

Riskbedömningar inför fängelsepåföljd

Riskbedömningar inför fängelsepåföljd

**En prospektiv uppföljning av långtidsdömda män avseende våld och annan
misskötsamhet under anstaltsvistelse**

Projektnummer: 2010:180

David Johansson, Mats Dernevik, Peter Johansson

Layout: Jenny Botvidsson Kriminalvårdens Utvecklingsenhet, 2013
Tryckning: Kriminalvården

Ytterligare exemplar kan beställas från:
Kriminalvården, 601 80 Norrköping
Beställningsnr: 6088
ISBN: 978-91-86903-09-1
Hemsida: www.kriminalvarden.se/publikationer

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

SAMMANFATTNING.....	3
BAKGRUND	4
KUNSKAPSBRISTER	6
SYFTEN MED DENNA STUDIE	9
METOD	10
ÖVERGRIPANDE STUDIEPROCEDUR	10
DELTAGARE	10
PREDIKTIONSVARIABLER	12
UTFALLSMÅTT	14
STATISTISKA ANALYSER	15
SÄRSKILDA METODOLOGISKA ASPEKTER	18
RESULTAT	21
UPPFÖLJNINGSTID OCH UTFALLSPREVALENS	21
RAPPORTERAT OCH BEKRÄFTAT VÅLD	21
ALLVARLIGHETSGRAD: FYSISKT VÅLD.....	24
NATUR: VÅLD MOT PERSONAL OCH VÅLD MOT MEDINTAGNA	25
TID TILL UTFALL: ÖVERHÄNGANDE- OCH LÅNGTIDSRISK FÖR VÅLD.....	27
FREKVENNS: ENSTAKA INCIDENTER OCH MÖNSTER AV VÅLDSBETEENDE.....	29
ANNAN MISSKÖTSAMHET ÄN VÅLD	31
SVÅRBEDÖMDA INTAGNA.....	34
RISKPERCEPTION	35
VIKTIMISERING BLAND INTAGNA	36
DISKUSSION	37
BEGRÄNSNINGAR OCH STYRKOR I DENNA STUDIE	43
SLUTSATSER OCH IMPLIKATIONER FÖR KRIMINALVÅRDEN	44
FRAMTIDA FORSKNING.....	45
LITTERATURFÖRTECKNING	46
FIGURFÖRTECKNING.....	50
TABELLER	50
FIGURER	51
BILAGOR	52
A. TRÖSKELVÄRDEN FÖR PCL-R OCH HCR-20	52
B VARIABLER INGÅENDE I LOGIT- OCH OLOGIT-ANALYSER.....	55
C. ÖJUSTERADE ODDSKVOTER FÖR SAMTLIGA PREDIKTORER I RELATION TILL NÅGOT BEKRÄFTAT VÅLD.....	56
D. AUC-VÄRDEN FÖR VÅLD MOT PERSONAL OCH VÅLD MOT MEDINTAGNA	57
E. AUC-VÄRDEN FÖR HALVÅRSVISA SPANN AV UPPFÖLJNINGSTIDEN	57
F. AUC-VÄRDEN FÖR OLIKA FREKVENSER AV VÅLDSAMMA INCIDENTER	58
G. AUC-VÄRDEN FÖR MEDELINTENSIV- OCH HÖGINTENSIV ANNAN MISSKÖTSAMHET ÄN VÅLD	59

SAMMANFATTNING

Vi utvärderade den prediktiva förmågan hos huvudsakligen HCR-20, PCL-R och strukturerade professionella bedömningar, samt hos rent datadrivna prediktionsmodeller, i relation till övergripande definitioner av våld och annan misskötsamhet under anstaltsvistelse. Prediktiv förmåga utvärderades också i relation till olika aspekter av våld såsom allvarlighetsgrad, natur, tid till utfall och frekvens. Vi undersökte hur olika tröskelvärden på HCR-20 och PCL-R kan användas vid ställningstaganden till risk, samt vilka enskilda riskfaktorer som är de viktigaste att ta hänsyn till vid bedömningar. Vi adresserade även frågor kring riskperception samt vad som kännetecknar intagna som är svåra att riskbedöma. Slutligen sökte vi prediktionsvariabler för intagna som själva blir utsatta för våld. Totalt 341 långtidsdömda män som utretts vid kriminalvårdens riksmottagning deltog i studien och följdes upp prospektivt under sina respektive verkställigheter i anstalt. Receiver Operating Characteristics, logistisk- och ordinal regression samt Kaplan-Meier överlevnadsanalys användes för att utvärdera prediktiva förmågor. Resultaten visar att de huvudsakliga prediktionsvariablerna var valida i relation till en absolut majoritet av de studerade utfallsmåtten. Effektstorlekarna var generellt marginella till modesta utifrån en konservativ tolkning. Optimala tröskelvärden på PCL-R och HCR-20, avseende balans mellan sensitivitet och specificitet, varierade något för olika typer av utfall. Datadrivna prediktionsmodeller överträffade generellt PCL-R, HCR-20 och strukturerade professionella bedömningar. Endast ett mindre antal riskfaktorer bidrog konsekvent med unikt förklaringsvärde till olika former av våld och misskötsamhet. Riskperception hos bedömare föreföll bygga på såväl relevanta som ovidkommande faktorer. Utifrån studiens fynd konstaterar vi att användningen av HCR-20, PCL-R och strukturerade professionella bedömningar i svensk kriminalvård får stöd ur ett rättssäkerhetsperspektiv. Förståelsen för tidigare föreslagna riskfaktorer kan emellertid behöva nyanseras i relation till olika utfallsmått. Rekommendationer om särskilt viktiga riskfaktorer att uppmärksamma kan lämnas till riskbedömare i praktisk verksamhet.

BAKGRUND

Vilka fängelseintagna tenderar att bete sig våldsamt eller på annat sätt missköta sig? Att svara på denna fråga är naturligtvis viktigt för att Kriminalvården ska kunna förhindra incidenter i verksamheten. Ett ensidigt fokus i frågan kan emellertid innebära ett dilemma. Kriminalvården behöver uppmärksamma potentialen för våld och misskötsamhet för att förhindra problem på landets anstalter, och för att skydda såväl personal som intagna från risker. Samtidigt kan överdrivet restriktiv behandling av intagna försämra möjligheterna till effektiv rehabilitering. Nyttan av att undvika framförallt våld är uppenbar, men att hjälpa intagna tillbaka till samhället är utan tvekan en utav kriminalvårdens viktigaste uppgifter. För att lösa detta dilemma är vi i behov av validerade och därmed rättssäkra sätt att bedöma individuella risker för våld och misskötsamhet. Vilka intagna kräver särskild övervakning eller kontroll, och vilka intagna kan förväntas sköta sin verkställighet utan sådana åtgärder?

I Kriminalvården har prognoser om framtida beteende betydelse vid olika beslut rörande behandlingen av intagna. Bland de mer formella situationerna är när män som är dömda till minst fyraåriga fängelsestraff omfattas av så kallade särskilda villkor (SFS nr: 2010:610) under verkställigheten av fängelsestraffet. Särskilda villkor innebär att säkerhetsklass vid anstaltsplacering, permissioner m.m. särskilt skall beslutas om utifrån risken att den fängelsedömda exempelvis använder hot eller våld, eller gör sig skyldig till annan allvarlig misskötsamhet (KVFS 2011:1). Beslut om anstaltsplacering måste samtidigt vägas mot andra behov hos den intagne, och det framgår av lag att ”en intagen får inte placeras så att han eller hon underkastas mer ingripande övervakning och kontroll än som är nödvändigt för att ordningen eller säkerheten ska kunna upprätthållas” (SFS nr: 2010:610, 2 kap, 1 §). Beslut om vilka särskilda villkor som skall gälla för intagna grundar sig på risk- och behovsbedömningar som utförs av Kriminalvården. Eftersom bedömningarna utgör underlag för viktiga beslut rörande övervakning och kontroll av intagna, vilket alltså samtidigt regleras av lag, är det naturligtvis nödvändigt att de bedömningsmetoder som används inom Kriminalvården är vetenskapligt förankrade och valida.

Vad vet vi?

Tidigare forskning har visat att olika former av beteenden och egenskaper kan användas för att skilja på våldsamma och icke-våldsamma personer. Formulerat på ett annat sätt kan man säga att vissa beteenden eller egenskaper hos personer kan betraktas som ”riskfaktorer” för våld. Riskfaktorer som bevisats vara associerade med våldsbeteende sätts ofta samman i så kallade riskbedömningschecklistor, och har i detta format beforskats utförligt. Metastudier, som sammanställer resultat från flera enskilda forskningsstudier, visar att åtskilliga riskbedömningschecklistor är valida, det vill säga, de kan förutsäga (predicera) framtida våld på ett sätt som är bättre än chans (Guy, 2008; Singh, Grann, & Fazel, 2011; SBU, 2005). Enkelt uttryckt innebär denna validitet att personer som betar sig våldsamt oftare än vad som kan förklaras av slumpen, har mer uttalade riskfaktorer enligt riskbedömningschecklistorna, än personer som inte betar sig våldsamt. Denna förbättring över chans har inneburit att riskbedömningschecklistor kommit att få en vid spridning i rättssystem runt om i västvärlden.

Inför beslut om särskilda villkor i Kriminalvården används bland annat psykopatichecklistan PCL-R (Hare R. D., 2003) och riskbedömningschecklistan HCR-20 (Webster, Douglas, Eaves, & Hart, 1997) som underlag. Båda checklistorna är internationellt etablerade i riskbedömningssammanhang och har fått stöd för sin förmåga att förutsäga problembeteenden såväl inom institution som ute i samhället (Kroner & Mills, 2001). Psykopatisk personlighet har föreslagits öka risken för våld och normbrytande beteende ända sedan begreppet första gången beskrevs utförligt av Hervey Cleckley (1941). Över tid har PCL-R blivit den absoluta gyllene standarden för att bedöma psykopati, och checklistan har fått starkt empiriskt stöd för sin förmåga att förutsäga våldsamt beteende (Salekin, Rogers, & Sewell, 1996; Hemphill, Hare, & Wong, 1998; Hare, Clark, Grann, & Thornton, 2000). Till följd av detta är idag psykopati enligt PCL-R dels integrerad som en riskfaktor i många riskbedömningschecklistor, men begreppet är också ofta använt även i sin egen rätt i riskbedömningssammanhang. I själva verket har vissa forskare hävdat att det kan utgöra ”yrkesmässig försummelse” (vår översättning) att inte beakta PCL-R vid riskbedömningar (Hart, 1998, s. 133). I en metastudie som specifikt undersökte betydelsen av psykopati vid prediktioner av incidenter inom institutioner (anstalter och psykiatriska avdelningar), fann Guy, Edens, Anthony, & Douglas (2005) statistiskt säkerställda samband mellan totalpoängen på PCL-R och fysisk våldsamt (k = 22, viktad r = .17). För svenska förhållanden har en tidigare rapport från Kriminalvården visat att PCL-R

är valid som prediktionsvariabel för såväl hot och våld som annan misskötsamhet bland livstidsdömda under anstaltsvistelse (Haggård, 2010).

HCR-20 är i sin tur en riskbedömningschecklista bestående av olika faktorer som enligt empiri eller vetenskaplig litteratur föreslagits öka risken för våld. Även HCR-20 har i många studier visats kunna förutsäga våldsamt beteende. Presenterade effektstorlekar har varierat från modesta till stora (Douglas, Yeomans, & Boer, 2005; Douglas, Guy, Reeves, & Weir, 2008) beroende på hur olika statistiska mått tolkas. Detta innebär att HCR-20 typiskt visat på en förbättring över chans på 15-30 % vid prediktioner av våld. En metastudie på ett internationellt urval har visat att totalpoängen på HCR-20 är en valid prediktionsvariabel ($k = 11$, $M_r = .31$) för våld inom specifikt anstalter och rättspsykiatriska avdelningar (Campbell, French, & Gendreau, 2009). Vid uppföljningar under motsvarande rättspsykiatrisk vård i England har också validiteten för särskilt den historiska delen av HCR-20 bekräftats ($AUC = .70$) (Doyle, Dolan, & McGovern, 2002). I Sverige har en studie visat att totalpoängen och den historiska delpoängen av HCR-20, kan förutsäga våld inom rättspsykiatrisk avdelning ($r = .32$, $AUC = .68$ respektive $r = .37$, $AUC = .70$) (Dernevik, Grann, & Johansson, 2002), och i en studie på ett starkt selekterat urval av svenska långtidsfängelsedömda finns vidare åtminstone preliminärt stöd för att delar av HCR-20 också kan användas vid förutsägelser av våld inom Kriminalvården (Belfrage, Fransson, & Strand, 2000).

Underlag från riskbedömningschecklistor kan användas på olika sätt. Vissa forskare förespråkar att kvantitativa variabler (exempelvis totalpoängen på PCL-R och HCR-20) som på gruppnivå visat sig vara statistiskt associerade med våldsbeteende, helt skall styra riskbedömningen, oavsett det enskilda bedömningsfallets unika omständigheter. Andra forskare menar att en alltför mekanisk tolkning av riskfaktorers förekomst riskerar att bli missvisande i enskilda fall, och att man därför borde lämna öppet för den aktuella bedömarens att till syvende och sist själv sammanfatta graden av risk, oavsett den statistiska sannolikheten på gruppnivå. En sådan sammanfattning kallas då ofta ”strukturerad professionell bedömning” (SPJ) (Hart, 1998). I Sverige har detta förhållningssätt kommit att dominera vid riskbedömnings-verksamhet (Dernevik, 2004), och SPJ används i Kriminalvården parallellt med resultat på PCL-R och HCR-20 som underlag vid bedömningar inför särskilda villkor. Studier på validiteten hos SPJ försvåras av begränsningar i generaliserbarhet och jämförbarhet; det är svårt att likställa bedömare med varandra då de kan arbeta på olika sätt och med olika framgång. En helt aktuell metastudie har emellertid inte funnit några signifikanta skillnader på gruppnivå mellan SPJ och rent poängbaserade bedömningar utifrån riskbedömningschecklistor (Singh, Grann, & Fazel, 2011). En annan metastudie har visat att SPJ på gruppnivå också är ungefär lika måttligt bra på att förutsäga våld inom institution ($k = 29$, viktad $AUC = .67$) som våld ute i samhället ($k = 76$, viktad $AUC = .69$) (Guy, 2008).

Utöver bedömningar enligt PCL-R, HCR-20 och SPJ, samlar Kriminalvården in andra uppgifter om intagna vid utredning inför särskilda villkor. Det gäller då vanligen faktorer som har en bevisad eller föreslagen koppling till våldsamt beteende, men som inte ingår i riskbedömningschecklistorna. Exempelvis noteras ålder på intagna. Yngre ålder är generellt associerat med ökad risk för våldsbeteende (Harris & Rice, 1997; Gendreau, Goggin, & Little, 1996) och en tidigare kriminalvårdsrapport har visat att den relativa förekomsten av våldsbrott i indexdomen också är högre bland yngre långtidsdömda män (Johansson, Dernevik, & Johansson, 2010). Eventuell förekomst av barndomstrauma hos den intagne noteras vid utredning inför särskilda villkor då upplevelser av olika former av övergrepp under uppväxten har visat sig vara associerat med ökad risk för våldsbeteende i vuxen ålder (Monahan, et al., 2001). Kopplingen mellan trauman och våld är känd sedan länge, och i ett numera klassiskt experiment visade Bandura, Ross och Ross (1961) redan på 1960-talet att även endast bevittnande av aggressivitet kan vara associerat med mer aggressivt beteende hos det växande barnet, möjligen till följd av socialt betingad imitation. Ibland har forskare kallat sambandet mellan egna upplevelser av våld, och framtida våldsbeteende för ”våldscykeln” (vår översättning) (Widom, 1989, s. 160). Kausaliteten i sambandet har visserligen nyligen ifrågasatts på grund av samtidig inverkan av genetiska och miljömässiga faktorer (Forsman & Långström, In press). Man är därför inte övertygad om att det är just de traumatiska upplevelserna i sig som leder till våldsbeteende, men oavsett vilka specifika mekanismer som driver sambandet mellan tidiga upplevelser av övergrepp och senare våldsbeteende, kan utsatthet för övergrepp/trauman under uppväxten vara en indikation på ökad risk för våld som bör uppmärksammas vid en riskbedömningsituation.

Inför beslut om särskilda villkor utreds vidare den intagnes begåvningsnivå. Jämte vinsten i att särskilt kunna anpassa utbildnings- och andra insatser för den intagne, ter sig begåvningsutredning motiverad också ur ett riskperspektiv, då låg begåvning upprepat har visat sig vara associerat med brottslighet och våldsbeteende (Lynam, Moffitt, & Stouthamer-Loeber, 1993; Tengström, 2010). Slutligen övervägs den intagnes strafftid vid utredningen, då strafftidens längd uttryckligen skall uppmärksammas vid riskbedömning inför särskilda villkor enligt 33 §, 3 punkten i Kriminalvårdens föreskrifter och allmänna råd för fängelse (KVFS 2011:1). Även om vi inte har funnit tydliga belägg i den vetenskapliga litteraturen för att särskilt längden på utdömt fängelsestraff påverkar risken för misskötsamhet i anstalt, kan en sådan faktor tänkas påverka en persons benägenhet att exempelvis agera våldsamt eller på annat sätt missköta sig under sin verkställighet.

Sammanfattningsvis finns det alltså ett gott vetenskapligt stöd för möjligheten att förutsäga våld och annat normbrytande beteende på ett sätt som är bättre än chans. Såväl PCL-R som HCR-20, SPJ och andra faktorer har bevisad betydelse som riskfaktorer, även i en svensk kontext, och används alltså i dagsläget vid riskbedömningsverksamhet i Kriminalvården. Vad motiverar fortsatta studier?

Kunskapsbrister

Vad är det vi förutsäger

Samtidigt som tidigare forskning på prediktionsvariabler som PCL-R, HCR-20 med flera har varit omfattande, så har *utfallsmåtten* närmast uteslutande formulerats i förenklade termer. I en klar majoritet av studier har exempelvis alla former av våldsincidenter slagits samman till det mycket generella måttet ”våld”, utan hänsyn till allvarlighetsgraden (hot eller fysiskt våld?), naturen (mot vem är våldet riktat?), tid till utfallet (är risken för våld akut eller är det fråga om en mer generell förhöjd risknivå på sikt?) eller frekvensen (förutsäger vi enstaka våldsincidenter eller mönster av upprepat våld?). Det saknas allmänt studier där utfallsmåttet nyanseras i enlighet med ovanstående aspekter, och behovet av sådan forskning har upprepat påtalats (Sjöstedt & Grann, 2002; Litwack, 2001; Yang, Wong, & Coid, 2010; Monahan, et al., 2001; Buchanan, 2008). I en systematisk genomgång av den vetenskapliga litteraturen inom riskbedömningsfältet har även Statens beredning för medicinsk utvärdering (SBU) noterat att:

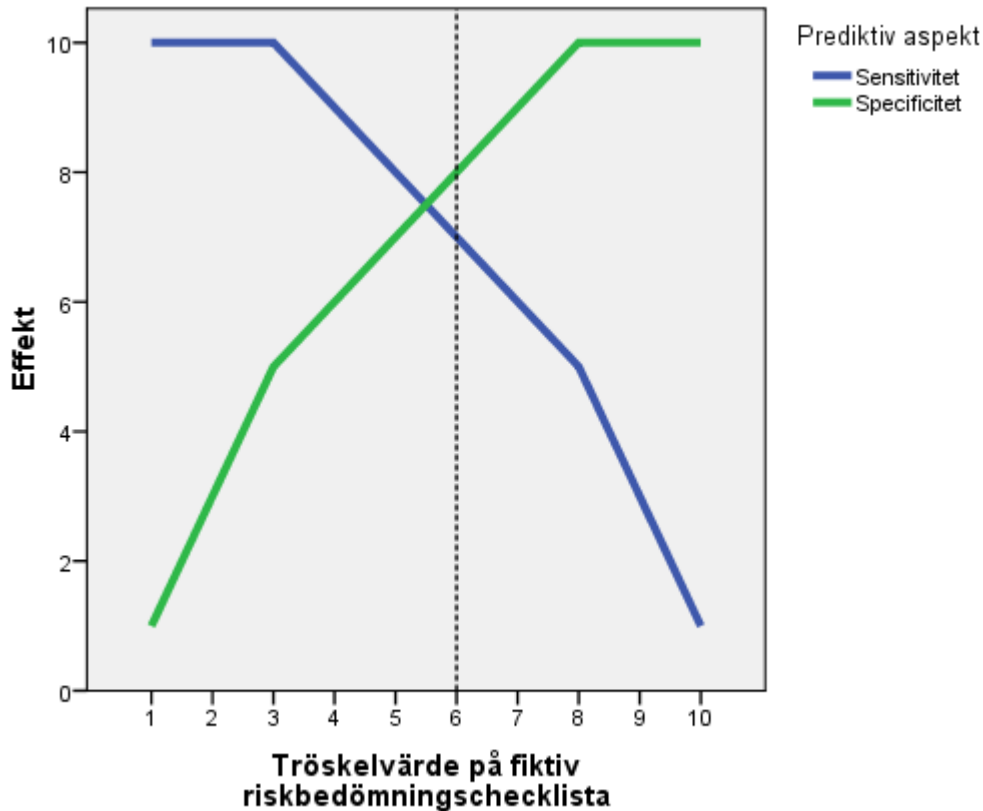
I litteraturen om riskbedömningar analyseras ”våld” som om det vore ett homogent begrepp. I själva verket skiljer sig våldshandlingar naturligtvis åt vad gäller art och svårighetsgrad.(...) Det finns goda skäl att anta att det rör sig om olika riskfaktorer och olika mekanismer. Det finns således ett behov av olika typer av riskbedömningsmodeller för olika typer av våldshandlingar. (SBU, 2005, s. 65)

Vi menar att en nyansering av utfallsmåtten är nödvändig eftersom det i praktisk verksamhet är nog så viktigt att veta vilket stöd man har för bedömning av olika typer av risk, som sannolikheten för att någon form av generellt oönskat utfall skall inträffa. En nyansering av vilka typer av våld som kan komma ifråga kring en person är också något som beställare av riskbedömningar (exempelvis domstol, beslutsfattare inom Kriminalvården etc.) ofta efterfrågar uttryckligen. I dagsläget saknas emellertid vetenskapligt stöd för att besvara denna typ av frågor. Det är nödvändigt med ytterligare forskning för att optimera användbarheten hos strukturerade riskbedömningar och för att undvika övergeneraliseringar vid kommunikation av riskbedömningar till beställare (Rogers, 2000).

Vad är ”låg-” eller ”hög” risk?

Vi menar att praktiskt verk samma riskbedömare bör få stöd av empiriskt belagda tröskelvärden på riskbedömningschecklistor för att kunna förstå vad det är för typ av prediktiva egenskaper och sannolikheter som man har att förhålla sig till vid ställningstaganden till risknivå. I den allra mesta riskbedömningsforskningen rapporteras olika former av *övergripande* prediktiv förmåga för en checklista/prediktionsvariabel, men detta hjälper föga en praktisk bedömare, som har att förhålla sig till vad ett antal specifika riskfaktorer eller poäng på en riskbedömningschecklista innebär i det enskilda fallet. Enkelt formulerat uppstår ofta frågan hur pass framträdande riskfaktorerna i checklistan bör vara för att man ska tolka den övergripande risknivån som exempelvis ”låg”, ”medel” eller ”hög”. Kunskap om prediktiv förmåga vid olika tröskelvärden hjälper en bedömare att förstå möjligheterna och begränsningarna med resultatet på riskbedömningschecklistor.

Figur 1: Fiktivt exempel på förhållande mellan sensitivitet och specificitet, samt förslag på statistiskt optimalt tröskelvärde



I Figur 1 presenteras ett exempel på hur val av tröskelvärde påverkar de prediktiva egenskaperna hos en fiktiv riskbedömningschecklista. Av kurvorna i figuren framkommer att om man väljer att bedöma alla personer som får tre poäng eller mer som förväntat våldsamma, så kommer man att ha gjort en riktig bedömning av samtliga personer som sedan faktiskt betar sig våldsamt (sensitivitet = 10, eller 100 %). När så är fallet heter det att ”sensitiviteten” i prediktionen är mycket hög, eftersom vi inte missar några av dessa våldsamma personer vid vår riskbedömning. Dessvärre framgår av samma figur att man med ett tröskelvärde om tre, samtidigt kommer att bedöma många av dem som inte betar sig våldsamt som förväntat våldsamma personer, (specificitet = 5, eller 50 %). När så är fallet heter det att ”specificiteten” vid tröskelvärdet tre är relativt låg, eftersom vår kategori av förväntat våldsamma personer även rymmer en ansevärd mängd icke-våldsamma personer. Prediktiv förmåga innebär alltid en balans mellan sensitivitet och specificitet, men precis hur denna balans ser ut vid olika tröskelvärden framgår sällan vid övergripande beskrivningar av en riskbedömningschecklistas egenskaper. Ett statistiskt optimalt tröskelvärde i Figur 1 kan vara värdet sex (markerat med streckad vertikal linje), då ca. 70 % (sensitivitet = 7) av de som betar sig våldsamt i exemplet når upp till tröskelvärdet sex, samtidigt som endast ca. 20 % (10 - [specificitet = 8] = 2) av dem som inte betar sig våldsamt gör detsamma. Vad som är att betrakta som optimal balans i praktiska verksamheter måste emellertid alltid tolkas utifrån exempelvis konsekvenser och kostnader för felaktiga bedömningar åt endera hållet.

Genom ökad förståelse för vad olika tröskelvärden innebär, vill vi erbjuda verksamma riskbedömare möjligheten att själva avgöra vilka tröskelvärden som man vill betrakta som ”låg-” eller ”hög” risk, utifrån hur pass viktigt det är att identifiera så många som möjligt av intagna som kommer att bete sig våldsamt, i förhållande till att enbart identifiera relativt ”säkra” fall av förväntad våldsamhet.

Vilka är de viktigaste riskfaktorerna?

Tidigare empirisk forskning tyder på att vissa riskfaktorer som presenteras i riskbedömningschecklistor är viktigare att uppmärksamma än andra inom samma checklista (Coid, et al., 2010). Möjligheten att riskfaktorer har olika betydelse har vidare föreslagits vara särskilt viktigt att uppmärksamma när riskbedömningschecklistor som HCR-20 används, där s.k. additivitet (d.v.s. att fler riskfaktorer innebär högre risk) är en utgångspunkt för tolkning som antas utan empirisk prövning eller hänsyn till samvarians mellan faktorer (Rogers, 2000). Med andra ord kan man säga att tio poäng på HCR-20 kan betyda olika hög risk beroende på hur dessa tio poäng uppnåtts. Även om vi finner att en riskbedömningschecklista i sin helhet kan förutsäga våld, kan det vid närmare undersökning visa sig att det är ett relativt fåtal bedömningspunkter i checklistan som ”gör allt jobb” avseende den prediktiva förmågan, och att resterande bedömningspunkter inte tillför så mycket. I värsta fall kan tänkta individuella riskfaktorer i själva verket visa sig vara skyddsfaktorer för vad man vill uttala sig om (Coid, et al., 2010). Det är sannolikt så att det finns riskfaktorer som står för en mer konsekvent koppling till våld än andra riskfaktorer, eller som påverkar sannolikheten för våld i större utsträckning. Vi menar att sådana prominenta riskfaktorer bör identifieras på det att riskbedömaren lägger särskild vikt vid dem i sitt arbete.

Vad är möjligt att åstadkomma?

Vi menar att man bör skapa en förståelse för hur väl incidenter i anstalt överhuvudtaget kan förutsägas av klientbedömningar. En sådan ram för vad som är realistiskt möjligt ger oss en bättre förståelse för vad som är en god prediktiv förmåga för exempelvis en riskbedömningschecklista. Utfall i form av våldsamt beteende påverkas alltid av tillfälligheter som inte kan förutsägas, vilket kan förklara den ”glastakseffekt” (vår översättning) som observerats när de gäller möjligheterna att förbättra klientbaserade riskbedömningschecklistors prediktiva förmåga bortom en viss gräns. (Coid, et al., 2010, s. 4). Såväl den absoluta bortre gränsen för riskbedömningar som prestationen för olika riskbedömningschecklistor kommer att variera beroende på olika betingelser; utfallsdefinitioner, utfallsprevalenser och uppföljningstider (Rogers, 2000). Kunskap och förståelse för dessa variationer är nödvändig för att en riskbedömaren skall kunna förhålla sig till och rapportera risknivåbedömningar på ett lämpligt sätt (Craig & Beech, 2010).

