les échelles Statique-2002R et Statique-2002 dans les sept échantillons à l'aide des informations tirées de la Statique-2002. Notre analyse a porté sur l'ensemble des données d'échantillon (plutôt que sur le seul échantillon de validation) compte tenu de la taille d'échantillon moindre et de l'absence du phénomène de réduction dans la Statique-99R pour ce qui des nouvelles pondérations de l'âge. On observe une légère augmentation de la valeur de l'ASC dans la Statique-2002R pour la récurrence sexuelle (à 5 ans, l'ASC est égale à 0,713 selon la Statique-2002R, comparativement à 0,709 selon la Statique-2002; à 10 ans, l'ASC égale 0,690 selon la Statique-2002R, comparativement à 0,689 selon la Statique-2002). En ce qui concerne la récurrence avec violence, il n'y a à peu près pas de différence entre les résultats des deux échelles (à 5 ans, l'ASC est égale à 0,702 selon la Statique-2002R et à 0,700 selon la Statique-2002; à 10 ans, l'ASC égale 0,699 selon la Statique-2002R, comparativement à 0,700 selon la Statique-2002). Aucune des différences d'exactitude prédictive entre ces échelles n'est statistiquement significative.

Dans les analyses de régression logistique et de régression de Cox dont les résultats figurent au Tableau 7, nous avons examiné aussi bien l'effet linéaire que l'effet curvilinéaire de l'âge, parce que les analyses préliminaires avaient révélé uniquement un effet curvilinéaire (pas d'effet linéaire). Selon toutes les analyses, l'âge à la mise en liberté n'accroît pas de façon significative l'exactitude prédictive pour la récurrence sexuelle, une fois pris en compte l'effet de la Statique-2002R, alors que selon l'analyse de régression logistique à 10 ans et l'analyse de régression de Cox, l'âge au carré ajoute à l'exactitude prédictive de la Statique-2002. Dans le cas de la récurrence avec violence toutefois, l'âge ajoute, ici aussi, à l'efficacité prédictive des deux échelles selon toutes les analyses, quoique son effet soit moins grand dans l'échelle révisée que dans l'échelle d'origine (voir Tableau 7).

Nous avons en outre testé les nouvelles pondérations de l'âge pour vérifier qu'elles étaient adaptées aussi bien aux violeurs qu'aux agresseurs d'enfants. Selon les analyses de régression logistique et de régression de Cox pour les deux types de récurrence, l'interaction entre l'âge et le type de délinquant n'est pas statistiquement significative (c.-à-d. que l'exactitude prédictive ne varie pas selon le type de délinquant; tableau fourni sur demande). Il n'a pas été possible d'examiner utilement les pondérations de l'âge en fonction du type de délinquant dans la Statique-2002R à cause du manque de données.

Risque absolu

Les tableaux 8 et 9 présentent les taux de récurrence sexuelle estimés (établis au moyen de l'analyse de survie) selon le groupe d'âges et la catégorie de risque pour les échelles Statique-99R et Statique-2002R. (Nous avons conservé les mêmes scores de démarcation entre les catégories de risque nominales pour les deux échelles. Le lecteur trouvera à l'Annexe A les proportions de délinquants et les taux de récurrence par catégorie de risque pour l'échelle initiale et l'échelle révisée.)

En ce qui concerne la Statique-99R, les taux de récurrence sexuelle par catégorie de risque sont assez semblables pour les délinquants des quatre premiers groupes d'âges, à quelques différences près. Environ 85 % des délinquants de 60 ans ou plus sont classés comme étant à faible risque; les 15 % restants sont trop peu nombreux dans chacune des autres catégories pour que l'on puisse faire des observations utiles

(il semble néanmoins que les délinquants de 60 à 69,9 ans classés comme étant à risque « faible à moyen » ou à risque « moyen à élevé » présentent des taux de récidive plus élevés que les délinquants à faible risque du même groupe d'âges). Les délinquants à faible risque qui sont sexagénaires et septuagénaires présentent des taux de récidive légèrement inférieurs à ceux des délinquants plus jeunes de la même catégorie. On peut toutefois expliquer cette différence par la variation des scores moyens de la Statique-99R et ce, même dans la catégorie à faible risque ($M = -1,6$ pour le groupe des 70 ans, $-1,5$ pour le groupe des 60 ans, $0,0$ pour les quinquagénaires, et $0,2$ pour les délinquants de moins de 50 ans). Le Tableau 8 présente aussi des estimations du taux de récidive pour deux sous-groupes de la catégorie « à faible risque » (c.-à-d. les délinquants ayant reçu un score inférieur à zéro et ceux ayant reçu un score de zéro ou un).

Pour ce qui a trait à la récidive avec violence, on note une diminution des taux de récidive à mesure que les délinquants avancent en âge, et ce pour la plupart des catégories de risque (à quelques exceptions près), ce qui tend à confirmer notre observation antérieure selon laquelle l'âge ajoute encore à la validité prédictive de l'échelle Statique-99R. Cependant, l'effet est moins prononcé que dans le cas de la Statique-99.

En ce qui concerne la Statique-2002R (Tableau 9), les délinquants de 70 ans et plus ont été intégrés au groupe des 60-69,9 ans en raison de la faible taille des échantillons. Soulignons en outre que pour tous les groupes réunissant les 50 ans et plus, la taille des effectifs par catégorie de risque est plutôt modeste, sauf pour la catégorie « à risque faible.» Les délinquants âgés de 50 ans ou plus présentent des taux de récidive sexuelle un peu moins élevés que les délinquants plus jeunes. La baisse du taux de récidive par catégorie de risque en fonction de l'âge est un peu plus prononcée dans le cas de la récidive avec violence, quoique l'effet soit moins grand qu'avec la Statique-2002.

Les prévisions du taux de récidive sexuelle établies au moyen de la Statique-99 pour chaque groupe d'âges sont significativement différentes des taux observés ($\chi^2 = 24,68$, $dl = 5$, $p < 0,001$), tandis que celles établies au moyen de la Statique-99R ne le sont pas ($\chi^2 = 2,84$, $dl = 5$, $p = 0,72$). Le Tableau 10 présente la taille de l'effet de l'indice E/O pour les taux de récidive sexuelle et de récidive avec violence établis au moyen des échelles Statique-99 et Statique-99R pour chaque groupe d'âges, sur la base de l'échantillon global. Avec l'échelle Statique-99, les valeurs de l'indice E/O varient de 0,88 à 3,06, dénotant une forte surestimation de la récidive sexuelle chez les délinquants de 60 ans et plus. Par exemple, pour les délinquants dans la soixantaine, la Statique-99 a prédit un nombre de récidivistes trois fois supérieur au nombre observé (indice E/O = 3,06, I.C. à 95 % : 1,59-5,87). Étant donné la faible taille des échantillons pour les groupes plus âgés, nous avons considéré aussi un groupe unique formé de tous les délinquants de 50 ans et plus. La Statique-99 surestime significativement le taux de récidive dans ce groupe (indice E/O = 1,46, I.C. à 95 % : 1,14-1,86). Avec la Statique-99R, toutefois, aucune des valeurs de l'indice E/O n'est significative, ce qui dénote une bonne adéquation entre les taux de récidive sexuelle observés et prévus (les valeurs de l'indice E/O varient entre 0,91 et 1,49). La valeur de l'indice E/O la plus élevée se rapporte au groupe des délinquants sexagénaires, mais elle n'est pas statistiquement significative (indice E/O = 1,49, I.C. à 95 % : 0,77-2,86).

Pour ce qui a trait à la récidive avec violence, les échelles Statique-99 et Statique-99R prédisent des taux de récidive par groupe d'âges significativement différents des taux observés (pour la Statique-99, $\chi^2 = 98,34$, $dl = 5$, $p < 0,001$; pour la Statique-99R, $\chi^2 = 22,46$, $dl = 5$, $p < 0,001$), quoique l'écart entre les observations et les prévisions soit moins grand dans le cas de la Statique-99R. Avec l'échelle initiale, la Statique-99, les valeurs de l'indice E/O varient entre 0,77 et 4,44, et elles sont significatives pour tous les

Tableau 6. Comparaison des échelles Statistique-99R et Statistique-99 dans l'échantillon de validation.

