

DokumentID 1464317	Version 1.0	Status Godkänt	Reg nr	Sida 1 (26)
Författare Johan Karlsson*			Datum 2014-12-01	
Kvalitetssäkrad av Lisette Åkerman (KG)			Kvalitetssäkrad datum 2015-02-27	
Godkänd av Jan Sarnet			Godkänd datum 2015-02-27	
Kommentar *Fraunhofer-Chalmers Centrum för Industrimatematik				

Statistisk analys av brottförlängning och brottseghet för BWR- och PWR-insatser - Studie av inverkan av antal provstavar, gränsvärden och komponent-statistik

Sammanfattning

För kvalitetssäkring av gjutna BWR- och PWR-insatser tas provstavar som testas med avseende på mekaniska egenskaper varav brottförlängning och brottseghet är av stort intresse. Denna rapport belyser samband mellan uppmätta värden, antal provstavar, uppsatta gränsvärden och sannolikheten att inte uppfylla uppställda gränsvärden.

Allmänt kan man säga att provmätningarna ligger på rätt sida av de uppsatta gränsvärdena, men marginalen är liten och variansen är stor och eftersom insatserna är stora (motsvarande i storleksordningen 100000 provstavar) måste marginalen till gränsvärdena för brottförlängning och brottseghet vara stor för att sannolikheten att någon del av insatsen inte uppfyller kraven ska bli tillräckligt liten.

Man kan också säga att om man vill kvalitetssäkra varje komponent, bara med hjälp av mätningar från den komponenten, så krävs större marginaler till de uppställda kraven än om man kvalitetssäkrar tillverkningsprocessen i sig, eller en större serie av tillverkade komponenter.

Detta innebär, givet det provförfarande som tillämpas, att nuvarande tillverkningsprocesser inte kan visas uppfylla kraven. Beräkningar på hypotetiska förbättrade tillverkningsprocesser visar på hur mycket dessa behöver förbättras för att uppfylla olika gränsvärden med olika antal provstavar.

Abstract

From casted BWR- and PWR-canister-inserts, specimens are extracted from the casting and tested with respect to mechanical properties, where fracture toughness and elongation at fracture are of particular importance. This report examines the relationships between measured values, the number of test bars, the specified limits and the probability of not meeting these limits.

As a general conclusion, all measured values meet the requirements, but the margin is small and the variance is large and since the inserts are big (the volume corresponds to approximately 100000 test bars), the margin to the specified limits for fracture toughness and elongation at fracture must be large in order to ensure a sufficient low probability that some part of the insert will not meet the specifications.

One can also conclude that, if the quality of each insert should be ensured, using only measurements from that insert, even larger margins to the specified limits are needed, compared to if it is the quality of the production process as such or of a larger series of inserts that is to be ensured.

This means that, using the current test procedures and production process it cannot be shown that specifications are met. Calculations on hypothetical improved production processes indicate the order of magnitude of improvements needed to meet different specifications using different numbers of test bars.

Innehåll

1	Inledning	4
2	Vertikal modellering	5
3	Olika ansatser avseende antal provvolym	6
3.1	Brottförlängning	6
3.2	Brottseghet	6
4	Modellering och riskberäkningar avseende brottförlängning för BWR	7
4.1	Antal provstavnätningar per insats i produktion	8
4.2	Gränsvärde	9
4.3	Målvärden för produktionskvalitet	11
5	Val av statistisk fördelning	14
6	Modellering och riskberäkning avseende brottförlängning för PWR	15
7	Brottseghet	17
7.1	PWR	17
7.2	BWR	17
7.3	Total risk	17
8	Slutsatser	18
	Referenser	19
	Appendix: Data	21

1 Inledning

Strålsäkerhetsmyndigheten SSM har i sitt dokument SSM2011-1137-34 angivit en kvarstående fråga kring SKB:s ansökan om att bygga ett slutförvar för använt kärnbränsle. Frågan gäller en statistisk utvärdering av hur antalet provstavar från toppen av en segjärnsinsats av BWR- eller PWR-typ påverkar bedömningen av risken att någon del av insatsen inte uppfyller de uppställda kraven. Insatsen finns alltså i två utföranden, avsedda för två typer av använt kärnbränsle benämnda BWR (boiling water reactor)-bränsle och PWR (pressurized water reactor)-bränsle.

Denna rapport syftar till att belysa och förtydliga dessa samband och dra slutsatser kring kvalitetssäkringen av tillverkningen av dessa komponenter och av de individuella komponenterna. Rapporten berör inte bakomliggande orsaker till de mekaniska egenskaperna som insatserna uppvisat eller testmetoderna som använts, utan är ämnad som en kvantitativ statistisk analys baserad på data från provgjutningar av insatser som SKB utfört.

Rapporten analyserar data från såväl BWR- som PWR-insatser, baserat på tester av materialets brottförlängning samt brottseghet. Fyra dataset analyseras: brottförlängning för BWR, brottförlängning för PWR, brottseghet för BWR, och brottseghet för PWR. De fyra fallen har naturligtvis individuella variationer, men de övergripande slutsatserna gäller alla fallen. Rapporten syftar till att bestämma med vilken säkerhet som man kan uttala sig om insatsens egenskaper utgående från data från toppen, då det är från toppen det är planerat att ta prover vid produktion.

Allmänt kan man säga att provmätningarna ligger på rätt sida av det uppsatta tillverkningskravet, men marginalen är liten och variansen är stor och eftersom insatserna har en stor volym (den gjutna volymen motsvarar i storleksordningen 100000 provstavar) måste marginalen till gränsvärdena vara stor för att vara säker på att hela insatsen uppfyller tillverkningskravet.

