

Konsekvenser av indelningar i områden för redovisning av försök i svensk sortprovning

Johannes Forkman, Saeid Amiri and Dietrich von Rosen

Swedish University of Agricultural Sciences (SLU)
Department of Crop Production Ecology (VPE)
Uppsala 2009

Konsekvenser av indelningar i områden för redovisning av försök i svensk sortprovning
Forkman, J., Amiri, S. & von Rosen, D.
Report from the Department of Crop Production Ecology (VPE) • No. 9
Swedish University of Agricultural Sciences (SLU)
Uppsala 2009
ISSN 1653-5375
ISBN 978-91-86197-54-4

Innehåll

Sammanfattning	2
1. Inledning	2
2. Syfte	4
3. Material och metoder	4
3.1. <i>Datamängder</i>	4
3.2. <i>Beräkningar för jämförelser av alternativa indelningar</i>	4
3.3. <i>Metoder för dimensionering</i>	5
3.4. <i>Skattningar av varianskomponenter för dimensionering</i>	6
4. Resultat	7
4.1. <i>Vårkorn</i>	7
4.2. <i>Höstvete</i>	9
4.3. <i>Havre</i>	12
5. Dimensionering	14
5.1. <i>Vårkorn</i>	14
5.2. <i>Höstvete</i>	15
5.3. <i>Havre</i>	16
5.4. <i>Slutsats</i>	17
6. Diskussion	17
Tack	18
Referenser	18

Sammanfattning

I rapporten jämförs alternativa regionala och jordartsbaserade indelningar av södra Sverige för redovisning av resultat från sortprovningen. Undersökningen görs för vårkorn, höstvetete och havre. Rapporten diskuterar också hur många försök som behövs per år och region för att nå tillräcklig precision i resultaten. De slumpmässiga variationerna vid olika indelningar jämförs. Det visar sig att indelningar i regioner minskar variationskoefficienten med 0,15 procentenheter i vårkorn, 1,0 procentenheter i höstvetete och 0,5 procentenheter i havre. Eftersom dessa tal inte är större, och eftersom det behövs ett stort antal försök per region för att ge nödvändig säkerhet i resultaten rekommenderas att inga regionindelningar görs. Av samma skäl rekommenderas inte heller jordartsbaserade indelningar av försöken. För höstvetete skulle dock tre storregioner kunna användas.

1. Inledning

Resultaten från sortprovningen i södra Sverige redovisas årligen i rapporter och på Fältforsks hemsida på internet (www.ffe.slu.se). Resultaten redovisas ofta per region. För södra Sverige finns sju regioner, benämnda A–G, enligt figur 1.1.



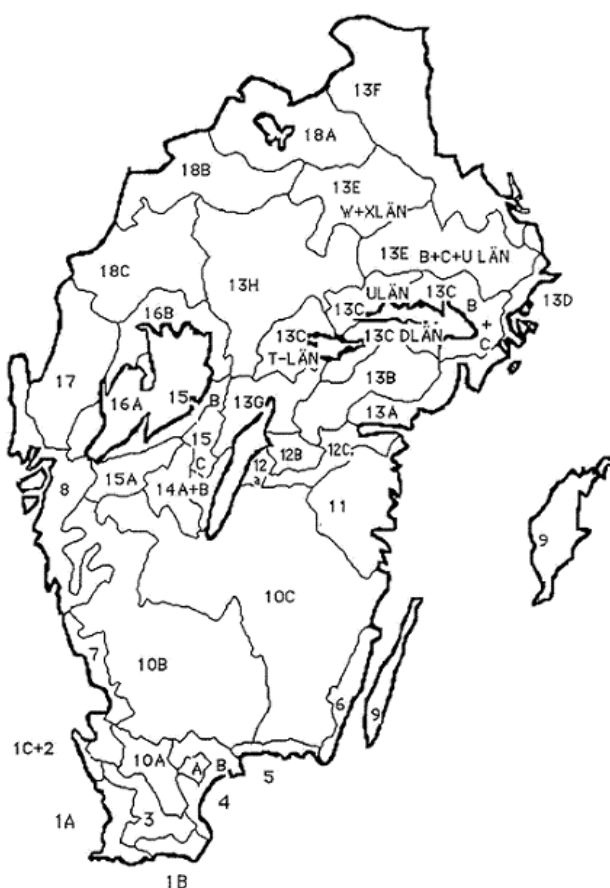
Figur 1.1: Indelning av södra Sverige i regioner för redovisning av sortförsök (källa: www.ffe.slu.se, den 25 maj, 2009)