		Statistique-99R				Statistique-99					
		Variation du χ^2	dl	p	Exp(B)	I.C. à 95 %	Variation du χ^2	dl	p	Exp(B)	I.C. à 95 %
Récidive sexuelle											
Régression logistique – 5 ans											
	Échelle <i>Statistique</i>	136,28	1	< 0,001	1,34	1,27 – 1,41	128,66	1	< 0,001	1,36	1,29 – 1,44
	Âge	1,13	1	0,288	1,01	0,99 – 1,02	4,19	1	0,041	0,99	0,98 – 0,99
Régression logistique – 10 ans											
	Échelle <i>Statistique</i>	164,79	1	< 0,001	1,33	1,27 – 1,39	157,14	1	< 0,001	1,35	1,29 – 1,42
	Âge	1,32	1	0,251	1,01	0,99 – 1,02	5,58	1	0,018	0,99	0,98 – 0,99
Régression de Cox											
	Échelle <i>Statistique</i>	134,14	1	< 0,001	1,26	1,21 – 1,31	123,81	1	< 0,001	1,28	1,22 – 1,33
	Âge	2,15	1	0,142	1,01	0,99 – 1,02	3,44	1	0,064	0,99	0,98 – 1,00
Récidive avec violence											
Régression logistique – 5 ans											
	Échelle <i>Statistique</i>	149,37	1	< 0,001	1,33	1,27 – 1,40	113,88	1	< 0,001	1,31	1,25 – 1,38
	Âge	17,82	1	< 0,001	0,98	0,96 – 0,99	54,83	1	< 0,001	0,96	0,95 – 0,97
Régression logistique – 10 ans											
	Échelle <i>Statistique</i>	187,34	1	< 0,001	1,33	1,28 – 1,40	141,10	1	< 0,001	1,32	1,26 – 1,38
	Âge	24,38	1	< 0,001	0,97	0,96 – 0,98	74,80	1	< 0,001	0,96	0,95 – 0,97
Régression de Cox											
	Échelle <i>Statistique</i>	182,62	1	< 0,001	1,25	1,21 – 1,29	135,56	1	< 0,001	1,23	1,19 – 1,28
	Âge	22,85	1	< 0,001	0,98	0,97 – 0,99	67,74	1	< 0,001	0,97	0,96 – 0,98

Note : Les valeurs représentent la contribution différentielle de chaque facteur après neutralisation de l'effet des variables introduites plus tôt. Pour les analyses de régression logistique, nous avons commencé par neutraliser l'effet des échantillons courants/non courants (résultats non indiqués ici), puis l'effet de l'échelle *Statistique*, et enfin celui de l'âge (pour la récidive sexuelle, $n = 2\ 392$; pour la récidive avec violence, $n = 1\ 849$). Pour les analyses de régression de Cox, nous avons défini les échantillons comme des strates (pour la récidive sexuelle, $n = 2\ 388$; pour la récidive avec violence, $n = 1\ 849$).

Tableau 7. Comparaison des échelles Statistique-2002R et Statistique-2002.

	Statistique-2002R				Statistique-2002					
	Variation du χ^2	dl	p	Exp(B)	I.C. à 95 %	Variation du χ^2	dl	p	Exp(B)	I.C. à 95 %
Récidive sexuelle										
Régression logistique – 5 ans										
Échelle Statistique										
Âge	1,83	1	0,176	0,99	0,98 – 1,00	3,40	1	0,065	0,99	0,97 – 1,00
Âge ²	0,52	1	0,470	1,00	0,99 – 1,00	2,85	1	0,092	0,99	0,99 – 1,00
Régression logistique – 10 ans										
Échelle Statistique										
Âge	0,04	1	0,847	0,99	0,98 – 1,01	0,37	1	0,542	0,99	0,98 – 1,01
Âge ²	1,65	1	0,199	0,99	0,99 – 1,00	4,54	1	0,033	0,99	0,99 – 0,99
Régression de Cox										
Échelle Statistique										
Âge	0,62	1	0,431	0,99	0,99 – 1,01	1,95	1	0,162	0,99	0,98 – 1,00
Âge ²	1,72	1	0,190	0,99	0,99 – 1,00	6,69	1	0,010	0,99	0,99 – 0,99
Récidive avec violence										
Régression logistique – 5 ans										
Échelle Statistique										
Âge	30,22	1	<0,001	0,97	0,95 – 0,98	35,80	1	<0,001	0,96	0,95 – 0,98
Âge ²	0,01	1	0,918	1,00	0,99 – 1,00	0,75	1	0,386	1,00	0,99 – 1,00
Régression logistique – 10 ans										
Échelle Statistique										
Âge	28,86	1	<0,001	0,96	0,95 – 0,98	33,50	1	<0,001	0,96	0,95 – 0,98
Âge ²	0,46	1	0,497	1,00	0,99 – 1,00	0,05	1	0,821	1,00	0,99 – 1,00
Régression de Cox										
Échelle Statistique										
Âge	202,27	1	<0,001	1,25	1,22 – 1,29	193,34	1	<0,001	1,26	1,22 – 1,30
Âge ²	0,64	1	0,422	1,00	0,99 – 1,00	4,92	1	0,033	0,99	0,99 – 0,99

Note : Les valeurs représentent la contribution différentielle de chaque facteur après neutralisation de l'effet des variables introduites plus tôt. Pour les analyses de régression logistique, nous avons commencé par neutraliser l'effet des échantillons courants/non courants (résultats non indiqués ici), puis l'effet de l'échelle Statistique, et enfin celui de l'âge (pour la récidive sexuelle, $n = 1\ 644$ (à 5 ans), $n = 1\ 057$ (à 10 ans)); pour la récidive avec violence, $n = 1\ 461$ (à 5 ans), $n = 1\ 067$ (à 10 ans)). Pour les analyses de régression de Cox, nous avons défini les échantillons comme des strates (pour la récidive sexuelle, $n = 2\ 606$; pour la récidive avec violence, $n = 2\ 417$).

Tableau 8. Taux de récidive à 5 ans estimés (par analyse de survie), selon la catégorie de risque (Statique-99R) et le groupe d'âges.

Catégorie de risque (Statique-99R)	18 - 30		30 - 39,9		40 - 49,9		50 - 59,9		60 - 69,9		70+	
	n initial	Taux de récidive (%)										
Récidive sexuelle												
Faible	68	5,0	529	5,6	1 130	3,6	603	4,4	391	2,4	115	2,9
Score < 0	-	-	-	-	362	2,0	205	4,1	306	2,4	91	2,6
Score de 0 ou 1	68	5,0	529	5,6	768	4,4	398	4,6	85	2,7	24	4,3
Faible à moyen	575	7,7	844	6,9	528	8,0	214	7,8	34	14,0	14	8,0
Moyen à élevé	771	12,3	657	14,0	263	17,7	110	12,4	27	8,2	9	0,0
Élevé	445	27,3	516	27,4	183	23,4	72	25,6	7	15,4	1	0,0
Total	1 859	14,2	2 546	12,5	2 104	8,0	999	7,4	459	3,8	139	3,2
Récidive avec violence												
Faible	54	15,6	435	10,4	930	6,9	530	5,4	325	2,4	100	3,0
Score < 0	-	-	-	-	291	5,2	179	5,0	252	1,3	79	4,0
Score de 0 ou 1	54	15,6	435	10,4	639	7,6	351	5,6	73	6,2	21	0,0
Faible à moyen	465	20,2	712	15,0	452	16,7	197	11,4	32	14,6	14	20,3
Moyen à élevé	644	31,0	559	30,7	239	29,1	104	21,8	26	20,0	7	14,3
Élevé	384	47,2	434	42,4	165	27,1	69	32,7	7	15,4	1	0,0
Total	1 547	31,4	2 140	23,6	1 786	14,0	900	10,5	390	4,8	122	5,5

Note : Ces estimations ont été calculées au moyen de l'analyse de survie et elles sont présentées uniquement à titre indicatif. Pour ce qui est des rapports d'évaluation du risque dans un contexte appliqué, le lecteur est prié de se procurer les dernières estimations du taux de récidive calculées au moyen des analyses de régression logistique (à l'adresse www.static99.org).

Tableau 9. Taux de récidive à 5 ans estimés (par analyse de survie), selon la catégorie de risque (Statique-2002R) et le groupe d'âges.