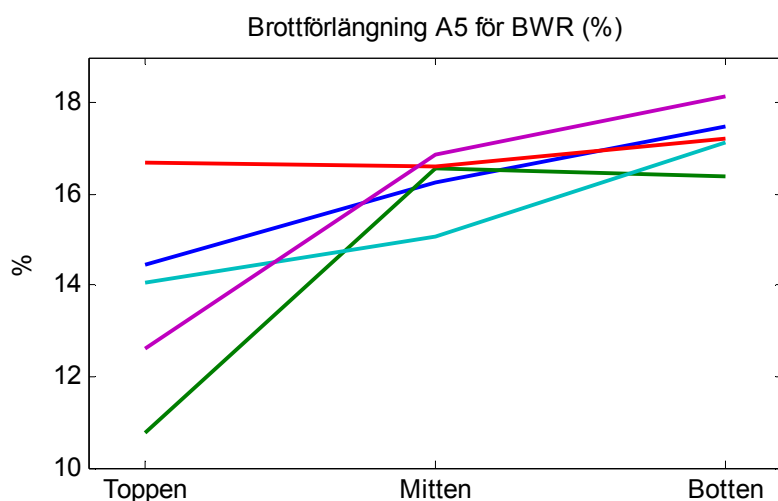
För statistisk modellering anpassas statistiska fördelningar till mätvärdena. Olika statistiska fördelningar kan användas, med olika styrkor och svagheter. Som kommer att visas i denna rapport är det dock av marginell betydelse vilken form av fördelning som används. Det är andra faktorer som spelar betydligt större roll. Därför används i denna rapport normalfördelningar. Det vanligaste vid industriell produktion är inte att kvalitetssäkra varje producerad komponent, utan att kvalitetssäkra (kvalificera) själva tillverkningsprocessen, eller möjligen en större tillverkningsomgång (batch). Då gör man mätningar (förstörande eller icke-förstörande) på ett antal komponenter, sammanställer och analyserar data, och gör antagandet att resten av de producerade komponenterna är av samma kvalitet som de analyserade. Trovärdigheten i ett sådant antagande är beroende av processens stabilitet och hur väl den styrs och omfattningen av det provuttag som sker. Genom att man på detta sätt samlar data från flera komponenter ökar säkerheten i analysen, men risken finns så klart alltid att en enskild komponent av någon anledning avviker från det man observerat. En annan variant är att man kvalitetssäkrar varje producerad komponent för att minimera risken att inte upptäcka om en enskild komponent avviker från observationerna. Givetvis kan man kombinera de båda metoderna.

Denna rapport kommer att belysa båda dessa angreppssätt. Sammanfattningsvis kan man säga att om man vill kvalitetssäkra varje komponent, bara med hjälp av ett fåtal mätningar från den komponenten, så krävs antagligen större marginaler till de uppställda kraven än om man kvalitetssäkrar tillverkningsprocessen i sig, eller den totala mängden av tillverkade komponenter. Detta beror huvudsakligen på att osäkerheten i skattningarna minskar ju fler mätvärden man har (se stycke 4.1). Detta är under antagandet att variationen i de uppmätta materialegenskaperna inte huvudsakligen beror på att olika insatser är av olika kvalitet, utan att variationen även finns inom en insats, vilket de gjorda mätningarna indikerar.

Analysen i rapporten fokuserar på sannolikheten, givet den provtagning som sker i toppen av insatserna, för att någon del av den dragbelastade delen av insatsen, inte uppfyller det uppställda tillverkningskravet. Denna risk betecknas i rapporten som den totala risken.

2 Vertikal modellering

Insatserna gjuts stående på högkant och materialegenskaperna i olika delar av insatsen blir beroende på den vertikala positionen. Från provgjutningar av insatser har man tagit provstavar från toppen, mitten och botten, se provrapporter från SweCast (2007, 2013) i referenslistan. Detta är förstörande provning, så vid produktion är planen att bara ta provstavar från den del av toppen på insatserna som ändå avskiljs innan de är klara. Provtavarna från provgjutningarna visar att insatserna är i medel mindre duktila i toppen och betydligt mer duktila i mitten och mest duktila i botten. Som synes i Figur 2-1 så är också variabiliteten för medelvärdena mellan insatser markant större i toppen än i mitten och botten. Samma sak (ej synligt i figuren) gäller för variansen inom en insats. Den är också markant störst i toppen.



Figur 2-1. Brottförlängning. Varje kurva (ritad med en unik färg) är baserad på mätningar från en insats och visar medelvärdet av brottförlängning för 6 provstavar i representativa positioner i topp, mitt respektive botten för den insatsen.

För kvalitetssäkring av tillverkningsprocessen i sig skulle man därför kunna, baserat på data från förstörande provning, modellera egenskaperna i olika vertikala positioner. Till exempel skulle man kunna modellera övre halvan med värden från toppen och nedre halvan med värden från mitten, vilket skulle vara konservativa antaganden för båda halvorna. Eftersom mätvärdena från mitten är betydligt bättre än mätvärdena från toppen skulle bidraget till den totala risken från nedre halvan då bli litet, om inte försumbart, och den totala risken skulle bli markant mindre. För kvalitetssäkring av enskilda insatser baserat på mätningar från bara den insatsen är detta dock inte möjligt eftersom det bara är möjligt att ta icke-förstörande prover från toppen och botten av insatsen. Man kan naturligtvis tänka sig att interpolera mellan medelvärde i toppen och medelvärde i botten för att på så vis estimerar egenskaper i hela insatsen, men då är det inte längre ett konservativt antagande och man riskerar att underskatta risken. Det beror på att materialegenskaperna inte kan sägas förändras linjärt från toppen till botten.

Ett alternativ hade kunnat vara att baserat på mätningarna från toppen dra slutsatser om kvaliteten även på andra djup, men testmätningar visar att även om sambandet av ökad kvalitet med ökat djup är tydligt för tillverkningsprocessen som helhet, så är variationen för enskilda kapslar stor, så att man från mätningar av toppen från en enskild insats inte kan veta med statistisk signifikans hur den enskilda insatsens egenskaper är i mitten av insatsen. Notera t ex i Figur 2-1 att även om värdena från mitten som grupp är bättre än värdena från toppen, så är ordningen i gruppen helt olika, dvs ett bra värde i toppen behöver inte medföra ett bra värde i mitten, etc. För kvalitetssäkring av en enskild insats baserat på mätningar från denna måste man därför göra det konservativa antagandet att hela insatsen har samma egenskaper som toppen. Detta är ett konservativt antagande som kommer att överskatta risken och därmed kräva extra stora marginalen till de uppsatta gränsvärdena.

3 Olika ansatser avseende antal provvolym

3.1 Brottförlängning

Den statistiska modelleringen är baserad på data från ett antal provstavar som representerar en viss provvolym. För att bedöma risken att någon del av insatsen inte uppfyller kraven behövs en uppskattning av hur många provvolym som motsvarar endera en hel insats, eller den del av insatsen som utsätts för påfrestningar vid olika konstruktionsstyrande lastfall.