Vilka intagna är svåra att riskbedöma?

Riskbedömningar visar sig naturligtvis ofta vara felaktiga. Ibland visar en intagen på våldsamt beteende, trots att vi bedömde det som mest sannolikt att något sådant inte skulle inträffa. I dessa lägen kan vi säga att riskbedömningen varit en ”miss”. Ibland avhåller sig istället en intagen från våldsamt beteende, när vi bedömde det som mest sannolikt att våld skulle inträffa. I dessa lägen kan vi säga att bedömningen varit ett ”falsklarm”. Vad kännetecknar de intagna som vi tenderar att inte lyckas riskbedöma rätt? Tidigare forskning tyder på att vissa omständigheter som är kopplade till den intagne, exempelvis kön, etnicitet, ålder m.m. kan försvåra riskbedömningen (Leistico, Salekin, DeCoster, & Rogers, 2008), d.v.s. i det enskilda fallet försämra den prediktiva förmågan hos riskfaktorer som visat sig vara valida på gruppnivå. Det är möjligt att även andra omständigheter än de ovannämnda kan försvåra riskbedömningar, och vi menar att frågan bör belysas för att ge verksamma en bättre förståelse för eventuella modererande omständigheter vid riskbedömningar. Det är naturligtvis viktigt även för Kriminalvården att veta om befintliga riskbedömningsmetoder inte fungerar lika bra för vissa undergrupper av intagna som för andra.

Vad styr vår uppfattning om risk?

Samtidigt som tidigare forskning har resulterat i utförliga beskrivningar av riskfaktorer för våld och annat oönskat beteende, så är mycket mindre känt om huruvida denna kunskap sedan verkligen används vid riskbedömningar (Elbogen, Mercado, Scalora, & Tomkins, 2002). En klar majoritet av tidigare forskning om riskfaktorer och validitet vid riskbedömningar är därför mest preskriptiv, på så sätt att den anger hur riskbedömningar bör underbyggas, snarare än deskriptiv på så sätt att den beskriver hur riskbedömningar faktiskt underbyggs (Sturidsson, Haggård-Grann, Lotterberg, Dernevik, & Grann, 2004). Det är troligen så att vissa riskfaktorer har större inflytande än andra på hur risken för våld hos en intagen uppfattas hos bedömaren. Bedrägligt nog är det emellertid fullt möjligt, för att inte säga sannolikt, att denna riskperception hos bedömaren är åtminstone delvis missvisande. Riskperception är vår varseblivning av risken för ett utfall, snarare än den faktiska sannolikheten för detsamma. Varseblivning styrs troligen i bästa fall av subjektiva, suboptimala viktningar av empiriskt belagda riskfaktorer (Grove & Meehl, 1996), och i värsta fall av helt ovidkommande aspekter som exempelvis antipatier mellan riskbedömaren och klient (Miller & Brodsky, 2011).

Vi vill undersöka vilka faktorer som har störst inverkan på kriminalvårdens- och verksamma riskbedömares uppfattning av risker för exempelvis våld, och avgöra om dessa faktorer är desamma som de variabler som faktiskt bidrar till att förklara förekomsten av sådant beteende. Genom att belysa denna fråga kan vi bidra till tydligare riktlinjer för hur riskbedömningsprocesser och riskbeslut bör vara underbyggda (Borum, 1996), och vilka perceptuella fallgropar som bör uppmärksammas.

Vilka intagna blir själva offer för våld?

Mycket forskning har syftat till att kartlägga vilka personer som tenderar att bete sig våldsamt. Mindre är känt om vilka som istället blir offer, och särskilt då under anstaltsvistelse. Undersökningar har visat att prevalensen av fysiskt viktimerade intagna i åtminstone nordamerikanska fängelser kan vara mellan ca. 13 – 35 %, men rapporterade förekomster varierar kraftigt beroende på metoder för datainsamling (Wolff, Blitz, Shi, Siegel, & Bachman, 2007). Problem med underrapportering har beskrivits som sannolik till följd av den problematiska fängelsekulturen där ”golning” (vår översättning) är tabu och risken för hämndaktioner från medintagna kan vara påtaglig (Blitz, Wolff, & Shi, 2008, s. 386). Tidigare empirisk forskning har funnit att intagna med historia av psykiatriska svårigheter som exempelvis schizofreni, depression och ångestsjukdomar, oftare drabbas av fysiskt våld jämfört med intagna utan sådana psykiatriska svårigheter (RR = 1.6) (Blitz, Wolff, & Shi, 2008). Även yngre ålder har visats signifikant associerat med utsatthet för våld i anstalt (Wooldredge, 1998).

Vi menar att det finns ett stort värde i kunskap om vilka intagna som tenderar att bli utsatta för våld, på det att Kriminalvården om möjligt kan arbeta förebyggande vid placering och hantering av dessa personer.

Syften med denna studie

Våra syften med denna studie är primärt:

1. Att undersöka den prediktiva förmågan hos PCL-R, HCR-20 och strukturerade professionella bedömningar (SPJ) när det kommer till våld eller annan misskötsamhet i anstalt. Vi vill utvärdera förmågan såväl i relation till en mer övergripande definition av ”våld”, som i relation till olika aspekter av våld såsom allvarlighetsgrad, natur, tid till utfall och frekvens.
2. Att undersöka hur olika tröskelvärden på PCL-R och HCR-20 kan användas som riktmärken för ställningstaganden kring risker.
3. Att utvärdera just vilka enskilda riskfaktorer som är de viktigaste att ta hänsyn till vid riskbedömningar, och på så sätt ge empiriskt underbyggda rekommendationer om vad Kriminalvården bör vara särskilt uppmärksam på hos intagna inför verkställigheter i anstalt.
4. Att fastslå empiriskt baserade borte gränser för möjligheten att förutsäga olika typer av oönskade utfall i anstalt vid klientfokuserade riskbedömningar, och på så sätt ge en referensram för hur väl våld och misskötsamhet överhuvudtaget kan förutsägas.

Samt sekundärt:

1. Att studera vad som eventuellt kännetecknar intagna vars riskbedömningar visar sig felaktiga.
2. Att undersöka vilka aspekter hos klienter som förefaller vara styrande vid bedömares perception av risk.
3. Att undersöka vilka intagna som uppvisar benägenhet att själva bli utsatta för våld.

METOD

I metoddelen beskrivs hur studien har genomförts. Såväl studiedeltagare som olika mått och begrepp definieras i detalj, och de statistiska analysmetoder som använts för att besvara studiens frågeställningar förklaras så att alla kan skapa sig en god uppfattning om tillvägagångssättet. Den intresserade kan med fördel läsa metodbeskrivningarna för en djupare förståelse av studien. Metoddelen kan emellertid kännas svårtillgänglig för en ovan läsare, och det är också möjligt att avstå från innehållet i denna del för att istället gå direkt till resultat- eller diskussionsdelen, där svaren på studiens frågeställningar presenteras.

Övergripande studieprocedur

Deltagare och prediktionsdata till studien hämtades från Kriminalvårdens Riksmottagning, Anstalten Kumla. Riksmottagningen ansvarar för utredningar inför beslut om särskilda villkor för långtidsdömda mäns verkställighet (KVFS 2011:1) inom Kriminalvården. Under utredningstiden vistas den intagne på Riksmottagningen, och ambitionen är att göra en god genomlysning av eventuella risker och behov inför verkställigheten. Vålds- och sexualbrottsdömda bedöms särskilt av psykolog. För en närmare beskrivning av riksmottagningens verksamhet och gruppen långtidsdömda se exempelvis Johansson, Dernevik och Johansson (2010).

Vi följde deltagarna prospektivt från ett riskbedömningstillfälle vid Riksmottagningen i inledningen av verkställigheten, under fängelsevistelsen, och fram till villkorlig frigivning, överflyttning av verkställigheten till annat land, utslussning till halvvägshus/behandlingshem, eller till datumet för datainsamlingen, beroende på vilket som inträffade först. Vistelse på behandlingshem, halvvägshus eller på sjukhus/psykiatrisk klinik ingick inte i uppföljningen och endast misskötsamheter som inträffat under placering på anstalt togs i beaktande. Uppföljningstiden beskriver det genomsnittliga antalet dagar av deltagande i studien, från riskbedömning till slutdatum för uppföljningen, oavsett förekomster av olika typer av utfall. En rapport för exempelvis våld innebar alltså inte slutet på uppföljningen av deltagaren.

Alla typer av misskötsamheter som rapporterades under verkställigheten i anstalt registrerades i studien. Uppgifter om våld och annan misskötsamhet hämtades från kriminalvårdens Klientadministrativa System (KLAS/KVR).

Studien är godkänd i etisk prövningsnämnd.

Deltagare

Med mycket få undantag är samtliga klienter som utreds vid Riksmottagningen dömda till minst fyra års fängelse. För att inkluderas som deltagare i studien krävdes a) att den intagne var dömd för ett vålds- och/eller sexualbrott, b) att datum för utredningens färdigställande var känt samt c) att den intagne hade skattats på varje bedömningspunkt på PCL-R och HCR-20.

Sammantaget inkluderades 341 långtidsdömda män i studien. Samtliga var utredda mellan september 2004 och december 2009. Deltagarna utgjorde 42,6 % av samtliga vålds- och/eller sexualbrottsdömda som utreddes av psykolog på Riksmottagningen under den aktuella perioden. Som framgår av Tabell 1 är förekomsten av personlighetsstörningar, missbruk och tidigare kriminalvårdspåföljder hög. Detta är rimligt då gruppen representerar ett urval av intagna dömda för allvarliga brott. Förekomst av diagnostiserade grövre psykiatriska åkommor saknas däremot, och ingen deltagare led av fastställt psykotiskt syndrom vid bedömningstillfället.

När deltagarna jämfördes med bortfallsgruppen på relevanta variabler, framkom att studiedeltagarna var signifikant äldre (32.37 år mot 28.51 år, $t_{\text{equal variances not assumed}} = 6.119$, $df = 512.924$, $p < .001$) och mer sällan dömda för sexuell våldsbrottslighet i indexdomen (5.9 % mot förväntade 9.4 %, $\chi^2 = 8,618$, $p < .05$). I övrigt framkom inga signifikanta skillnader avseende begåvningsnivå och svenskt/utländskt medborgarskap; längd på aktuellt fängelsestraff; eller förekomst av missbruk, personlighetsstörningar, barndomstrauma, och tidigare anstaltsvistelse. Inte heller var proportionerna mellan de vanligaste indexbrotten andra i urvalet jämfört med i bortfallsgruppen.

Tabell 1. Urvalskaraktäristika för 341 långtidsdömda män inför uppföljning i anstalt

Variabel	Antal intagna	Procentandel
Indexbrott:		
Mord/Försök till mord	106	31.1
Grovt rån/Rån	61	17.9
Dråp/Försök till dråp	48	14.1
Grov misshandel	29	8.5
Levnadsbakgrund:		
Verkställt fängelsestraff	176	51.6
Utsatts för eller bevittnat våld före 18 år	140	41.1
Svenskt medborgarskap	236	69.2
Psykiatrisk problematik:		
Substansmissbruk eller -beroende	212	62.2
Annan Axell-diagnos	19	5.6
Antisocial personlighetsstörning	127	37.2
Ospecificerad personlighetsstörning	28	8.2
Borderline personlighetsstörning	15	4.4
Annan personlighetsstörning	26	7.6
Psykopati (PCL-R \geq 30)	42	12.3
Totalt:	341	100

Tabell 1. Fortsättning urvalskaraktäristika

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
Ålder	32.37	10.36
Aktuell strafftid (år)	7.06	5.27
Begåvning (IK)		
25:e percentilen	89-96	
50:e percentilen	97-103	
75:e percentilen	112-118	
HCR-20		
Historiska	11.25	5.15
Kliniska	4	2.58
Riskhantering	5.45	2.8
HCR-20 totalpoäng	20.70	9.64
PCL-R		
Interpersonell	2.13	2.15
Affektiv	4.17	2.62
Livsstil	5.53	3.17
Antisocial	4.81	3.15
PCL-R totalpoäng	17.98	9.72

Prediktionsvariabler

I denna studie var tre prediktionsvariabler av huvudsakligt intresse då de har en tydlig koppling till riskbeslut som tas runt den intagne vid utredning inför särskilda villkor. Dessa tre variabler var PCL-R, HCR-20 och SPJ-bedömningar. Ytterligare prediktionsvariabler av intresse i studien var sådana som inte ingår som bedömningspunkter i PCL-R eller HCR-20, men som i litteratur och empiri föreslagits vara associerade med vålds- eller annat problematiskt beteende, och/eller som uttryckligen skall beaktas vid utredning inför särskilda villkor. Dessa övriga variabler var ålder, barndomstrauman, begåvning och utdömd fängelsestrafftid. Slutligen studerades rent datadrivna prediktionsmodeller för de olika utfallsmåtten, baserat på en pool av samtliga tillgängliga prediktionsvariabler.

PCL-R

Hare's Psychopathy Checklist – Revised (PCL-R) (Hare R. D., 1991; Hare R. D., 2003), är en checklista med 20 bedömningspunkter vilka beskriver olika problematiska egenskaper hos en person. Varje bedömningspunkt skattas som 0, 1 eller 2 poäng beroende på graden av förekomst av den aktuella egenskapen hos den person som utreds. Totalpoängen kan variera mellan 0 och 40, och en totalpoäng över 29 har generellt betraktats som ett gränsvärde för så kallad psykopatisk personlighetsstörning. I ett europeiskt (skotskt) urval har även ett lägre tröskelvärde på 25 poäng föreslagits för att kompensera för kulturella skillnader i uttrycken för psykopati jämfört med nordamerikanska urval (Cooke & Michie, 1999). Forskning har resulterat i förslag på att två- (Hare R. D., 1991), tre- (Cooke & Michie, 2001; Johansson, Andershed, Kerr, & Levander, 2002) eller fyrfaktorslösningar (Hare R. D., 2003) av psykopatibegreppet bäst stämmer överens med empiriska data. I dagsläget är fyrfaktorslösningen med en interpersonell-, en affektiv-, en livsstilmässig- och en antisocial fasett den mest vedertagna.

HCR-20

Den Historiska-, Kliniska- och Riskhanteringsfokuserade checklistan (HCR-20) (Webster, Douglas, Eaves, & Hart, 1997), har utvecklats efter genomgång av litteratur och empiri över faktorer som är associerade med våldsbeteende. Checklistan har 20 bedömningspunkter och dessa är indelade i tre subskalor, med historiska, kliniska och riskhanteringsmässiga riskfaktorer för våldsbeteende. Bedömningspunkterna skattas som 0, 1 eller 2 beroende på hur pass starkt riskfaktorn förekommer hos den bedömda personen i fråga. Den numeriska totalpoängen, som alltså kan variera mellan 0 och 40, är tänkt att ge en vägledning till bedömaren avseende risknivå och riskhanteringsbeslut. Totalpoängen är inte avsedd att automatisk översättas till risknivåbedömningar, men i forskningssammanhang är det emellertid vanligt att den numeriska totalpoängen används för utvärdering av den prediktiva förmågan.

SPJ

I denna studie fanns tillgång till SPJ-bedömningar då utredande psykologer vid Riksmottagningen inte bara skattat bedömningspunkter på PCL-R och HCR-20, utan också angett en sammanfattad risknivå för våld på en tregradig skala; ”låg”, ”medel” eller ”hög”. Denna riskgradering bygger på en sammanvägd bedömning av psykologen, som tagit hänsyn till omständigheterna i det enskilda bedömningsfallet.

I avsnittet rörande annan misskötsamhet än våld så innebär SPJ inte en psykologs sammanvägda bedömda risknivå för misskötsamhet, utan en vid Riksmottagningen anställd kriminalvårdstjänstemans (s.k. utredare) bedömning av risk för allvarlig misskötsamhet. Denna bedömning baseras på en strukturerad riskmall och på praxis inom Kriminalvården. Till sin form och sitt genomförande är utredarens bedömning en SPJ-bedömning, då förekomsten av formulerade riskfaktorer noteras (struktur), men slutbedömningen ändå ligger i utredarens händer (professionell avvägning). I likhet med SPJ-bedömningar i övriga avsnitt, är den sammanfattade risknivåbedömningen för avsnittet angående annan misskötsamhet än våld angiven på en tregradig skala; ”låg”, ”medel” eller ”hög”.

Begåvning

I denna studie fanns uppgifter om begåvningsnivå utifrån SRB, vilket är en testkombination hämtad från Dureman-Sälde batteriet (Dureman, Kebbon, & Österberg, 1971). Kombinationen bygger på tre olika uppgifter och svenska standardnormer används. Synonymer (”S”) avser mäta verbal begåvning, Resonerande (”R”) avser mäta logisk induktiv förmåga och Block (”B”) avser att mäta visuospatial förmåga. Begåvningsnivå utifrån SRB anges i en normalfördelad stanine-skala, 1-9 poäng, med stanine 5 som ett medelvärde tänkt att motsvara en intelligenskvot om 96-104, och standardavvikelsen 2.

Barndomstrauman

Vi definierade barndomstrauman som utsatthet för, eller bevitnande av, våld och/eller sexuellt våld inom den egna uppväxtmiljön. Våldet skulle ha varit konkret/fysiskt till sin karaktär, och exempelvis känslomässigt frånvarande föräldrar, gräl och konflikter inom familjen eller omsorgssvikt ingår inte i vår definition. Traumat skulle ha förekommit före 18 års ålder. Uppgifter om sådana trauman hämtas in på Riksmottagningen vid bedömningssamtal mellan klient och psykolog. Förekomst av barndomstrauma noterades som antingen ”ja” eller ”nej”.

Ålder

Det är deltagarens ålder i år vid riskbedömningens färdigställande som avses i denna studie. Uppgifter om ålder bygger på klientens födelsedatum och datum för riskbedömningen. Varje skalsteg för ålder utgjordes av ett år.

Strafftid

Strafftidens längd i denna studie avser den utdömda längden på fängelsepåföljden i år. Det är alltså inte tiden i anstalt eller uppföljningstiden som avses. Om en deltagare var dömd till sex års fängelse så kodades strafftiden som sex år oavsett om deltagaren blev villkorligt frigiven efter fyra år i anstalt och endast följdes upp i tre år. Varje skalsteg för strafftid utgjordes av ett år.

Datadrivna prediktionsmodeller

Vi tillämpade statistiska metoder för att finna den mest effektiva uppsättningen av prediktionsvariabler för varje enskilt utfallsmått. Utgångspunkt för skapandet av dessa ”datadrivna” prediktionsmodeller var variabler från PCL-R och HCR-20 samt variablerna ålder, barndomstrauma, begåvning och strafftid (se Bilaga B för en redogörelse för samtliga variabler som utgjorde grunden till de datadrivna

prediktionsmodellerna). Endast de variabler som tillförde statistiskt signifikant förklaringsvärde till utfallet, utöver förklaringsvärdet av samtliga andra prediktionsvariabler, inkluderades i de olika slutliga prediktionsmodellerna. För den intresserade läsaren redovisas ojusterade effektstorlekar för samtliga enskilda prediktionsvariabler, det vill säga effektstorlekar oavsett andra samtidiga prediktionsvariabler, i Bilaga C.

Utfallsmått

Rapporterad och bekräftad misskötsamhet

Misskötsamheter i Kriminalvården rapporteras alltid när klientens inblandning i incidenter inte kan uteslutas. Alla rapporter behöver därför inte innebära att den intagne de facto varit misskötsam. I denna studie sökte vi högsta möjliga tillförlitlighet i utfallsmåtten och vi kategoriserade därför en misskötsamhet som *bekräftad* endast om rapporten resulterat i disciplinär åtgärd för klienten (påminnelse, erinran, varning, etc.) eller om utredande personal på verksamhetsstället bedömt det som säkerställt att klienten misskött sig, även om det inte resulterat i någon åtgärd. Ett exempel på det senare kan vara en misskötsamhet som ansetts vara obetydlig och därför lämnats utan avseende. En uppdelning i bekräftad kontra rapporterad misskötsamhet är vidare viktig då tillfällen där klienten agerat självskadande eller själv utsatts för våld ibland dokumenteras genom att en incidentrapport om misskötsamhet upprättas. Vi avstod från att registrera sådana händelser som misskötsamheter i denna studie och utsatthet för våld analyserades istället separat. Vi presenterar kort prevalensen för samtliga rapporterade misskötsamheter, men utgår generellt endast från bekräftade misskötsamheter vid analys av förmågan hos de studerade prediktionsvariablerna.

Våld

På den mest övergripande nivån för våldsam misskötsamhet noterade vi alla bekräftade våldsincidenter. Vi nyanserade därefter incidenterna enligt allvarlighetsgrad, natur, tid till utfall och frekvens.

Allvarlighetsgrad

Varje bekräftad våldsincident kategoriserades efter allvarlighet. På den minst allvarliga nivån förekommer muntliga eller skriftliga hot men inget fysiskt våld. På den allvarligare nivån är det fråga om faktiskt fysiskt våld och på den allvarligaste nivån är det fråga om fysiskt våld med ett tillhygge. Den sistnämnda kategorin lämnades emellertid utanför vidare analys, då prevalensen var alltför låg för att utfallsmåttet skulle kunna undersökas på ett meningsfullt sätt. Istället kollapsade vi fysiskt våld med-, och utan, tillhygge till en kategori; fysiskt våld. De tre ursprungliga kategorierna blev därmed två inför vidare analys.

Natur

Vid varje bekräftad våldsincident noterade vi om det var personal eller medintagna som hade blivit utsatta enligt upprättad rapport i KLAS/KVR. Dessa två kategorier analyserades därefter separat.

Tid till utfall

Vi noterade tidsdifferenser i dagar mellan riskbedömning och utfall genom datum för riskbedömningens färdigställande och datum för incident enligt upprättad och bekräftad rapport. Differenserna kunde sedan användas för att studera prediktiva förmågor vid kortare respektive längre uppföljningstider.

Frekvens

Varje bekräftad våldsincident under uppföljningstiden registrerades. Antalet bekräftade våldsincidenter för varje intagen kunde därefter användas som utfallsmått på så sätt att vi särskilt analyserade prediktionsvariablernas förmåga vid olika frekvenser (1 st., 2 st., 3 st. o.s.v.) av våldsamma incidenter.

Annan misskötsamhet

Annan misskötsamhet än våld kunde exempelvis vara olämpligt uppträdande, berusning, vägran att lämna drogprov, avvikelser/rymning m.m. Då förekomsten av annan misskötsamhet än våld var utbredd bland deltagarna valde vi att endast studera de mer grava formerna av misskötsamhet där deltagaren mer vanemässigt bryter mot regler och rutiner på anstalt. Vi definierade detta som antingen a) lika många eller fler bekräftade misskötsamheter än mediandeltagaren, d.v.s. minst fyra stycken (detta kallade vi för den medelintensiva misskötsamhetskategorin), eller b) som den 75:e percentilen bland deltagarna för antalet misskötsamheter, d.v.s. 10 stycken bekräftade misskötsamheter eller fler (detta kallade vi för den högentensiva misskötsamhetskategorin). Antalet misskötsamheter var exklusive rapporter för våld eller hot.

Riskperception

Som mått på riskperception använde vi befintliga tregradiga SPJ-bedömningar (låg-, medel-, eller hög risk) samt femgradig säkerhetsklassnivå på den intagnes initiala anstaltsplacering (lägsta nivån 1, högsta 5). SPJ-bedömningar torde enligt oss spegla en riskbedömares uppfattning av risk, och säkerhetsklass på första anstaltsplaceringen är vidare en rimlig indikation på hur farlig eller problematisk den intagne anses vara enligt kriminalvårdens beslutsfattande personal. SPJ och säkerhetsklass kunde användas som ordnade beroendevariabler, eller ”utfall”, inför statistisk analys. Uppsättningen oberoende variabler, här potentiella prediktionsvariabler för de två utfallen, var densamma som vid övriga datadrivna prediktionsmodeller (se Bilaga B för en beskrivning).

Felbedömningar

Vi studerade vad som kännetecknar intagna som visade sig vara relativt kraftigt felbedömda av den på gruppnivå bästa huvudsakliga prediktionsvariabeln, samt den bästa datadrivna prediktionsmodellen. Kriteriet för att en deltagare skulle kategoriseras som en kraftigt felbedömd var att utfallet under uppföljningen var så pass oväntat utifrån sannolikheten för en viss gruppstillhörighet (förväntat icke-våldsamt kontra förväntat våldsamt), att det standardiserade residualvärdet för deltagaren avvek med 1.5 standardavvikelse från snittet bland samtliga deltagare. Med andra ord behövde utfallet vara påtagligt oväntat givet förekomsten av olika riskfaktorer hos den intagne och vad dessa riskfaktorer på gruppnivå har för inflytande på sannolikheten för ett utfall.

Viktimisering

Vi noterade ifall den intagne själv hade blivit utsatt för våld. Med detta menas att den intagne skulle ha blivit hotad med våld eller attackerad fysiskt av andra medintagna. För att hot skulle betraktas som bekräftade skulle de observeras av personal på plats, eller vara i någon skriftlig form som personal kunde ta del av. Fysiska attacker ansågs bekräftade om personal observerade dem eller fann den intagne skadad av yttre våld utan att kunna förklara sina skador på ett trovärdigt sätt. Viktimisering kategoriserades endast som ”ja” eller ”nej”.

Statistiska analyser

AUC av ROC

Vi använde Receiver Operating Characteristics (ROC) för att utvärdera prediktiv förmåga för de tre huvudsakliga prediktionsvariablerna samt för de rent datadrivna prediktionsmodellerna. ROC-analys balanserar proportionen sant positiva prediktioner, ”träffar”, mot falskt positiva prediktioner, ”falsklarm”, för varje värde på den valda prediktionsvariabeln i förhållande till en dikotom (ja/nej) utfallsvariabel. I denna studie kan detta översättas till hur väl man kan separera deltagare som missköter sig från deltagare som inte missköter sig, utifrån varje poängnivå på exempelvis PCL-R eller HCR-20. ROC-analys används ofta som metod för att utvärdera prediktiv validitet. Fördelen med metoden även vid låga eller höga basförekomster av utfall har bevisats i flera studier och medfört att ROC har förts fram som en mycket lämplig analysmetod vid olika typer av forskning på prediktiv förmåga (Swets, 1986; 1988; Humphreys & Swets, 1991; Rice & Harris, 1995; 2005).

Det vanligaste effektmåttet vid ROC-analyser är Area Under the Curve (AUC). Ett AUC-värde representerar sannolikheten att en slumpvis vald observation med ett inträffat utfall, har ett högre värde på prediktionsvariabeln, än en slumpvis vald observation utan inträffat utfall. I denna studie kan det exempelvis innebära sannolikheten att en slumpvis vald deltagare som betett sig våldsamt i anstalt hade högre poäng på HCR-20 än en slumpvis vald deltagare som inte betett sig våldsamt. AUC-värdet kan variera i storlek från .5, som innebär ingen effekt över chans, till 1.0, som innebär perfekt prediktiv förmåga med bara träffar och inga falsklarm. AUC-värden över .71 har föreslagits kunna tolkas som starka effekter, d.v.s. att den prediktiva förmågan är att betrakta som betydande (Kraemer, Morgan, Leech, Gliner, Vaske, & Harmon, 2003; Rice & Harris, 2005). Samtidigt har vissa forskare ansett att denna tolkning av AUC-värden är alltför välvillig i riskbedömningssammanhang (AUC = .71 innebär t.ex. bara 21 % förbättring över ren chans). Därför har en mer konservativ tolkning av AUC föreslagits, där AUC först över .90 är att betrakta som en stor effekt, och AUC över .80, .70, .60 och .50 som moderat effekt respektive modest, marginell och låg (Sjöstedt & Grann, 2002). Vi har valt att följa denna mer försiktiga tolkning vid värderingen av AUC-värden i studien.