Catégorie de risque (Statique 2002R)	18 - 30		30 – 39,9		40 – 49,9		50 – 59,9		60 +	
	<i>n</i> initial	Taux de récid. (%)								
Récidive sexuelle										
Faible	22	4,6	118	4,8	262	4,6	136	2,3	148	2,1
Faible à moyen	197	12,0	245	6,9	180	7,9	74	4,6	22	4,6
Moyen	236	14,5	232	13,2	114	18,4	51	12,2	17	13,1
Moyen à élevé	125	25,4	150	27,3	59	29,8	29	23,1	6	16,7
Élevé	80	34,0	78	37,4	21	28,6	6	16,7	1	0,0
Total	660	18,1	823	15,0	636	11,4	296	7,2	194	4,0
Récidive avec violence										
Faible	22	4,6	114	7,4	256	10,8	134	6,6	145	3,4
Faible à moyen	188	24,0	233	15,6	167	14,9	71	9,0	21	4,9
Moyen	213	37,6	205	28,7	99	27,9	45	18,6	16	14,1
Moyen à élevé	110	42,0	123	43,9	55	36,3	27	27,2	6	16,7
Élevé	75	51,5	68	43,5	19	31,6	6	16,7	1	0,0
Total	608	35,2	743	25,3	596	17,9	283	11,5	189	4,9

Note : Ces estimations ont été calculées au moyen de l'analyse de survie et elles sont présentées uniquement à titre indicatif. Pour ce qui est des rapports d'évaluation du risque dans un contexte appliqué, le lecteur est prié de se procurer les dernières estimations du taux de récidive calculées au moyen des analyses de régression logistique (à l'adresse www.static99.org).

groupes d'âges. La Statique-99 sous-estime significativement la récidive chez les délinquants de moins de 40 ans et la surestime chez les délinquants de 40 ans et plus. Avec la Statique-99R, les valeurs de l'indice E/O sont généralement plus proches de 1,0, allant de 0,87 à 2,08. Cette échelle sous-estime significativement la récidive avec violence chez les délinquants de moins de 30 ans, tandis qu'elle surestime significativement ce type de récidive chez les délinquants qui sont dans la cinquantaine ou dans la soixantaine, ainsi que chez les délinquants qui forment le groupe particulier des 50 ans et plus.

Étant donné que les nouvelles pondérations de l'âge ont été établies au moyen de l'échantillon d'élaboration, il se peut que les résultats présentés dans le Tableau 10 témoignent d'un « surajustement » dans le cas de la Statique-99R. C'est pourquoi nous présentons dans le Tableau 11 les mêmes résultats d'analyse, mais limités cette fois à l'échantillon de validation. On remarque des résultats semblables à ceux du tableau précédent, sauf quelques variations et un moins grand nombre de résultats significatifs, probablement attribuables aux tailles d'échantillon moindres. La Figure 1 contient une représentation graphique des données du Tableau 11, dans laquelle on peut voir une grande proximité entre les taux de

Tableau 10. Taux de récidive à 5 ans observés et taux prévus selon les échelles Statique-99 et Statique-99R (Tous les cas pour lesquels on dispose de données).

Âge	N	Observé	Prévu selon la Statique-99			Prévu selon la Statique-99R		
		n récid.	n récid.	E/O	I.C. à 95 %	n récid.	E/O	I.C. à 95 %
Récidive sexuelle								
< 30	1 405	211	191,4	0,91	0,79 – 1,04	217,6	1,03	0,90 – 1,18
30-39	1 839	239	209,2	0,88*	0,77 – 0,99	240,6	1,01	0,89 – 1,14
40-49	1 448	123	142,9	1,16	0,97 – 1,39	114,7	0,93	0,78 – 1,11
50-59	656	52	58,7	1,13	0,86 – 1,48	47,2	0,91	0,69 – 1,19
60-69	313	9	27,5	3,06*	1,59 – 5,87	13,4	1,49	0,77 – 2,86
70-79	79	3	7,2	2,40	0,77 – 7,44	3,6	1,20	0,38 – 3,72
50+	1 048	64	93,4	1,46*	1,14 – 1,86	64,2	1,00	0,78 – 1,28
Récidive avec violence								
< 30	1 135	365	281,8	0,77*	0,70 - 0,86	316,7	0,87*	0,78 - 0,96
30-39	1 495	347	309,1	0,89*	0,80 – 0,99	346,5	1,00	0,90 – 1,11
40-49	1 176	165	223,5	1,35*	1,16 – 1,58	176,3	1,07	0,92 – 1,24
50-59	566	51	98,0	1,92*	1,46 – 2,53	76,4	1,50*	1,14 – 1,97
60-69	254	10	44,4	4,44*	2,39 – 8,25	20,8	2,08*	1,12 – 3,86
70-79	64	4	11,2	2,80*	1,05 – 7,46	5,3	1,32	0,50 – 3,53
50+	884	65	153,6	2,36*	1,85 – 3,01	102,5	1,58*	1,24 – 2,01

Note : Les valeurs prévues ont été calculées au moyen de l'analyse de régression logistique, où une covariable dichotomique servait à identifier les échantillons soit comme « échantillon courant » ou « non courant ». Récidive sexuelle : pour la Statique-99, $\chi^2 = 24,68$, $dl = 5$, $p < 0,001$; pour la Statique-99R, $\chi^2 = 2,84$, $dl = 5$, $p = 0,72$. Récidive avec violence : pour la Statique-99, $\chi^2 = 98,34$, $dl = 5$, $p < 0,001$; pour la Statique-99R, $\chi^2 = 22,46$, $dl = 5$, $p < 0,001$.

* $p < 0,050$

récidive sexuelle observés et ceux prédits par l'échelle Statique-99R, tandis que l'échelle Statique-99 surestime la récidive chez les groupes de délinquants de 50 ans ou plus.

Les différences entre les résultats des échelles Statique-2002 et Statique-2002R sont beaucoup plus faibles (Tableau 12) et la puissance statistique est moins élevée en raison des effectifs d'échantillon plus petits. Nous avons donc combiné en un seul groupe tous les délinquants de 60 ans ou plus. En ce qui concerne la récidive sexuelle, aucune des valeurs de l'indice E/O n'est significative selon l'une ou l'autre échelles (pour la Statique-2002, les valeurs de E/O varient entre 0,92 et 2,45; pour la Statique-2002R, elles vont de 0,90 à 1,75). Pour ce qui est de la récidive avec violence, les valeurs de l'indice E/O selon la Statique-2002 varient entre 0,83 (l'échelle sous-estime significativement la récidive chez les délinquants de moins de 30 ans) et 3,40 (l'échelle surestime significativement la récidive chez les délinquants de 60 ans et plus). Selon les résultats de la Statique-2002R, les valeurs de l'indice E/O varient entre 0,82 (l'échelle sous-estime significativement la récidive chez les délinquants de moins de 30 ans) et 2,52 (l'échelle surestime significativement la récidive chez les délinquants de 60 ans et plus). Par ailleurs, les deux échelles surestiment significativement la récidive avec violence dans le groupe formé des délinquants de 50 ans et plus.

Tableau 11. Taux de récidive à 5 ans observés et taux prévus selon les échelles Statique-99 et Statique-99R (Échantillon de validation).

Âge	N	Observé			Prévu selon la Statique-99		Prévu selon la Statique-99R		
		n récid.	n récid.	E/O	I.C. à 95 %	n récid.	E/O	I.C. à 95 %	
Récidive sexuelle									
< 30	708	111	108,3	0,98	0,81 – 1,18	119,1	1,07	0,89 – 1,29	
30-39	756	101	89,7	0,89	0,73 – 1,08	102,0	1,01	0,83 – 1,23	
40-49	591	54	56,1	1,04	0,80 – 1,36	43,8	0,81	0,62 – 1,06	
50-59	199	14	19,6	1,40	0,83 – 2,36	15,3	1,09	0,65 – 1,84	
60-69	114	5	10,0	2,00	0,83 – 4,80	4,6	0,92	0,38 – 2,21	
70-79	24	1	2,4	2,40	0,34 – 17,04	1,2	1,20	0,17 – 8,52	
50+	337	20	32,0	1,60*	1,03 – 2,48	21,1	1,06	0,68 – 1,64	
Récidive avec violence									
< 30	554	186	138,5	0,74*	0,64 – 0,86	153,5	0,82*	0,71 – 0,95	
30-39	566	138	116,5	0,84	0,71 – 1,00	131,5	0,95	0,81 – 1,13	
40-49	455	69	82,8	1,20	0,95 – 1,52	67,4	0,98	0,77 – 1,24	
50-59	169	15	30,4	2,03*	1,22 – 3,36	24,8	1,65*	1,00 – 2,74	
60-69	83	5	14,7	2,94*	1,22 – 7,06	7,6	1,52	0,63 – 3,65	
70-79	22	2	4,2	2,10	0,52 – 8,40	2,2	1,10	0,28 – 4,40	
50+	274	22	49,3	2,24*	1,48 – 3,40	34,6	1,57*	1,04 – 2,39	

Note : Les valeurs prévues ont été calculées au moyen de l'analyse de régression logistique, où une covariable dichotomique servait à identifier les échantillons soit comme « échantillon courant » ou « non courant ». Récidive sexuelle : pour la Statique-99, $\chi^2 = 6,49$, $dl = 5$, $p = 0,26$; pour la Statique-99R, $\chi^2 = 3,11$, $dl = 5$, $p = 0,68$. Récidive avec violence : pour la Statique-99, $\chi^2 = 37,91$, $dl = 5$, $p < 0,001$; pour la Statique-99R, $\chi^2 = 12,02$, $dl = 5$, $p < 0,035$.