En BWR-insats har massan 13 700 kg med stållock, se Raiko et al. (2010), stållocket har massan ca 250 kg. Vidare väger den ingjutna stålkassetten ca 3200 kg. Det ger alltså att BWR-insatsen innehåller ca 10 250 kg segjärn då den monteras i kapseln. PWR har massan 16 400 kg med stållock, stållocket har massan ca 250 kg. Vidare väger den ingjutna stålkassetten ca 2100 kg. Det ger 16 400-2100-250 kg dvs ca 14000 kg segjärn i PWR-insatsen. Densiteten är ca 7100 kg/m^3 för segjärnet enligt standard SS-EN ISO 1563:2012, Table E1. Det ger att volymen segjärn i en BWR-insats är ca $1,44 \text{ m}^3$ respektive $1,97 \text{ m}^3$ för en PWR-insats. De provstavar som används vid mätning av brottförlängning finns beskrivna i provrapporterna från Swecast (2007). Den del av provstaven som belastas vid provning har en volym av $1,078 \cdot 10^{-5} \text{ m}^3$, se "Probabilistic analysis of BWR canister inserts for spent nuclear fuel in the case of an earthquake induced rock shear load" (SKBdoc 1412158). Då ryms i en BWR-insats $1,44 / (1,078 \cdot 10^{-5}) \approx 133\,900$ provvolym och i en PWR-insats $1,97 / (1,078 \cdot 10^{-5}) \approx 182\,700$ provvolym.

Man kan argumentera för att inte hela insatsen belastas lika hårt vid t ex en skjuvpåkänning. Om man beaktar endast de mer utsatta delarna av insatsen så skulle volymerna kunna reduceras. En sådan volymbestämning finns i "Probabilistic analysis of BWR canister inserts for spent nuclear fuel in the case of an earthquake induced rock shear load" (SKBdoc 1412158), där den utsatta volymen uppskattas till ungefär halva vertikala längden av insatsen och en fjärdedel av den cirkulära snittytan vilket innebär att ungefär en åttondel av volymen är utsatt. Det skulle i så fall ge uppskattningen $133900/8=16737,5$ hypotetiska provstavar för BWR och $182700/8=22837,5$ för PWR. Dessa justerade antal används i resten av rapporten.

3.2 Brottseghet

Vid brottseghetsprovning används en annan typ av provstavar än vid mätning av förlängning. Brottseghetsprovning har utförts på standard trepunktsböjprovstavar (SENB) med dimensioner $15 \times 30 \times 140 \text{ mm}^3$ (bredd*höjd*längd) enligt normen ASTM E 1820 (ASTM 2013). Det undersökta området definieras av provstavens bredd samt den undersökta sprickans tillväxt, avläsning sker vid en tillväxt vid på 2 mm. Mätvärdet representerar således en yta av 30 mm^2 . I denna analys anses brottseghets data motsvara en mätpunkt eftersom det inte är möjligt att transformera areainformation till volyminformation. Därför är inte en analys av antalet provstavar i en ansatt volym meningsfull.

4 Modellering och riskberäkningar avseende brottförlängning för BWR

För brottförlängning har man satt upp en tillverknings-specifikation med gränsvärdet 7 %. Syftet är att ta provstavar i toppen ur insatserna för att säkerställa att materialet i hela insatsen uppfyller detta krav. Mätningar är gjorda baserade på provstavar från toppen, mitten och botten av fem insatser och de ger följande statistik för uppmätt brottförlängning i BWR-insatser (Tabell 4-1).

Tabell 4-1. Brottförlängning A5 för BWR (%)

	Medelvärde	Standardavvikelse
Topp	13,7	3,65
Mitten	16,3	1,78
Botten	17,3	1,61

Om man använder data från toppen av provinsatserna och modellerar dem med en normalfördelning med medel och standardavvikelse enligt ovan så får man att risken att en hypotetisk framtida slumpvis utvald provstav från en insats med samma statistiska fördelning hamnar under gränsvärdet 7 är 3,3 %. Kallar denna risk $P_{<7}$. Sannolikheten att en provstav uppfyller kraven är alltså $1 - P_{<7}$. För att beräkna risken att någon del av insatsen inte uppfyller kraven tänker vi nu att vi tar så många provstavar som får plats i den påfrestade delen av en insats. Kalla detta antal N . Sannolikheten att alla dessa N provstavar uppfyller kravet är då $(1 - P_{<7})^N$ och den totala risken att någon av dem inte uppfyller kravet blir då $1 - (1 - P_{<7})^N$. För BWR såg vi ovan att N blir ungefär 17000 och den totala risken blir då mycket nära 100 %.

Tillverkningsprocessen är dock fortfarande under förbättring, så för att illustrera koncepten kan vi anta att processen förbättrats så att vi istället har medelvärde 17 och standardavvikelse 2 (istället för 13,7 och 3,65). Risken $P_{<7}$ blir då 0,000029 % och den totala risken 0,48 %.

Det bör också nämnas att ovanstående analys är gjord med mätningar hämtade från fem olika insatser, under antagandet att alla mätningarna kommer från samma statistiska fördelning. I verkligheten så är inte varje insats av samma kvalitet, och mätvärden från olika insatser kommer från olika fördelningar. Om man analyserar varje insats för sig så ser man att den bästa insatsen redan nu närmar sig det hypotetiska förbättrade fallet diskuterat ovan, som synes i Tabell 4-2. Inte ens den bästa insatsen är dock tillräckligt bra i nuläget.

Tabell 4-2. Brottförlängning A5 för BWR

Insats	Medelvärde	Standardavvikelse	$P_{<7}$	Total risk
I53	14,45	3,35	1,3 %	~100 %
I54	10,77	3,47	14 %	~100 %
I55	16,68	2,39	0,0026 %	36 %
I56	14,07	3,98	3,8 %	~100 %
I57	12,62	3,51	5,5 %	~100 %

4.1 Antal provstavnätningar per insats i produktion

Det finns dock en osäkerhetsaspekt till att ta hänsyn till, nämligen att den sanna fördelningen (och därmed den sanna risken $P_{<7}$) är okänd (dvs de sanna värdena på medel och standardavvikelse m och s är okända) och vi försöker uppskatta den från våra n st mätningar från toppen av insatsen.

Antalet mätningar n påverkar denna osäkerhet.

Vi kan skatta statistiska fördelningar för m och s från mätningarna. Dessa fördelningar kan väljas på flera sätt. Vi använder här Maximum-Likelihood-anpassning till mätvärdena och fördelningarna för parametrarna tas som asymptotiska fördelningar för maximum likelihood estimaten av parametrarna. Kalla maximum-likelihood-estimaten av medel och standardavvikelse mML och sML . Fördelningen för medelvärdet blir då en normalfördelning med medelvärde mML och standardavvikelse sML/\sqrt{n} och fördelningen för standardavvikelsen blir en normalfördelning med medelvärde sML och standardavvikelse $sML/\sqrt{2n}$.