Jämförelser av AUC

I denna studie utvärderades flera olika prediktionsvariabler (PCL-R, HCR-20 etc.) på samma uppsättning deltagare. Därmed är inte AUC-värdena för de olika prediktionsvariablerna oberoende av varandra, utan korrelerade. Vid en jämförelse av de olika prediktionsvariablerna behövde vi därför först ta hänsyn till denna korrelation. Vid beräkning av skillnader mellan korrelerade AUC-värden för prediktionsvariablerna använde vi en för ändamålet utformad algoritm, vilken korrigerar för korrelationen och minskar variansen i estimerade skillnader mellan AUC-värden (Metz, Herman, & Roe, 1998). På så sätt ökade den statistiska sensitiviteten vid undersökningar av skillnader mellan olika prediktionsvariablers AUC-värden. Uttryckt på ett enkelt sätt kan man säga att vi efter justeringen hade bättre möjlighet att upptäcka skillnader i prediktiv förmåga mellan exempelvis PCL-R och HCR-20 vad gäller våldsamt beteende eller andra utfall.

Vi undersökte också skillnader mellan AUC-värden över olika betingelser för samma prediktionsvariabel. Mer direkt uttryckt ville vi studera den prediktiva förmågan för exempelvis HCR-20 avseende olika typer av utfallsmått, och sedan jämföra träffsäkerheten för de olika utfallsmåtten sinsemellan. För att åstadkomma detta utförde vi för varje prediktionsvariabel och utfall ett test för likhet mellan areor, utifrån ett viktat snitt för areorna i de olika betingelserna i analysen. Metoden ger en chi-2 distribution med antalet betingelser minus 1 frihetsgrader. Metoden har föreslagits som ett enkelt sätt att testa nollhypotesen att alla individuella areor kommer från samma population (McClish, 1992). Det vill säga, vi undersöker om det finns en skillnad eller inte mellan prediktionsvariabelns prestation i relation de olika utfallsmåtten. Metoden korrigerar dessvärre inte för korrelerade eller delvis korrelerade AUC-värden, och detta ger en lägre sensitivitet för skillnader. Valet av metod var en konsekvens att vi inte kunde finna några mer lämpade statistiska metoder som kunde ackommodera för analysituationer där antalet observationer och fördelningen mellan positiva och negativa utfall varierade mellan de inkluderade betingelserna.

Logistisk regression

Vi använde stegvis (Forward LR) logistisk regression (LOGIT) för att utveckla rent datadrivna prediktionsmodeller. Genom LOGIT kunde vi undersöka vilka prediktionsvariabler som bidrog signifikant och starkast till förklaringen av olika utfall. Genom LOGIT kunde vi också utvärdera riskfaktorer från PCL-R och HCR-20 samtidigt med övriga prediktionsvariabler som exempelvis ålder och begåvning.

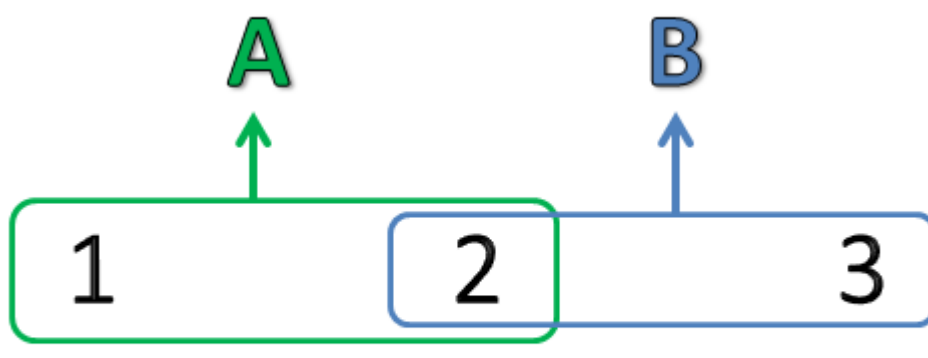
Även vid LOGIT-modeller kan den övergripande prediktiva förmågan sammanställas och presenteras genom AUC-värden. Därtill beskrivs enskilda prediktionsvariablers betydelse genom oddskvoter (OR). OR beskriver varje ökning/minskning av oddset för en utfallshändelse, utifrån varje förändring i prediktionsvariabeln. OR över 1 innebär en ökad sannolikhet för att ett utfall skall inträffa, och OR under 1 innebär istället en minskad sannolikhet. Desto högre oddskvot desto högre sannolikhet för ett utfall, men effekten skall inte tolkas som relativ risk; ett OR om 2 indikerar förhöjd risk, men är inte detsamma som att risken är dubbelt så hög, bara att *oddset* för utfallet är dubbelt så hög i en grupp jämfört med *oddset* för samma utfall i en annan grupp. OR om 2 för personlighetsstörda intagna avseende våld innebär således att oddset för våld är två gånger högre för en personlighetsstörd intagen än för en intagen som inte är personlighetsstörd. När OR redovisas i en multivariat LOGIT-modell, är effekten unik för prediktionsvariabeln. Det vill säga, effekten är utöver effekterna av alla andra prediktionsvariabler som modellen tagit hänsyn till. I exemplet med personlighetsstörningar skulle alltså ett OR om 2 innebära att oddset för våld ökar för en person med personlighetsstörning jämfört med person utan personlighetsstörning, allt annat lika dem sinsemellan.

Ordinal regression

Vi utförde ordinal- eller ”ordnad” regressionsanalys (OLOGIT) för att studera hur olika riskfaktorer påverkar riskperception. Vid tidigare beskrivna LOGIT är utfallet dikotomt, det vill säga ett ”antingen-eller-utfall”, men vid OLOGIT kan utfallet ta ett av flera värden som har en inbördes ordning, på så sätt att de är kvantitativt olika. Jämför det dikotoma utfallet vid våld: ja/nej, med det ordnade utfallet vid uppfattad farlighet; ”låg”, ”medel” eller ”hög”. Vid OLOGIT finns flera utfallskategorier, men endast en prediktionsmodell. För OLOGIT finns inte stegvisa procedurer, och samtliga potentiella prediktionsvariablers betydelse utvärderas alltså tillsammans samtidigt, även om endast en undergrupp av dessa sedan visar sig signifikanta. Detta medför att OLOGIT inte kan beskrivas på ett bra sätt med AUC.

Effektstorlekar i form av OR för enskilda prediktionsvariabler, tolkas vid OLOGIT som påverkan på sannolikheten för en högre nivå på utfallskategori, för varje skalsteg i prediktionsvariabeln. Om antagandet om så kallade proportionerliga OR (OR ändras lika mycket per skalsteg oavsett var på skalan vi befinner oss) visar sig hålla i modellen, innebär detta att OR beskriver skillnaden mellan oddsen för en viss utfallskategori, och samtliga högre utfallskategorier kombinerat. I klartext innebär detta att ett OR om 2 för en prediktionsvariabel i relation till exempelvis en tregradig risknivåbedömning, beskriver förhållandet i odds mellan exempelvis ”låg risk” å ena sidan, och ”moderat-” samt ”hög risk” kombinerat å andra sidan. Ett OR om 2 beskriver i detta sammanhang likaså att oddset är dubbelt så högt för utfallskategorin ”hög risk”, jämfört med oddset för de kombinerade kategorierna ”låg-” och ”moderat risk”. Se Figur 2 för en grafisk beskrivning av hur OR vid OLOGIT ska tolkas.

Figur 2. Tolkning av effektstorlekar vid ordnade logistiska regressioner



Not. Effektstorlekar vid ordnad logistisk regression, beskriver vid ett hållbart antagande om proportionerliga odds, relationen mellan en utfallskategori och de kumulativa högre utfallskategorierna. I exemplet ovan har utfallsmåttet en tregradig skala; 1, 2 och 3. En effektstorlek beskriver således både relationen 1*B och 3*A.

Då olika prediktionsvariabler har olika skalor, kan en direkt jämförelse av deras respektive OR i LOGIT och OLOGIT ge en missvisande bild av den relativa betydelsen. Ett större antal skalsteg kan innebära att den sammanlagda effekten av prediktionsvariabeln är stor, även om effekten per skalsteg ter sig liten. Vi presenterar därför också standardiserade oddskvoter (SOR) där olikheterna i skalsteg saknar betydelse. SOR för olika prediktionsvariabler kan jämföras direkt med varandra för en förståelse av de enskilda variabelnans betydelse, I övrigt kan emellertid SOR inte tolkas på något meningsfullt sätt, då det är OR som anger den faktiska förändringen i utfallet per skalsteg för prediktionsvariabeln.

Vid LOGIT- och OLOGIT-analyserna tillät vi ett alfa om 10 %, snarare än konventionella 5 %, för variabelns inklusion i prediktionsmodellerna. Vi menar att detta är försvarbart då risken för typ 1-fel i sammanhanget fortfarande är hanterbar, och risken för typ 2-fel (d.v.s. risken att förkasta potentiella förklarande faktorer) särskilt måste beaktas på grund av de allvarliga implikationerna av att inte uppmärksamma variabler som kan bidra till att predicera exempelvis våld. Man kan i sammanhanget också argumentera för att det är effektstorlekarna framför signifikansnivåerna som är det viktigaste att uppmärksamma, då urvalsstorlek påverkar den statistiska sensitiviteten men inte graden av effekt.

Kaplan-Meier överlevnadsanalys

Kaplan-Meier (K-M) är en metod för att åskådliggöra den särskiljande förmågan hos en prediktionsvariabel, i relation till tid från bedömningstillfälle till ett utfall (vid K-M kallat ”event”). K-M tar hänsyn till att eventet i vissa fall inte inträffar under uppföljningstiden. Detta kallas då att observationen har ”censurerats”. K-M ger både ett statistiskt mått på, och en visuell beskrivning av, skillnader i andelen deltagare i olika definierade grupper som inte uppvisat ett event, för varje givet tillfälle under uppföljningstiden. I denna studie visar K-M hur lång tid som går från ett riskbedömningstillfälle där en deltagare klassats som troligt misskötsam eller troligt skötsam, till dess att misskötsamhet inträffar (”överlevnadstiden”) eller inte inträffar före uppföljningen tar slut (censur). Överlevnadsanalys enligt K-M utfördes av utrymmesskäl endast för de mer övergripande utfallsmåtten, och endast för den bästa huvudsakliga prediktionsvariabeln samt för den rent datadrivna prediktionsmodellen för dessa utfall.

Datorprogramvara

Vid beräkning av skillnader mellan korrelerade AUC-värden användes datorprogramvaran ROCKIT version 1.0.1 Beta 2 (Metz, 2006). Vid beräkning av sannolikhet för typ I-fel vid chi-2 distributioner användes en webb-baserad kalkylator (Texas A&M University, Department of Statistics). Vid samtliga andra statistiska beräkningar användes datorprogramvaran SPSS 16.0 (SPSS inc., 2007).

Särskilda metodologiska aspekter

Prediktion och prevention

Vid utvärdering av prediktiv förmåga bör man ta hänsyn till att bedömningar om hög risk kan få till följd att intensiva preventiva åtgärder sätts in. I fallet med prediktion av våld inom anstalt kan en bedömning om hög risk leda till placering på anstalt med hög säkerhetsnivå och personaltäthet. Denna åtgärd kan möjligen förhindra den höga risken från att komma till uttryck, det vill säga trots våldsbenägenhet hos den intagne, förhindras eller förebyggs faktiska våldsyttningar. Detta får i sin tur som konsekvens att den ursprungliga riskbedömningen ter sig felaktig vid utvärdering.

För att ta hänsyn till prediktion-preventionsproblemet behövs en förståelse för hur potentiellt förebyggande åtgärder som satts in för varje klient under hans verkställighet, kan påverka utfallet. I denna studie valde vi att fokusera på vilken genomsnittlig säkerhetsklass en deltagare vistats på under sin anstaltsvistelse. Varje anstalt gavs ett värde från 1-5, motsvarande sin säkerhetsklassificering enligt Kriminalvården per 2010. Värde 5 motsvarar den högsta säkerhetsklassen och värde 1 motsvarar den lägsta. Deltagarens antal dagar på varje anstalt multiplicerades med säkerhetsklassen, och därefter dividerades produkten med uppföljningstidens totala antal dagar. Resultatet blev en form av genomsnittligt säkerhetsklassindex för verkställigheten, och detta index kunde sedan sättas i relation till den ursprungliga riskbedömningen och förekomsten av incidenter. Vi noterade också särskilt vilken säkerhetsklass som varje klient inledningsvis placerades inom efter riskbedömningen vid Riksmottagningen.

Det visar sig att positiva korrelationer finns mellan å ena sidan initial- och genomsnittlig säkerhetsklass på verkställigheten, och å andra sidan något bekräftat våld överhuvudtaget, antal bekräftade våldsincidenter och grad av allvarlighet på våldsincidenterna. Tabell 2 redovisar styrkan i sambanden. Sambanden innebär att grad av säkerhet på anstalt och förekomst av våld under anstaltsvisten är relaterat i studien. Vi kan emellertid inte uttala oss om eventuellt orsakssamband. Tolkningen kan exempelvis vara att våldsamma personer generellt finns placerade på högre säkerhetsklass, eller att våldsincidenter leder till högre säkerhetsklass. Det kan även vara så att högre säkerhetsklass på anstalt genererar våld även om detta torde vara osannolikt då tidigare forskning indikerar att hög säkerhet på institutionsplacering försämrar prediktiv validitet för åtminstone HCR-20 (Dernevik, Grann, & Johansson, 2002).

För att få ökad klarhet i tolkningen, utförde vi partialkorrelationer, där vi kontrollerade för de huvudsakliga prediktionsvariablerna (PCL-R, HCR-20 och SPJ) vid undersökning av sambandet mellan säkerhetsklass och våld. Resultatet i Tabell 2 visar att efter denna procedur har initial säkerhetsklass inte längre någon signifikant koppling till våld generellt, utöver vad som förklaras av den intagnes våldsbenägenhet enligt de huvudsakliga prediktionsvariablerna. Undantaget är att det faktiskt går signifikant längre tid till första våldsincident om den initiala anstaltsplaceringen inneburit en högre säkerhetsklass. Hög initial säkerhetsklass förefaller alltså fördröja tiden till första våldsamhet, oavsett våldsbenägenhet hos den intagne. Den genomsnittliga säkerhetsklassen under verkställigheten har efter partialkorrelation inte längre någon signifikant koppling till det övergripande utfallsmåttet bekräftat våld, och kopplingen till frekvens och allvarlighetsgrad är kraftigt reducerad. Kopplingen till tiden till första våldsincident är som vid okontrollerad analys inte heller nu signifikant.

Tabell 2. Samband mellan säkerhetsklass på anstalt och olika aspekter av våld, utan- samt med kontroll (partialkorrelationer) för samkorrelerande prediktionsvariabler

	Bekräftat våld r^a ($r^{a,b}$)	Frekvens på våld r (r^b)	Allvarlighetsgrad på våld r (r^b)	Tid till utfall r (r^b)
Initial säkerhetsklass	.108*(.004)	.148**(.042)	.117*(.012)	.094(.189**)
Genomsnittlig säkerhetsklass	.212***(.105)	.235***(.117*)	.223**(.114*)	-.067(.033)

^aPunkt-biseriell korrelation.

^bPartialkorrelat kontrollerat för PCL-R, HCR-20 och SPJ.

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$.

Vi förstår fynden som att det är deltagarens våldsbenägenhet enligt de huvudsakliga prediktionsvariablerna som driver den initiala säkerhetsklassen, och att den initiala säkerhetsklassen inte påverkar förekomsten av våld under verkställigheten på annat sätt än att en initialt hög säkerhetsnivå fördröjer tiden till det att våld inträffar. Att det efter kontroll för våldsbenägenhet enligt de huvudsakliga prediktionsvariablerna finns vissa kvarstående men svagare kopplingar mellan genomsnittlig säkerhetsklass och våld, förstår vi främst som att våldsbenägenhet driver våldsförekomst, och att våldsförekomst under verkställighetens gång leder till förflyttningar till, eller kvarstannande på, högre säkerhetsklasser. Detta förefaller särskilt rimligt då det är frekvens och allvarlighetsgrad på våld som visar på kvarstående signifikanta effekter. Dessa aspekter av våld torde vara de som tydligast resulterar i förflyttningar till högre säkerhetsklasser.

Vi drar således den tentativa slutsatsen att preventiva insatser i form av högre säkerhetsklasser för våldsbenägna intagna, inte påverkar vår utvärdering av prediktiv förmåga på annat sätt än att prediktiv validitet för tidsmässiga aspekter av våld skall tolkas som att den uppnås trots ringa förminskningar av effektstorlekar. Den utförda kontrollen för preventiva insatser påverkan på prediktiv förmåga stärker generellt tillförlitligheten i studiens resultat.

Fast- kontra varierande uppföljningstid

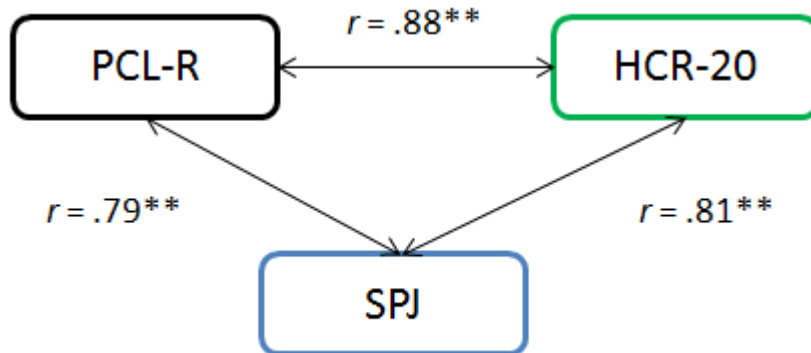
Vid studier av prediktiv förmåga vid riskbedömningar bör man ta hänsyn till att deltagare oftast har olika lång uppföljningstid, så kallad "time-at-risk". Desto längre uppföljningstid, desto större chans att ett utfall skall inträffa. Ett sätt att ta hänsyn till detta är att välja en fast uppföljningstid, vilket innebär att deltagare endast tas med i den statistiska analysen om de har kunnat följas i minst den bestämda tidsutsträckningen. Dessutom räknas inte utfall som inträffat efter den utsatta uppföljningstiden med i analysen. Genom att välja en fast uppföljningstid kan man vara säker på att varje deltagare har haft samma tidsmässiga möjlighet för utfallet att inträffa. Nackdelen med en fast uppföljningstid är dessvärre att man inte använder sig av den information som kommer sig av deltagare och utfall som ligger utanför den bestämda tidsramen. En prediktiv modell blir därmed väldigt beroende av vilken längd på uppföljning som väljs. Enkelt uttryckt blir den prediktiva förmågan endast giltig för det specifika tidsintervallet, exempelvis 12 månader, snarare än för alla möjliga uppföljningstider sammantaget. Det är fullt möjligt att olika riskfaktorer kommer till uttryck i olika stor utsträckning beroende på val av uppföljningstid, och att detta inte uppmärksammas vid en specifik längd på uppföljningstid. Vi menar att denna möjlighet generellt talar emot fasta uppföljningstider vid utvärdering av riskbedömningar.

I denna studie har vi använt såväl fasta- som varierande uppföljningstider vid utvärderandet och formulerandet av prediktiva modeller. För att ta hänsyn till och åskådliggöra påverkan av time-at-risk på prediktiv förmåga vid varierande uppföljningstider, har vi i avsnitten för de mer övergripande utfallsmåtten utfört överlevnadsanalyser enligt K-M. I det avsnitt som särskilt utvärderar effekten av uppföljningstid på prediktiv validitet har vi istället använt multipla fasta uppföljningstider. Vi menar att vi genom både fasta- och varierande uppföljningstider belyser frågan om prediktiv validitet vid riskbedömningar på det mest uttömmande sättet.

Samvariationer

De tre huvudsakliga prediktionsvariablerna, PCL-R, HCR-20 och SPJ, korrelerar kraftigt i materialet vilket framgår av Figur 3. Detta betyder att de tre variablerna kan förväntas ha snarlika prediktiva egenskaper.

Figur 3. Korrelationer mellan de huvudsakliga prediktionsvariablerna



****** $p < .01$

RESULTAT

Under rubriken "Resultat" redovisas de faktiska resultaten av studiens databearbetning. Resultatdelen innehåller detaljerade statistiska beskrivningar utan vidare kommentarer, och kan därför betraktas som den mest oförvanskade beskrivningen av studiens fynd. Samtidigt kan denna typ av resultatredovisning kännas svårtillgänglig för en ovan läsare. Den intresserade kan med fördel ta del av de faktiska resultaten för en djupare förståelse av studien, men det är också möjligt att avstå från innehållet i resultatdelen och istället gå direkt till diskussionsdelen, där resultat och svar på studiens frågeställningar diskuteras på ett mer lättillgängligt sätt.

Uppföljningstid och utfallsprevalens

Uppföljningstiden för deltagarna i studien var i snitt 998.95 dagar. (sd = 390.62, min = 48, max = 2533, median = 890).

Av de 341 deltagarna var 208 (61 %) någon gång rapporterade för våld eller hot. Endast 110 deltagare (32.3 %) hade dock rapporterats för bekräftat våld eller hot. Det vill säga, en tredjedel av deltagarna hade rapporterat för våld som resulterat i disciplinär påföljd eller på annat sätt ansetts bekräftad av kriminalvårdspersonal på plats. I snitt var deltagarna rapporterade för 1.62 (sd = 2.140, min = 0, max = 13, median = 1, 1:a kvartil = 0, 3:e kvartil = 2) tillfällen av våld eller hot, och för 0.71 (sd = 1.445, min = 0, max = 10, median = 0, 1:a kvartil = 0, 3:e kvartil = 1) tillfällen av bekräftat våld eller hot. Vad gäller bekräftat fysiskt våld var 67 deltagare (19.6 %) rapporterade för sådant, och endast 10 deltagare (2.9 %) var rapporterade för bekräftat fysiskt våld där tillhygge använts i syfte att åsamka skada. Av deltagarna var 51 (15 %) rapporterade för bekräftat våld eller hot mot personal, och 89 (26.1 %) rapporterade för bekräftat våld eller hot mot medintagna. Det visade sig att 30 deltagare (8.8 %) var rapporterade för bekräftat våld eller hot mot såväl personal som medintagna.

Av de 341 deltagarna var 292 (85.6 %) någon gång rapporterade för annan misskötsamhet än våld eller hot. Hela 277 deltagare (81.2 %) hade också rapporterats för bekräftad sådan misskötsamhet. I snitt var deltagarna rapporterade för 7.85 (sd = 11.53, min = 0, max = 70, median = 4, 1:a kvartil = 1, 3:e kvartil = 10) bekräftade andra misskötsamheter än våld eller hot. Fördelningen av antal misskötsamheter var kraftigt positivt förskjutet och medianvärdet om fyra bekräftade andra misskötsamheter än våld är i sammanhanget ett bättre centralmått än medelvärdet på närmare åtta stycken.

Bland deltagarna blev 45 stycken (13.2 %) någon gång själva utsatta för hot eller våld av medintagna.

Rapporterat och bekräftat våld

ROC-analys visar att de huvudsakliga prediktionsvariablerna PCL-R, HCR-20 och SPJ var signifikant bättre än chans på att förutsäga rapporter om våld eller hot, och att effektstorlekarna var marginella enligt en konservativ tolkning (AUC = .685, SE = .03, 95 % CI = .626 - .744, $p < .001$. Respektive AUC = .662, SE = .031, 95 % CI = .602 - .722, $p < .001$ och AUC = .666, SE = .031, 95 % CI = .605 - .727, $p < .001$). Rapporterad misskötsamhet var emellertid inte fokus för denna studie. Eftersom vi ville ha bättre kontroll på utfallsmåtten, bygger samtliga vidare analyser på bekräftade snarare än rapporterade våldsamma- och andra misskötsamheter.

Även vad gäller bekräftat våld var de huvudsakliga prediktionsvariablerna valida med marginella effektstorlekar enligt Tabell 3. I Tabell 3 anges också effektstorlek för en rent datadriven prediktionsmodell genererad av LOGIT, och denna modell visar på en modest effektstorlek. Eftersom den prediktiva förmågan hos PCL-R, HCR-20, SPJ och LOGIT utvärderades på samma deltagare kan ingen direkt jämförelse göras utifrån konfidensintervallen, då dessa intervall har en underliggande korrelation. Efter korrigering för korrelationen i effektstorlekarna återfanns inga signifikanta skillnader de huvudsakliga prediktionsvariablerna sinsemellan, men LOGIT-modellen var signifikant bättre än samtliga de huvudsakliga prediktionsvariablerna (LOGIT / PCL-R, $z = -3.95$, $p < .001$; LOGIT / HCR-20, $z = -4.57$, $p < .001$; LOGIT / SPJ, $z = -4.26$, $p < .001$;). I Tabell 4 anges vilka faktorer som bidrog med unik varians i LOGIT-modellen.

Optimalt tröskelvärde avseende bekräftat våld synes kunna vara 17 poäng enligt PCL-R då ca. 70 % av dem som rapporterades för bekräftat våld hade minst 17 poäng, men endast 45 % av dem som inte rapporterades för bekräftat våld hade detta. För HCR-20 gav tröskelvärdet 20 poäng snarlika förhållanden mellan sensitivitet och specificitet. I övrigt var tröskelvärden för olika nivåer av sensitivitet och specificitet enligt Tabell A1. För SPJ-bedömningarna och LOGIT-modellen görs ingen redovisning av tröskelvärden då gradstegen är för få eller för arbiträra för att kunna tolkas meningsfullt.

Tabell 3. Prediktiv förmåga avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 110 / 341)

Prediktionsvariabel	AUC	SE	95 % CI
PCL-R	.659***	.031	.598 - .720
HCR-20	.637***	.032	.574 - .699
SPJ	.643***	.033	.579 - .708
LOGIT	.767***	.027	.714 - .819

LOGIT innebär en rent datadriven prediktionsmodell för det aktuella utfallet.

*** $p < .001$.

Tabell 4. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT^a avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 110 / 341)

Prediktionsvariabel	B	SE	WALD	p^b	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Ålder	-.058	.017	12.052	.001	.943	.917	.970	-.601
Affektiv instabilitet	.565	.183	9.476	.002	1.759	1.301	2.379	.463
Barndomstrauma	.704	.275	6.558	.010	2.023	1.287	3.180	.345
Psykisk sjukdom	-.769	.399	3.704	.054	.464	.240	.894	-.308
PCL-R, interpersonell fasett	.131	.066	3.901	.048	1.140	1.022	1.271	.282
Kluster B personlighetsstörning	.543	.290	3.505	.061	1.721	1.068	2.772	.268
Strafftid	-.049	.028	3.071	.080	.952	.909	.997	-.258
Konstant	.029	.559	.003	.958	1.030			

SOR = Standardiserad oddskvot.