* $p < 0,050$

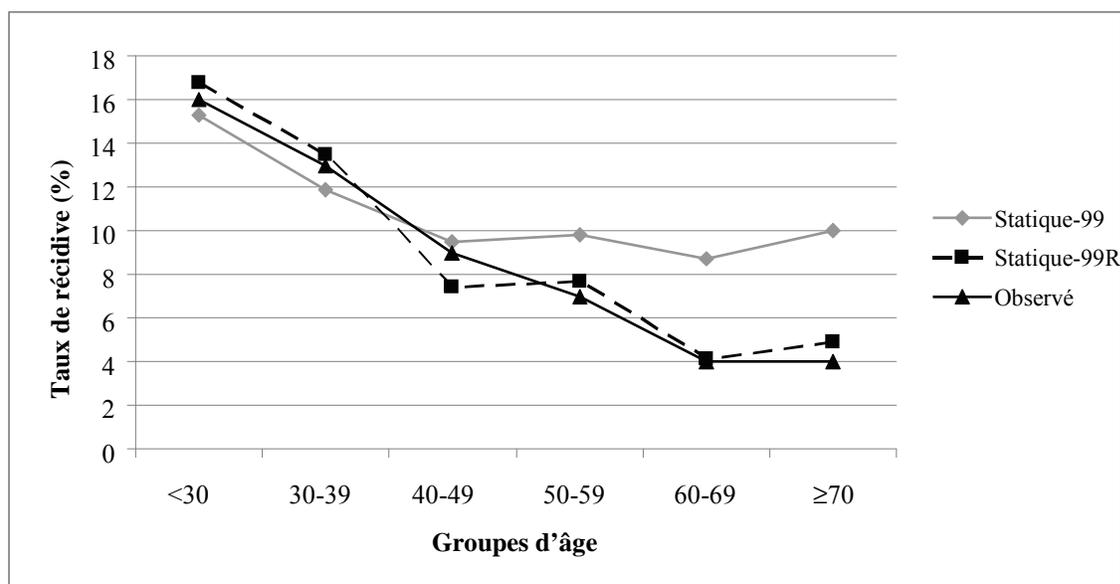


Figure 1. Taux de récidive sexuelle à 5 ans observés par groupe d'âge par comparaison avec les taux prévus selon les échelles Statique-99 et Statique-99R à partir des données de l'échantillon de validation.

Tableau 12. Taux de récidive à 5 ans observés et taux prévus selon les échelles Statique-2002 et Statique-2002R (Tous les cas pour lesquels on dispose de données).

Âge	N	Observé	Prévu selon la Statique-2002			Prévu selon la Statique-2002R		
		n récid.	n récid.	E/O	I.C. à 95 %	n récid.	E/O	I.C. à 95 %
Récidive sexuelle								
< 30	488	98	95,7	0,98	0,80 – 1,19	95,1	0,97	0,80 – 1,18
30-39	537	90	83,2	0,92	0,75 – 1,14	90,6	1,01	0,82 – 1,24
40-49	370	46	46,7	1,02	0,76 – 1,36	41,4	0,90	0,67 – 1,20
50-59	141	12	14,6	1,22	0,69 – 2,14	16,0	1,33	0,76 – 2,35
60-69	108	4	9,8	2,45	0,92 – 6,53	7,0	1,75	0,66 – 4,66
50+	249	16	24,4	1,52	0,93 – 2,49	23,0	1,44	0,88 – 2,35
Récidive avec violence								
< 30	442	162	134,0	0,83*	0,71 - 0,96	133,4	0,82*	0,70 - 0,96
30-39	458	115	111,2	0,97	0,80 – 1,16	120,6	1,05	0,87 – 1,26
40-49	330	60	68,8	1,15	0,89 – 1,48	62,3	1,04	0,81 – 1,34
50-59	128	11	22,0	2,00*	1,11 – 3,61	24,2	2,20*	1,22 – 3,97
60-69	103	5	17,0	3,40*	1,42 – 8,17	12,6	2,52*	1,05 – 6,05
50+	231	16	39,0	2,44*	1,49 – 3,98	36,8	2,30*	1,41 – 3,75

Note : Les valeurs prévues ont été calculées au moyen de l'analyse de régression logistique, où une covariable dichotomique servait à identifier les échantillons soit comme « échantillon courant » ou « non courant ». Récidive sexuelle : pour la Statique-2002, $\chi^2 = 4,52$, $dl = 4$, $p = 0,34$; pour la Statique-2002R, $\chi^2 = 2,89$, $dl = 4$, $p > 0,050$. Récidive avec violence : pour la Statique-2002, $\chi^2 = 21,08$, $dl = 4$, $p < 0,001$; pour la Statique-2002R, $\chi^2 = 18,26$, $dl = 4$, $p = 0,001$.

* $p < 0,050$

Analyse

Dans la logique des conclusions d'études antérieures (Barbaree et Blanchard, 2008; Hanson, 2006), cette étude a constaté que les pondérations actuarielles attribuées au facteur « âge à la mise en liberté » dans les échelles Statique-99 et Statique-2002 surestiment le risque chez les délinquants sexuels âgés. On a donc élaboré de nouvelles pondérations de l'âge. Les versions révisées des instruments de mesure (Statique-99R et Statique-2002R) ne sont pas notablement plus efficaces que les versions initiales pour évaluer le risque relatif de récidive sexuelle dans l'échantillon global, et cela probablement à cause de la faible proportion de délinquants touchés par les nouvelles pondérations. Toutefois, la Statique-99R est beaucoup plus précise que la Statique-99 pour la prédiction des taux absolus de récidive. En particulier, l'échelle révisée surestime moins la récidive chez les délinquants de 50 ans et plus. La Statique-2002R présente elle aussi une plus grande exactitude prédictive que l'échelle initiale en ce qui a trait au risque absolu (c'est-à-dire qu'elle surestime moins la récidive chez les délinquants âgés), mais la différence est faible pour la raison probable que la Statique-2002 comportait au départ de meilleures pondérations de l'âge que la Statique-99. Malgré la faible différence observée, nous recommandons d'utiliser la version révisée de la Statique-2002 puisque les pondérations optimales de l'âge devraient logiquement être les mêmes pour les deux échelles.

En ce qui concerne la récidive avec violence, la Statique-99R présente un degré d'exactitude prédictive significativement plus grand que la Statique-99 en ce qui a trait au risque relatif (ASC). Pour ce qui est de la qualité de la prédiction du risque absolu, la révision de l'échelle est synonyme d'une nette amélioration (c'est-à-dire que l'échelle révisée surestime beaucoup moins la récidive chez les délinquants âgés). Il n'empêche que l'âge ajoute toujours à la validité prédictive des échelles Statique-99R et Statique-2002R,

et les deux échelles surestiment significativement la récidive avec violence dans le groupe formé des délinquants de 50 ans et plus. Nous en concluons donc que les révisions des échelles ont eu pour effet d'accroître l'exactitude prédictive, mais qu'il faudrait utiliser des pondérations différentes si les échelles devaient servir principalement à prédire la récidive avec violence.