Vi ser alltså mätvärdena som kommande från en statistisk normalfördelning $f=N(m,s)$ precis som förut, men istället för att låta m och s vara fixa värden så ses de som stokastiska variabler med normalfördelningarna $N(17, 2/\sqrt{n})$ respektive $N(2, 2/\sqrt{2n})$.

Med hjälp av dessa fördelningar för m och s kan vi sedan beräkna väntevärdet för $P_{<7}$ (för enkelhetens skull betecknar vi i det följande detta väntevärde med $P_{<7}$ helt enkelt). Den totala risken fås som förut som $1-(1-P_{<7})^N$, se Tabell 4-3.

Om vi lägger modelleringen av denna osäkerhet till vår modellering av den förbättrade processen kan vi studera inverkan av antal mätvärden.

Tabell 4-3. Risk att understiga gränsvärdet 7 % brottförlängning för ett enskilt test och för någon del av en hel insats (total risk) givet olika antal mätvärden och under antagandet att den underliggande fördelningen har medelvärde 17 och standardavvikelse 2.

Antal mätvärden	$P_{<7}$	Total risk
6	0,01 %	84 %
8	0,006 %	63 %
10	0,004 %	47 %
100	0,0001 %	2 %
1000	0,000034 %	0,57 %

Här syns tydligt att med väldigt många mätvärden blir denna extra osäkerhet försumbar och risken blir ungefär som innan vi lade till denna osäkerhetsmodellering. Här syns också att om man ska säkra varje insats bara genom mätningar från den insatsen, vilken innebär att man inte kan få mycket mer än kanske 10 mätvärden, så måste processen förbättras ytterligare för att få en acceptabel risk. Låt oss därför göra samma sak för en ytterligare förbättrad process med medelvärde 20 och standardavvikelse 1,5. Då fås Tabell 4-4.

Tabell 4-4. Risk att understiga gränsvärdet 7 % brottförlängning för ett enskilt test och för någon del av en hel insats (total risk) givet olika antal mätvärden och under antagandet att den underliggande fördelningen har medelvärde 20 och standardavvikelse 1,5.

Antal mätvärden	$P_{<7}$	Total risk
6	0,000002 %	0,04 %
8	0,0000005 %	0,008 %
10	0,0000001 %	0,002 %

Som visats så krävs större marginaler om man ska kvalitetssäkra individuella insatser bara baserat på mätvärden från toppen av den insatsen, medan om man tillåter sig att samla data från många insatser och kvalitetssäkra själva tillverkningsprocessen eller den totala mängden insatser så kan man klara sig med mindre marginaler eftersom man får mindre osäkerhet.

Ett möjligt alternativ är att inte försöka modellera den statistiska fördelningen baserat på mätvärden från bara en insats, men däremot baserat på dessa mätningar från en insats försöka detektera om den aktuella insatsen avviker signifikant från de man sett förut och baserat sin statistiska modell på. Även sådana test lider dock av samma svaghet, nämligen de blir osäkra när de baseras på få punkter.

4.2 Gränsvärde

Ovan har gränsvärdet 7 % brottförlängning använts. Detta värde är uppställt som nämnts ovan som en tillverkningsspecifikation som anger den kvalitet som leverantören måste kunna dokumentera.

I studien har även analyserats inverkan av olika uppsatta gränsvärden, för att se hur olika gränsvärden påverkar riskuppskattningarna.

Om man t ex använder de verkligt uppmätta värdena från toppen av BWR-insatser och ser utfall x som kommande från anpassad normalfördelning $x \sim N(13.7, 3.65)$ så får man följande risker $P(x < \text{gränsvärde})$ för olika gränsvärden (Tabell 4-5).

Tabell 4-5. Sannolikhet att ett enskilt slumputfall från en normalfördelning med medelvärde 13,7 och standardavvikelse 3,65 hamnar under ett givet gränsvärde.

Gränsvärde	Risk för utfall under gränsvärdet
7	3,3 %
6	1,7 %
5	0,9 %
4	0,4 %
3	0,2 %
2	0,07 %
1	0,03 %

Den totala risken avseende tillverkningsspecifikationen för den utsatta delen av en hel insats blir dock fortfarande väldigt nära 100 % även med de lägre gränsvärdena, och utan hänsyn tagen till få mätvärden, så processen måste fortfarande förbättras.

Låt oss åter titta på en förbättrad process med medelvärde 17 och standardavvikelse 2, först utan att väga in osäkerheten beroende på få mätvärden. Vi har alltså $x \sim N(17,2)$, risken för utfall under gränsvärdet är $P(x < \text{gränsvärde})$ och totala risken är $1 - (1 - P(x < \text{gränsvärde}))^N$, se Tabell 4-6.

Tabell 4-6. Risk för enskilt utfall under gränsvärde och total risk för utsatt del av hel insats givet olika gränsvärden och under antagandet att processen är normalfördelad med medelvärde 17 och standardavvikelse 2.

Gränsvärde	Risk för utfall under gränsvärdet	Total risk
7	0,00003 %	0,5 %
6	0,000002 %	0,03 %
5	0,0000001 %	0,002 %
4	0,000000004 %	0,00007 %
3	0,0000000001 %	0,000002 %
2	0,000000000003 %	0,00000005 %
1	0,00000000000006 %	0,000000001 %

Med dessa lägre gränsvärden blir alltså risken markant mindre.

Låt oss nu även väga in effekten av antal mätvärden n för gränsen 3 och jämföra det med gränsen 7.

Vi har alltså $x \sim N(m,s)$ med $m \sim N(17, 2/\sqrt{n})$ och $s \sim N(2, 2/\sqrt{2n})$. Risken för utfall under gränsvärdet är $P(x < \text{gränsvärde})$ och totala risken är $1 - (1 - P(x < \text{gränsvärde}))^N$, se Tabell 4-7.

Tabell 4-7. Risk att understiga olika gränsvärden för ett enskilt test och för någon del av utsatt del av en hel insats (total risk) givet olika antal mätvärden och under antagandet att den underliggande fördelningen har medelvärde 17 och standardavvikelse 2.

Gränsvärde	Antal mätvärden	Risk per provstav	Total insatsrisk
7	6	0,01 %	84 %
7	8	0,006 %	63 %
7	10	0,004 %	47 %
7	100	0,0001 %	1,7 %
7	1000	0,000034 %	0,57 %
3	6	0,0001 %	2 %
3	8	0,00004 %	0,7 %
3	10	0,00002 %	0,3 %
3	100	0,000000006 %	0,00010 %
3	1000	0,0000000002 %	0,000004 %

Här syns att för den hypotetiskt förbättrade processen och med gränsvärde 3 istället för 7, så sjunker risken för att understiga kraven i den utsatta delen av insatsen till relativt låga värden, även för relativt få mätvärden, men faktum kvarstår att risken till övervägande del beror på osäkerheten som kommer av att ta få mätvärden.