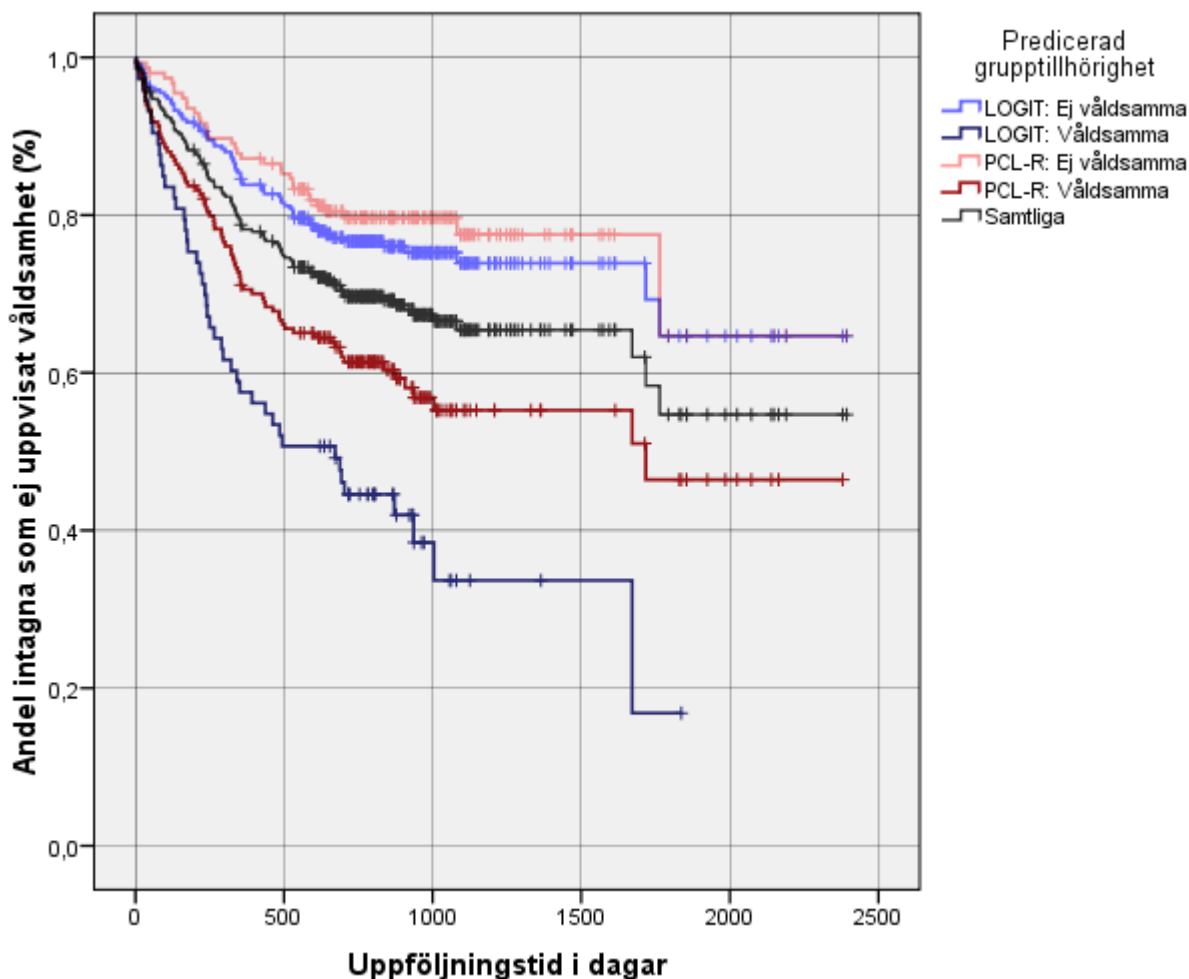
^aPrediktionsmodellen i sin helhet var signifikant ($\chi^2 [7, n = 322] = 66.169, p < .001$) och Hosmer och Lemeshow visade på acceptabel passform till data ($\chi^2 = 9.329, df = 8, p = .315$). Den totala andelen korrekt predicerade fall var 72.4 % och modellen förklarade mellan 18.6 % (Cox & Snell R square) och 25.9 % (Nagelkerke R square) av den totala variansen.

^bAlfa = .1.

Tabell 4 beskriver en rent datadriven prediktionsmodell utifrån LOGIT-analys, avseende förekomst av något bekräftat våld. Tabellen skall tolkas på så sätt att varje höjning med ett skalsteg i respektive prediktionsvariabel resulterar i en förändring av risken för bekräftat våld i den utsträckning som anges av OR. Ett OR under 1.0, som för exempelvis ålder, skall förstås som att för varje år som en deltagare är äldre, så minskar sannolikheten för våldsamt beteende under anstaltsvistelse med det inverterade angivna OR. I fallet med ålder innebär detta ett OR för att inte uppvisa våld på 1.06 ($[1 / 0.943] = 1.06$). För en deltagare som har en Kluster B personlighetsstörning är istället oddset för våldsamt beteende nära på dubbelt så högt som för en deltagare utan denna typ av störning. Se Tabell B1 för redogörelse av de olika prediktionsvariablernas skalsteg. SOR visar varje prediktionsvariabelns relativa effekt oavsett antal skalsteg i prediktionsvariabeln. Ålder är enligt SOR i Tabell 4 den prediktionsvariabel som har den största förklarande effekten avseende något tillfälle av bekräftat våld.

Figur 4 visar på andelen deltagare, utifrån en indelning i förväntat våldsamma intagna respektive förväntat icke-våldsamma intagna, som inte rapporterats för bekräftad våldsamhet allt eftersom uppföljningstiden ökar. Andelen icke-våldsamma deltagare i respektive grupp anges på den vertikala axeln. Den horisontala axeln är uppföljningstid i dagar. Varje hack nedåt i kurvorna är en eller flera deltagare som rapporterats för bekräftad våldsamhet. De små ”korsen” längs med kurvorna anger deltagare vars uppföljningstid tagit slut utan att våldsamt beteende förekommit (censurerade fall). Som synes blir antalet deltagare som inte betett sig våldsamt allt färre i grupperna i takt med att uppföljningstiden ökar. Samtidigt blir kurvorna allt mer grovhuggna i takt med att allt färre deltagare finns kvar i analysen.

Figur 4. Utfall avseende något tillfälle av bekräftat våld (prevalens utfall/deltagare = 110 / 341) under uppföljning i anstalt, för samtliga deltagare samt fördelat på förväntat våldsamma deltagare och förväntat icke-våldsamma deltagare enligt PCL-R och en multivariat prediktionsmodell (LOGIT)



Upp till 500 dagar i anstalt är det minimalt bortfall av deltagare till följd av avslutade uppföljningar utan våld. Endast nio deltagare censurerades bort ur analysen före 500 dagar och resultaten upp till denna punkt är därmed att betrakta som mycket tillförlitliga. Efter att ha följts i 500 dagar i anstalt har ca. 33 % av de deltagare som hade 17 poäng eller mer på PCL-R (den bedömt optimala balansen mellan sensitivitet och specificitet i den bästa huvudsakliga prediktionsvariabeln) rapporterats för bekräftat våld, jämfört med ca. 13 % i gruppen med deltagare som hade under 17 poäng. Överlevnadsdistributionerna för de två grupperna var signifikant olika (Log Rank $\chi^2 = 16.696$, $df = 1$, $p < .001$). Som jämförelse redovisas överlevnadskurvorna för samma uppsättning deltagare, men nu i en indelning i två grupper där den ena gruppen förväntades bete sig våldsamt, och den andra inte våldsamt, utifrån 50 procents sannolikhet enligt LOGIT-modellen i Tabell 4. Efter 500 dagar har hälften av deltagarna i gruppen förväntat våldsamma enligt LOGIT, faktiskt rapporterats för bekräftat våld, jämfört med endast 18 - 19 % i den grupp som förväntades klara av sin verkställighet utan att uppvisa våldsamt beteende. LOGIT-gruppernas

överlevnadsdistributioner var signifikant olika (Log Rank $\chi^2 = 40.578$, $df = 1$, $p < .001$). Utifrån de signifikanta skillnaderna kan vi dra slutsatsen att den prediktiva förmågan för LOGIT och PCL-R kvarstår även när deltagarnas olika time-at-risk tas i beaktande. Som förväntat visar den svarta kurvan i Figur 4 att bland samtliga deltagare är andelen intagna som inte uppvisat våldsamt beteende ett snitt mellan övriga kurvor.

Allvarlighetsgrad: Fysiskt våld

De huvudsakliga prediktionsvariablerna var valida vad gäller bekräftat, fysiskt våld. Det vill säga vad gäller våld med eller utan tillhygge mot personal eller medintagna. Effektstorlekarna var marginella och redovisas i Tabell 5. Efter korrigering för underliggande korrelation visade sig en LOGIT-modell med modest effekt enligt Tabell 6, vara signifikant bättre än samtliga de huvudsakliga prediktionsvariablerna (LOGIT / PCL-R, $z = -3.54$, $p < .001$; LOGIT / HCR-20, $z = -4.29$, $p < .001$; LOGIT / SPJ, $z = -3.61$, $p < .001$).

Optimalt tröskelvärde avseende fysiskt våld synes kunna vara 19 poäng enligt PCL-R då ca. 70 % av dem som rapporterades för bekräftat våld hade minst 19 poäng, men endast 44 % av dem som inte rapporterades för fysiskt våld hade detta. För HCR-20 gav tröskelvärdet 20 poäng snarlika förhållanden mellan sensitivitet och specificitet. I övrigt var tröskelvärden för olika nivåer av sensitivitet och specificitet enligt Tabell A2. För SPJ-bedömningar och LOGIT-modellen görs ingen redovisning av tröskelvärden då gradstegen är för få eller för arbiträra för att kunna tolkas meningsfullt.

Tabell 5. Prediktiv förmåga avseende något tillfälle av bekräftat fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 67 / 341)

Prediktionsvariabel	AUC	SE	95 % CI
PCL-R	.654***	.036	.584 - .724
HCR-20	.626***	.037	.552 - .699
SPJ	.648***	.039	.571 - .724
LOGIT	.763***	.031	.702 - .824

LOGIT innebär en rent datadriven prediktionsmodell för det aktuella utfallet.

*** $p < .001$

Tabell 6. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT^a avseende något tillfälle av bekräftat fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 67 / 341)

Prediktionsvariabel	B	SE	WALD	p^b	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Affektiv instabilitet	.820	.210	15.254	.000	2.272	1.608	3.209	.671
Ålder	-.058	.023	6.414	.011	.944	.909	.980	-.601
Tidig debut i våldsbrott	.563	.334	2.841	.092	1.756	1.014	3.043	.391
Psykisk sjukdom	-.904	.559	2.612	.106 ^c	.405	.161	1.016	-.363
Konstant	-1.416	.972	2.123	.145	.243			

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aPrediktionsmodellen i sin helhet var signifikant ($\chi^2 [4, n = 322] = 48.001$, $p < .001$) och Hosmer och Lemeshow visade på acceptabel passform till data ($\chi^2 = 5.912$, $df = 8$, $p = .657$). Den totala andelen korrekt predicerade fall var 80.7 % och modellen förklarade mellan 13.8 % (Cox & Snell R square) och 22.1 % (Nagelkerke R square) av den totala variansen.

^bAlfa = .1.

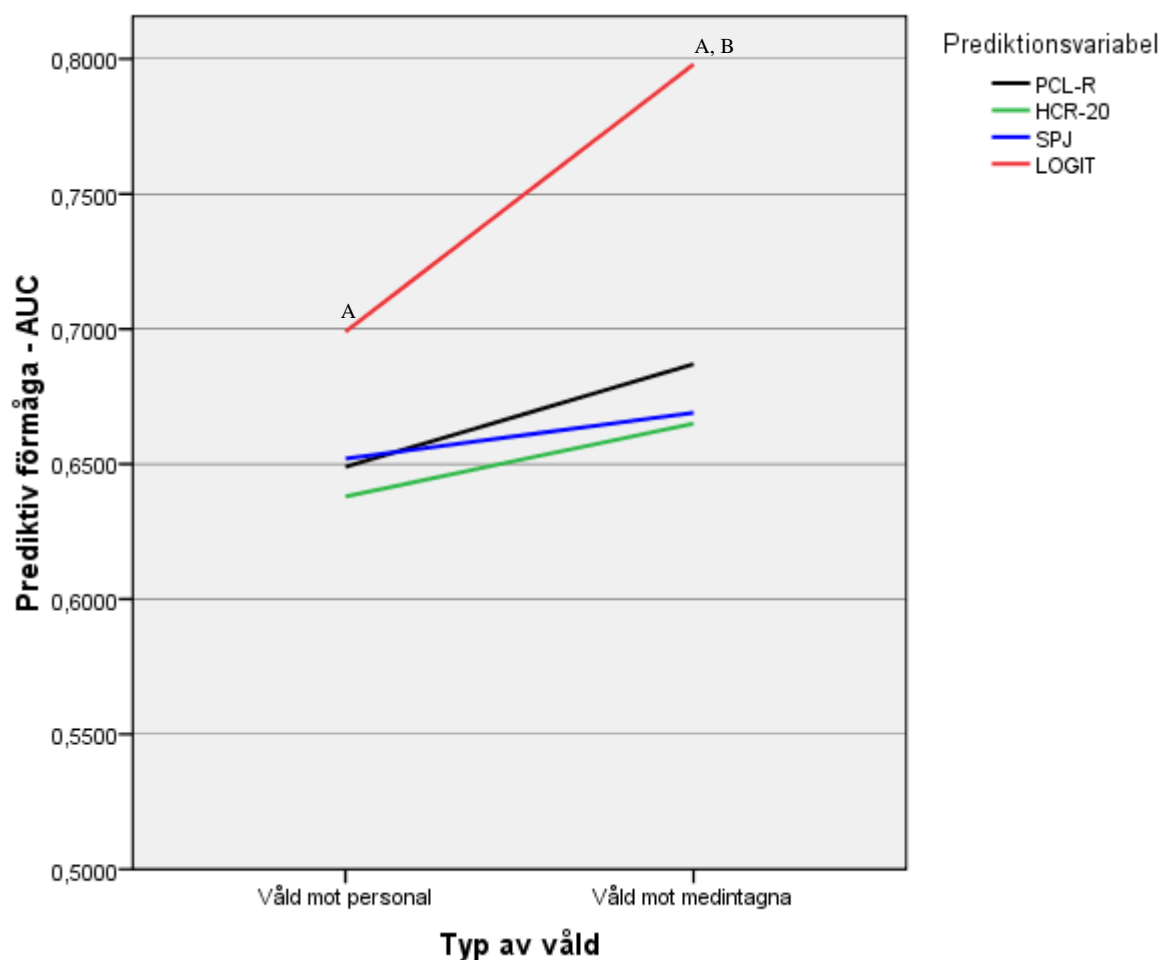
^cPsykisk sjukdom bidrog signifikant till förändringen i -2 log likelihood, vilket är ett mer tillförlitligt kriterium för inklusion i prediktionsmodellen än WALD-statistikan på vilken den presenterade signifikansnivån bygger.

Natur: Våld mot personal och våld mot medintagna

Uppdelning av våld eller hot utifrån mot vem det riktats påverkade inte den prediktiva validiteten för de tre huvudsakliga prediktionsvariablerna i någon större utsträckning; PCL-R, HCR-20 och SPJ var samtliga bättre än chans med marginella effektstorlekar oavsett om våldet var riktat mot personal eller medintagna, vilket framgår översiktligt av Figur 5 och i mer detalj av Tabell D1. En LOGIT-modell, enligt Tabell 7, var signifikant bättre än samtliga de huvudsakliga prediktionsvariablerna vad gäller våld mot personal (LOGIT / PCL-R, $z = -2.27$, $p < .05$; LOGIT / HCR-20, $z = -2.56$, $p < .05$; LOGIT / SPJ, $z = -2.00$, $p < .05$). En LOGIT-modell, enligt Tabell 8, var också signifikant bättre än samtliga de huvudsakliga prediktionsvariablerna vad gäller våld mot medintagna (LOGIT / PCL-R, $z = -2.91$, $p < .01$; LOGIT / HCR-20, $z = -3.32$, $p < .001$; LOGIT / SPJ, $z = -3.12$, $p < .01$). LOGIT för våld mot medintagna överträffade LOGIT för våld mot personal ($\chi^2 = 4.510$, $df = 1$, $p < .05$). För övriga prediktionsvariabler fanns inga signifikanta skillnader mellan betingelserna våld mot personal och våld mot medintagna.

Optimalt tröskelvärde avseende våld mot personal synes kunna vara 18 poäng enligt PCL-R då ca. 70 % av dem som rapporterades för våld mot personal hade minst 18 poäng, men endast 49 % av dem som inte rapporterades för sådant våld hade detta. För HCR-20 gav tröskelvärdet 21 poäng snarlika förhållanden mellan sensitivitet och specificitet. Optimalt tröskelvärde avseende våld mot medintagna synes kunna vara 19 poäng enligt PCL-R då ca. 70 % av dem som rapporterades för våld mot medintagna hade minst 18 poäng, men endast 42 % av dem som inte rapporterades för sådant våld hade detta. För HCR-20 gav tröskelvärdet 21 poäng snarlika förhållanden mellan sensitivitet och specificitet. I övrigt var tröskelvärden för olika nivåer av sensitivitet och specificitet enligt Tabell A3. För SPJ-bedömningar och LOGIT görs ingen redovisning av tröskelvärden då gradstegen är för få eller för arbiträra för att kunna tolkas meningsfullt.

Figur 5. Prediktiv förmåga avseende intagnas våld mot personal (prevalens utfall/deltagare = 51 / 341) och intagnas våld mot medintagna (prevalens utfall/deltagare = 89 / 341) under uppföljning i anstalt



LOGIT innebär en rent datadriven prediktionsmodell för det aktuella utfallet.

A. LOGIT överträffar PCL-R, HCR-20 och SPJ ($p < .05$ eller bättre)

B. LOGIT för våld mot medintagna överträffar LOGIT för våld mot personal ($p < .05$)

Tabell 7. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT^a avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld mot personal för intagna vid uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 51 / 341)

Prediktionsvariabel	B	SE	WALD	p^b	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Kluster B personlighetsstörning	.997	.357	7.792	.005	2.709	1.506	4.873	.493
Affektiv instabilitet	.526	.219	5.764	.016	1.693	1.180	2.428	.430
Konstant	-2.843	.336	71.487	.000	.058			

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aPrediktionsmodellen i sin helhet var signifikant ($\chi^2 [2, n = 322] = 22.159, p < .001$) och Hosmer och Lemeshow visade på acceptabel passform till data ($\chi^2 = 4.609, df = 4, p = .330$). Den totala andelen korrekt predicerade fall var 84.1 % och modellen förklarade mellan 6.7 % (Cox & Snell R square) och 11.7 % (Nagelkerke R square) av den totala variansen.

^bAlfa = .1.

Tabell 8. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT^a avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld mot medintagna för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 89 / 341)

Prediktionsvariabel	B	SE	WALD	p^b	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Ålder	-.058	.021	7.288	.007	.944	.911	.978	-.601
Affektiv instabilitet	.664	.195	11.538	.001	1.942	1.408	2.679	.543
Tidig debut i våldsbrott	.707	.312	5.148	.023	2.028	1.215	3.386	.491
PCL-R, interpersonell fasett	.167	.068	6.092	.014	1.182	1.057	1.322	.359
Begåvning	-.163	.080	4.119	.042	.849	.744	.970	-.316
Psykiatriska symptom	-1.021	.634	2.594	.107 ^c	.360	.127	1.022	-.281
Konstant	-.632	.951	.442	.506	.532			

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aPrediktionsmodellen i sin helhet var signifikant ($\chi^2 [6, n = 322] = 75.013, p < .001$) och Hosmer och Lemeshow visade på acceptabel passform till data ($\chi^2 = 6.384, df = 8, p = .604$). Den totala andelen korrekt predicerade fall var 76.7 % och modellen förklarade mellan 20.8 % (Cox & Snell R square) och 30.3 % (Nagelkerke R square) av den totala variansen.

^bAlfa = .1.

^cPsykiatriska symptom bidrog signifikant till förändringen i -2 log likelihood, vilket är ett mer tillförlitligt kriterium för inklusion i prediktionsmodellen än WALD-statistikan på vilken den presenterade signifikansnivån bygger.

Att andelen totalt korrekt predicerade var högre vid prediktion av våld mot personal än vid prediktion av våld mot medintagna, samtidigt som AUC och den förklarade variansen var mindre, kan tyckas motsägelsefullt. Förklaringen är att prevalensen för våld mot personal är lägre än för våld mot medintagna, och modellen uppnår en hög procent korrekt klassificerade genom att klassificera samtliga deltagare som negativa utfall.

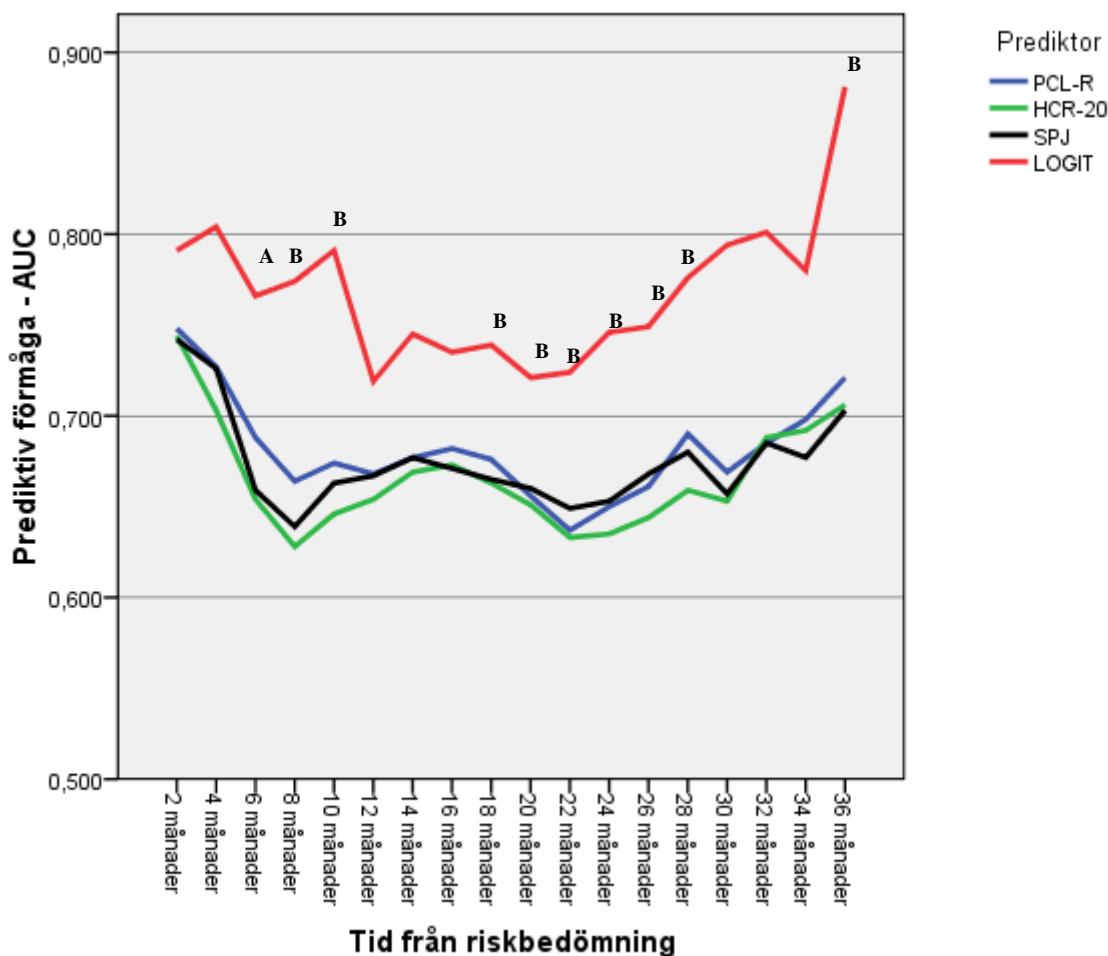
Tid till utfall: Överhängande- och långtidsrisk för våld

Vi delade in uppföljningstiden i tvåmånadersspann vilka presenteras med respektive AUC-värde för de olika prediktionsvariablerna i Figur 6. Det bör noteras att LOGIT rymmer olika prediktionsvariabler för varje tvåmånadersspann, vilket innebär att man endast skall tolka LOGIT över tid som vad som är empiriskt möjligt att uppnå av prediktiv förmåga vid olika specifika tidsintervall, snarare än någon universell prediktionsmodell över samtliga tidsintervall. I Tabell E1 ges en beskrivning av uppföljningstidens påverkan på prediktiv förmåga, där statistiska mått och konfidensintervall redovisas i siffror. Av utrymmesskäl redovisas endast halvårsvisa spanns i Tabell E1. Man bör notera att deltagarurvalet drogs med tilltagande bortfall över ökande tidsintervall, vilket resulterade i generellt större konfidensintervall och mindre tillförlitlighet i resultaten för framförallt tidsintervall bortom 24 månader.

Efter korrigering för underliggande korrelationer återfanns signifikanta skillnader mellan prediktionsvariablerna på så sätt att LOGIT generellt överträffade de huvudsakliga prediktionsvariablerna vid de olika tidsintervallen (se Figur 6.) Det fanns däremot inga signifikanta skillnader för PCL-R, HCR-20 och SPJ sinsemellan.

Det fanns inga signifikanta skillnader över tid inom de respektive prediktionsvariablerna. Uppföljningstid förefaller alltså inte ha någon statistiskt säkerställd inverkan på prediktiv förmåga. Högst chi-2 värde återfanns för skillnaden i LOGIT-modeller över tid ($\chi^2 = 22.392, df = 17, p = .17$).

Figur 6. Prediktiv förmåga för PCL-R, HCR-20, SPJ samt multivariat LOGIT avseende något tillfälle av bekräftat våld över olika tidsintervall under uppföljning i anstalt.



LOGIT innebär rent datadrivna prediktionsmodeller för det aktuella utfallet.

A. LOGIT överträffar HCR-20 och SPJ ($p < .05$ eller bättre)

B. LOGIT överträffar PCL-R, HCR-20 och SPJ ($p < .05$ eller bättre)

Avseende bedömningar av mer "akut" risk för våld kan noteras att 18 deltagare (5.3 %) rapporterades för bekräftat våld inom två månader från riskbedömningstillfället. De huvudsakliga prediktionsvariablerna PCL-R, HCR-20 och SPJ var signifikant bättre än chans på att förutsäga bekräftat våld eller hot inom två månader, och effektstorlekarna var modesta (AUC = .748, SE = .051, 95 % CI = .648 - .849, $p < .001$ respektive AUC = .744, SE = .048, 95 % CI = .649 - .839, $p < .01$ och AUC = .742, SE = .048, 95 % CI = .647 - .837, $p < .01$). LOGIT var bättre än chans (AUC = .791, SE = .050, 95 % CI = .692 - .889, $p < .001$), och tenderade att överträffa de huvudsakliga prediktionsvariablerna, men inga skillnader mellan de korrelerade AUC-värdena var signifikanta när det gäller bedömning av risk för våld inom två månader.

Optimalt tröskelvärde avseende våld i nära tidsmässigt förhållande (två månader) till bedömningstillfället, synes kunna vara 22 poäng enligt PCL-R då ca. 80 % av dem som rapporterades för våld inom två månader hade minst 22 poäng, men endast 36 % av dem som inte rapporterades för sådant våld hade detta. För HCR-20 förefaller det optimala tröskelvärdet vara 22 poäng, då hela 90 % som rapporterades för våld inom två månader hade minst 22 poäng, men endast 46 % av dem som inte rapporterades för sådant våld hade detta. I övrigt var tröskelvärden för olika nivåer av sensitivitet och specificitet enligt Tabell A4. För SPJ-bedömningar och LOGIT görs ingen redovisning av tröskelvärden då gradstegen är för få eller för arbiträra för att kunna tolkas meningsfullt.

LOGIT-modellen för våld inom två månader, enligt Tabell 9, visar på endast två signifikanta prediktionsvariabler. Variabeln ”negativ attityd” tillför unik förklarande varians med en betydande effekt; en OR om nära på fem. Av utrymmesskäl redovisas inte LOGIT-modellerna för varje tidsintervall, men vid arbetet med denna studie framkom upplysningsvis att negativ attityd även var en signifikant riskfaktor vid våld inom fyra månader, då med en OR om ca. 2.5. Därefter förekom inte prediktionsvariabeln i datadrivna prediktionsmodeller för längre uppföljningstider.

Tabell 9. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT^{ab} för något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld för intagna inom två månader från riskbedömningstillfället (prevalens utfall/deltagare = 18 / 341)

Prediktionsvariabel	B	SE	WALD	p ^c	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Negativ attityd	1.566	.510	9.426	.002	4.789	2.069	11.084	1.278
Begåvning	-.232	.137	2.871	.090	.793	.633	.993	-.450
Konstant	-4.026	1.112	13.112	.000	.018			

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aPrediktionsvariabeln psykisk sjukdom ingick inledningsvis i prediktionsmodellen som en signifikant skyddsfaktor mot utfallet. Variabeln innehöll emellertid alltför lite varians, vilket resulterade i förvrängda resultat och att prediktionsmodellen inte kunde sammanlöpa. Psykisk sjukdom fick därför uteslutas ur uppsättningen av potentiella prediktionsvariabler, och en ny analys genomföras utifrån denna förutsättning.