Med åren har antalet utförda sortförsök per år minskat (tabell 1.1). I somliga grödor utförs numera endast ett fåtal försök per år och region. När antalet försök är litet blir osäkerheten i resultaten stora. Frågan har därför väckts om indelningen i områden kan göras om så att sammanlagt ett färre antal områden behövs än det finns idag. I så fall skulle antalet försök per region öka, vilket kan förbättra precisionen i skattningarna.

Tabell 1.1. Antal försök utförda i regionerna A – G, åren 1970, 1980, 1990, 2005 och 2008

År	Höstvete	Vårkorn	Vårvete	Havre	Ärter	Höstraps
1970	70	154	44	87	15	38
1980	96	204	36	121	18	48
1990	55	130	25	94	49	28
2005	51	44	16	27	10	14
2008	43	44	12	21	12	20

Regionerna är indelade i distrikt, enligt figur 1.2 och tabell 1.2. Indelningen i regioner och distrikt har sitt ursprung i en indelning utarbetad av Ernst Höijer 1921 (Larsson, 2006). Inom projektet Jordbruksområden för sortprovning, undersökte Amiri, Forkman och von Rosen (2009) med hjälp av klusteranalys vilka regioner och distrikt som ger liknande resultat i sortprovningen. Med utgångspunkt i det arbetet undersöks i den här rapporten konsekvenserna av indelningar i alternativa jordbruksområden.



Figur 1.2: Indelning av södra Sverige i distrikt för redovisning av sortförsök (källa: www.ffe.slu.se, den 25 maj, 2009)

Tabell 1.2: Distrikt per region

Region	Distrikt
A	1a 1b 1c 2 3 7
B	4a 4b 5 6 9
C	10a 10b 10c 14a 14b
D	11 12a 12b 12c
E	8 15a 15b 15c 16a 16b

F	13a 13b 13c 13e 13f 13g
G	13e 13f 13h 17 18a 18b 18c

Amiri, Forkman och von Rosen (2009) undersökte också indelningar baserade på de sju jordarterna sand (Sa), mo (Mo), mjåla (Mj), lättlera (LL), mellanlera (ML), styv lera (SL) och mulljord (M). I den här rapporten valideras även jordartsbaserade indelningar.

2. Syfte

Syftet med den här rapporten är att utvärdera och jämföra olika geografiska och jordartsbaserade indelningar av sortförsöken i vårkorn, höstvetete och havre. Rapporten syftar också till att utreda hur stor sortprovningen i dessa grödor behöver vara, i termer av antal försök per år, antal replikat per försök och antal år i en serie, för att något givet krav på säkerheten i resultaten ska kunna klaras.

3. Material och metoder

3.1. Datamängder

Utvärderingen och jämförelsen av olika geografiska och jordartsbaserade indelningar har gjorts på samma datamängder som analyserades med syftet att avgöra vilka regioner, distrikt och jordarter som ger liknande resultat. Analyserna redovisades av Amiri, Forkman och von Rosen (2009).

Datamängden för vårkorn innehöll 16 005 observationer av skörd från 539 försök med sammanlagt 255 sorter. Datamängden för höstvetete innehöll 15 191 observationer från 468 försök med sammanlagt 217 sorter, och datamängden för havre innehöll 4 242 observationer från 292 försök med sammanlagt 108 sorter. Datamängderna bestod av medelvärden av försökens replikat, skattade vid analyser av de enskilda försöken. Samtliga försök utfördes under 10-årsperioden 1997–2006. Amiri, Forkman och von Rosen (2009) rapporterade deskriptiv statistik för datamängderna.