4.3 Målvärden för produktionskvalitet

Vi kan nu sammanställa målvärden för hur mycket produktionskvaliteten behöver förbättras för att uppfylla önskade krav.

Vi antar att man kommer att ta 6 provstavar från toppen av insatsen och att vi är intresserade av den totala risken att någon del av den utsatta delen av insatsen understiger gränsvärdet.

För varje gränsvärde (t ex 7 % brottförlängning) kan vi då i en tabell visa total risk givet olika värden på medel och standardavvikelse (Std) för brottförlängning.

Då de faktiskt gjorda mätningarna har medelvärde 13,7 och standardavvikelse 3,65 så undersöks medelvärden från 14 till 20 (mer är bättre) och standardavvikelser från 3,65 till 1 (mindre är bättre).

För att enkelt kunna kolla upp den risk man är intresserad av varierar i Tabell 4-8 alla tre parametrarna gränsvärde, medelvärde och standardavvikelse, men egentligen finns bara två frihetsgrader, då det bara är standardavvikelse och skillnaden mellan gränsvärde och medelvärde som spelar roll, inte de faktiska värdena på gränsvärde och medelvärde.

Tabell 4-8. Total risk att någon del av utsatt del av insats inte uppfyller gränsvärdet givet olika medelvärden och standardavvikelser för underliggande process och givet antagandet att man ska uppskatta risken från 6 provstavar tagna från toppen av insatsen.

Gränsvärde	Medelvärde	Std 3.65	Std 3	Std 2	Std 1
7	14	100 %	100 %	100 %	2 %
7	15	100 %	100 %	100 %	0,2 %
7	16	100 %	100 %	99 %	0,01 %
7	17	100 %	100 %	84 %	0,002 %
7	18	100 %	100 %	45 %	0,0002 %
7	19	100 %	100 %	18 %	0,000008 %
7	20	100 %	99,9%	6 %	0,0000006 %
6	14	100 %	100 %	100 %	0,2 %
6	15	100 %	100 %	99 %	0,01 %
6	16	100 %	100 %	84 %	0,002 %
6	17	100 %	100 %	45 %	0,0002 %
6	18	100 %	100 %	18 %	0,000008 %
6	19	100 %	99,9 %	6 %	0,0000006 %
6	20	100 %	97 %	2 %	0,00000004 %
5	14	100 %	100 %	99 %	0,01 %
5	15	100 %	100 %	84 %	0,002 %
5	16	100 %	100 %	45 %	0,0002 %
5	17	100 %	100 %	18 %	0,000008 %
5	18	100 %	99,9%	6 %	0,0000006 %
5	19	100 %	97 %	2 %	0,00000004 %
5	20	99,999 %	83 %	0,6 %	0,000000003 %
4	14	100 %	100 %	84 %	0,002 %
4	15	100 %	100 %	45 %	0,0002 %
4	16	100 %	100 %	18 %	0,000008 %
4	17	100 %	99,9%	6 %	0,0000006 %
4	18	100 %	97 %	2 %	0,00000004 %
4	19	99,999 %	83 %	0,6 %	0,000000003 %
4	20	99,9%	58 %	0,2 %	0,0000000002 %
3	14	100 %	100 %	45 %	0,0002 %
3	15	100 %	100 %	18 %	0,000008 %
3	16	100 %	99,9%	6 %	0,0000006 %
3	17	100 %	97 %	2 %	0,00000004 %
3	18	99,999 %	83 %	0,6 %	0,000000003 %

Gränsvärde	Medelvärde	Std 3.65	Std 3	Std 2	Std 1
3	19	99,9 %	58 %	0,2 %	0,0000000002 %
3	20	97 %	33 %	0,05 %	~0 %
2	14	100 %	100 %	18 %	0,000008 %
2	15	100 %	99,9 %	6 %	0,0000006 %
2	16	100 %	97 %	2 %	0,00000004 %
2	17	99,999 %	83 %	0,6 %	0,000000003 %
2	18	99,9 %	58 %	0,2 %	0,0000000002 %
2	19	97 %	33 %	0,05 %	~0 %
2	20	87 %	17 %	0,01 %	~0 %
1	14	100 %	99,9 %	6 %	0,0000006 %
1	15	100 %	97 %	2 %	0,00000004 %
1	16	99,999 %	83 %	0,6 %	0,000000003 %
1	17	99,9 %	58 %	0,2 %	0,0000000002 %
1	18	97 %	33 %	0,05 %	~0 %
1	19	87 %	17 %	0,01 %	~0 %
1	20	67 %	9 %	0,003 %	~0 %

5 Val av statistisk fördelning

Hittills har rapporten använt uteslutande normalfördelningar. Det finns argument för att använda andra fördelningar, som t ex LogNormal-fördelning eller Weibull-fördelning. Bland annat beroende på att egenskapen vi modellerar inte kan vara negativ, och på att vi är intresserade av den sämsta delen av en insats (den sämsta av ett antal hypotetiska provstavar). I praktiken gör det dock ingen avgörande skillnad i det här fallet. Fördelningarna är inte i närheten av 0, och eftersom de bygger på så få mätvärden så är osäkerheten på grund av det större än variationen i form på olika fördelningar.

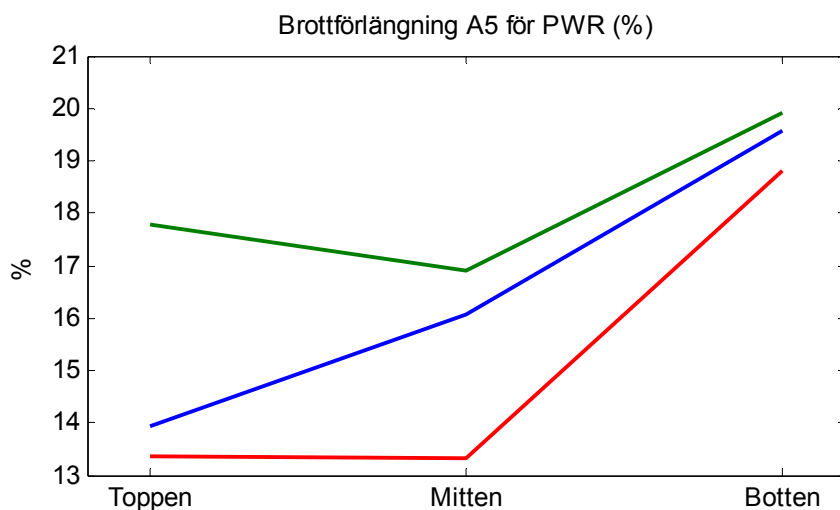
Som illustration så fick vi ovan med normalfördelning anpassad till de verkliga uppmätta värdena från toppen av BWR-insatser risken 3,3 % att hamna under gränsvärdet 7. Gör man samma sak med en Weibull-fördelning istället får man risken 3,4 %. Eftersom andra faktorer spelar mycket större roll så fokuserar därför rapporten på normalfördelningar.