^bPrediktionsmodellen i sin helhet var signifikant ($\chi^2 [2, n = 321] = 18.716, p < .001$) och Hosmer och Lemeshow visade på acceptabel passform till data ($\chi^2 = 7.125, df = 8, p = .523$). Den totala andelen korrekt predicerade fall var 94.7 % och modellen förklarade mellan 5.7 % (Cox & Snell R square) och 16.7 % (Nagelkerke R square) av den totala variansen.

^cAlfa = .1.

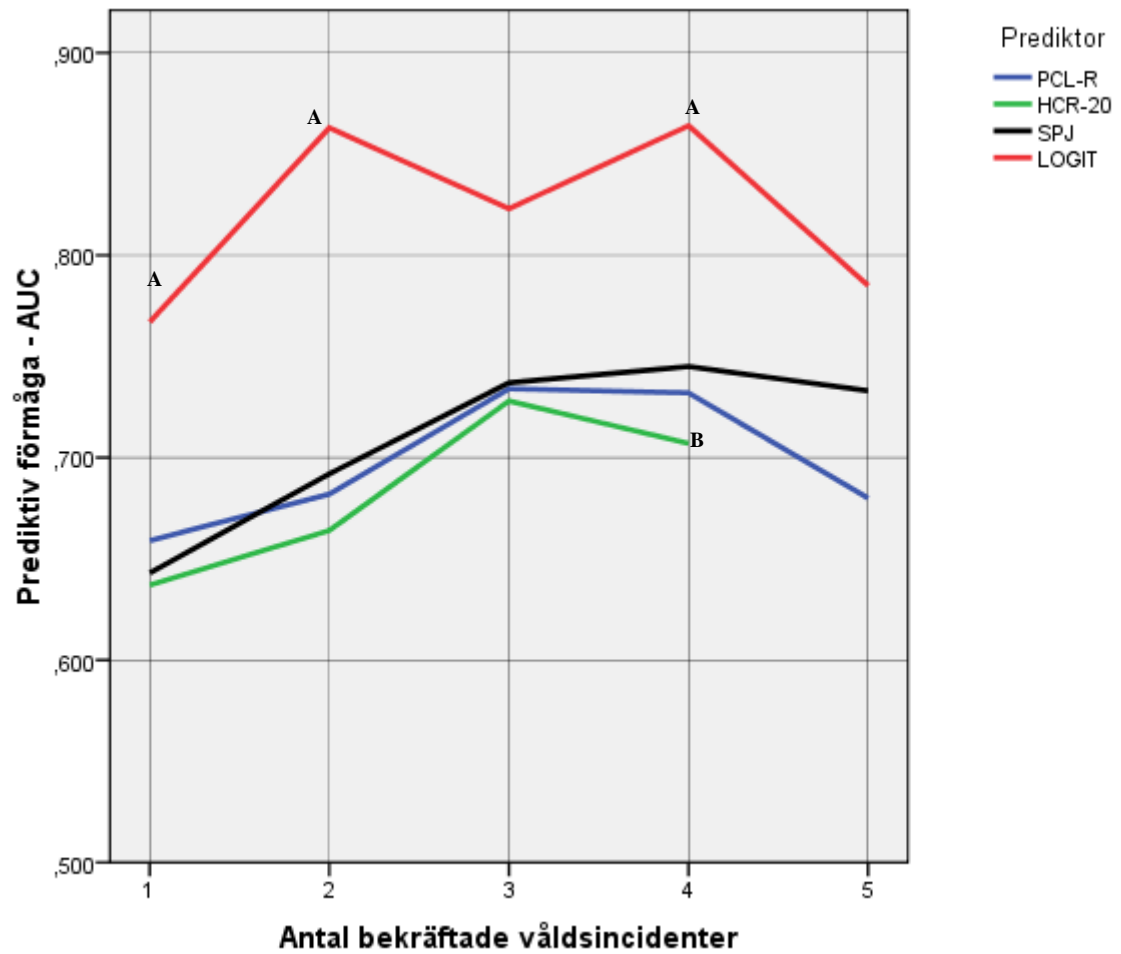
Frekvens: Enstaka incidenter och mönster av våldsbeteende

Vi undersökte om den prediktiva förmågan förändrades beroende på om vi fokuserade på enstaka våldsincidenter eller mönster av våldsbeteende som utfallsmått. Det fanns en tendens till större effektstorlekar vid mönster av våldsbeteende; för tre eller fler våldsincidenter kan modesta till moderata effekter noteras. Effektstorlekarna tenderade samtidigt att avta för prediktioner av mönster av våldsbeteende som innebar fler än tre incidenter. Då förekomsten av fyra eller fler incidenter var ganska låg i urvalet, så ökade också standardfelet vid prediktion av de högsta frekvenserna, vilket minskade sensitiviteten för faktisk varians vid signifikantstestning. Figur 8 åskådliggör den prediktiva förmågan över olika frekvenser av våld. I Tabell F1 ges en mer detaljerad beskrivning med fullödiga statistiska mått.

Efter korrigering för underliggande korrelation, framkom att LOGIT-modellerna var signifikant bättre än de huvudsakliga prediktionsvariablerna vid frekvenser om minst ett, minst två samt minst fyra tillfällen av bekräftat våld. Det fanns inga signifikanta skillnader över olika frekvenser av våld inom de respektive huvudsakliga prediktionsvariablerna. Ett chi-2 värde som var signifikant på 10 % nivå återfanns emellertid för skillnaden i LOGIT-modellerna över olika frekvenser ($\chi^2 = 8,111, df = 4, p = .088$). Vilken prediktiv förmåga som är möjlig att uppnå tenderar alltså kunna påverkas av vilken frekvens på våld som används som utfallsmått.

Optimalt tröskelvärde avseende mönster av våld, här definierat som tre eller fler våldsincidenter, synes kunna vara 24 poäng enligt PCL-R då ca. 70 % av dem som rapporterades för mönster av våld hade minst 24 poäng, men endast 29 % av dem som inte rapporterades för mönster av våld hade detta. För HCR-20 gav tröskelvärdet 26 poäng snarlika förhållanden mellan sensitivitet och specificitet. I övrigt var tröskelvärden för olika nivåer av sensitivitet och specificitet enligt Tabell A5. För SPJ-bedömningar och LOGIT görs ingen redovisning av tröskelvärden då gradstegen är för få eller för arbiträra för att kunna tolkas meningsfullt.

Figur 7. Prediktiv förmåga avseende olika frekvenser av våldsincidenter under uppföljning i anstalt



LOGIT innebär en rent datadriven prediktionsmodell för det aktuella utfallet.

A. LOGIT överträffar PCL-R, HCR-20 och SPJ ($p < .05$ eller bättre)

B. HCR-20 var inte signifikant bättre än chans vid prediktion av fem eller fler våldsincidenter. Därmed anges ingen effekt bortom fyra våldsincidenter.

Vid en datadriven prediktionsmodell för mönster av våldsbeteende, återkommer riskfaktorerna begåvning, affektiv instabilitet och kluster B personlighetsstörning. Effektstorlekarna är emellertid större för prediktionsvariablerna vid detta utfallsmått än vid prediktion av enstaka våldsincidenter. Stressbenägenhet hos den intagne framstår i Tabell 10 som en skyddsfaktor (minskat OR för mönster av våldsbeteende), vilket var oväntat.

Tabell 10. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT^a för minst tre bekräftade tillfällen av hot eller fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 33 / 341)

Prediktionsvariabel	B	SE	WALD	p^b	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Affektiv instabilitet	1.456	.373	15.220	.000	4.290	2.322	7.928	1.191
Kluster B personlighetsstörning	1.462	.510	8.221	.004	4.315	1.865	9.982	.723
Stressbenägenhet	-.785	.360	4.745	.029	.456	.252	.825	-.615
Begåvning	-.214	.111	3.752	.053	.807	.673	.968	-.415
Konstant	-2.764	.786	12.355	.000	.063			

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aPrediktionsmodellen i sin helhet var signifikant ($\chi^2 [4, n = 322] = 42.296, p < .001$) och Hosmer och Lemeshow visade på acceptabel passform till data ($\chi^2 = 6.128, df = 8, p = .634$). Den totala andelen korrekt predicerade fall var 90.7 % och modellen förklarade mellan 12.3 % (Cox & Snell R square) och 25.8 % (Nagelkerke R square) av den totala variansen.

^bAlfa = .1.

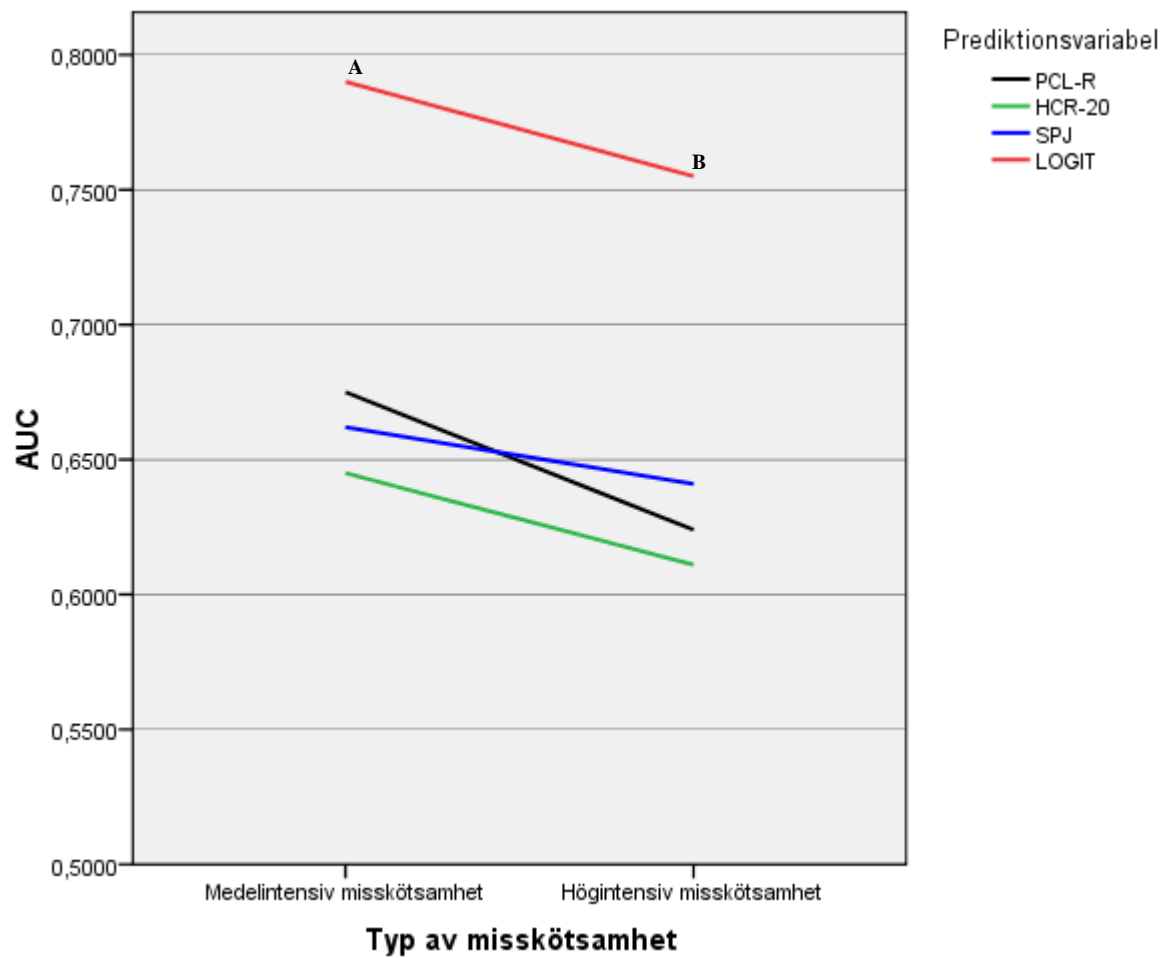
Annat misskötsamhet än våld

Vi undersökte hur väl de huvudsakliga prediktionsvariablerna samt två datadrivna prediktionsmodeller kunde förutsäga medel- och högentensiv misskötsamhet. I detta avsnitt innebär SPJ-bedömningar en utredande kriminalvårdstjänstemans bedömning av risk för allvarlig misskötsamhet, och inte en psykologs bedömning av risk för våld.

Samtliga huvudsakliga prediktionsvariabler uppvisade signifikanta men marginella effektstorlekar. LOGIT visade på modesta effekter och var signifikant bättre än PCL-R, HCR-20 och SPJ vad gäller att predicera medelintensiv misskötsamhet. De huvudsakliga prediktionsvariablerna kan inte med statistisk tillförlitlighet sägas skilja sig åt sinsemellan avseende medelintensiv misskötsamhet, även om PCL-R nästan var signifikant bättre än HCR-20 ($p = .059$). Vad gäller högentensiv misskötsamhet var LOGIT signifikant bättre än PCL-R och HCR-20. Tendensen var också stark att LOGIT överträffade SPJ ($p = .059$). Prediktiva förmågor framgår av Figur 8 och en mer detaljerad statistisk beskrivning lämnas i Tabell G1. LOGIT-modellen för medel- och högentensiv misskötsamhet beskrivs i Tabell 11 respektive Tabell 12.

Optimalt tröskelvärde avseende medelintensiv misskötsamhet synes kunna vara 16 poäng enligt PCL-R då ca. 70 % av dem som rapporterades för medelintensiv misskötsamhet hade minst 16 poäng, mot endast 44 % av dem som inte rapporterades för sådan misskötsamhet. För HCR-20 gav tröskelvärdet 15 poäng en liknande balans då 80 % av dem som rapporterades för bekräftad medelintensiv misskötsamhet hade minst 15 poäng, mot endast 58 % av dem som inte rapporterades för sådan. Optimalt tröskelvärde avseende högentensiv misskötsamhet synes kunna vara 20 poäng enligt PCL-R då ca. 60 % av dem som rapporterades för bekräftat våld hade minst 20 poäng, men endast 43 % av dem som inte rapporterades för mönster av våld hade detta. För HCR-20 gav tröskelvärdet 22 poäng snarlika förhållanden mellan specificitet och sensitivitet. I övrigt var tröskelvärden för olika nivåer av sensitivitet och specificitet enligt Tabell A6. För SPJ-bedömningar och LOGIT görs ingen redovisning av tröskelvärden då gradstegen är för få eller för arbiträra för att kunna tolkas meningsfullt.

Figur 8. Prediktiv förmåga avseende medel- (prevalens utfall/deltagare = 179) och högintensiv (prevalens utfall/deltagare = 88) annan misskötsamhet än våld bland intagna vid uppföljning under anstaltsvistelse^{SC}



LOGIT innebär en rent datadriven prediktionsmodell för det aktuella utfallet.

A. LOGIT överträffar PCL-R, HCR-20 och SPJ ($p < .05$ eller bättre)

B. LOGIT överträffar PCL-R och HCR-20 ($p < .05$ eller bättre)

Vid de datadrivna prediktionsmodellerna för annan misskötsamhet än våld, framstår problem på arbetsmarknaden som en förhållandevis stark skyddsfaktor för både medel- och högintensiv misskötsamhet (se Tabell 11 och Tabell 12), Detta fynd var oväntat.

Tabell 11. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT^a för minst fyra bekräftade andra misskötsamheter än våld för intagna vid uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 179 / 341)

Prediktionsvariabel	B	SE	WALD	p^b	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Problem på arbetsmarknaden	-.464	.143	10.453	.001	.629	.497	.796	-.551
Ålder	-.053	.016	11.765	.001	.948	.924	.973	-.549
Begåvning	-.269	.075	12.871	.000	.764	.675	.864	-.522
Kluster B personlighetsstörning	.979	.309	10.063	.002	2.662	1.602	4.422	.484
Negativ attityd	.576	.218	6.965	.008	1.779	1.242	2.547	.470
Missbruk	.485	.173	7.873	.005	1.624	1.222	2.157	.412
Affektiv instabilitet	.456	.181	6.347	.012	1.578	1.172	2.125	.373
Brist på stöd och hjälp	-.388	.219	3.136	.077	.678	.473	.973	-.300
Psykisk sjukdom	-.582	.335	3.028	.082	.559	.322	.969	-.233
Konstant	2.237	.636	12.369	.000	9.361			

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aPrediktionsmodellen i sin helhet var signifikant (χ^2 [9, n = 322] = 90.394, $p < .001$) och Hosmer och Lemeshow visade på acceptabel passform till data ($\chi^2 = 1.364$, $df = 8$, $p = .995$). Den totala andelen korrekt predicerade fall var 72.4 % och modellen förklarade mellan 24.5 % (Cox & Snell R square) och 32.7 % (Nagelkerke R square) av den totala variansen.

^bAlfa = .1.

Tabell 12. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT^a för minst 10 bekräftade andra misskötsamheter än våld för intagna vid uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 88 / 341)

Prediktionsvariabel	B	SE	WALD	p^b	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Begåvning	-.286	.081	12.328	.000	.751	.657	.859	-.555
Missbruk	.612	.201	9.278	.002	1.844	1.325	2.566	.520
Ålder	-.049	.018	7.303	.007	.953	.925	.981	-.508
Kluster B personlighetsstörning	.950	.298	10.177	.001	2.585	1.584	4.218	.469
Problem på arbetsmarknaden	-.285	.155	3.382	.066	.752	.583	.970	-.339
Strafftid	.043	.026	2.710	.100 ^c	1.044	1.000	1.091	.226
Konstant	.643	.688	.875	.350	1.903			

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aPrediktionsmodellen i sin helhet var signifikant (χ^2 [6, n = 322] = 50.127, $p < .001$) och Hosmer och Lemeshow visade på acceptabel passform till data ($\chi^2 = 6.627$, $df = 8$, $p = .577$). Den totala andelen korrekt predicerade fall var 77.0 % och modellen förklarade mellan 14.4 % (Cox & Snell R square) och 21.2 % (Nagelkerke R square) av den totala variansen.

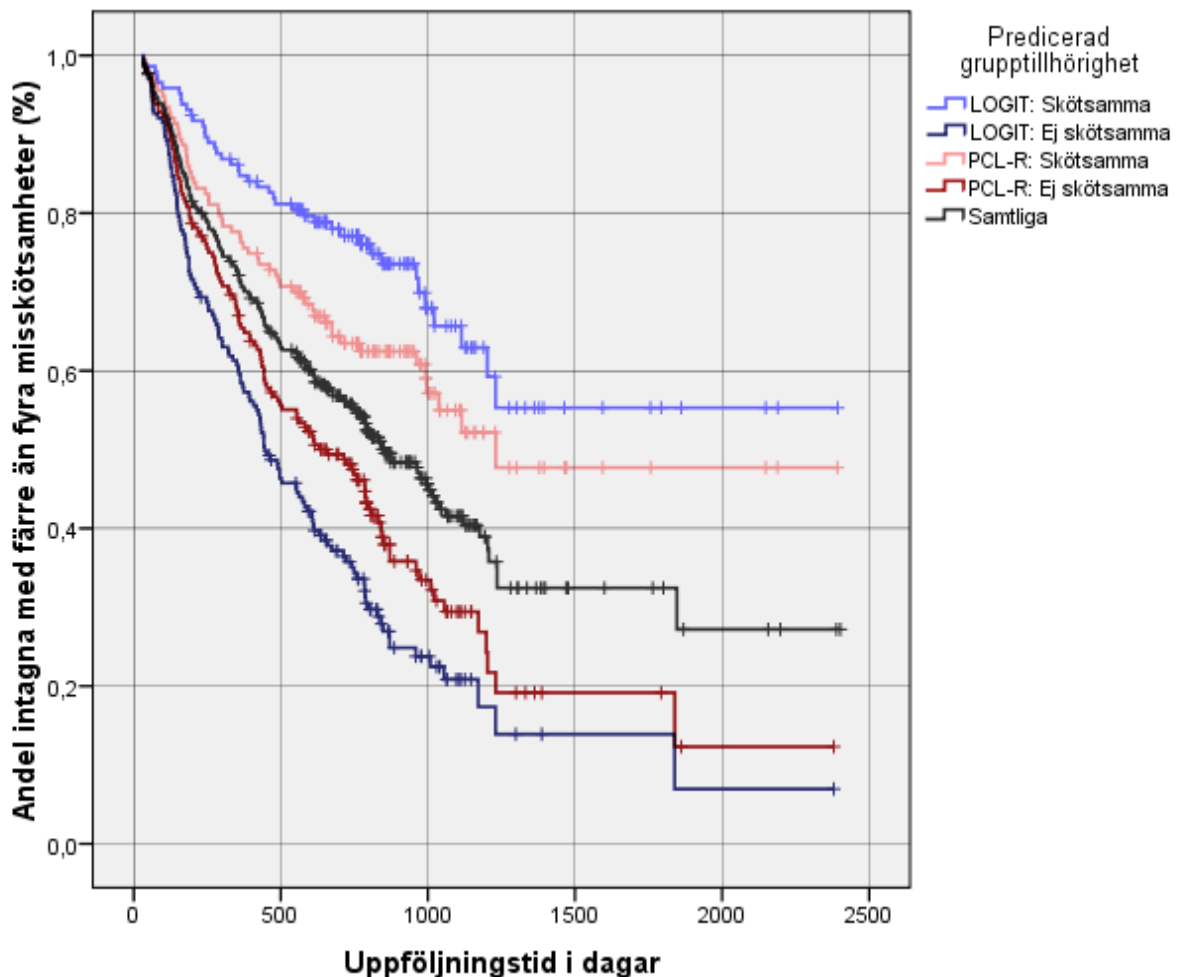
^bAlfa = .1.

^cStrafftid bidrog signifikant till förändringen i -2 log likelihood, vilket är ett mer tillförlitligt kriterium för inklusion i prediktionsmodellen än WALD-statistikan på vilken den presenterade signifikansnivån bygger.

Överlevnadsanalysen i Figur 9 visar att överlevnaden avseende medelintensiv misskötsamhet är betydligt sämre i de grupper som förväntades missköta sig minst fyra gånger enligt LOGIT respektive PCL-R med tröskelvärdet 16 poäng (PCL-R var den bästa huvudsakliga prediktorn och 16 poäng var det bedömt optimala tröskelvärdet). Efter 500 dagar har ca. 55 % respektive ca. 45 % av deltagarna i kategorierna förväntat misskötsamma faktiskt rapporterats för minst fyra bekräftade tillfällen av misskötsamhet, jämfört med endast ca. 19 % respektive ca. 30 % i kategorierna som enligt prediktionsvariablerna förväntades klara av sin verkställighet utan att uppvisa misskötsamhet i den utsträckningen. De två kategoriernas överlevnadsdistributioner var signifikant olika för såväl LOGIT som PCL-R. (LOGIT: Log Rank $\chi^2 = 64.999$, $df = 1$, $p < .001$. PCL-R: Log Rank $\chi^2 = 16.173$, $df = 1$, $p < .001$).

Av utrymmesskäl förevisas ingen figur för överlevnadsanalys avseende högintensiv misskötsamhet. Överlevnadsdistributionerna var emellertid signifikant olika för såväl LOGIT som PCL-R med tröskelvärdet 20 poäng (LOGIT: Log Rank $\chi^2 = 31.253$, $df = 1$, $p < .001$. PCL-R: Log Rank $\chi^2 = 5.936$, $df = 1$, $p < .05$).

Figur 9. Utfall avseende medelintensiv misskötsamhet (≥ 4 bekräftade misskötsamheter, prevalens utfall/deltagare = 179 / 341) för intagna under uppföljning i anstalt, fördelat på förväntat skötsamma deltagare och förväntat icke-skötsamma deltagare enligt PCL-R och en multivariat prediktionsmodell (LOGIT)



Svårbedömda intagna

Vi studerade de fall där en datadriven modell för något tillfälle av bekräftat våld (se Tabell 4) inneburit en förhållandevis kraftig felbedömning av huruvida en intagen skulle uppvisa våldsamt beteende under sin uppföljning. Vi undersökte sedan vilka skillnader som förelåg mellan kraftigt felbedömda intagna och

övriga intagna. Skillnader undersöktes över samma uppsättning prediktionsvariabler som utgjorde material till andra analyser i denna studie (se Bilaga B). Antalet deltagare som var relativt kraftigt felbedömda visade sig vara 43 stycken. Det fanns emellertid endast en signifikant skillnad mellan denna grupp och övriga deltagare; frekvensen av substansmissbruk enligt HCR-20. Den kraftigt felbedömda gruppen hade signifikant mer sällan ett substansmissbruk än övriga 298 deltagare ($M_{\text{felbedömda}} = .98$ och $M_{\text{övriga}} = 1.38$, $t = 2.96$, $p < .01$). Intagna som är fria från substansmissbruk tedde sig alltså svårare att riskbedöma genom den på gruppnivå bästa datadrivna prediktionsmodellen.

Vi undersökte även vilka omständigheter som kännetecknade intagna som tedde sig svårbedömda utifrån PCL-R. PCL-R var den bästa huvudsakliga prediktionsvariabeln avseende något tillfälle av bekräftat våld. Totalt 41 deltagare visade sig kraftigt felbedömda med PCL-R. Emellertid var ingen deltagare kraftigt felbedömd på så sätt att PCL-R med eftertryck predicerade våld, utan att någon våldsamhet inträffade under uppföljningstiden. Bland de 41 deltagarna fanns alltså inga allvarliga "falsklarm", utan bara kraftiga felbedömningar på så sätt att deltagarna rapporterades för våldsamma misskötsamheter trots att de tydligt förväntades avhålla sig från sådant utifrån sitt resultat på PCL-R. Denna omständighet innebar att flera skillnader mellan gruppen kraftigt felbedömda och övriga förelåg, men att skillnaderna endast avspeglade riskhöjande variabler som inte ingår i PCL-R men som identifierats vid datadrivna analyser. De deltagare som var våldsamma trots relativt låga poäng enligt PCL-R var alltså signifikant yngre, mer affektivt instabila, mer negativt inställda etc. än övriga, men detta innebär inte att man skall tolka situationen som att dessa omständigheter försvårar riskbedömningar, utan endast att dessa omständigheter förklarar risk för våld utöver vad PCL-R förmår.

Riskperception

Vi undersökte vilka faktorer som förefaller påverka riskperceptionen hos bedömare. Riskperception uppskattades utifrån psykologernas SPJ-bedömningar och säkerhetsklass på deltagarens initiala anstaltsplacering. SPJ-bedömningarna visade sig vara baserade på åtta signifikanta prediktionsvariabler. När säkerhetsklass på anstaltsplacering används som utfallsmått nådde istället bara sex variabler signifikans. De två OLOGIT-modellerna i Tabell 14 och Tabell 15 redovisar resultatet. Prediktionsmodellerna delar inga prediktionsvariabler. Med andra ord förefaller riskperceptionen hos riskbedömande psykologer och beslutsfattare inom Kriminalvården vara baserade på olika upplevda riskfaktorer. Man kan notera att SPJ-bedömningarna förefaller starkt influerade av olika fasetter i PCL-R.

Tabell 13. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat OLOGIT^{ab} för sammanfattad risknivå för våld vid strukturerade professionella riskbedömningar (prevalens utfall/deltagare = 341 / 341)

Prediktionsvariabel	Estimat	SE	WALD	p^c	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
PCL-R, antisocial fasett	.535	.127	17.857	.000	1.708	1.387	2.104	1.688
Ålder	-.089	.026	11.853	.001	.915	.877	.955	-.922
PCL-R, interpersonell fasett	.340	.121	7.910	.005	1.405	1.152	1.715	.732
Affektiv instabilitet	.885	.268	10.896	.001	2.422	1.559	3.763	.724
PCL-R, affektiv fasett	.258	.121	4.529	.033	1.294	1.060	1.580	.675
Exponering för "triggers"	.591	.301	3.844	.050	1.805	1.100	2.964	.433
Bristande behandlingsbarhet	.486	.290	2.806	.094	1.625	1.009	2.619	.411
Instabilitet i förhållanden	.460	.243	3.582	.058	1.584	1.062	2.362	.400

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aLänkfunktion: Logit.