3.2 Beräkningar för jämförelser av alternativa indelningar

Alternativa indelningar i grupper av geografiska områden eller jordarter bestämdes baserat på resultaten av klusteranalyserna utförda av Amiri, Forkman och von Rosen (2009).

Initiala statistiska analyser gav inga belägg för inhomogen varians i vårkorn och höstvetete. I havre ökade dock spridningen något med skördenivån. Samtliga grödor analyserades på samma sätt, utan logaritmering före analys. Analyser gjordes per gröda.

För varje alternativ indelning, år och grupp skattades residualvariansen (MSE) i en tvåvägs variansanalys med försök och sorter som förklarande faktorer. Genomsnittliga residualvarianser beräknades per alternativ indelning. Residualspridningen, dvs. kvadratroten ur den genomsnittliga residualvariansen, beräknades per alternativ indelning och redovisades i tabeller för jämförelser mellan de alternativa indelningarna. Beräkningarna gjordes i SAS 9.1.3 med proceduren GLM.

3.3 Metoder för dimensionering

Skördarna från en serie med v sorter och n försök, utförda under samma år, kan beskrivas med en statistisk modell med två faktorer: Sort och Försök. Residualvariansen σ^2 skattas med $(n - 1)(v - 1)$ frihetsgrader. Skillnaden mellan två sorter kan jämföras med minsta signifikanta skillnaden, LSD, som vi här betecknar L . Minsta signifikanta skillnaden är

$$L = t \sqrt{\frac{2\sigma^2}{n}} \quad (1)$$

där t är t-fördelningens 97,5:e percentil vid $(n - 1)(v - 1)$ frihetsgrader. När antalet frihetsgrader är stort, vilket oftast är fallet i sortförsök, är $t \approx 2$. Som funktion av LSD kan därför antalet försök skrivas

$$n \approx \frac{8\sigma^2}{L^2} \quad (2)$$

Om exempelvis variationskoefficienten (CV) är 5 % (så att σ är 5 % av medelvärdet) och vi vill att LSD ska vara högst 5 %, krävs, enligt (2), minst $n = 8$ försök.

Dock är sannolikheten för ett signifikant resultat bara 50 % om LSD är 5 %, och samtidigt den sanna, dvs. förväntade, skillnaden mellan två sorter är exakt 5 %. Det är ju lika troligt, vid normalfördelning, att den uppmätta skillnaden är något större än LSD som att den är något mindre. Man säger att testets styrka är 50 %. Styrkan är sannolikheten att få ett signifikant resultat när det finns en skillnad. Vanligen vill man att styrkan i testet ska vara betydligt större än 50 %, t.ex. 80 % eller 90 %. För att få en större styrka kan man som tumregel kräva att antalet försök ska vara så stort att medelfelet i skillnaden mellan två sorter är mindre än $\Delta/3$, där Δ är den sanna skillnaden mellan sorterna (Mead, 1988, s. 126). När $t \approx 2$ krävs enligt denna tumregel

$$n = \frac{18\sigma^2}{\Delta^2} \quad (3)$$

försök. Tumregeln ger en styrka på ca 80 %. Antag till exempel att vi vill kunna visa att två sorter ger olika skörd, när den ena sorten faktiskt genomsnittligt ger 5 % större skörd än den andra, dvs. när $\Delta = 5$ %. Om CV är 5 % krävs, enligt (3), 18 försök. Med 18 försök blir LSD, enligt (1), 3,33 %. Ekvationerna (2) och (3) ger att $\Delta = 1,5 L$.