Det finns slutsatser man kan dra utan att göra antaganden om fördelning. T ex säger Chebyshevs olikhet, se Shiryaev (1995), att max $1/k^2$ av mätvärden kan ligga längre än k standardavvikelser från medelvärdet. Vi kan beräkna medelvärde m och standardavvikelse s . Gränsvärdets avstånd från medelvärdet är då $m-7$ (givet gränsvärde 7 och medelvärde större än 7). Delar man det med s får man antal standardavvikelser till gränsvärdet $(m-7)/s=k$. Det följer då att max $1/((m-7)/s)^2$ av mätvärdena kan vara så långt eller längre från medelvärdet. Det ger då risken $P_{<7}=30\%$ att jämföras med 3 % under antagandet om normalfördelning. Att resultatet blir så svagt beror på osäkerheten kring den sanna fördelningen och på att även mycket extrema fördelningar täcks av detta villkor. Eftersom de flesta rimliga fördelningar dock ger värden i likhet med normalfördelningens så fokuserar rapporten på analys givet det antagandet.

6 Modellering och riskberäkning avseende brottförlängning för PWR

De övergripande slutsatserna från analysen av BWR-insatser gäller även för PWR-insatser. Därför görs inte samma detaljerade genomgång igen. Planen är att i produktion ta 8 provstavar från toppen av insatsen.

Även för PWR är botten av insatsen bäst, men toppen och mitten är ungefär likvärdiga i detta fall, se provrapporter från SweCast (2013) i referenslistan, vilket syns i Figur 6-1. Vi gör därför på samma sätt som för BWR och använder mätvärdena från toppen. Det ger en normalfördelning med medelvärde 15 och standardavvikelse 3,7 (att jämföra med 14 respektive 3,7 för BWR). PWR är alltså aningen bättre. $P_{<7}$ blir då 1,5 % (att jämföra med 3,3 % för BWR). För PWR är dock antalet hypotetiska provstavar ungefär 23000 så totala risken är fortfarande mycket nära 100 % även utan att väga in osäkerheten pga få mätvärden, precis som för BWR. Även denna process behöver alltså förbättras.



Figur 6-1. Brottförlängning. Varje kurva visar medel av 8 provstavar i topp, mitt och botten för en insats.

För hypotetiska förbättrade processer så finns två skillnader gentemot BWR. Antalet provstavar motsvarande den utsatta delen av en hel insats är något större (23000 istället för 17000) och det önskvärda antalet provstavar från varje insats i produktion är något större (8 istället för 6). Med samma förbättrade statistik vi använde för BWR, medelvärde 17 och standardavvikelse 2, så får man för PWR Tabell 6-1.

Tabell 6-1. Risk att understiga olika gränsvärden för ett enskilt test och för någon del av utsatt del av en hel insats (total risk) givet olika antal mätvärden och under antagandet att den underliggande fördelningen har medelvärde 17 och standardavvikelse 2.

Gränsvärde	Antal mätvärden	Risk per provstav	Total insatsrisk
7	6	0,01 %	91 %
7	8	0,006 %	74 %
7	10	0,004 %	58 %
7	100	0,0001 %	2,2 %
7	1000	0,000034 %	0,8 %
3	6	0,0001 %	3 %
3	8	0,00004 %	0,9 %
3	10	0,00002 %	0,4 %
3	100	0,000000006 %	0,00014 %
3	1000	0,0000000002 %	0,000005 %

Med den ytterligare förbättrade processen med medelvärde 20 och standardavvikelse 1,5 får man Tabell 6-2 för det nuvarande uppsatta gränsvärdet 7.

Tabell 6-2. Risk att understiga gränsvärden 7 % för ett enskilt test och för någon del av utsatt del av en hel insats (total risk) givet olika antal mätvärden och under antagandet att den underliggande fördelningen har medelvärde 20 och standardavvikelse 1,5.

Antal mätvärden	$P_{<7}$	Total risk
6	0,000002 %	0,05 %
8	0,0000005 %	0,01 %
10	0,0000001 %	0,003 %

7 Brottseghet

Även analysen av brottseghet följer samma mönster som analysen av brottförlängning. Analysen bygger på provstavar tagna från provgjutningar, se provrapporter KTH (2013) samt VTT (2013) i referenslistan. Planen är här att i produktion ta tre provstavar från toppen av insatsen.

7.1 PWR

Gränsvärdet som bör överstigas i varje del av insatsen är här satt till 80kN/m. Mätningar är gjorda på toppen och mitten av insatser. Även i detta fall är mitten bättre än toppen. Toppen har medelvärde 123,7 och standardavvikelse 13,3. Mitten har medelvärde 159,7 och standardavvikelse 12,8. Med samma argument som förut så används här värdena från toppen. Om man alltså har $x \sim N(123.7, 13.3)$ så blir sannolikheten att ett prov hamnar under gränsen $P(x < 80 \text{ kN/m}) = 0,05 \%$. Detta är utan att väga in osäkerheten pga få mätvärden. Om man nu antar att processen fortsätter ha samma statistik och väger in att man ska uppskatta risken för en insats baserat på tre mätvärden ökar osäkerheten. Med samma teknik som för brottförlängning så får vi att $x \sim N(m, s)$ med $m \sim N(123.7, 13.3/\sqrt{3})$ och $s \sim N(13.3, 13.3/\sqrt{2 * 3})$. Risken för utfall under gränsvärdet 80 är då $P(x < 80) = 0,7 \%$.

Ovanstående gäller analys av J_{2mm} . Det går att argumentera för att brottseghet är en stabilare egenskap än vad detta värde ensamt indikerar. Se till exempel "Fracture testing of cast iron, IP 25" (SKBdoc 1414796).