^bVid OLOGIT finns inte stegvisa procedurer. Modellen som beskrivs ovan består endast av de prediktionsvariabler som bidrog signifikant till att förklara varians i utfallsmåttet. Den fulla modellen innehåller även andra, icke-signifikanta prediktionsvariabler, och det är endast för denna fulla modell som övergripande signifikans och prediktionseffekt kan anges.

^cAlfa = .1.

Tabell 14. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat OLOGIT^{ab} för säkerhetsklass på initial anstaltsplacering (prevalens utfall/deltagare = 341 / 341)

Prediktionsvariabel	Estimat	SE	WALD	p^c	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Strafftid	.143	.023	37.602	.000	1.154	1.110	1.199	.753
Missbruk	-.294	.105	7.827	.005	.745	.627	.886	-.250
Negativ attityd	.285	.148	3.706	.054	1.330	1.042	1.697	.233
Kluster B personlighetsstörning	.409	.205	3.980	.046	1.506	1.074	2.110	.202
Brist på stöd och hjälp	-.210	.125	2.796	.095	.811	.660	.997	-.163
Psykiatriska symptom	.555	.295	3.553	.059	1.743	1.073	2.829	.153

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aLänkfunktion: Complementary Log-Log.

^bVid OLOGIT finns inte stegvisa procedurer. Modellen som beskrivs ovan består endast av de prediktionsvariabler som bidrog signifikant till att förklara varians i utfallsmåttet. Den fulla modellen innehåller även andra, icke-signifikanta prediktionsvariabler, och det är endast för denna fulla modell som övergripande signifikans och prediktionseffekt kan anges.

^cAlfa = .1.

Viktimisering bland intagna

Vi undersökte vilka faktorer hos intagna som predicerar utsatthet för våld under anstaltsvistelse (viktimisering). Viktimisering innebär här att deltagaren under sin verkställighet vid något tillfälle hade blivit utsatt för bekräftat hot eller våld av andra intagna. Vi undersökte inte de tre huvudsakliga prediktionsvariablernas förmåga att förutsäga detta utfall eftersom det vore teoretiskt motsägelsefullt; PCL-R, HCR-20 och SPJ syftar trots allt till att förutsäga våldsamt agerande *emanerande från* intagna. Vi undersökte däremot vilka enskilda variabler som bidrog signifikant vid en LOGIT-modell. Av Tabell 15 framgår resultaten. Endast två variabler visade sig bidra med signifikant förklarande varians och modellen visade på en marginell effektstorlek.

Tabell 15. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT^{ab} avseende intagnas utsatthet för hot eller fysiskt våld under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 45 / 341)

Prediktionsvariabel	B	SE	WALD	p^c	OR	90 % CI OR		SOR
						Undre	Övre	
Psykisk sjukdom	-1.649	.971	2.882	.090	.192	.039	.950	-.661
Brist på stöd och hjälp	.726	.226	10.371	.001	2.068	1.427	2.997	.562
Konstant	-2.545	.309	67.836	.000	.078			

SOR = Standardiserad oddskvot.

^aPrediktionsmodellen i sin helhet var signifikant (χ^2 [2, n = 322] = 14.190, $p < .001$) och Hosmer och Lemeshow visade på acceptabel passform till data ($\chi^2 = 0.486$, $df = 2$, $p = .784$). Den totala andelen korrekt predicerade fall var 87 % och modellen förklarade mellan 4.3 % (Cox & Snell R square) och 8 % (Nagelkerke R square) av den totala variansen.

^b Modellen hade som helhet ett AUC om .658 (SE = .042, $p < .01$, 95 % CI = .575 - .741)

^cAlfa = .1.

DISKUSSION

Vilka intagna tenderar att bete sig våldsamt eller på annat sätt missköta sig under sin verkställighet av fängelsestraff? Vi försökte kasta ljus över denna fråga genom att följa 341 långtidsdömda män prospektivt från ett riskbedömningstillfälle i inledningen av fängelsestraffet och under den sedermera vistelsen i anstalt. I snitt följdes deltagarna under ca. tusen dagar och prediktiv förmåga hos ett antal huvudsakliga och andra prediktionsvariabler utvärderades främst genom ROC- och LOGIT-analyser.

Utvärdering av prediktiv validitet för de huvudsakliga prediktionsvariablerna

I relation till vårt första primära syfte; utvärdering av prediktiv förmåga för PCL-R, HCR-20 och strukturerade professionella bedömningar (SPJ), är resultaten i denna studie entydiga. Validiteten för dessa prediktionsvariabler bekräftas i relation till i stort samtliga de undersökta typerna av utfall. De intagna som missköter sig har alltså högre poäng eller risknivåbedömningar än intagna som inte missköter sig, oavsett a) typ av incidentrapportering; rapporterad eller bekräftad misskötsamhet, b) typ av våld; allvarlighetsgrad, natur, tid till utfall eller frekvens, och c) typ av annan misskötsamhet än våld; medel- eller högintensiv misskötsamhet. Användningen av PCL-R, HCR-20 och strukturerade professionella bedömningar vid Riksmottagningen har därmed ett generellt empiriskt stöd, vilket indikerar att det är rättsäkert att lägga dessa bedömningar till grund för riskhanteringsbeslut inom Kriminalvården.

Den prediktiva förmågan för PCL-R, HCR-20 och SPJ varierade beroende på typ av utfallsmått. AUC-värden om ca. .620 till .740 framkommer. Effektstorlekarna är därmed jämförbara med, eller möjligen något i underkant på vad vi funnit presenterat i tidigare forskning. Möjligen är detta ett resultat av att vi sökte hög tillförlitlighet i utfallsmåtten och därför fokuserade på bekräftade misskötsamheter snarare än på rapporterade. Effektstorlekarna för prediktion av rapporterade misskötsamheter tenderade vid undersökta betingelser i vår studie att vara något litet högre än effektstorlekarna för prediktion av bekräftade misskötsamheter, vilket stärker denna hypotes. Vi tolkar resultaten som att användningen av de huvudsakliga prediktionsvariablerna är ungefär lika framgångsrik i Kriminalvården som i andra miljöer som studerats tidigare internationellt. Samtidigt som vi finner stöd till att PCL-R, HCR-20 och SPJ är valida som riskbedömningsunderlag, så är effektstorlekarna som framgår ovan endast marginella till modesta vid en försiktig tolkning. Detta manar till ödmjukhet inför vilken magnitud på prediktiv träffsäkerhet det faktiskt är fråga om. En effekt om $AUC = .62$ innebär exempelvis endast 12 % förbättring över ren chans, och det är först när ett ansevärt antal bedömningar utförs som en sådan förbättring blir riktigt betydelsefull. I enskilda bedömningsfall bör man alltid vara medveten om begränsningarna.

Vi fann tendenser, om än inte signifikanta sådana, till skillnader i den prediktiva förmågan för PCL-R, HCR-20 och SPJ för olika typer av utfall. Bäst prediktiv förmåga verkar generellt vara möjligt att uppnå avseende våld i relativt nära anslutning (\leq två månader) till riskbedömningstillfället, vid mönster av våldsbeteende (\geq tre incidenter) samt vid våld mot medintagna. Att mer akut risk för våld är något lättare att identifiera stöds av överlevnadsanalysen som visar att andelen intagna som inte rapporterats för bekräftade våldsincidenter sjunker brant under det första året av uppföljningstiden. Detta ger intrycket att de intagna som bär på våldspotential också tenderar att ge uttryck för denna potential relativt tidigt under sin verkställighet. Att våldsbenägna intagna vidare agerar våldsamt vid upprepade tillfällen ter sig rimligt då de faktorer som driver våldsamhet ständigt är närvarande och naturligtvis tenderar att komma till uttryck igen och igen över tid, snarare än vid något enstaka tillfälle. Vi tror slutligen att tendensen till bättre prediktiv validitet vid våld mot medintagna än vid våld mot personal kan bero på att våld mot medintagna möjligen kommer sig "naturligt" för våldsbenägna intagna, då deras dagliga umgänge främst består av just andra intagna. Vad vi menar med detta är att intagnas kontakt med varandra i stor utsträckning präglas av verkliga livets vanliga inslag, där mellanhavanden, konflikter och olika former av problemlösning kommer och går i samspelet med andra. Umgänget med andra intagna är således ganska jämförbart med det umgänge som är en del av alla människors tillvaro. En inneboende problematik eller våldsbenägenhet hos en intagen, torde därmed komma till uttryck utan alltför stor påverkan av artificiellt modererande och situationsbundna omständigheter. Däremot är kanske våld mot personal i större utsträckning kopplat till slump och specifika utlösande omständigheter. Exempelvis kanske det kan vara fråga om tillfällen då den intagne delges negativa besked, eller blir aggressiv i samband med visitationer och bevakade besök av anhöriga. Denna hypotes vinner styrka av att en datadriven prediktionsmodell kan förbättra den prediktiva

förmågan betydligt avseende våld mot medintagna men endast marginellt avseende våld mot personal. Våld mot personal förefaller helt enkelt bestå av mer exceptionella händelser som är svårare att förutsäga. De enda enskilda riskfaktorer som visar sig vara signifikant förklarande avseende våld mot personal vid en datadriven prediktionsmodell är affektiv instabilitet och kluster B personlighetsstörning, vilka är generellt riskhöjande faktorer för alla typer av våldsamheter.

Olika tröskelvärden på PCL-R och HCR-20

Vårt andra primära syfte var att vi ville påvisa hur olika tröskelvärden på checklistor kan användas som riktmärken för ställningstaganden kring risk. Resultaten visar att riskbedömare med fördel kan välja olika tröskelvärden utifrån vad som bedöms som viktigast i den aktuella verksamheten. Att använda höga poäng som tröskelvärden innebär att relativt färre intagna bedöms som våldsbenägna, men att de som ändå bedöms som våldsbenägna är relativt "säkra" fall. Exempelvis kom snart sagt varannan intagen som hade så högt som 20 poäng eller mer på PCL-R, att bete sig våldsamt under sin uppföljningstid. Med detta relativt höga tröskelvärde missades emellertid samtidigt 40 % av de intagna som kom att vara våldsamma. Man kan i sammanhanget notera att det är svårt att hitta tröskelvärden som *helt* säkerställer eller utesluter olika typer av utfall, vilket återigen manar till ödmjukhet inför det faktum att framtiden alltid kan överraska. De exempel som till viss del går emot det nyss sagda är relaterade till de utfallsbetingelser som visat sig tendera att innebära högre prediktiv validitet; våld i närtid, mönster av våldsbeteende och våld mot medintagna. Ingen intagen som rapporterades för tre eller fler våldsincidenter hade exempelvis lägre än 12 poäng på PCL-R. Vi drar återigen den tentativa slutstaten att kopplingen mellan en personbunden, riskdrivande faktor å ena sidan, och våld å andra sidan, blir starkare för mönster av utfall än för enstaka incidenter. För tilltagande frekvenser av våld är det troligt att tillfälligheter och modererande faktorer får ett allt mindre förklaringsvärde utöver det som prediktionsvariabeln erbjuder.

De mest betydelsefulla riskfaktorerna

Vårt tredje primära syfte var att identifiera de mest betydelsefulla riskfaktorerna vid klientbedömningar. Resultaten visar att ett relativt fåtal prediktionsvariabler återkommer vid en majoritet av de studerade utfallsbetingelserna. Låg ålder, affektiv instabilitet, kluster B personlighetsstörning och till viss del låg begåvning förefaller samtliga relativt stabilt kopplade till våldsbeteende i anstalt. Resultaten så långt är inte oväntade, givet den tidigare forskning som presenterats i inledningen. Samtliga av variablerna är omnämnda i den vetenskapliga litteraturen som riskhöjande egenskaper avseende våld, och bilden framträder av den våldsbenägne intagne som en ung, hetsig man med (relativt) något lägre intellektuell förmåga och ett mönster av impulsivitet och normbrytande beteende bakom sig. Kriminalvårdsanställda känner kanske igen denna beskrivning utifrån sina egna erfarenheter av våldsamma intagna.

Den relativa betydelsen av de fyra mest framträdande riskfaktorerna sinsemellan varierar något men möjligen ter sig affektiv instabilitet vara den kraftfullaste eller åtminstone mest konsekvent förekommande av de fyra. Av de fyra variablerna har samtidigt denna variabel möjligen uppmärksammats i minst utsträckning som en viktig riskfaktor, även om preliminärt stöd för variabelns relevans presenterats (Belfrage, Fransson, & Strand, 2000). Affektiv instabilitet är en bedömningspunkt på den kliniska delen av HCR-20, och beskriver tendenser hos den intagne att reagera oproportionerligt starkt och hetsigt på även obetydliga provokationer. En förklaring till att variabeln inte lyfts fram i berättigad utsträckning tidigare kan vara att förekomst av affektiv instabilitet till stor del bedöms i den direkta kontakten med den intagne, och att det är en prediktionsvariabel som därför är svår att bedöma utifrån enbart journalmaterial vid retrospektiva studiedesigner. Möjligen är fyndet en konsekvens av fördelarna med vår användning av en prospektiv uppföljning i denna studie.

Psykopati enligt PCL-R har som redan nämnts en erkänd koppling till våld och normbrytande beteende. Även i vårt material är PCL-R en valid prediktionsvariabel för våld och annan misskötsamhet. Emellertid har man tidigare ifrågasatt huruvida det verkligen är kärndragen i det psykopatiska personlighetskonstruktet som driver den prediktiva förmågan, och inte enskilda bedömningspunkter eller fasetter i PCL-R som är besläktade med konventionella riskfaktorer för våld. En studie har hävdats just detta genom att visa att det är främst den antisociala fasetten av PCL-R som predicerar våld, och som förklarar varians utöver övriga tre fasetter (Walters, Knight, Grann, & Dahle, 2008). Den antisociala fasetten av PCL-R beskriver omständigheter som exempelvis ungdomsbrottslighet och kriminell mångsidighet hos den intagne. Förekomst av sådana omständigheter, har man resonerat, skulle kunna förklara framtida våldsbrottslighet, alldeles oavsett samtidigt förekomst av psykopatisk personlighet.

I vårt material framträder inte den antisociala fasetten i PCL-R som en signifikant prediktionsvariabel för våld. Möjligen kommer sig detta av att vi inkluderade Kluster B personlighetsstörningar i den uppsättning potentiella riskfaktorer som de datadrivna prediktionsmodellerna skulle bygga på. Kluster B personlighetsstörningarna innebar i vårt material närmast uteslutande borderline- eller antisocial personlighetsstörning enligt DSM-IV, och dessa personlighetsstörningar har betydande konceptuella och beteendemässiga överlapp med den antisociala fasetten av PCL-R. En samvariation mellan de två prediktionsvariablerna är därmed högst trolig, vilket kan ha lett till att den antisociala fasetten av PCL-R uteblev från de datadrivna prediktionsmodellerna, till förmån för just kluster B personlighetsstörningar som i sin tur framträder som en av mest konsekventa riskfaktorerna. Till följd av denna potentiella samvariation vill vi inte förkasta betydelsen av den antisociala fasetten av PCL-R i riskbedömnings-sammanhang.

Oavsett situationen med den antisociala fasetten, framträder ett intressant resultat i relation till psykopati i denna studie, då den *interpersonella* fasetten av PCL-R bidrar med unikt förklaringsvärde vid både det mer övergripande utfallsmåttet för våld, och vid våld mot medintagna. Den interpersonella fasetten beskriver personlighetsdrag som ansetts typiska för psykopati; ytlig charm, talförhet, grandiositet och manipulativ läggning. Dessa drag har alltså föreslagits ha en förhållandevis svag koppling till våld (Walters, Knight, Grann, & Dahle, 2008; Walters, 2003), men predicerar i denna studie förekomst av våld utöver vad som kan förklaras av exempelvis kluster B personlighetsstörningar och andra väletablerade riskfaktorer. Avseende något tillfälle av bekräftat våld är den relativa effekten för den interpersonella fasetten större än effekten för kluster B personlighetsstörningar, och vid våld mot specifikt intagna till och med än större, vilket innebär att vikten av fasetten inte heller verkar vara obetydlig. Våra resultat avseende de relativa bidragen från olika PCL-R fasetter, går alltså till viss del emot tidigare forskning. Med det sagt noterar vi att resultaten ändå ligger i linje med fynd från andra studier i liknande miljöer, då skillnaden i prediktiv betydelse mellan fasetterna i PCL-R visats minska vid uppföljningar under institutionsvistelser jämfört med vid uppföljningar ute i samhället (Walters, 2003). Anledningen till detta är oklar, och vi nöjer oss med att spekulera i möjligheten att intagna med exempelvis bedrägliga personlighetsdrag i större utsträckning än andra begår våldshandlingar som undgår upptäckt i mindre kontrollerade kontexter än anstalter. Kanske är det främst vid studiedesigner och uppföljningar i miljöer där man faktiskt kan registrera mycket av våldsförekomsten, som de prediktiva egenskaperna hos den interpersonella fasetten av PCL-R kan beläggas. Under alla omständigheter bedömer vi att den interpersonella fasetten av PCL-R är värd att uppmärksamma vid riskbedömningar inför fängelsepåföljd.

Upplevelser av våld och andra övergrepp under uppväxten, här benämnt som barndomstrauman, visar sig vara en potent riskfaktor vid den mest övergripande definitionen av våld. Förekomst av sådana upplevelser fördubblade oddset (OR = 2.023) för att den intagne skulle visa på någon form av våldsamhet under sin uppföljningstid, utöver den inverkan som flera andra etablerade riskfaktorer visade sig ha. Den standardiserade oddskvoten angav barndomstrauma som den tredje mest inflytelserika prediktionsvariabeln och storleken på effekten förvånade oss. Prediktionsvariabeln återkom emellertid inte för något av de mer nyanserade utfallsmåtten för våld, vilket gör att fyndet bör tolkas med viss försiktighet. Vi rekommenderar trots allt riskbedömare att notera förekomst av barndomstrauman inför fängelsepåföljder.

Negativ attityd hos intagna framträder som en signifikant riskfaktor avseende specifikt våldsamt beteende inom två månader från bedömningstillfället. Variabeln visade också på en betydande effektstorlek (OR = 4.789) i relation till detta utfallsmått. Negativ attityd är en bedömningspunkt på den kliniska delen av HCR-20, och beskriver en person med uttalade, antisocialt färgade värderingar. Den intagne kan exempelvis se sig som en "kriminell" som följer andra regelsystem än vad som är norm i samhället. En intagen med denna attityd kan också känna sig fjärrad från samhället och dess strukturer, och det följer naturligt att detta inte sällan yttrar sig i en allmän fientlighet mot myndigheter som exempelvis Kriminalvården. Det slår oss som rimligt att en intagen som vid tidpunkten för en riskbedömning ger uttryck för en distinkt fientlighet, har en förhöjd risk råka i relativt snar friktion med omgivningen. Även tidigare forskning har pekat på möjligheten att kliniska riskfaktorer utifrån exempelvis HCR-20, kan vara viktigare att uppmärksamma vid bedömningar av akut risk, än mer statiska, historiska riskfaktorer som snarare har bäring på långtidsrisker (McNiel, Gregory, Lam, Binder, & Sullivan, 2003).

Psykiska sjukdomar/symptom framträder i denna studie återkommande som en riskreducerande egenskap bland intagna. Psykisk sjukdom är här en bedömningspunkt på den historiska delen av HCR-20 och innebär att den intagne vid åtminstone något tillfälle i livet har erhållit en psykiatrisk diagnos som kan jämföras med något psykotiskt syndrom enligt DSM-IV (American Psychiatric Association, 1994). Psykiatriska symptom är en bedömningspunkt på den kliniska delen av HCR-20 och innebär att den intagne *vid tidpunkten för bedömningen* lider av, eller kan misstänkas lida av psykiatriska svårigheter som kan jämföras med någon form av psykotiskt syndrom enligt DSM-IV. Fyndet kan te sig märkliga, då HCR-20 alltså betraktar förekomst av psykisk sjukdom/symptom som riskfaktorer för våld. Emellertid är inte fenomenet okänt, tvärtom har andra riskbedömningsinstrument uttryckligen tagit fasta på allvarlig psykisk sjukdom som en *skyddsfaktor* för våld (Harris, Rice, & Quincy, 1993) och forskning har ägnats åt att förklara den ibland motsägelsefulla synen på betydelsen av psykisk sjukdom. Vad man funnit är att allvarlig psykisk sjukdom, som exempelvis schizofreni, kan vara en riskfaktor för våld, men då främst när sjukdomen förekommer i kombination med substansmissbruk (Fazel, Långström, Hjern, Grann, & Lichtenstein, 2009; Fazel, Grann, Carlström, Lichtenstein, & Långström, 2009; Jones, Lichtenstein, Grann, Långström, & Fazel, 2011). Vi tänker oss att det sannolikt är förhållandevis svårt att nyttja alkohol och narkotiska preparat i anstalt till följd av preventivt arbete från Kriminalvården, och detta kan förklara varför psykisk sjukdom inte kommer till uttryck som en våldsdrivande faktor under anstaltsvistelse. En annan förklaring till varför psykisk sjukdom framträder som en skyddsfaktor i vårt material kan vara att psykiskt sjuka uppfattas som udda, och att andra intagna därför håller en särskild distans till dem. Vi tror emellertid att ytterligare en möjlig förklaring kan vara att intagna som lider av psykisk sjukdom ofta placeras på särskilt anpassade kriminalvårdsavdelningar, med färre intagna och ett klimat som kan tänkas motverka våldsyttningar. Denna förklaring till att psykisk sjukdom minskar risken för våld i vårt material vinner styrka av variabeln visar sig vara en skyddsfaktor även för att den intagne själv ska bli utsatt för våld – alltså tvärtom vad tidigare forskning visat (Blitz, Wolff, & Shi, 2008). Således ger resultaten intryck av att de psykiskt sjuka på något sätt omfattas av särskilda, konkreta, modererande omständigheter.

Längd på utdömt fängelsestraff framträder i våra resultat som en skyddsfaktor för våld, vilket kan förefalla motsägelsefullt. Längden på fängelsestraffet skall uttryckligen beaktas som en riskfaktor enligt föreskrifter och praxis vid beslut inför särskilda villkor i Kriminalvården, men variabeln får alltså ett högst tveksamt stöd som riskfaktor avseende våld. Fyndet ligger måhända mer i linje med anekdotiska redogörelser från erfaren anstaltspersonal, där intagna dömda till långa fängelsestraff upplevs som mer lugna och inställda på att genomföra sin verkställighet utan incidenter, än intagna som är nära sitt frigivningsdatum. Våra resultat stöder denna erfarenhetsbaserade kunskap. Kanske gör insikten om att fängelsevistelsen kommer att bli lång att den intagne försöker att åstadkomma en så behaglig och friktionsfri tillvaro som möjligt. I kontrast kanske den relativt korttidsdömda intagne redan ser sin frigivning som aktuell och därför inte bryr sig så mycket om turbulens. Samtidigt som strafftid framträder som en skyddsfaktor avseende våld, så är det en riskfaktor för högintensiv annan misskötsamhet. Förklaringen till signifikansen på detta frekvensmått för misskötsamhet kan vid en hastig blick förefalla vara att den intagne har längre tid på sig för att bli rapporterad, men uppföljningstiden i studien var inte beroende av strafftid; en korttidsdömd intagen kunde följas under en längre tid och en långtidsdömd intagen under kort tid allt beroende på när data samlades in. Effekten av strafftid på frekvens av misskötsamhet borde därmed inte vara påtaglig av den anledningen. Istället antyder resultatet att risken för vanemässig misskötsamhet faktiskt ökar som en konsekvens av lång strafftid. Den signifikanta effekten av strafftid på annan misskötsamhet än våld motiverar att variabeln uppmärksammas, men riskbedömaren bör ha en nyanserad förståelse för variabeln, och notera att längd på fängelsestraff alltså inte är en generell riskfaktor för alla typer av oönskade beteenden.

En variabel som visade sig vara mindre framträdande som riskfaktor än vad vi hade förväntat oss var missbruk. Missbruk avser här är en bedömningspunkt på den historiska delen av HCR-20, och beskriver förekomst av substansmissbruk/-beroende hos den intagne. Substansmissbruk, särskilt då missbruk av alkohol, har en erkänd relation till våld, även om vissa frågor om kausalitet kvarstår (Boles & Miotto, 2003). Substansmissbruk är emellertid inte någon signifikant prediktionsvariabel för något av de våldsrelaterade utfallsmåtten i vår studie. Det finns synbarligen allt mindre missbrukssubstanser i svenska anstalter trots en svag ökning av andelen missbrukande intagna (Krantz & Elmby, 2007), och vi tror att den minskade tillgängligheten, och svårigheten för missbrukande intagna att bruka alkohol eller narkotika är anledningen till att substansmissbruk/-beroende inte kommer till samma uttryck som

prediktionsvariabel för våld i anstalt som för våld ute i samhället. Missbruk var däremot en signifikant prediktionsvariabel för såväl medel- som högentensiv misskötsamhet i vår studie. Vid en kvalitativ analys av *typen* av andra misskötsamheter vid medel- och högentensiv misskötsamhet, förefaller missbruksrelaterade misskötsamheter som urinprovsvägran, positiva urinprov, insmugglingsförsök etc., förekomma i höga frekvenser. Därmed tänker vi oss att samtidigt som missbrukande intagna har svårt att få tillgång till missbrukssubstanser, vilket minskar frekvensen av intoxikationer och försämrar missbrukets prediktiva roll avseende våld, så drivs möjligen samma intagna till att *försöka få tag i* alkohol eller narkotika. Dessa försök skulle då kunna leda till en hög frekvens av rapporter för andra misskötsamheter än våld. Oavsett förklaringen så innebär resultaten att riskbedömare bör ha en nyanserad syn på substansmissbruk som riskfaktor, på så sätt att man noterar att missbruk inte nödvändigtvis ska betraktas som en generell riskfaktor för oönskat beteende i anstalt.

Empiriskt baserade gränser för möjligheten att förutsäga olika typer av oönskade utfall

I enlighet med vårt fjärde primära syfte ville vi föreslå empiriskt baserade bortre gränser för möjligheten att förutsäga olika typer av oönskade utfall i anstalt, och på så sätt ge en referensram för hur väl våld och misskötsamhet överhuvudtaget kan förutsägas vid klientbaserade riskbedömningar. Resultaten visar att datadrivna prediktionsmodeller når relativt hög effekt, men ändå stannar i trakterna runt $AUC = .7 - .85$ för de flesta utfall. De datadrivna prediktionsmodellerna kan också som bäst förklara endast ca. 25 – 30 % av våldsbeteendet i anstalt. Därmed noterar vi samma glastakseffekt som tidigare forskning indikerat.

Den prediktiva effekten kan generellt förbättras av datadrivna prediktionsmodeller jämfört med PCL-R, HCR-20 och SPJ. LOGIT-modeller är signifikant bättre än de huvudsakliga prediktionsvariablerna avseende något tillfälle av bekräftat våld, fysiskt våld samt avseende våld mot såväl personal som medintagna. LOGIT-modeller var även signifikant bättre än de huvudsakliga prediktionsvariablerna vid en majoritet av betingelser vid tid till våldsutfall och vid frekvens av våldsincidenter. Slutligen överträffade LOGIT-modeller PCL-R, HCR-20 och SPJ avseende såväl medel- som högentensiv annan misskötsamhet än våld, med undantag för att förbättringen över SPJ vid högentensiv misskötsamhet inte riktigt uppnådde signifikans.

Även om datadrivna prediktionsmodeller generellt var signifikant bättre än PCL-R, HCR-20 och SPJ, så varierade storleken på förbättringen betydligt från utfall till utfall. LOGIT för våld mot personal utgjorde exempelvis endast en marginell förbättring över de huvudsakliga prediktionsvariablerna, och LOGIT för våld i nära anslutning till riskbedömningstillfället (inom två eller fyra månader) kunde överhuvudtaget inte särskiljas från checklistorna och de kliniska riskbedömningarna. Den prediktiva förmågan hos de huvudsakliga prediktionsvariablerna bör sättas i relation till skillnaderna i förbättringspotential mellan olika utfall, på det att tolkningen av vad som är en god prediktiv prestation nyanseras. Om den prediktiva förmågan inte förbättras av rent datadrivna modeller kan möjligen bedömningar utifrån de huvudsakliga prediktionsvariablerna sägas utgöra bästa möjliga praxis utifrån tillgänglig kunskap.