L'âge est lié plus fortement à la récidive avec violence de nature non sexuelle qu'à la récidive sexuelle. Il n'est donc pas recommandé d'utiliser le même ensemble de pondérations pour prédire les deux types de récidive. Nous avons choisi d'élaborer pour le facteur âge les pondérations qui sont le mieux adaptées à la prédiction de la récidive sexuelle car c'est pour quoi les échelles ont été conçues en premier lieu. Que les échelles servent par ailleurs à prédire la récidive avec violence avec une exactitude modérée peut être utile pour certains évaluateurs. Cependant, les évaluateurs qui ont pour mission particulière de prédire ce type de récidive auront intérêt à employer une échelle d'évaluation du risque conçue spécialement à cette fin.

Les résultats de la présente étude montrent qu'il est peu probable que les pondérations de facteurs utilisées dans les instruments actuariels d'évaluation du risque ne soient jamais optimales. Même lorsque ces instruments sont élaborés sur la base de grands échantillons (environ 1 000), les pondérations optimales varieront en fonction de la population de délinquants. Ces variations sont le propre des méthodes empiriques d'évaluation du risque. Comme le soulignent Dawes et coll. (1989), on doit revoir les échelles actuarielles au fur et à mesure que paraissent de nouvelles études plus fouillées.

Il reste que si l'on veut prôner la révision des instruments actuariels d'évaluation du risque, on doit disposer d'informations plus solides que celles qui ont servi à élaborer initialement ces instruments. En outre, les modifications doivent se traduire par des différences substantielles au niveau de l'interprétation pour une proportion non négligeable de délinquants. Nous croyons que ces conditions sont satisfaites pour apporter les ajustements proposés au regard de l'âge. En effet, le nombre de délinquants dans l'échantillon étudié ici est plus grand ($N = 8\,390$) que l'effectif des échantillons d'élaboration de la Statique-99 ($N = 1\,208$), les échantillons sont plus récents, près de 10 % de l'échantillon étudié est composé de délinquants de 60 ans et plus, et les scores de ces délinquants sont diminués de 3 points (d de Cohen = 1,2). Par conséquent, le taux absolu de récidive prédit par la Statique-99R pour les délinquants de 60 ans et plus serait environ moitié moins élevé que le taux prédit par la Statique-99 (chaque point de l'échelle Statique-99 correspond à un rapport de taux de 1,33 environ; $1,33^{-3} = 0,43$).

Par ailleurs, il est peu probable que l'effet différentiel du vieillissement observé dans la présente étude ne se retrouve que dans les échelles Statique-99 et Statique-2002. Étant donné que la proportion des délinquants âgés continuera de s'accroître dans les années à venir si l'on en juge par les tendances démographiques en Amérique du Nord, les concepteurs d'échelles actuarielles devront porter une plus grande attention à la validité ajoutée du vieillissement dans leurs échelles.

Si elle a pour objet premier d'améliorer les pondérations dans deux échelles actuarielles d'évaluation du risque couramment utilisées pour les délinquants sexuels, notre étude vise également à contribuer à la recherche fondamentale sur la relation entre âge et criminalité. Elle n'a pas été conçue pour vérifier les principales théories sur la relation entre âge et criminalité, mais pour exposer les faits essentiels qui doivent être expliqués par des théories.

La plupart des études et des théories en criminologie cherchent à expliquer pourquoi les taux de criminalité sont beaucoup plus élevés chez les jeunes que chez les adultes. Un des axes de recherche est centré sur la criminalité précoce en tant qu'indicateur d'une tendance antisociale chronique (Moffitt, 1993; Harris et Rice, 2007a). Un autre axe de recherche porte plutôt sur les changements sociaux et psychologiques qui contribuent à l'abandon de la criminalité durant la période de transition de l'adolescence à la vie adulte (Laub, Nagin et Sampson, 1998; Maruna, 2001; Serin et Lloyd, 2009; Stouthamer-Loeber, Wei, Loeber et Masten, 2004). Contrairement à ces deux axes de recherche, la présente étude a porté spécialement sur les différences entre les délinquants d'âge médian et les délinquants d'âge plus avancé. Plus particulièrement, les délinquants sexuels qui avaient plus de 60 ans au

moment de leur mise en liberté présentent des taux de récidive significativement moins élevés que les délinquants libérés dans la trentaine ou la quarantaine, et même dans la cinquantaine. Ces différences persistent une fois qu'on a tenu compte de l'effet des indicateurs de risque statiques reconnus. Cette étude vient en outre confirmer la conclusion antérieure selon laquelle l'âge est lié plus fortement à la récidive avec violence de nature non sexuelle qu'à la récidive sexuelle (Hanson et Bussière, 1998).

Il est peu concevable que le niveau de risque de récidive diminue sensiblement comme par magie le jour marquant le soixantième anniversaire de naissance d'un délinquant. On dira plutôt que l'âge agit comme un prédicteur parce qu'il est un indicateur des propensions sous-jacentes au crime sexuel. Le débat sur l'évaluation du risque chez les délinquants sexuels au regard de l'âge est centré sur la question de savoir dans quelle mesure ces propensions sont dynamiques (c.-à-d. qu'elles varient avec l'âge). Harris et Rice (2007a) défendent l'idée selon laquelle l'âge du délinquant est un indicateur d'une tendance antisociale chronique, laquelle est évaluée avec le plus de justesse par l'âge à la première infraction plutôt que par l'âge à la mise en liberté. Par contre, Barbaree et Blanchard (2008) parlent plutôt d'un effet élémentaire du vieillissement, par lequel les délinquants sexuels représentent un risque moins élevé à mesure qu'ils vieillissent à cause de changements psychologiques et physiologiques notables (p. ex. pulsion sexuelle réduite).

La présente étude n'avait pas pour but de contribuer directement à ce débat, mais ses résultats pourraient servir aux membres de l'un ou l'autre camp pour défendre leur position. Comme d'autres chercheurs (Harris et Rice, 2007a), nous avons constaté que les délinquants âgés ont moins d'antécédents criminels que les délinquants plus jeunes, ce qui tend à confirmer l'idée que l'âge est un indicateur d'une tendance antisociale chronique. Nous avons par ailleurs observé, dans la logique des effets du vieillissement, des taux de récidive très bas parmi les délinquants sexuels de plus de 60 ans – en fait beaucoup plus bas que ce à quoi on pouvait s'attendre compte tenu des antécédents de ces délinquants en matière de crime sexuel et de crime violent. Il n'en reste pas moins que toute explication de la relation entre l'âge et la criminalité doit tenir compte de ces observations fondamentales. Pour pouvoir différencier les contributions respectives de ces phénomènes, nous devons mener des études plus poussées sur la relation entre l'âge, l'occasion de commettre une infraction, et la stabilité des traits psychologiques et physiques associés au risque d'infraction sexuelle.

En ce qui regarde l'évaluation du risque dans un contexte appliqué, notre étude est le prolongement d'ouvrages antérieurs où l'on a cherché à mettre au point des ajustements post hoc au regard de l'âge pour les échelles actuarielles (Barbaree et coll., 2007, 2009; Wollert, 2006; Wollert et coll., 2010). Bien que nous soyons d'accord avec les chercheurs précités pour dire que l'âge a un effet de validité ajoutée en sus de certaines échelles actuarielles de facteurs statiques et qu'il devrait être pris en compte dans les évaluations du risque, nous sommes en désaccord avec leurs propositions particulières. Il est plus simple, et préférable, d'insérer directement l'âge dans l'échelle comme un item, au lieu d'apporter des ajustements après que le codage a été fait, surtout lorsque l'échelle comporte déjà des pondérations de l'âge (inefficaces).

Dans leur méthode d'ajustement par rapport à l'âge (poids de régression), Barbaree et collègues recourent à des techniques statistiques qui ne prêtent pas à controverse; il faudrait toutefois que les estimations calculées à l'aide de ces techniques soient validées sur de nouveaux échantillons afin de contrôler le surajustement. Ce phénomène est toujours une source de préoccupation en ce qui regarde les instruments d'évaluation actuariels, mais il constitue un problème particulier pour les ajustements de Barbaree étant donné que ceux-ci ont été élaborés sur un échantillon unique, où l'âge a un effet exceptionnellement grand.