När försöken utförs under olika år blir beräkningarna lite mer komplicerade. Skillnaderna mellan sorterna brukar nämligen variera från år till år. Man kan modellera detta som ett slumpmässigt samspel mellan sorter och år. Den statistiska modellen omfattar i så fall fyra faktorer: Sort, År, Sort*År och Försök. Om serien omfattar v sorter undersökta under a år med n försök per år, och om variansen för samspelet Sort*År är σ_A^2 , och om residualvariansen är σ^2 , blir minsta signifikanta skillnaden

$$L = t \sqrt{2 \left(\frac{\sigma_A^2}{a} + \frac{\sigma^2}{a \cdot n} \right)}, \quad (4)$$

där t är t-fördelningens 97,5:e percentil vid $(a-1)(v-1)$ frihetsgrader. Vanligen kan man räkna med att $t \approx 2$, eftersom antalet sorter k brukar vara stort.

Varje försök omfattar flera replikat. Låt r beteckna antalet replikat i försöket (dvs. antalet block i ett randomiserat fullständigt blockförsök), och låt σ_E^2 beteckna variansen för försöksfelet. I försöksserien analyseras medelvärdena från de enskilda försöken. Dessa medelvärden har variansen σ_E^2/r . Vi kan därför skriva

$$\sigma^2 = \sigma_B^2 + \frac{\sigma_E^2}{r}. \quad (5)$$

I (5) betecknar σ_B^2 ett slumpmässigt samspel mellan sorter och försök. Kombinerar man (4) och (5) får man följande uttryck för hur minsta signifikanta skillnaden L beror på antalet år (a), försök per år (n) och replikat per försök (r):

$$L = t \sqrt{2 \left(\frac{\sigma_A^2}{a} + \frac{\sigma_B^2}{a \cdot n} + \frac{\sigma_E^2}{a \cdot n \cdot r} \right)}, \quad (6)$$

där t är t-fördelningens 97,5:e percentil vid $(a-1)(v-1)$ frihetsgrader. När alla försöken i serien kommer från samma år blir, genom kombination av (1) och (5), minsta signifikanta skillnaden

$$L = t \sqrt{2 \left(\frac{\sigma_B^2}{n} + \frac{\sigma_E^2}{n \cdot r} \right)}, \quad (7)$$

där t är t-fördelningens 97,5:e percentil vid $(n-1)(v-1)$ frihetsgrader.

3.4 Skattningar av varianskomponenter för dimensionering

Residualvariansen σ^2 i (1), (2) och (3) skattades så som beskrivits i avsnitt 3.2.

De två varianskomponenterna i ekvation (4), σ_A^2 , och σ^2 , skattades genom anpassning av en linjär modell med tre faktorer: Sort, År och Försök. Sort modellerades som fix faktor. År, samspelet mellan År och Sort, samt Försök modellerades som oberoende normalfördelade faktorer med väntevärde 0. I ekvation (4) betecknar σ_A^2 variansen för samspelet mellan år och sorter, och σ^2 residualvariansen. Anpassning gjordes i SAS 9.1.3 med proceduren MIXED.

I datamängderna fanns ingen information om variansen σ_E^2 för försöksfelet, eftersom datamängderna bestod av försökens ledmedelvärden. För att skatta genomsnittligt CV för försöksfelet gjordes ett utdrag av CV ur Fältforsks databas för fältförsök. I utdraget inkluderades försök i vårkorn, höstvetete respektive havre från tidsperioden 1997–2006. Försökens CV kvadrerades, och genomsnittliga kvadrerade CV beräknades, per gröda. Genomsnittligt CV skattades med roten ur genomsnittet, så som föreslagits av Forkman (2009).

4. Resultat

4.1 Vårkorn

Tabell 4.1 visar de grupperingar av regioner som har undersökts och hur många försök datamängden omfattar per region. Totalt omfattar datamängden 480 försök i vårkorn.