7.2 BWR

Gränsvärdet som bör överstigas i varje del av insatsen är här satt till 90kN/m. I dessa mätningar var mitten sämst med medelvärde 109,7 och standardavvikelse 7,6 vilket ger risken $P_{<90} = 0,5 \%$. Detta är utan att väga in osäkerheten pga få mätvärden. Om man nu antar att processen fortsätter ha samma statistik och väger in att man ska uppskatta risken för en insats baserat på tre mätvärden ökar osäkerheten. Med samma teknik som för brottförlängning så får vi att $x \sim N(m, s)$ med $m \sim N(109.7, 7.6/\sqrt{3})$ och $s \sim N(7.6, 7.6/\sqrt{2 * 3})$. Risken för utfall under gränsvärdet 90 är då $P(x < 90) = 2 \%$. Relativt få mätvärden är tillgängliga i nuläget, men om det skulle visa sig stämma att mitten är svagast så är det ett ytterligare problem eftersom mätvärden i produktion kommer att tas från toppen. Dock gäller samma förbehåll som för PWR angående att bedöma seghet enbart utifrån mätning av J_{2mm} .

7.3 Total risk

Ovanstående analys gäller risken att uppställda krav för brottseghet inte uppfylls i en punkt. Den totala risken att någon del av hela insatsen inte uppfyller kraven kan inte uppskattas på samma sätt som för brottförlängning på grund av testens olika natur, som beskrivits tidigare i rapporten. Därför kan inte den statistiska analysen i denna rapport bedöma den totala risken gällande brottseghet. Om en sådan riskuppskattning behövs krävs därför en bredare analys avseende materialets seghet och dess spatiala variation.

8 Slutsatser

Denna rapport har belyst sambanden mellan antal provstavsmätningar, statistik för uppmätta värden, uppsatta gränsvärden, och risken att någon del av en insats av BWR- eller PWR-typ inte uppfyller kraven på brottförlängning och brottseghet.

När det gäller angreppssättet för kvalitetssäkringen så kan man dra slutsatsen att om man vill kvalitetssäkra varje komponent, bara med hjälp av mätningar från toppen av den komponenten, så krävs större marginaler till de uppställda kraven än om man kvalitetssäkrar tillverkningsprocessen i sig, eller den totala mängden av tillverkade komponenter. Då det som spelar roll är risken att hamna under gränsvärdena kan man åstadkomma bättre säkerhetsmarginaler antingen genom förbättrat medelvärde eller genom minskad spridning (minskad standardavvikelse).

Individuella provmätningar på nuvarande tillverkningsprocesser ligger inte under gränsvärdena, och uppfyller därmed kraven, men medelvärdena är nära gränsen och spridningen är stor så de uppställda kraven på brottförlängning och brottseghet kan inte sägas vara uppfyllda med statistisk signifikans. När det gäller brottförlängning så visar dock rapportens beräkningar på hypotetiska förbättrade tillverkningsprocesser och modifierade gränsvärden att relativt begränsade förbättringar av tillverkningsprocessen och en översikt av nödvändiga gränsvärdesnivåer kan räcka för att kunna säga med statistisk signifikans att varje insats i sin helhet uppfyller kraven, även baserat på ett fåtal mätningar från toppen av en insats. Notera dock att alla tre faktorer (gränsvärden, uppmätta medelvärden och uppmätta standardavvikelser) antagligen behöver justeras från nuvarande nivå för att uppnå önskvärdt låg risk. Analysen av brottseghet är mer komplicerad och för kvantitativa slutsatser om total risk när det gäller brottseghet krävs vidare undersökningar.

Referenser

ASTM, 2013. ASTM E 1820-13, Standard Test Method for Measurement of Fracture Toughness, ASTM International, West Conshohocken, PA, 2013

Minnesanteckningar från avstämningsmöte mellan SSM och SKB angående kompletteringar rörande kapselrelaterade frågor. 2014-04-25 SSM2011-1137-61

Raiko H, Sandström R, Rydén H, Johansson M, 2010. Design analysis report for the canister. SKB TR-10-28, Svensk Kärnbränslehantering AB

Shiryayev A N, 1995. Probability, sid 47, Second edition, Springer

SS-EN ISO 1563:2012. Gjutna material – Segjärn. Stockholm: Swedish Standard Institute

Unpublished documents

SKBdoc id, version	Titel	Utfärdare, År
1078585 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 54	Swerea Swecast, 2007
1078594 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 55	Swerea Swecast, 2007
1094762 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 53	Swerea Swecast, 2007
1094763 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 56	Swerea Swecast, 2007
1094784 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 57	Swerea Swecast, 2007
1189564 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 54 (Mitten/Botten)	Swerea Swecast, 2007
1206724 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 53 (Mitten/Botten)	Swerea Swecast, 2007
1206767 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 56 (Mitten/Botten)	Swerea Swecast, 2007
1206776 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 57 (Mitten/Botten)	Swerea Swecast, 2007
1206804 ver 1.0	Materialprovning av segjärnsinsats I 55 (Mitten/Botten)	Swerea Swecast, 2007
1348258 ver 2.0	Materialprovning av segjärnsinsats IP 23T	Swerea Swecast, 2013
1348281 ver 2.0	Materialprovning av segjärnsinsats IP 23M	Swerea Swecast, 2013
1348282 ver 2.0	Materialprovning av segjärnsinsats IP 23B	Swerea Swecast, 2013
1364251 ver 2.0	Materialprovning av segjärnsinsats IP 24T	Swerea Swecast, 2013
1371794 ver 2.0	Materialprovning av segjärnsinsats IP 24M	Swerea Swecast, 2013
1372047 ver 2.0	Materialprovning av segjärnsinsats IP 24B	Swerea Swecast, 2013
1375086 ver 2.0	Materialprovning av segjärnsinsats IP 25T	Swerea Swecast, 2013
1375439 ver 2.0	Fracture toughness measurements on ductile cast iron	VTT Technical Research Center, 2013
1387918 ver 2.0	Materialprovning av segjärnsinsats IP 25M	Swerea Swecast, 2013
1388648 ver 2.0	Materialprovning av segjärnsinsats IP 25B	Swerea Swecast, 2013
1397324 ver 3.0	Brottmekanisk provning av segjärn, IP24M	KTH, 2013
1397325 ver 3.0	Brottmekanisk provning av segjärn, IP23M	KTH, 2013
1397930 ver 3.0	Brottmekanisk provning av segjärn, IP25M	KTH, 2013
1397931 ver 3.0	Brottmekanisk provning av segjärn, IP25M	KTH, 2013