Kännetecknen för svårbedömda intagna

Utöver de fyra primära syftena med denna studie hade vi satt upp ytterligare tre mål. Det första sekundära syftet innebar att vi ville svara på vad, om något, som kännetecknar intagna som är svåra att riskbedöma. Den metod vi använde skiljde ut intagna där riskbedömningen visat sig relativt kraftigt felaktig. Resultaten visar att vid en datadriven prediktionsmodell för något tillfälle av bekräftat våld så är det endast frekvensen av missbrukande intagna som skiljer gruppen kraftigt felbedömda från övriga. De kraftigt felbedömda var i mindre utsträckning missbrukare, och även om missbruk i sig inte förefaller vara en omständighet som påverkar risken för våld under anstaltsvistelse, så förefaller alltså intagna som är fria från missbruk vara svårare än andra att riskbedöma inför anstaltsvistelse. Detta förvånade oss, och ingen tidigare studie har oss veterligen uppmärksammat denna potentiella omständighet. Möjligen är en förklaring till fyndet att agerandet hos missbruksfria intagna, i större utsträckning än för andra, påverkas av tillfälliga och situationsbundna omständigheter. Det är måhända också så att missbruksfria intagna har en bättre beteendekontroll, och därför i större utsträckning än andra kan välja att agera våldsamt, eller avstå från detta agerande, i provocerande situationer. Våld från icke-missbrukande intagna är slutligen möjligen i större utsträckning instrumentellt på så sätt att det är orienterat mot ett medvetet mål hos den intagne. Sådana former våld torde vara både svårare att förutsäga och förhindra. I nuläget måste vi emellertid låta de möjliga förklaringarna till varför missbruksfria intagna ter sig svårare att riskbedöma, stanna vid spekulationer.

Riskperception hos bedömare och beslutsfattare

I enlighet med vårt andra sekundära syfte ville vi studera vilka klientbundna variabler som påverkar riskperceptionen hos riskbedömare och beslutsfattare inom Kriminalvården. Genom ordnade logistiska regressioner ser vi att verksamma riskbedömare i form av utredande psykologer vid Riksmottagningen, generellt förefaller basera sina sammanvägda riskbedömningar på olika variabler som har en faktisk koppling till våld och misskötsamhet. Det framgår att de sammanvägda risknivåbedömningarna till stor del influeras av resultat enligt PCL-R. Fyra variabler som inte är signifikanta prediktionsvariabler för våld eller annan misskötsamhet ingår i OLOGIT för riskperception hos bedömande psykologer. Dessa tre variabler; instabilitet i relationer, exponering för ”triggers”, bristande behandlingsbarhet och den affektiva fasetten av PCL-R, uppvisar emellertid de relativt sett svagaste effekterna i sammanhanget.

Vidare studerade vi den allmänna riskperceptionen inom Kriminalvården, här definierat som säkerhetsklassnivån på den intagnes initiala anstaltsplacering. I OLOGIT för initial säkerhetsklass på anstalt ingår flera faktorer som traditionellt betraktas som riskfaktorer för problematiskt beteende; missbruk, psykiatriska symtom och kluster B personlighetsstörningar. Samtliga variabler i OLOGIT-modellen har också någon form av signifikant relation till våra olika utfallsmått för våld och misskötsamhet. Dessvärre ser vi att riktningen på inflytandet för olika variabler i OLOGIT ibland är ”fel”. Missbruk förefaller uppfattas som en skyddsfaktor, trots att variabeln är en riskfaktor för såväl medel- som högintensiv misskötsamhet. Psykiatriska symtom verkar uppfattas som en riskfaktor, trots att variabeln framträder som en skyddsfaktor avseende våld mot medintagna. Strafftid förefaller uppfattas som en riskfaktor inför anstaltsplacering, men våra resultat har visat att variabeln kan framträda som såväl en skyddsfaktor för våld, som en riskfaktor för annan misskötsamhet.

Riskperceptionen hos riskbedömare och andra inom Kriminalvården, förefaller alltså generellt baserad på faktiskt relevanta variabler. De riskbedömande psykologerna i studien är alla erfarna och har i sitt arbete troligtvis lärt sig att ta fasta på vilka riskfaktorer som faktiskt är viktiga. Vi drar slutsatsen att välutbildade verksamma riskbedömare med tiden tenderar att kunna göra generellt korrekta värderingar av vilka faktorer som skall ges mest vikt vid riskbedömningar. Den generella riskperceptionen i Kriminalvården, så som den definieras i denna studie, förefaller mer påverkad av omständigheter som är obefogade som riskfaktorer. En förklaring till detta kan naturligtvis vara att riskperceptionen i Kriminalvården till del gäller andra utfall än de som studerats i denna studie. Som exempel ges risken för fritagningsförsök ett betydande utrymme vid val av säkerhetsklass på anstalt. Andra potentiella förväxlingsfaktorer är att Kriminalvården ofta behöver arbeta med inre differentiering av intagna, för att undvika olämpliga klientkonstellationer och kollusionsfaror. Säkerhetsklass på anstalt vid placering av intagna kan alltså spegla såväl kriminalvårdens generella riskperception avseende våld och annan misskötsamhet, som praxis och andra nödvändiga ställningstaganden kring anstaltsplacering. Resultaten bör inte automatiskt tolkas som att riskperceptionen inom Kriminalvården är baserad på obefogade faktorer, men vi rekommenderar riskbedömare och beslutsfattare att överväga våra resultat i förhållande till sina egna uppfattningar av risker kring olika intagna.

Intagna som blir utsatta för våld

Vårt tredje sekundära, och tillika slutliga syfte med denna studie var att undersöka vilka egenskaper och omständigheter hos intagna som kan påverka risken för att de själva skall bli utsatta för våld under sin verkställighet. Resultaten visar att endast två variabler bidrar med signifikant förklaringsvärde, och den resulterande datadrivna prediktionsmodellen förklarar också endast 4.3 - 8 % av variansen i utfallet. Detta leder oss att tro att viktigmisering för våld är mycket svårt att förutsäga. Troligen finns också ett betydande mörkertal utifrån vad som är känt om tendensen till underrapportering från intagna som blivit utsatta för våld. En av de två signifikanta prediktionsvariablerna är brist på stöd och hjälp. Denna variabel är en bedömningspunkt på riskhanteringsdelen av HCR-20, och beskriver avsaknad av prosocialt stöd, samt stöd vid olika svårigheter i tillvaron från anhöriga och vänner. Ofta är intagna som saknar sådant stöd relativt isolerade och utan socialt nätverk. Det ter sig rimligt att dessa intagna därför kanske saknar den sociala ”uppsäckning” som kan förhindra att man blir utsatt för kränkningar och våld. Den andra signifikanta förklarande prediktionsvariabeln avseende viktigmisering är psykisk sjukdom. I fallet med psykisk sjukdom minskar emellertid risken för att bli utsatt för våld om den intagne uppvisar sådana svårigheter. Som tidigare nämnts i avsnittet om de mest betydelsefulla prediktionsvariablerna för våld, så går detta fynd på tvärs med tidigare forskning, som istället föreslagit att psykiatriska svårigheter är en riskfaktor för viktigmisering. Vi tror som redan nämnts att detta kommer sig av någon form av

modererande omständighet kring de psykiskt belastade fängelseintagna. Mest troligt är att konkreta insatser görs inom Kriminalvården på så sätt att intagna med psykiska svårigheter placeras på särskilda avdelningar, där våld möjligen är mindre vanligt förekommande.

Begränsningar och styrkor i denna studie

Urvalet i denna studie utgör ca. 46 % av samtliga psykologbedömda vid Riksmottagningen under tidsperioden september 2004 till december 2009. Det är således fråga om ett betydande bortfall av deltagare till följd av studiens inklusionskriterier. Bortfallet behöver inte vara ett problem i sig, då urvalsgruppen på många sätt är jämförbar med bortfallsgruppen, men två skillnader mellan grupperna är ändå åldersfördelningen och förekomsten av sexualbrott. Den högre medelåldern i urvalsgruppen är troligtvis en konsekvens av urvalskriterierna på så sätt att äldre klienter lättare har kunnat skattas på samtliga bedömningspunkter i PCL-R och HCR-20. Den lägre förekomsten av sexualbrottsdömda i urvalet är möjligen en följd av att HCR-20 ibland ersatts av en annan checklista vid riskbedömningar av sexualbrottslingar, och att vi därför fått en något systematiskt selektionseffekt. Samtidigt som vi noterar de signifikanta skillnaderna i ålder och brottstyp, anser vi att den faktiska *effekten* av dessa är liten, och då vi även konstaterar att likheterna mellan grupperna på flera andra relevanta punkter är betydande, menar vi att urvalet trots allt utgör en rimligt god representation av gruppen långtidsdömda vålds-/sexualbrottslingar som helhet.

Det saknades data för samstämmighet mellan olika bedömare över värdena på olika prediktionsvariabler. Detta minskar generellt vilken tillförlitlighet vi kan ha till data. Dubbelskattningar har inte utförts systematiskt på Riksmottagningen, och då flera bedömningspunkter på PCL-R och HCR-20 utgår från bedömarens uppfattning av den intagnes interpersonella framtoning bedömdes det som ogörligt att utföra dubbelskattningar retrospektivt utifrån enbart journalmaterial. Tidigare utvärderingar har dock visat att möjligheten att uppnå adekvat interbedömarereliabilitet är mycket god för åtminstone PCL-R (Hare R. D., 2003) och HCR-20 (Douglas, Guy, Reeves, & Weir, 2008) vilket tyder på att bedömningspunkterna är väl definierade i befintliga manualer. Alla skattningar på PCL-R och HCR-20 är också utförda av psykologer med träning och erfarenhet av personlighetsbedömningar och användandet av dessa checklistor. De aktuella psykologerna diskuterar sin syn på bedömningspunkterna som en del av det löpande arbetet på Riksmottagningen, vilket innebär ett samförstånd kring hur olika bedömningspunkter skall skattas. Det är slutligen osannolikt att den konsekventa, prediktiva validiteten för prediktionsvariabler över samtliga utfallsmått skulle vara möjlig med mått som inte var reliabla. Vi bedömer således att data för de aktuella prediktionsvariablerna med stor sannolikhet är tillförlitlig.

Vid regressionsanalyser bör urvalsstorlek alltid begrundas. Anledningen till detta är tvådelad; man behöver a) nog med statistisk känslighet för att hitta relevanta samband mellan variabler, och man vill b) kunna generalisera sina resultat bortom de undersökta deltagarna i urvalet. Det finns rekommendationer om att urvalsstorleken under alla omständigheter bör vara minst $n = 100$ (Long, 1997), att förhållandet mellan observationer och prediktionsvariabler bör uppgå till 5 - 15:1 för direkta/simultana regressioner och att särskild hänsyn till urvalsstorlek bör tas vid stegvisa regressioner (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2006). I fallet med denna studie, som utgår från ett urval om 341 deltagare och har en kvot på ca. 12:1 mellan observationer och prediktionsvariabler vid befintliga regressionsanalyser, är problemet i första hand inte statistisk känslighet. Snarare finns en risk att resultaten är överspecifika för just det aktuella urvalet, och att generaliseringar bortom urvalet kan bli missvisande. För att kontrollera för detta skulle det behövas ett så kallat "hold-out-urval", där de prediktionsmodeller som genererats av LOGIT- och OLOGIT-analyser, testas på en grupp deltagare som inte använts för att utforma modellen. Detta har inte genomförts i studien då det tillgängliga deltagarantalet som helhet var för lågt för en sådan procedur. Det ska noteras att begränsningen i fråga om urvalsstorlek endast gäller LOGIT- och i viss mån OLOGIT-analyserna. Den prediktiva förmågan för de huvudsakliga prediktionsvariablerna PCL-R, HCR-20 och SPJ utvärderades med mindre urvalsstorleks känsliga ROC-analyser, och avseende dessa resultat är tvärtom deltagarurvalet i studien på många sätt förhållandevis stort, vilket stärker generaliserbarheten.

Studien har en prospektiv design vilket förebygger potentiella problem med att prediktionsvariablerna skulle registreras av personer som i förväg kände till utfallet. Detta stärker tillförlitligheten i resultaten, då den synbarliga prediktiva förmågan hos prediktionsvariablerna inte omedvetet förstärkts vid utvärderingen.

Vi anser att en särskild styrka i denna studie är kvaliteten på, och nyanseringen av, utfallsmåtten. Vi har inte stannat vid att förlita oss på rubriker på inhämtad registerdata, utan vi har gått igenom varje rapporterad misskötsamhet och kategoriserat den utifrån kriterierna bekräftad/obekräftad, våld/icke-våld/utsatthet för våld, samt för våld enbart; allvarlighetsgrad, natur, tid till utfall och frekvens. Studien har därmed en upplösning i utfallsmåtten som är svårmatchad även vid en internationell jämförelse. Eftersom uppföljningen av deltagare i denna studie har skett inom ramen för anstaltsvistelse, menar vi vidare att den observerade förekomsten av olika misskötsamheter torde ligga nära den sanna prevalensen. Vid uppföljning under mindre kontrollerade förhållanden än anstaltsvistelse, finns en större möjlighet att våld eller annat normbrytande beteende förblir odokumenterat.

Vi menar slutligen att kontrollen för preventiva instansers påverkan på de prediktiva effekterna utgör en särskild styrka. En sådan kontroll är oss veterligen ovanlig vid liknande studier, och det stärker tillförlitligheten i våra resultat.

Slutsatser och implikationer för Kriminalvården

Utifrån vad som framkommit i denna studie kan riskbedömare i Kriminalvården stödja sig på att totalpoängen på PCL-R och HCR-20, på gruppnivå, är valid vid bedömningar av risken för våld och annan misskötsamhet inför anstaltsvistelse. Användandet av dessa checklistor är gångbart för en bred uppsättning utfallsmått. Även strukturerade kliniska bedömningar ges empiriskt stöd i vår studie. Resultaten gäller i första hand långtidsdömda män, men vi saknar större anledning att förkasta relevansen för även andra grupper fängelsedömda.

Vi vill uppmana riskbedömare att ta fasta på och använda sig av de tröskelvärden för olika utfall som fastställs i denna studie. Tröskelvärdena ger en mycket bättre förståelse för de prediktiva egenskaperna hos riskbedömningar än enbart övergripande mått för prediktiv förmåga. Det är först när tröskelvärdena beaktas som en bedömare faktiskt kan förhålla sig till vad totalpoängen innebär i det enskilda fallet. Empiriskt grundade tröskelvärden kan också liknas vid en "genväg" till längre erfarenhet av riskbedömningar, på så sätt att de ger en referensram till vad som är att betrakta en "hög" eller "låg" totalpoäng.

Det visar sig att ett relativt fåtal bedömningspunkter/riskfaktorer står för den unika variansen vid förklarandet av våldsincidenter i anstalt. Naturligtvis rekommenderas riskbedömare i Kriminalvården att ta särskild hänsyn till dessa. Det är inte bara de signifikanta riskfaktorerna som bör uppmärksammas. Även de variabler som visat sig obefogade som prediktorer för utfall bör noteras. Vi menar exempelvis att det är anmärkningsvärt att missbruk, som annars lyfts fram som en kraftfull riskfaktor för våld, inte tillför unik varians i något av utfallsbetingelserna avseende våld. De potentiella implikationerna av detta fynd är att missbruk bör omvärderas som riskfaktor i sådana artificiella och kontrollerade miljöer som anstalter. Vidare framkommer att såväl missbruk som andra föreslagna riskfaktorer behöver förstås på ett mer nyanserat sätt än tidigare. Olika oönskade utfall under anstaltsvistelse, styrs synbarligen av olika prediktionsvariabler.

Som resultaten framträder finns starkast incitament till att förändra eller komplettera befintliga riskbedömningsmetoder när utfall i form av exempelvis våld mot medintagna är av intresse att predicera. Vid våld mot personal eller vid utvärderingar av mer akut risk för våld, saknas större anledning att förändra befintlig praxis, då våra resultat visar att den prediktiva förmågan inte kan förbättras nämnvärt ens av rent datadrivna prediktionsmodeller med optimala viktningar av riskfaktorer.

I jakten på förbättrade riskbedömningsmetoder bör vi komma ihåg att klientbaserade riskbedömningar, även vid rent datadrivna prediktionsmodeller, som bäst kan förklara ungefär 25 – 30 % av variansen vid olika oönskade utfall. Därmed kvarstår närmare tre fjärdelar att förklaras av olika okända omständigheter. Dessa kan vara situationsbundna och kopplade till den intagnes status över tid, eller bestå av interaktioner mellan klientegenskaper och omständigheter under anstaltsvistelsen som var och en i sig själva inte har någon bäring på våld eller annan misskötsamhet. Kriminalvården bör uppmärksamma att exempelvis personalens bemötande av intagna ute på anstaltsavdelningar, eller strukturella omständigheter i anstaltsmiljön, skulle kunna vara väl så viktiga prediktionsvariabler för våld, som psykopatiska personlighetsdrag eller hetsighet hos den intagne.

Slutligen anser vi att denna studie har ett distinkt värde för den praktiska verksamheten inom Kriminalvården, då vi besvarar flera frågeställningar som har betydelse i det direkta och löpande arbetet med riskbedömningar. Naturligtvis är det också en styrka för kriminalvårdens vidkommande att data har samlats in och utvärderats under svenska förhållanden. Resultaten torde därför ha en mycket hög relevans för beslutsfattare och vid utvecklandet av eventuella praxisförändringar och riktlinjer avseende riskbedömningsverksamhet inom Kriminalvården.

Framtida forskning

Som alltid är det viktigt att aktuella resultat kan replikeras i framtida studier. I synnerhet de resultat som framkommit i denna studie angående viktiga riskfaktorer som inte tidigare uppmärksammats eller som till viss del går emot tidigare forskning, behöver valideras på nya och större urval. Vinsten vore naturligtvis ökad generaliserbarhet och tillförlitlighet vid tolkning av implikationerna.

Förekomsten av våldsincidenter på anstalter förklaras till åtminstone 75 % av faktorer som klientfokuserade riskbedömningar inte fångar upp. En mycket stor del av förklaringen till våld inom Kriminalvården kvarstår därmed att finna. Vi menar att framtida forskning bör studera olika situationsbundna och modererande omständigheter som sannolikt influerar förekomsten av våld. Exempelvis torde studier kunna riktas mot frågor om hur strukturella omständigheter i Kriminalvården som restriktioner, personaltäthet och byggnation på anstalter påverkar förekomsten av våld och annan misskötsamhet. Studier borde även ägnas till interaktionseffekter som kan finnas mellan olika riskfaktorer samt vilka icke-linjära samband som kan finnas mellan riskfaktorer och våld. Vidare tror vi att Kriminalvården skulle ha nytta av ökad kunskap om potentiella ”utlösare” av våldsincidenter. Det skulle exempelvis kunna vara fråga om hur kriminalvårdspersonals bemötande av intagna är relaterat till våld, vilka olika motiv som finns till våldet och hur dessa kan förebyggas. Som det länge anmärkts inom riskbedömningsforskningen så är också det överordnade målet med riskbedömningar inte att predicera, utan att *förhindra* våld. Riskbedömningar skall därför i första hand identifiera riskfaktorer hos den intagne så att behandling eller andra riskreducerande insatser till densamme kan ges.

Flera av dessa framtida frågeställningar lånar sig studiedesigner med god kontroll för förväxlingsfaktorer. Vi menar emellertid att en förutsättning för sådana studier är att insamling av data för specifikt forskningsändamål sker, så att tillförlitligheten och tillämpbarheten i studieresultat säkerställs på ett lämpligt sätt. Ett sätt att nå hög kvalitet på data vore exempelvis att vid behov utbilda kriminalvårdspersonal i att dokumentera incidenter och ageranden hos intagna, på det att fler studier kan beforska för ändamålet skräddarsydda- snarare än redan befintliga registerdata.

LITTERATURFÖRTECKNING

- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (4th ed.)*. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- Bandura, A., Ross, D., & Ross, S. A. (1961). Transmission of aggression through imitation. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 63, 575-582.
- Belfrage, H., Fransson, G., & Strand, S. (2000). Prediction of violence using the HCR-20: a prospective study in two maximum-security correctional institutions. *The Journal of Forensic Psychiatry*, 11 (1), 167-175.
- Blitz, C. L., Wolff, N., & Shi, J. (2008). Physical victimization in prison: The role of mental illness. *International Journal of Law and Psychiatry*, 31 (5), 385-393.
- Boles, S. M., & Miotto, K. (2003). Substance abuse and violence: A review of the literature. *Aggression and Violent Behavior*, 8 (2), 155-174.
- Borum, R. (1996). Improving the Clinical Practice of Violence Risk Assessment: Technology, Guidelines, and Training. *American Psychologist*, 51 (9), 945-956.
- Buchanan, A. (2008). Risk of Violence by Psychiatric Patients: Beyond the "Actuarial Versus Clinical" Assessment Debate. *Psychiatric Services*, 59 (2), 184-190.
- Campbell, M. A., French, S., & Gendreau, P. (2009). The Prediction of Violence in Adult Offenders : A Meta-Analytic Comparison of Instruments and Methods of Assessment. *Criminal Justice and Behavior*, 36 (6), 567-590.
- Cleckley, H. (1941). *The Mask of Sanity: An Attempt to Reinterpret the So-Called Psychopathic Personality* (First Edition uppl.). St. Louis: C.V. Mosby.
- Coid, J. W., Yang, M., Ullrich, S., Zhang, T., Sizmur, S., Farrington, D., o.a. (2010). Most items in structured risk assessment instruments do not predict violence. *The Journal of Forensic Psychiatry & Psychology*, 22 (1), 3-21.
- Cooke, D. J., & Michie, C. (1999). Psychopathy across cultures: North America and Scotland Compared. *Journal of Abnormal Psychology*, 108, 56-68.
- Cooke, D., & Michie, C. (2001). Refining the construct of psychopath: Towards a hierarchical mode. *Psychological Assessment*, 13 (2), 171-188.
- Craig, L. A., & Beech, A. R. (2010). Towards a guide to best practice in conducting actuarial risk assessments with sex offenders. *Aggression and Violent Behavior*, 15 (4), 278-293.
- Dernevik, M. (2004). *Structured Assessment and Management of Risk of Violent Recidivism in Mentally Disordered Offenders*. Stockholm: Karolinska Institutet.
- Dernevik, M., Grann, M., & Johansson, S. (2002). Violent behaviour in forensic psychiatric patients: Risk assessment and different risk-management levels using the HCR-20. *Psychology, Crime & Law*, 8 (1), 93-111.
- Douglas, K. S., Guy, L. S., Reeves, K. A., & Weir, J. M. (2008). HCR-20 *Violence Risk assessment scheme: Overview and Annotated Bibliography (Current up to November 24, 2008)*. Hämtat från http://escholarship.umassmed.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1362&context=psych_cmhsr den 03 5 2012
- Douglas, K., Yeomans, M., & Boer, D. P. (2005). Comparative Validity Analysis of Multiple Measures of Violence Risk in a Sample of Criminal Offenders. *Criminal Justice and Behavior*, 32 (5), 479-510.

- Doyle, M., Dolan, M., & McGovern, J. (2002). The validity of North American risk assessment tools in predicting in-patient violent behaviour in England. *Legal and Criminological Psychology* (7), 141–154.
- Dureman, I., Kebbon, L., & Österberg, E. (1971). *Manual Till DS-Batteriet*. Stockholm: Psykologiförlaget AB.
- Elbogen, E. B., Mercado, C. C., Scalora, M. J., & Tomkins, A. J. (2002). Perceived Relevance of Factors for Violence Risk Assessment: A Survey of Clinicians. *International Journal of Forensic Mental Health* , 1 (1), 37-47.
- Fazel, S., Grann, M., Carlström, E., Lichtenstein, P., & Långström, N. (2009). Risk factors for violent crime in schizophrenia: A national cohort study of 13,806 patients. *Journal of Clinical Psychiatry* , 70 (3), 362-369.
- Fazel, S., Långström, N., Hjern, A., Grann, M., & Lichtenstein, P. (2009). Schizophrenia, substance abuse, and violent crime. *Journal of the American Medical Association* , 301 (19), 2016-2023.
- Forsman, M., & Långström, N. (In press). Child maltreatment and adult violent offending: Population-based twin study. *Psychological Medicine* .
- Gendreau, P., Goggin, C., & Little, T. (1996). *Predicting adult offender recidivism: What works!* Ottawa, ON: Public Works and Government Services Canada.
- Grove, W. M., & Meehl, P. E. (1996). Comparative Efficiency of Informal (Subjective, Impressionistic) and Formal (Mechanical, Algorithmic) Prediction Procedures: The Clinical–Statistical Controversy. *Psychology, Public Policy, and Law* , 2 (2), 293–323.
- Guy, L. S. (2008). *Performance indicators of the structured professional judgment approach for assessing risk for violence to others: a meta-analytic survey*. Burnaby, BC, Canada: Simon Fraser University.
- Guy, L. S., Edens, J., Anthony, C., & Douglas, K. S. (2005). Does Psychopathy Predict Institutional Misconduct Among Adults? A Meta-Analytic Investigation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* , 73 (6), 1056–1064.
- Haggård, U. (2010). *Livstidsdömda: En kohortstudie av livstidsdömda under åren 1965-2007 med fokus på risk- och skyddsfaktorer för intra-institutionellt våld samt återfall i brott efter frigivning*. Kriminalvårdens Utvecklingsenhet.
- Hare, R. D. (2003). *The Hare Psychopathy Checklist - Revised (2nd ed.)*. Toronto, ON: Multi-Health Systems.
- Hare, R. D. (2003). *The Hare Psychopathy Checklist - Revised (2nd ed.), technical manual*. Toronto: Multihealth Systems Inc.
- Hare, R. D. (1991). *The Hare Psychopathy Checklist - Revised*. Toronto: Multi-Health Systems.
- Hare, R. D., Clark, D., Grann, M., & Thornton, D. (2000). Psychopathy and the predictive validity of the PCL-R: An international perspective. *Behavioral Sciences & the Law. Special Issue: International Perspectives on Psychopathic Disorders* , 18 (5), 623-645.
- Harris, G. T., & Rice, M. E. (1997). Risk appraisal and management of violent behavior. *Psychiatric Services* , 48 (9), 1168-1176.
- Harris, G. T., Rice, M. E., & Quinsey, V. L. (1993). Violent recidivism of mentally disordered offenders: The development of a statistical prediction instrument. *Criminal justice and behavior* , 20 (4), 315-335.
- Hart, S. D. (1998). The role of psychopathy in assessing risk for violence: Conceptual and methodological issues. *Legal and Criminological Psychology* (3), 121-137.
- Hemphill, J. F., Hare, R. D., & Wong, S. (1998). Psychopathy and recidivism: A review. *Legal and Criminological Psychology* , 3 (1), 139-170.