Par contre, les ajustements de Wollert (2006) nécessitent des hypothèses qui ne font pas consensus au sein de la communauté scientifique (voir la critique de Harris et Rice, 2007b). Plus particulièrement, nous ne croyons pas que les rapports de vraisemblance soient des éléments stables du risque actuariel, ou qu'ils devraient l'être. Le rapport de vraisemblance est le rapport (sensibilité/1 – spécificité) et il varie en

fonction de la distribution des cotes de risque dans l'échantillon, même lorsque les taux de récidive observés par cote de risque sont parfaitement stables entre les échantillons. A contrario, notre étude (et celle de Barbaree) modélise directement l'effet de l'âge à l'aide de méthodes statistiques qui ne prêtent pas à controverse. Mais à l'inverse de l'étude de Barbaree, nos analyses reposent sur de grands échantillons diversifiés, ce qui devrait réduire le risque d'un biais d'échantillonnage. Fait à noter, les résultats se sont avérés robustes lors de la validation (absence du phénomène de réduction).

Plus récemment, Wollert et collègues (2010) ont proposé — et construit — des tableaux actuariels stratifiés selon l'âge pour la Statique-99. Bien que ces tableaux soient une solution plausible en principe, leur proposition est moins efficace et moins précise que nos révisions et rien ne prouve qu'elle mènera à une plus grande exactitude. En outre, les estimations des tableaux actuariels nécessitent de poser des hypothèses concernant la stabilité des rapports de vraisemblance (hypothèses que nous réfutons). La stratification des tableaux de taux de récidive selon le groupe d'âges crée par surcroît de faibles effectifs d'échantillon pour les délinquants de 60 ans et plus, ce qui réduit la fiabilité des estimations. Nous croyons que nos révisions sont supérieures parce qu'elles sont fondées sur des données réelles et une information complète (c.-à-d. aucun item manquant), des périodes de suivi spécifiées et des taux de récidive estimés pour *chaque* score.

Une faiblesse de la présente étude est que même si elle intègre le plus vaste ensemble de données d'études multi-sites sur l'évaluation du risque de récidive sexuelle que nous connaissions, le nombre de délinquants âgés est encore insuffisant pour mener des analyses qui pourraient être instructives. Par exemple, avec l'échelle Statique-99R nous n'avons pu identifier que huit délinquants de 60 ans ou plus comme étant à risque élevé, ce qui a fait en sorte que nous n'avons pu commenter de façon utile les taux de récidive de ce petit groupe de délinquants. De même, nous n'avons pas été en mesure d'examiner les différences entre trois groupes de délinquants en particulier : 1) les délinquants âgés qui sont mis en liberté après avoir purgé une longue peine de prison, 2) les délinquants qui sont demeurés dans la collectivité plusieurs années ou plusieurs décennies sans récidiver avant d'être sanctionnés à nouveau, et 3) les délinquants qui ont commis récemment une infraction sexuelle.

Implications pour l'évaluation dans un contexte appliqué

Même si on ne comprend pas parfaitement pourquoi les taux de récidive sexuelle sont peu élevés chez les délinquants âgés, les évaluateurs doivent considérer l'effet de l'âge comme un indicateur fiable du risque. Nous croyons que les utilisateurs actuels des échelles Statique-99 et Statique-2002 trouveront dans cette étude suffisamment d'informations pour justifier l'utilisation des nouvelles pondérations de l'âge (échelles Statique-99R et Statique-2002R). Étant donné que l'âge à la mise en liberté n'ajoute pas à la validité prédictive des échelles révisées pour ce qui est de la récidive sexuelle, l'utilisation des nouvelles échelles réduit la nécessité de faire régulièrement des ajustements post hoc en fonction de l'âge (cela dit, ces ajustements peuvent être encore utiles pour prédire la récidive avec violence). Enfin, les données de cette étude n'empêchent pas qu'un évaluateur puisse, en toute légitimité, classer un délinquant sexuel âgé (c.-à-d. 60 ans ou plus) comme étant à risque élevé. Cependant, d'après les conclusions de l'étude, ces délinquants sont des cas exceptionnels.

Bibliographie

Les ouvrages marqués d'un astérisque ont été utilisés dans les analyses présentées dans ce document. Dans le cas des articles de Wilson et coll. (2007a et 2007b), les échantillons de chaque étude ont été regroupés pour ne faire qu'un pour les besoins de la présente étude.

- ADMINISTRATION ON AGING. 2009. *Aging statistics*, Washington (DC), Administration on Aging, United States Department of Health and Human Services, sur Internet : http://www.aoa.gov/AoARoot/Aging_Statistics/index.aspx
- *ALLAN, M., R.C. GRACE, B. RUTHERFORD et S.M. HUDSON. 2007. « Psychometric assessment of dynamic risk factors for child molesters », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 19, p. 347-367, doi: 10.1007/s11194-007-9052-5
- ALLISON, P.D. 1984. *Event history analysis: Regression for longitudinal event data*, Beverly Hills (CA), Sage.
- ARCHER, R.P., J.K. BUFFINGTON-VOLLUM, R.V. STREDNY et R.W. HANDEL. 2006. « A survey of psychological test use patterns among forensic psychologists », *Journal of Personality Assessment*, vol. 87, p. 84-94. doi: 10.1207/s15327752jpa8701_07
- BABCHISHIN, K.M., R.K. HANSON et L. HELMUS. 2010. *L'ERRRS, la Statique-99R et la Statique-2002R ajoutent réciproquement à leur validité prédictive quant au risque de récidive des délinquants sexuels*, Recherche sur les questions correctionnelles, rapport pour spécialistes n° 2011-02, Ottawa (Ont.), Canada, Sécurité publique Canada.
- BARBAREE, H.E., et R. BLANCHARD. 2008. « Sexual deviance over the lifespan: Reduction in deviant sexual behavior in the aging sex offender », dans D. R. Laws et W. T. O'Donohue, *Sexual deviance: Theory, assessment, and treatment*, New York, Guilford Press, p. 37-60.
- BARBAREE, H.E., C.M. LANGTON et R. BLANCHARD. 2007. « Predicting recidivism in sex offenders using the VRAG and SORAG: The contribution of age-at-release », *International Journal of Forensic Mental Health*, vol. 6, p. 29-46.
- BARBAREE, H.E., C.M. LANGTON, R. BLANCHARD et J.M. CANTOR. 2009. « Aging versus stable enduring traits as explanatory constructs in sex offender recidivism: Partitioning actuarial prediction into conceptually meaningful components », *Criminal Justice and Behavior*, vol. 36, p. 443-465. doi: 10.1177/0093854809332283
- *BARTOSH, D.L., T. GARBY, D. LEWIS et S. GRAY. 2003. « 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. doi: 10.1177/0306624X03253850
- BEECH, A., C. FRIENDSHIP, M. ERIKSON et R.K. HANSON. 2002. « 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. doi: 10.1177/107906320201400206
- *BENGTSON, S. 2008. « Is newer better? A cross-validation of the Statique-2002 and the Risk Matrix 2000 in a Danish sample of sexual offenders », *Psychology, Crime & Law*, vol. 14, p. 85-106. doi: 10.1080/10683160701483104
- *BIGRAS, J. 2007. « La prédiction de la récidive chez les délinquants sexuels » [Prediction of recidivism among sex offenders], *Dissertation Abstracts International*, vol. 68 (09). (UMI No. NR30941).
- BOE, R., M. NAFEKH, B. VUONG, R. SINCLAIR et C. COUSINEAU. 2003. *L'évolution du profil de la population carcérale sous responsabilité fédérale : 1997 et 2002*, (Rapport de recherche n° R-132), Ottawa (Ont.), Service correctionnel du Canada.