SKBdoc id, version	Titel	Utfärdare, År
1403709 ver 2.0	Brottmekanisk provning av segjärn, IP23M	KTH, 2013
1412158 ver 1.0	Probabilistic analysis of BWR canister inserts for spent nuclear fuel in the case of an earthquake induced rock shear load	Inspecta Technology, 2014
1414794 ver 1.0	Fracture toughness testing of cast iron, I53	KTH, 2013
1414796 ver 1.0	Fracture testing of cast iron, IP 25	KTH, 2013

Appendix: Data

Brottförlängning BWR

INSATS	TEST_NR	POSITION (Topp, Mitt, Botten)	Brottförlängning (%)
I53	1	T	14,3
I53	2	T	18,1
I53	3	T	14,7
I53	4	T	8,9
I53	5	T	17,6
I53	6	T	13,1
I53	1	M	14,7
I53	2	M	18,7
I53	3	M	17,7
I53	4	M	14,9
I53	5	M	17,6
I53	6	M	13,9
I53	1	B	18
I53	2	B	17,3
I53	3	B	17,1
I53	4	B	17,7
I53	5	B	15,9
I53	6	B	19
I54	1	T	7,6
I54	2	T	17,3
I54	3	T	9,9
I54	4	T	9
I54	5	T	9,1
I54	6	T	11,7
I54	1	M	19,1
I54	2	M	15,4
I54	3	M	19,4
I54	4	M	15,9
I54	5	M	14,6
I54	6	M	15,1
I54	1	B	17,1
I54	2	B	18
I54	3	B	17,4
I54	4	B	14
I54	5	B	16,4
I54	6	B	15,4
I55	1	T	13,4
I55	2	T	14,7

I55	3	T	18
I55	4	T	17,7
I55	5	T	16,3
I55	6	T	20
I55	1	M	18
I55	2	M	18,1
I55	3	M	14,3
I55	4	M	15,6
I55	5	M	18,6
I55	6	M	15,1
I55	1	B	17,4
I55	2	B	16,4
I55	3	B	18,3
I55	4	B	20
I55	5	B	18
I55	6	B	13,3
I56	1	T	13,1
I56	2	T	17,7
I56	3	T	12
I56	4	T	7,6
I56	5	T	17,9
I56	6	T	16,1
I56	1	M	13,4
I56	2	M	15,3
I56	3	M	14,9
I56	4	M	16,9
I56	5	M	13,3
I56	6	M	16,6
I56	1	B	17
I56	2	B	18,7
I56	3	B	18,1
I56	4	B	18,9
I56	5	B	16,1
I56	6	B	14
I57	1	T	12,1
I57	2	T	7,3
I57	3	T	12,3
I57	4	T	11
I57	5	T	16,6
I57	6	T	16,4
I57	1	M	14,1
I57	2	M	17,4
I57	3	M	18,6
I57	4	M	16
I57	5	M	17,9

I57	6	M	17,1
I57	1	B	16
I57	2	B	18
I57	3	B	18,4
I57	4	B	18,9
I57	5	B	19,9
I57	6	B	17,7

Brottförlängning PWR

Insats-id	test_nr	POSITION (Topp, Mitt, Botten)	Brottförlängning (%)
CCLIP0023	1	M	21,9
CCLIP0023	2	M	15,8
CCLIP0023	3	M	15,7
CCLIP0023	4	M	4,9
CCLIP0023	5	M	17,8
CCLIP0023	6	M	22,4
CCLIP0023	7	M	10,2
CCLIP0023	8	M	19,9
CCLIP0023	1	B	21,9
CCLIP0023	2	B	18,2
CCLIP0023	3	B	20,5
CCLIP0023	4	B	13,6
CCLIP0023	5	B	19,8
CCLIP0023	6	B	22,9
CCLIP0023	7	B	21,4
CCLIP0023	8	B	18,2
CCLIP0023	1	T	15,4
CCLIP0023	2	T	11,9
CCLIP0023	3	T	19,3
CCLIP0023	4	T	12,4
CCLIP0023	5	T	10,6
CCLIP0023	6	T	15,7
CCLIP0023	7	T	19,7
CCLIP0023	8	T	6,6
CCLIP0024	1	T	22,0
CCLIP0024	2	T	18,7
CCLIP0024	3	T	14,6
CCLIP0024	4	T	12,3
CCLIP0024	5	T	16,6
CCLIP0024	6	T	22,2
CCLIP0024	7	T	17,7
CCLIP0024	8	T	18,1

CCLIP0024	1	B	20,9
CCLIP0024	2	B	20,3
CCLIP0024	3	B	20,3
CCLIP0024	4	B	14,9
CCLIP0024	5	B	19,0
CCLIP0024	6	B	22,5
CCLIP0024	7	B	20,8
CCLIP0024	8	B	20,5
CCLIP0024	1	M	19,7
CCLIP0024	2	M	19,7
CCLIP0024	3	M	18,6
CCLIP0024	4	M	14,3
CCLIP0024	5	M	11,8
CCLIP0024	6	M	21,1
CCLIP0024	7	M	11,9
CCLIP0024	8	M	18,1
CCLIP0025	1	T	15,0
CCLIP0025	2	T	14,1
CCLIP0025	3	T	10,5
CCLIP0025	4	T	12,4
CCLIP0025	5	T	12,5
CCLIP0025	6	T	16,0
CCLIP0025	7	T	13,9
CCLIP0025	8	T	12,4
CCLIP0025	1	M	13,6
CCLIP0025	2	M	12,2
CCLIP0025	3	M	16,8
CCLIP0025	4	M	9,4
CCLIP0025	5	M	13,7
CCLIP0025	6	M	16,7
CCLIP0025	7	M	8,0
CCLIP0025	8	M	16,2
CCLIP0025	1	B	20,7
CCLIP0025	2	B	17,6
CCLIP0025	3	B	20,0
CCLIP0025	4	B	19,8
CCLIP0025	5	B	17,4
CCLIP0025	6	B	16,7
CCLIP0025	7	B	19,1
CCLIP0025	8	B	19,3

Brottseghet BWR

J2mm kN/m

I53

1	113
2	130
3	114

I53

1	121
2	119
3	125
4	124
5	--
6	125

I53 mitt

1	96,1
2	120
3	104,3
4	117,9
5	123,5
6	108

I56 mitt

1	106,4
2	108,4
3	106,1
4	107,7
5	102,6
6	115,4

Brottseghet PWR

	J2mm kN/m
IP23T	
1	140
2	126
3	136
4	111
5	102
6	127
IP23M	
1	164
2	148
3	166
4	155
5	150
6	141
IP24M	
1	169
2	159
3	184
4	167
5	156
6	175
IP25M	
1	137
2	158
3	169
4	148
5	153
6	187
IP25M	
1	150
2	158