- Humphreys, L., & Swets, J. A. (1991). Comparison of Predictive Validities Measured With Biserial Correlations and ROCs of Signal Detection Theory. *Journal of Applied Psychology*, 76 (2), 316-321.
- Johansson, D., Dernevik, M., & Johansson, P. (2010). *Långtidsdömda Män och Kvinnor i Sverige: Kriminalvårdens Riksmottagningar 1997-2009*. Norrköping: Kriminalvården.
- Johansson, P., Andershed, H., Kerr, M., & Levander, S. (2002). On the operationalization of psychopathy: further support for a three-faceted personality oriented model. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 106, 81-85.
- Jones, R. M., Lichtenstein, P., Grann, M., Långström, N., & Fazel, S. (2011). Alcohol use disorders in schizophrenia: A national cohort study of 12,653 patients. *Journal of Clinical Psychiatry*, 72 (6), 775-779.
- Kraemer, H. C., Morgan, G. A., Leech, N. L., Gliner, J. A., Vaske, J. J., & Harmon, R. J. (2003). *Measures of clinical significance*. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 42 (12), 1524-9.
- Krantz, L., & Elmby, J. (2007). *Kriminalvårdens redovisning om drogsituationen 2005-2006*. Kriminalvården.
- Kroner, D. G., & Mills, J. F. (2001). The Accuracy of Five Risk Appraisal Instruments in Predicting Institutional Misconduct and New Convictions. *Criminal Justice and Behavior*, 28 (4), 471-489.
- KVFS 2011:1. (2011). *Kriminalvårdens föreskrifter och allmänna råd*. Kriminalvården.
- Leistico, A.-M. R., Salekin, R. T., DeCoster, J., & Rogers, R. (2008). A Large-Scale Meta-Analysis Relating the Hare Measures of Psychopathy to Antisocial Conduct. *Law and Human Behavior*, 32 (1), 28-45.
- Litwack, T. R. (2001). Actuarial versus clinical assessments of dangerousness. *Psychology, Public Policy, and Law*, 7 (2), 409-443.
- Long, J. S. (1997). *Regression Models for categorical and limited dependent variables*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Lynam, D., Moffitt, T., & Stouthamer-Loeber, M. (1993). Explaining the relation between IQ and delinquency: Class, race, test motivation, school failure, or self-control? *Journal of Abnormal Psychology*, 102 (2), 187-196.
- McClish, D. (1992). Combining and Comparing Area Estimates across Studies or Strata. *Medical Decision Making* (12), 274-279.
- McNeil, D. E., Gregory, A. L., Lam, J. N., Binder, R. L., & Sullivan, G. R. (2003). Utility of decision support tools for assessing acute risk of violence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71 (5), 945-53.
- Metz, C. E. (2006). ROCKIT 1.1B2. Kurt Rossman Laboratories for Radiologic Image Research, Department of Radiology, The University of Chicago.
- Metz, C. E., Herman, B. A., & Roe, C. A. (1998). Statistical Comparison of Two ROC-curve Estimates Obtained from Partially-paired Datasets. *Medical Decision Making*, 18, 110-121.
- Miller, S. L., & Brodsky, S. L. (2011). Risky Business: Addressing the Consequences of Predicting Violence. *The Journal of the American Academy of Psychiatry and the Law*, 39 (3), 396-401.
- Monahan, J., Steadman, H. J., Silver, E., Appelbaum, P. S., Clark Robbins, P., Mulvey, E. P., et al. (2001). *Rethinking Risk Assessment, The MacArthur Study of Mental Disorder and Violence*. New York: Oxford University Press.
- Rice, M. E., & Harris, G. T. (2005). Comparing effect sizes in follow-up studies: ROC Area, Cohen's d, and r. *Law and Human Behavior*, 29 (5), 615-620.
- Rice, M., & Harris, G. (1995). Violent Recidivism: Assessing Predictive Validity. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 63 (5), 737-748.

- Rogers, R. (2000). The Uncritical Acceptance of Risk Assessment in Forensic Practice. *Law and Human Behavior*, 24 (5), 595-605.
- Salekin, R. T., Rogers, R., & Sewell, K. W. (1996). A review and meta-analysis of the Psychopathy Checklist and Psychopathy Checklist—Revised: Predictive validity of dangerousness. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 3 (3), 203-215.
- SBU. (2005). *Riskebedömningar inom psykiatrin: Kan våld i sambället förutsägas?* Stockholm: Statens beredning för medicinsk utvärdering.
- SFS nr: 2010:610. (2010). *Fängelselag*. Justitiedepartementet.
- Singh, J. P., Grann, M., & Fazel, S. (2011). A comparative study of violence risk assessment tools: A systematic review and metaregression analysis of 68 studies involving 25,980 participants. *Clinical Psychology Review*, 31 (3), 499-513.
- Sjöstedt, G., & Grann, M. (2002). Risk Assessment: What is Being Predicted by Actuarial Prediction Instruments? *International Journal of Forensic Mental Health*, 1 (2), 179-183.
- SPSS inc. (2007). *SPSS Base 16.0 User's Guide*. 527. United States of America.
- Sturidsson, K., Haggård-Grann, U., Lotterberg, M., Dernevik, M., & Grann, M. (2004). Clinicians' Perceptions of Which Factors Increase or Decrease the Risk of Violence Among Forensic Out-patients. *International Journal of Forensic Mental Health*, 3 (1), 23-36.
- Swets, J. A. (1986). Form of Empirical ROCs in Discrimination and Diagnostic Tasks: Implications for Theory and Measurement of Performance. *Psychological Bulletin*, 99 (2), 181-19.
- Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, 240 (4857), 1285-1293.
- Tengström, A. (2010). *Begärning och brottslighet bland svenska män*. Norrköping: Kriminalvården.
- Texas A&M University, Department of Statistics. (u.d.). Chi Square Calculator. Hämtat från <http://www.stat.tamu.edu/~west/applets/chisqdemo.html> den 11 Juni 2012
- Walters, G. D. (2003). Predicting institutional adjustment and recidivism with the psychopathy checklist factor scores: A meta-analysis. *Law and Human Behavior*, 27 (5), 541-558.
- Walters, G. D., Knight, R. A., Grann, M., & Dahle, K.-P. (2008). Incremental validity of the Psychopathy Checklist facet scores: Predicting release outcome in six samples. *Journal of Abnormal Psychology*, 117 (2), 396-405.
- Webster, C. D., Douglas, K. S., Eaves, D., & Hart, S. D. (1997). *HCR-20: Assessing risk for violence (version 2)*. Burnaby, BC, Canada: Mental Health, Law, and Policy Institute, Simon Fraser University.
- Widom, C. (1989). The Cycle of Violence. *Science*, 244, 160-166.
- Wolff, N., Blitz, C. L., Shi, J., Siegel, J., & Bachman, R. (2007). Physical Violence Inside Prisons : Rates of Victimization. *Criminal Justice and Behavior*, 34 (5), 588-599.
- Wooldredge, J. D. (1998). Inmate Lifestyles and Opportunities for Victimization. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 35 (4), 480-502.
- Yang, M., Wong, S. C., & Coid, J. (2010). The Efficacy of Violence Prediction: A Meta-Analytic Comparison of Nine Risk Assessment Tools. *Psychological Bulletin*, 136 (5), 740-767.

FIGURFÖRTECKNING

Tabeller

Tabell 1. Urvalskaraktäristika för 341 långtidsdömda män inför uppföljning i anstalt.....	11
Tabell 2. Samband mellan säkerhetsklass på anstalt och olika aspekter av våld, utan- samt med kontroll (partialkorrelationer) för samkorrelerande prediktionsvariabler.....	19
Tabell 3. Prediktiv förmåga avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 110 / 341).....	22
Tabell 4. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT ^a avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 110 / 341).....	22
Tabell 5. Prediktiv förmåga avseende något tillfälle av bekräftat fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 67 / 341).....	24
Tabell 6. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT ^a avseende något tillfälle av bekräftat fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 67 / 341).....	24
Tabell 7. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT ^a avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld mot personal för intagna vid uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 51 / 341).....	26
Tabell 8. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT ^a avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld mot medintagna för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 89 / 341).....	27
Tabell 9. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT ^{ab} för något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld för intagna inom två månader från riskbedömningstillfället (prevalens utfall/deltagare = 18 / 341).....	29
Tabell 10. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT ^a för minst tre bekräftade tillfällen av hot eller fysiskt våld för intagna under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 33 / 341).....	31
Tabell 11. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT ^a för minst fyra bekräftade andra misskötsamheter än våld för intagna vid uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 179 / 341).....	33
Tabell 12. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT ^a för minst 10 bekräftade andra misskötsamheter än våld för intagna vid uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 88 / 341).....	33
Tabell 13. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat OLOGIT ^{ab} för sammanfattad risknivå för våld vid strukturerade professionella riskbedömningar (prevalens utfall/deltagare = 341 / 341).....	35
Tabell 14. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat OLOGIT ^{ab} för säkerhetsklass på initial anstaltsplacering (prevalens utfall/deltagare = 341 / 341).....	36
Tabell 15. Signifikanta prediktionsvariabler vid multivariat LOGIT ^{ab} avseende intagnas utsatthet för hot eller fysiskt våld under uppföljning i anstalt (prevalens utfall/deltagare = 45 / 341).....	36
Tabell A 1. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende något tillfälle av bekräftat våld (prevalens utfall/deltagare = 110 / 341).....	52
Tabell A 2. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende något tillfälle av bekräftat fysiskt våld (prevalens utfall/deltagare = 67 / 341).....	52
Tabell A 3. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende något tillfälle av våld mot personal (prevalens utfall/deltagare = 51 / 341) respektive något tillfälle av våld mot medintagna (prevalens utfall/deltagare = 89 / 341).....	53
Tabell A 4. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende något bekräftat våld inom två månader (prevalens utfall/deltagare = 18 / 341).....	53
Tabell A 5. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende mönster av våldsbeteende (minst tre bekräftade incidenter, prevalens utfall/deltagare = 33 / 341).....	54
Tabell A 6. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende medelintensiv misskötsamhet (minst fyra bekräftade misskötsamheter, prevalens utfall/deltagare = 179 / 341) respektive högintensiv misskötsamhet (minst 10 bekräftade misskötsamheter, prevalens utfall/deltagare = 88 / 341).....	54
Tabell B 1. Skala och storlek på skalsteg för respektive variabel i uppsättningen potentiella prediktionsvariabler vid samtliga LOGIT- och OLOGIT-analyser.....	55
Tabell C 1. Prediktionsvariabler och effektstorlekar vid univariat LOGIT för något tillfälle av bekräftat våld (n = 110), för samtliga deltagare (n = 341) under uppföljning i anstalt.....	56
Tabell D 1. Prediktiv förmåga för PCL-R, HCR-20, SPJ och LOGIT avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld mot personal (prevalens utfall/deltagare = 51 / 341) och medintagna (prevalens utfall/deltagare = 89 / 341) under uppföljning i anstalt.....	57

Tabell E 1. Prediktiv förmåga för PCL-R, HCR-20, SPJ och LOGIT avseende något tillfälle av bekräftat våld vid olika fasta uppföljningstider under anstaltsvistelse 57

Tabell F 1 AUC-värden för olika frekvenser av våldsamma incidenter58

Tabell G 1 AUC-värden för medelintensiv- och högintensiv annan misskötsamhet än våld.....59

Figurer

Figur 1. Fiktivt exempel på förhållande mellan sensitivitet och specificitet, samt förslag på statistiskt optimalt tröskelvärde 7

Figur 2. Tolkning av effektstorlekar vid ordnade logistiska regressioner 17

Figur 3. Korrelationer mellan de huvudsakliga prediktionsvariablerna..... 20

Figur 4. Utfall avseende något tillfälle av bekräftat våld (prevalens utfall/deltagare = 110 / 341) under uppföljning i anstalt, för samtliga deltagare samt fördelat på förväntat våldsamma deltagare och förväntat icke-våldsamma deltagare enligt PCL-R och en multivariat prediktionsmodell (LOGIT) 23

Figur 5. Prediktiv förmåga avseende intagnas våld mot personal (prevalens utfall/deltagare = 51 / 341) och intagnas våld mot medintagna (prevalens utfall/deltagare = 89 / 341) under uppföljning i anstalt246

Figur 6. Prediktiv förmåga för PCL-R, HCR-20, SPJ samt multivariat LOGIT avseende något tillfälle av bekräftat våld över olika tidsintervall under uppföljning i anstalt. 28

Figur 7. Prediktiv förmåga avseende olika frekvenser av våldsincidenter under uppföljning i anstalt 30

Figur 8. Prediktiv förmåga avseende medel- (prevalens utfall/deltagare = 179) och högintensiv (prevalens utfall/deltagare = 88) annan misskötsamhet än våld bland intagna vid uppföljning under anstaltsvistelse 31

Figur 9. Utfall avseende medelintensiv misskötsamhet (≥ 4 bekräftade misskötsamheter, prevalens utfall/deltagare = 179 / 341) för intagna under uppföljning i anstalt, fördelat på förväntat skötsamma deltagare och förväntat icke-skötsamma deltagare enligt PCL-R och en multivariat prediktionsmodell (LOGIT)..... 34

BILAGOR

A. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20

Ingen av de deltagare som rapporterades för något tillfälle av bekräftat våld hade under 1 poäng på PCL-R och under 5 poäng på HCR-20. Ingen av de deltagare som inte rapporterades för bekräftat våld hade över 38 poäng på PCL-R och 39 poäng på HCR-20. Övriga tröskelvärden visas i Tabell A 1.

Tabell A 1. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende något tillfälle av bekräftat våld (prevalens utfall/deltagare = 110 / 341)

Sensitivitet	Prediktionsvariabel			
	PCL-R		HCR-20	
	Poäng	1 – Specificitet (AUC)	Poäng	1 – Specificitet (AUC)
Ca. 90 %	11	.68	10	.81
Ca. 80 %	13	.61	15	.64
Ca. 70 %	17	.46	20	.49
Ca. 60 %	20	.39	22	.41

Ingen av de deltagare som rapporterades för något tillfälle av bekräftat fysiskt våld hade lägre än 2 poäng på PCL-R och 6 poäng på HCR-20. Omvänt hade ingen deltagare som inte rapporterades för bekräftat fysiskt våld högre än 39 poäng på PCL-R och 39 poäng på HCR-20. Övriga tröskelvärden visas i Tabell A 2.

Tabell A 2. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende något tillfälle av bekräftat fysiskt våld (prevalens utfall/deltagare = 67 / 341)

Sensitivitet	Prediktionsvariabel			
	PCL-R		HCR-20	
	Poäng	1 – Specificitet (AUC)	Poäng	1 – Specificitet (AUC)
Ca. 90 %	11	.72	10	.82
Ca. 80 %	15	.56	17	.58
Ca. 70 %	19	.44	21	.49
Ca. 60 %	22	.33	22	.45

Ingen deltagare som vid något tillfälle var våldsamt mot personal, hade lägre än 2 poäng på PCL-R och 6 poäng på HCR-20. Bland de deltagare som inte var våldsamma mot personal hade ingen högre än 39 poäng på PCL-R och 39 poäng på HCR-20. Ingen deltagare som vid något tillfälle var våldsamt mot medintagna, hade lägre än 2 poäng på PCL-R och 6 poäng på HCR-20. Bland de deltagare som inte var våldsamma mot medintagna hade ingen högre än 38 poäng på PCL-R och 39 poäng på HCR-20. Övriga tröskelvärden visas i Tabell A 3.

Tabell A 3. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende något tillfälle av våld mot personal (prevalens utfall/deltagare = 51 / 341) respektive något tillfälle av våld mot medintagna (prevalens utfall/deltagare = 89 / 341)

Sensitivitet	Prediktionsvariabel			
	PCL-R		HCR-20	
	Poäng	1 – Specificitet (AUC)	Poäng	1 – Specificitet (AUC)
Ca. 90 %	12/12	.71/.66	12/12	.77/.75
Ca. 80 %	14/15	.61/.54	16/19	.62/.53
Ca. 70 %	18/19	.49/.42	21/21	.5/.46
Ca. 60 %	21/22	.39/.31	25/23	.36/.41

Ingen deltagare som var våldsamt inom två månader hade lägre än 12 poäng på PCL-R och 14 poäng på HCR-20. Bland de deltagare som inte var våldsamma inom sex månader hade ingen högre än 39 poäng på PCL-R och 39 poäng på HCR-20. Övriga tröskelvärden visas i Tabell A 4.

Tabell A 4. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende något bekräftat våld inom två månader (prevalens utfall/deltagare = 18 / 341)

Sensitivitet	Prediktionsvariabel			
	PCL-R		HCR-20	
	Poäng	1 – Specificitet (AUC)	Poäng	1 – Specificitet (AUC)
Ca. 90 %	14	.63	22	.46
Ca. 80 %	22	.36	24	.42
Ca. 70 %	24	.31	25	.38
Ca. 60 %	25	.27	27	.31

Av de deltagare som visade på ett mönster av våldsbeteende, här definierat som tre eller fler bekräftade våldsincidenter, hade ingen lägre än 12 poäng på PCL-R och 9 poäng på HCR-20. Omvänt hade ingen av de deltagare som hade färre än tre våldsincidenter högre än 39 poäng på PCL-R och 39 poäng på HCR-20. Övriga tröskelvärden framgår av Tabell A 5.

Tabell A 5. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende mönster av våldsbeteende (minst tre bekräftade incidenter, prevalens utfall/deltagare = 33 / 341)

Sensitivitet	Prediktionsvariabel			
	PCL-R		HCR-20	
	Poäng	1 – Specificitet (AUC)	Poäng	1 – Specificitet (AUC)
Ca. 90 %	15	.58	20	.53
Ca. 80 %	19	.46	22	.45
Ca. 70 %	24	.29	26	.34
Ca. 60 %	26	.21	27	.30

Ingen av de deltagare som rapporterades för medelintensiv misskötsamhet hade lägre än 1 poäng på PCL-R och 1 poäng på HCR-20. Omvänt hade ingen deltagare som inte rapporterades för medelintensiv misskötsamhet högre än 39 poäng på PCL-R och 37 poäng på HCR-20. Bland de deltagare som rapporterades för högintensiv misskötsamhet hade ingen lägre än 1 poäng på PCL-R och 7 poäng på HCR-20. Bland de deltagare som inte rapporterades medelintensiv misskötsamhet hade ingen högre än 39 poäng på PCL-R och 37 poäng på HCR-20. Övriga tröskelvärden framgår av Tabell A 6.

Tabell A 6. Tröskelvärden för PCL-R och HCR-20 avseende medelintensiv misskötsamhet (minst fyra bekräftade misskötsamheter, prevalens utfall/deltagare = 179 / 341) respektive högintensiv misskötsamhet (minst 10 bekräftade misskötsamheter, prevalens utfall/deltagare = 88 / 341)

Sensitivitet	Prediktionsvariabel			
	PCL-R		HCR-20	
	Poäng	1 – Specificitet (AUC)	Poäng	1 – Specificitet (AUC)
Ca. 90 %	10/10	.65/.74	11/12	.70/.76
Ca. 80 %	13/13	.56/.63	15/16	.58/.59
Ca. 70 %	16/16	.44/.53	19/20	.49/.52
Ca. 60 %	20/20	.35/.43	22/22	.37/.44

B Variabler ingående i LOGIT- och OLOGIT-analyser

Tabell B 1. Skala och storlek på skalsteg för respektive variabel i uppsättningen potentiella prediktionsvariabler vid samtliga LOGIT- och OLOGIT-analyser

Prediktionsvariabel	Skala med skalsteg
H1 Tidigare våldshandlingar	0, 1, 2
H2 Tidig debut i våldshandlingar	0, 1, 2
H3 Instabila relationer	0, 1, 2
H4 Problem på arbetsmarknaden	0, 1, 2
H5 Missbruk	0, 1, 2
H6 Psykisk sjukdom	0, 1, 2
PCL-R interpersonell fasett	0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8
PCL-R affektiv fasett	0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8
PCL-R Livsstilmässig fasett	0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10
PCL-R Antisocial fasett	0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10
H8 Tidig missanpassning till hem, skola eller samhälle	0, 1, 2
Kluster A personlighetsstörning	Ja/Nej
Kluster B personlighetsstörning	Ja/Nej
Kluster C personlighetsstörning	Ja/Nej
H10 Tidigare misskötsamhet vid permission	0, 1, 2
C1 Brist på insikt	0, 1, 2
C2 Negativ attityd	0, 1, 2
C3 Psykiatriska symptom	0, 1, 2
C4 Affektiv instabilitet	0, 1, 2
C5 Bristande behandlingsbarhet	0, 1, 2
R1 Orealistisk framtidsplanering	0, 1, 2
R2 Exponering för destabiliserande omständigheter	0, 1, 2
R3 Brist på stöd och hjälp	0, 1, 2
R4 Brist på motivation och samtycke	0, 1, 2
R5 Stress	0, 1, 2
Ålder	18-68 (Skalsteg = 1 år)
Begåvning	1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9
Barndomstrauma	Ja/Nej
Strafftid	1-24 (Skalsteg = 1 år)

C. Ojusterade oddskvoter för samtliga prediktorer i relation till något bekräftat våld

Tabell C 1. Prediktionsvariabler och effektstorlekar vid univariat LOGIT för något tillfälle av bekräftat våld (n = 110), för samtliga deltagare (n = 341) under uppföljning i anstalt

Prediktionsvariabler	B	SE	WALD	p	OR	90 % CI oddkvoter		SOR
						Undre	Övre	
H1 Tidigare våldshandlingar	.119	.313	.145	.703	1.127	.673	1.887	.046
H2 Tidig debut i våldshandlingar	.791	.193	16.741	.000	2.206	1.605	3.032	.549
H3 Instabila relationer	.321	.138	5.433	.020	1.378	1.099	1.728	.279
H4 Problem på arbetsmarknaden	.163	.097	2.837	.092	1.178	1.004	1.381	.194
H5 Missbruk	.010	.137	.006	.940	1.010	.807	1.265	.008
H6 Psykisk sjukdom	-.444	.341	1.694	.193	.642	.366	1.124	-.178
Psykopati enligt PCL-R ≥ 30 poäng ^a	.747	.334	5.014	.025	2.111	1.219	3.655	.246
PCL-R interpersonell fasett	.206	.054	14.588	.000	1.228	1.124	1.342	.443
PCL-R affektiv fasett	.197	.048	17.131	.000	1.217	1.126	1.316	.516
PCL-R Livsstilmässig fasett	.134	.039	11.840	.001	1.143	1.072	1.219	.424
PCL-R Antisocial fasett	.162	.039	17.334	.000	1.176	1.103	1.254	.511
H8 Tidig missanpassning till hem, skola eller samhälle	.593	.156	14.372	.000	1.810	1.399	2.341	.494
Kluster A PD	-.653	1.124	.337	.561	.521	.082	3.308	-.079
Kluster B PD	1.099	.239	21.042	.000	3.000	2.023	4.448	.543
Kluster C PD ^b	-	-	-	-	-	-	-	-
H10 Tidigare misshandling vid permission	.306	.125	5.952	.015	1.358	1.105	1.669	.285
C1 Brist på insikt	.481	.149	10.461	.001	1.617	1.266	2.065	.391
C2 Negativ attityd	.543	.149	13.181	.000	1.720	1.345	2.200	.443
C3 Psykiatriska symptom	-.589	.516	1.303	.254	.555	.237	1.297	-.162
C4 Affektiv instabilitet	.773	.151	26.087	.000	2.166	1.689	2.778	.632
C5 Bristande behandlingsbarhet	.402	.139	8.390	.004	1.495	1.190	1.878	.340
R1 Orealistisk framtidsplanering	.382	.166	5.291	.021	1.465	1.115	1.926	.276
R2 Exponering för destabiliserande omständigheter	.361	.166	4.752	.029	1.435	1.093	1.885	.264
R3 Brist på stöd och hjälp	.491	.153	10.295	.001	1.634	1.270	2.102	.380
R4 Brist på motivation och samtycke	.480	.147	10.614	.001	1.616	1.268	2.059	.378
R5 Stress	.294	.153	3.686	.055	1.342	1.043	1.727	.230
Ålder	-.054	.014	15.455	.000	.947	.926	.969	.559

Begåvning	-.196	.064	9.359	.002	.822	.740	.914	-.380
Barndomstrauma	.762	.236	10.446	.001	2.142	1.454	3.157	.376
Strafftid	-.039	.025	2.454	.117	.962	.923	1.002	-.205

^aIngår ej i LOGIT-analyserna men redovisas här som ojusterad riskfaktor då det kan vara av allmänt intresse.

^bPrevalensen var alltför låg för att beräkningarna skulle kunna utföras.

D. AUC-värden för våld mot personal och våld mot medintagna

Tabell D 1. Prediktiv förmåga för PCL-R, HCR-20, SPJ och LOGIT avseende något tillfälle av bekräftat hot eller fysiskt våld mot personal (prevalens utfall/deltagare = 51 / 341) och medintagna (prevalens utfall/deltagare = 89 / 341) under uppföljning i anstalt

Prediktionsvariabel	Våld mot personal			Våld mot medintagna		
	AUC	SE	95 % CI	AUC	SE	95 % CI
PCL-R	.649**	.040	.570 - .727	.687***	.032	.625 - .739
HCR-20	.638**	.031	.557 - .719	.665***	.033	.601 - .730
SPJ	.652***	.041	.571 - .733	.669**	.034	.601 - .736
LOGIT	.699***	.038	.625 - .733	.798***	.027	.746 - .850

*** $p < .001$. ** $p < .01$

E. AUC-värden för halvårsvisa spann av uppföljningstiden

Tabell E 1. Prediktiv förmåga för PCL-R, HCR-20, SPJ och LOGIT avseende något tillfälle av bekräftat våld vid olika fasta uppföljningstider under anstaltsvistelse

Uppföljningstid	Prediktionsvariabel								
	PCL-R			HCR-20			SPJ		
	AUC	SE	95 % CI	AUC	SE	95 % CI	AUC	SE	95 % CI
≤ 6 mån. (n = 341)	.689***	.044	.603 - .774	.654**	.045	.565 - .742	.659**	.044	.572 - .746
≤ 12 mån. (n = 336)	.668***	.035	.599 - .738	.654***	.036	.583 - .725	.667***	.036	.596 - .739
≤ 18 mån. (n = 330)	.676***	.033	.611 - .741	.663***	.034	.597 - .730	.665***	.035	.597 - .733
≤ 24 mån. (n = 266)	.649***	.036	.578 - .719	.633**	.037	.561 - .705	.653***	.037	.58 - .727
≤ 30 mån. (n = 166)	.667**	.044	.581 - .783	.652**	.044	.565 - .739	.657**	.046	.566 - .747
≤ 36 mån. (n = 91)	.730***	.056	.619 - .840	.718**	.055	.610 - .827	.715**	.059	.599 - .830

*** $p < .001$, ** $p < .01$

F. AUC-värden för olika frekvenser av våldsamma incidenter

Tabell F.1. Prediktiv förmåga avseende enskilda incidenter eller mönster av våldsbeteende under uppföljning i anstalt (totalt antal deltagare: n = 341)

Antal våldsincidenter	Prediktionsvariabel											
	PCL-R			HCR-20			SPJ			LOGIT		
	AUC	SE	95% CI	AUC	SE	95% CI	AUC	SE	95% CI	AUC	SE	95% CI
1 (n = 110)	.659***	.031	.598 - .720	.637***	.032	.574 - .699	.643***	.033	.579 - .708	.767***	.027	.714 - .819
2 (n = 52)	.682***	.037	.609 - .755	.664***	.039	.588 - .740	.692***	.040	.613 - .771	.863***	.027	.810 - .917
3 (n = 33)	.734***	.044	.648 - .819	.728***	.043	.644 - .811	.737***	.046	.646 - .828	.823***	.038	.749 - .898
4 (n = 19)	.732**	.058	.618 - .846	.707**	.061	.587 - .826	.745***	.059	.630 - .859	.864***	.037	.792 - .936
5 (n = 12)	.680*	.079	.525 - .835	N.s.	-	-	.733**	.074	.588 - .879	.785***	.061	.664 - .905

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, N.s. = ej signifikant

G. AUC-värden för medelintensiv- och högintensiv annan misskötsamhet än våld

Tabell G 1. Prediktiv förmåga avseende medelintensiv- (prevalens utfall/deltagare = 179 / 341) respektive högintensiv (prevalens utfall/deltagare = 88 / 341) annan misskötsamhet än hot eller fysiskt våld under uppföljning i anstalt

Antal misskötsamheter	Prediktionsvariabel											
	PCL-R			HCR-20			SPJ			LOGIT		
	AUC	SE	95% CI	AUC	SE	95% CI	AUC	SE	95% CI	AUC	SE	95% CI
≥ 4 (medelintensiv, n = 179)	.675***	.0029	.619 - .732	.645***	.030	.586 - .704	.662***	.031	.604 - .720	.790***	.025	.740 - .839
≥ 10 (högintensiv, n = 88)	.624**	.034	.558 - .690	.611**	.033	.546 - .675	.641***	.034	.574 - .709	.755***	.031	.694 - .816

***p < .001, **p < .01



Kriminalvården

www.kriminalvarden.se
601 80 Norrköping
Telefon 077-22 80 800
Fax 011-496 36 40