- *BOER, A. 2003. *Evaluating the Statique-99 and Statique-2002 risk scales using Canadian sexual offenders*, mémoire de maîtrise non publié, University of Leicester, Leicester (Royaume-Uni).
- BONTA, J., M. LAW et K. HANSON. 1998. « The prediction of criminal and violent recidivism among mentally disordered offenders: A meta-analysis », *Psychological Bulletin*, vol. 123, n° 2, p. 123-142. doi: 10.1037/0033-2909.123.2.123
- *BONTA, J., et A.K. Yessine. 2005. *Recidivism data for 124 released sexual offenders from the offenders identified in "The National Flagging System: Identifying and responding to high-risk, violent offenders"*, User Report 2005-04, Ottawa, Public Safety and Emergency Preparedness Canada, données brutes non publiées.
- *BROUILLETTE-ALARIE, S., et J. PROULX. 2008 (Octobre). *Predictive and convergent validity of phallometric assessment in relation to sexual recidivism risk*, poster presented at the annual conference for the Association for the Treatment of Sexual Abusers, Atlanta (GA).
- *CORTONI, F., et K.L. NUNES. 2007. *Évaluation de l'efficacité du Programme national pour délinquants sexuels*, Rapport de recherche n° R-183, Service correctionnel du Canada.
- CRAIG, L.A., D. THORNTON, A. BEECH et K.D. BROWNE. 2007. « The relationship of statistical and psychological risk markers to sexual reconviction in child molesters », *Criminal Justice and Behavior*, vol. 34, p. 314-329. doi: 10.1177/0093854806291416
- *CRAISSATI, J., K. BIERER et R. SOUTH. 2008. *What do sex offenders really get up to? Risk prediction, community failure and "sexually risky behaviours" in a nine year follow up study*, manuscrit non publié.
- DAWES, R.M., D. FAUST et P.E. MEEHL. 1989. « Clinical versus actuarial judgment », *Science*, 243, p. 1668-1674. doi: 10.1126/science.2648573
- *EHER, R., M. RETTENBERGER, F. SCHILLING et F. PFAFFLIN. 2009. *Data from sex offenders released from prison in Austria*, données brutes non publiées.
- EHER, R., M. RETTENBERGER, F. SCHILLING et F. PFAFFLIN. (2008). « Failure of Statique-99 and SORAG to predict relevant reoffense categories in relevant sexual offender subtypes: A prospective study », *Sexual Offender Treatment*, vol. 8, n° 1, p. 1-20. Sur Internet : <http://www.sexual-offender-treatment.org/sot-1-2008.html>
- *EPPERSON, D.L. 2003. *Validation of the MnSOST-R, Statique-99, and RRASOR with North Dakota prison and probation samples*, rapport d'assistance technique non publié, North Dakota Division of Parole and Probation.
- FERGUSON, G. A. 1976. *Statistical analysis in psychology and education*, 4^e édition, New York, McGraw-Hill.
- FLEISS, J.L., B. LEVIN et M.C. PAIK. 2003. *Statistical methods for rates and proportions*, 3^e édition, Hoboken (NJ), Wiley.
- GAIL, M.H., et R.M. PFEIFFER. 2005. « On criteria for evaluating models of absolute risk », *Biostatistics*, vol. 6, p. 227-239. doi: 10.1093/biostatistics/kxi005
- GROVE, W.M., D.H. ZALD, B.S. LEBOW, B.E. SNITZ et C. NELSON. 2000. « Clinical versus mechanical prediction: A meta-analysis », *Psychological Assessment*, vol. 12, p. 19-30. doi: 10.1037/1040-3590.12.1.19
- *HAAG, A.M. 2005. [recidivism data from 198 offenders detained until their warrant expiry date. From: « Do psychological interventions impact on actuarial measures: An analysis of the predictive validity of the Statique-99 and Statique-2002 on a re-conviction measure of sexual recidivism », *Dissertation Abstracts International*, vol. 66, n° 8, 4531B. (UMI No. NR05662)]. Données brutes non publiées.

- HANLEY, J.A., et B.J. MCNEIL. 1983. « A method of comparing the Areas under ROC curves derived from same cases », *Radiology*, 148, p. 839-843.
- HANSON, R.K. 2002. « Recidivism and age: Follow-up data from 4,673 sexual offenders », *Journal of Interpersonal Violence*, vol. 17, p. 1046-1062. doi: 10.1177/088626002236659
- HANSON, R.K. 2006. « Does Statique-99 predict recidivism among older sexual offenders? », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 18, p. 343-355. doi: 10.1007/s11194-006-9027-y
- HANSON, R.K. 2008. « What statistics should we use to report predictive accuracy », *Crime Scene*, vol. 15, n° 1, p. 15-17. Sur Internet : <http://www.cpa.ca/cpasite/userfiles/Documents/Criminal%20Justice/Crime%20Scene%202008-04.pdf>
- HANSON, R.K., et M.T. BUSSIÈRE. 1998. « Predicting relapse: A meta-analysis of sexual offender recidivism studies », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 66, n° 2, p. 348-362.
- *HANSON, R.K., A.J.R. HARRIS, T. SCOTT et L. HELMUS. 2007. *Évaluation du risque chez les délinquants sexuels soumis à une surveillance dans la collectivité : le Projet de surveillance dynamique*, Recherche sur les questions correctionnelles, rapport pour spécialistes n° 2007-05, Ottawa (Ont.), Canada, Sécurité publique Canada.
- HANSON, R.K., L. HELMUS et D. THORNTON. 2010. « Predicting recidivism among sexual offenders: A multi-site study of Statique-2002 », *Law and Human Behavior*, vol. 34, p. 198-211. doi: 10.1007/s10979-009-9180-1
- HANSON, R.K., et K.E. MORTON-BOURGON. 2009. « The accuracy of recidivism risk assessments for sexual offenders: A meta-analysis of 118 prediction studies », *Psychological Assessment*, vol. 21, p. 1-21. doi: 10.1037/a0014421
- HANSON, R.K., et D. THORNTON. 2000. « Improving risk assessments for sex offenders: A comparison of three actuarial scales », *Law and Human Behavior*, vol. 24, p. 119-136. doi: 10.1023/A:1005482921333
- HANSON, R.K., et D. THORNTON. 2003. *Notes sur l'élaboration de la Statique-2002*, Rapport pour spécialistes n° 2003-01, Ottawa (Ont.), Solliciteur général Canada.
- *HARKINS, L., et A.R. BEECH. 2007. *Examining the effectiveness of sexual offender treatment using risk band analysis*, manuscrit non publié.
- HARRIS, A.J.R., A. PHENIX, R.K. HANSON et D. THORNTON. 2003. *Statique-99 règles de codage révisées*, Ottawa (Ont.), Solliciteur général Canada.
- HARRIS, G.T., et M.E. RICE. 2007a. « Adjusting actuarial violence risk assessments based on aging or the passage of time », *Criminal Justice and Behavior*, vol. 34, p. 297-313. doi: 10.1177/0093854806293486
- HARRIS, G.T., et M.E. RICE. 2007b. « Characterizing the value of actuarial violence risk assessments », *Criminal Justice and Behavior*, vol. 34, p. 1638-1658. doi: 10.1177/0093854807307029
- *HARRIS, G.T., M.E. RICE, V.L. QUINSEY, M.L. LALUMIÈRE, D. BOER et C. LANG. 2003. « A multi-site comparison of actuarial risk instruments for sex offenders », *Psychological Assessment*, vol. 15, p. 413-425.
- HELMUS, L. 2009. *Re-norming Statique-99 recidivism estimates: Exploring base rate variability across sex offender samples* (mémoire de maîtrise). Disponible sur ProQuest Dissertations and Theses database. (UMI No. MR58443). Sur Internet : www.static99.org
- *HILL, A., N. HABERMANN, D. KLUSMANN, W. BERNER et P. BRIKEN. 2008. « Criminal recidivism in

- sexual homicide perpetrators », *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, vol. 52, p. 5-20. doi: 10.1177/0306624X07307450
- HIRSCHI, T., et M.R. GOTTFREDSON. 1983. « Age and the explanation of crime », *American Journal of Sociology*, vol. 89, p. 552-584. doi: 10.1086/227905
- HOSMER, D.W., et S. LEMESHOW. 2000. *Applied logistic regression*, 2^e édition, New York, Wiley.
- HUMPHREYS, L.G., et J.A. SWETS. 1991. « Comparison of predictive validities measured with biserial correlations and ROCs of signal detection theory », *Journal of Applied Psychology*, vol. 76, p. 316-321. doi: 10.1037/0021-9010.76.2.316
- INTERSTATE COMMISSION FOR ADULT OFFENDER SUPERVISION. 2007. *Sex offender assessment information survey*, ICAOS Documents No. 4-2007, Lexington (KY), Author.
- JACKSON, R.L., et D.T. HESS. 2007. « Evaluation for civil commitment of sex offenders: A survey of experts », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 19, p. 409-448. doi: 10.1007/s11194-007-9062-3
- *JOHANSEN, S.H. 2007. « Accuracy of predictions of sexual offense recidivism: A comparison of actuarial and clinical methods », *Dissertation Abstracts International*, vol. 68, n° 3, B. (UMI No. 3255527).
- *KNIGHT, R.A., et D. THORNTON. 2007. *Evaluating and improving risk assessment schemes for sexual recidivism: A long-term follow-up of convicted sexual offenders*, Document No. 217618, présenté au département de la Justice des États-Unis.
- *LANGSTRÖM, N. 2004. « 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. doi: 10.1177/107906320401600202
- LAUB, J.H., D.S. NAGIN et R.J. SAMPSON. 1998. « Trajectories of change in criminal offending: Good marriages and the desistance process », *American Sociological Review*, vol. 63, p. 225-238. doi: 10.2307/2657324
- MARUNA, S. 2001. *Making good: How ex-convicts reform and rebuild their lives*, Washington (DC), American Psychological Association.
- MCGRATH, R.J., G.F. CUMMING, B.L. BURCHARD, S. ZEOLI et L. ELLERBY. 2010. *Current practices and emerging trends in sexual abuser management: The Safer Society 2009 North American survey*, Brandon (VT), Safer Society Foundation.
- MEEHL, P.E. 1956. « Wanted-A good cook-book », *American Psychologist*, vol. 11, p. 263-272. doi: 10.1037/h0044164
- MOFFITT, T.E. 1993. « Adolescence-limited and life-course-persistent antisocial behavior: A developmental taxonomy », *Psychological Review*, vol. 100, p. 674-701. doi: 10.1037/0033-295X.100.4.674
- MOSSMAN, D. 1994. « Assessing predictions of violence: Being accurate about accuracy », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 62, n° 4, p. 783-792. doi: 10.1037/0022-006X.62.4.783
- *NICHOLAICHUK, T. 2001 (Novembre). *The comparison of two standardized risk assessment instruments in a sample of Canadian Aboriginal sexual offenders*, Paper presented at the annual Research and Treatment Conference of the Association for the Treatment of Sexual Abusers, San Antonio (TX).
- OLVER, M.E., S.C.P. WONG, T. NICHOLAICHUK et A. GORDON. 2007. « The validity and reliability of the Violence Risk Scale – Sexual Offender Version: Assessing sex offender risk and evaluating therapeutic change », *Psychological Assessment*, vol. 19, p. 318-329. doi: 10.1037/1040-

- PHENIX, A., D. DOREN, L. HELMUS, R.K. HANSON et D. THORNTON. 2009. *Règles de codage pour l'échelle Statique-2002*, Ottawa (Ont.), Sécurité publique Canada, consulté le 13 janvier 2010 à l'adresse http://www.publicsafety.gc.ca/res/cor/rep/_fl/sttc-2002-fra.pdf
- RICE, M.E., et G.T. HARRIS. 2005. « Comparing effect sizes in follow-up studies: ROC area, Cohen's *d*, and *r* », *Law and Human Behavior*, vol. 29, n° 5, p. 615-620. doi: 10.1007/s10979-005-6832-7
- ROCKHILL, B., C. BYRNE, B. ROSNER, M.M. LOUIE et G. COLDITZ. 2003. « Breast cancer risk prediction with a log-incidence model: Evaluation of accuracy », *Journal of Clinical Epidemiology*, vol. 56, p. 856-861. doi: 10.1016/S0895-4356(03)00124-0
- SAMPSON, R.J., et J.H. LAUB. 2003. « Life-course desisters? Trajectories of crime among delinquent boys followed to age 70 », *Criminology*, vol. 41, p. 555-592. doi: 10.1177/0002716205280075
- *SAUM, S. 2007. « A comparison of an actuarial risk prediction measure (Statique-99) and a stable dynamic risk prediction measure (Stable-2000) in making risk predictions for a group of sexual offenders », *Dissertation Abstracts International*, vol. 68, n° 3, B. (UMI No. 3255539).
- SERIN, R.C., et C. LLOYD. 2009. « Examining the process of offender change: The transition to crime desistance », *Psychology, Crime & Law*, vol. 15, p. 347-364.
- SOOTHILL, K.L., et T.C.N. GIBBENS. 1978. « Recidivism of sexual offenders: A re-appraisal », *British Journal of Criminology*, vol. 18, p. 267-276.
- STATISTIQUE CANADA. 2008. *Rapport sur l'état de la population du Canada : 2005 et 2006*, n° 91-209-X au catalogue, Ottawa (Ont.), Statistique Canada.
- STOUTHAMER-LOEBER, M., E. WEI, R. LOEBER et A.S. MASTEN. 2004. « Desistance from persistent serious delinquency in the transition to adulthood », *Development and Psychopathology*, vol. 16, p. 897-918. doi: 10.1017/S0954579404040064
- *SWINBURNE ROMINE, R., S.M. DWYER, C. MATHIOWETZ et M. THOMAS. 2008 (Octobre). *Thirty years of sex offender specific treatment: A follow-up Study*, poster presented at the conference for the Association for the Treatment of Sexual Abusers, Atlanta (GA).
- *TERNOWSKI, D.R. 2004. « Sex offender treatment: An evaluation of the Stave Lake Correctional Centre Program », *Dissertation Abstracts International*, vol. 66, n° 6, 3428B. (UMI No. NR03201).
- THORNTON, D. 2002. « Constructing and testing a framework for dynamic risk assessment », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 14, p. 139-153. doi: 10.1023/A:1014620214905
- THORNTON, D. 2006. « Age and sexual recidivism: A variable connection », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 18, p. 123-135. doi: 10.1007/s11194-006-9007-2
- TURCOTTE, M., et G. SCHELLENBERG. 2007. *Un portrait des aînés au Canada*, n° 89-519-XIF au catalogue, Ottawa (Ont.), Division de la statistique sociale et autochtone, Statistique Canada.
- VIALON, V., S. RAGUSA, F. CLAVEL-CHAPELON et J. BÉNICHOU. 2009. « How to evaluate the calibration of a disease risk prediction tool », *Statistics in Medicine*, vol. 28, p. 901-916. doi: 10.1002/sim.3517
- *WILSON, R.J., F. CORTONI et M. VERMANI. 2007a. *Cercles de soutien et de responsabilité : reproduction à l'échelle nationale des résultats obtenus*, Rapport de recherche n° R-185, Ottawa (Ont.), Service correctionnel du Canada.
- *WILSON, R. J., J.E. PICHECA et M. PRINZO. 2007b. « Evaluating the effectiveness of professionally-facilitated volunteerism in the community-based management of high-risk sexual offenders: Part two – A comparison of recidivism rates », *The Howard Journal*, vol. 46, p. 327-337. doi: 10.1111/j.1468-2311.2007.00480.x

- WOLLERT, R. 2006. « Low base rates limit expert certainty when current actuarials are used to identify sexually violent predators », *Psychology, Public Policy, and Law*, vol. 12, p. 56-85. doi: 10.1037/1076-8971.12.1.56
- WOLLERT, R., E. CRAMER, J. WAGGONER, A. SKELTON et J. VESS. 2010. « Recent research (N = 9,305) underscores the importance of using age-stratified actuarial tables in sex offender risk assessments », *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, vol. 22, p. 471-490. doi: 10.1177/1079063210384633.

Annexe A

Proportions et taux de récurrence pour chaque catégorie de risque selon l'échelle initiale et l'échelle révisée

Catégorie de risque	Échelle initiale			Échelle révisée		
	<i>n</i>	Proportions (%) par catégorie	Récid. sexuelle à 5 ans	<i>n</i>	Proportions (%) par catégorie	Récid. sexuelle à 5 ans
Statique-99						
Faible (≤ 1)	2 380	29,4	4,1	2 836	35,0	4,0
Faible à moyen (2,3)	2 685	33,1	6,9	2 209	27,2	7,5
Moyen à élevé (4,5)	1 830	22,6	14,5	1 837	22,7	13,5
Élevé (6+)	1 211	14,9	25,4	1 224	15,1	26,6
Statique-2002						
Faible (≤ 2)	531	20,4	3,6	686	26,3	3,7
Faible à moyen (3,4)	693	26,6	6,4	718	27,5	8,3
Moyen (5,6)	714	27,4	13,2	650	24,9	14,5
Moyen à élevé (7,8)	444	17,0	25,1	369	14,1	26,5
Élevé (9+)	227	8,7	31,8	186	7,1	34,4

Notes. Seuls les cas de récurrence *sexuelle* ont été pris en compte dans l'analyse. Les taux de récurrence ont été calculés au moyen de l'analyse de survie. Les évaluateurs qui voudraient connaître les valeurs de centile, les valeurs du risque relatif et les taux de récurrence qui se rapportent aux échelles Statique-99R et Statique-2002R sont priés de consulter les dossiers plus détaillés qui se trouvent à l'adresse www.static99.org (ou que l'on peut obtenir des auteurs).