Tabell 4.1: Alternativa indelningar av regioner i grupper. Antal vårkornförsök (N) per region

Alt. R8	Alt. R7	Alt. R6	Alt. R5	Alt. R4	Alt. R3	Alt. R2	Alt. R1	Alt. R0	N		
ABCDEF	ABDF	A	ABDEF	AB	A	A	A	A	121		
		BDF			B	B	B	B	84		
		CEG		CEG	C	CEG	CEG	CEG	EG	E	51
									G	EG	G
	CEG	CEG	G	CEG	CEG	CEG	D	D	D	51	
							F	F	F	121	

Man förväntar sig att residualspridningen ska vara stor om man inte gör någon indelning alls av försöken (alt. R8 i tabell 4.1), utan räknar på hela materialet, och att residualspridningen ska vara mindre om man delar in försöken i regioner (alt. R0 i tabell 4.1) och gör en analys per region. Av tabell 4.2 framgår att indelningen i regioner medför att residualspridningen minskar från 31,2 till 30,4 g/m² vid behandling mot svamp. Eftersom medelnivån är ca 530 g/m², är skillnaden ca 0,15 procentenheter. För obehandlade resultat minskar residualspridningen från 30,4 till 29,7 g/m². Med andra ord vinner man inte mycket i precision på att göra statistiska beräkningar per region istället för att göra en enda statistisk analys som gäller samtliga regioner.

Tabell 4.2 innehåller också de genomsnittliga residualspridningarna för alla andra indelningar som listats i tabell 4.1. Om man exempelvis gör en indelning i fyra regioner, enligt alternativ R3 i tabell 4.1 blir den genomsnittliga residualspridningen 30,3 g/m² i behandlade försök. Skillnaderna i residualspridning mellan de olika alternativen är små.

Tabell 4.2: Residualspridning (g/m²) vid alternativa indelningar av regioner enligt tabell 4.1, med respektive utan behandling mot svamp

Alternativ	Med behandling	Utan behandling
R0	30,4	29,7
R1	30,9	30,1
R2	30,4	29,5
R3	30,3	30,0
R4	29,6	29,1
R5	31,2	30,9
R6	29,8	29,4
R7	29,9	29,6
R8	31,2	30,4

Två alternativa grupperingar av distrikten har undersökts: alternativ D1 respektive D2, enligt tabell 4.3. Båda dessa alternativ innebär att distriktet delas in i två grupper. Det enda som skiljer alternativen åt är klassificeringen av de 8 försök som utförts i distrikt 6. De båda alternativen jämförs även med möjligheten att inte göra någon indelning alls (alternativ D3 i tabell 4.3). Detta alternativ är egentligen samma som alternativ R8 i tabell 4.1. Antalet försök i jämförelserna av D1, D2 och D3 är dock mindre än antalet försök i jämförelsen av R8 med R1–R7. Det beror på att försöken från distrikten 12c, 14b, 15c och 18a tagits bort före analyserna med distriktsgrupperingarna. I dessa distrikt har så få försök utförts att det inte varit möjligt att

avgöra vilka andra distrikt de liknar (Amiri, Forkman och von Rosen, 2009). Därför baserar sig jämförelserna av de alternativa indelningarna av distrikten på 473 försök istället för 480. Av tabell 4.3 framgår hur många försök datamängden omfattar per distrikt.

Tabell 4.3: Alternativa indelningar av distrikt i grupper. Antal vårkornförsök (N) per distrikt

Alt. D3	Alt. D2	Alt. D1	Distrikt	N	
1	1	1	1a	42	
			1b	16	
			1c	12	
			2	10	
			3	12	
			4a	14	
			4b	10	
			7	29	
			12a	7	
			12b	29	
			2	2	2
	5	12			
	8	6			
	9	40			
	10b	20			
	10c	4			
	11	13			
	13a	8			
	13b	8			
	13c	95			
	13e	25			
	13f	9			
	15a	27			
	15b	5			
	16a	8			
	16b	4			

Om man gör beräkningar per grupp av distrikt, enligt indelningarna D1 eller D2, minskar residualspridningen i behandlade försök från 31,1 till 30,3 g/m², och ungefär lika lite i obehandlade försök. Residualspridningen är lika stor med indelningen D1 som med indelningen D2, så det går inte att avgöra vilken grupp distrikt 6 helst bör tillhöra.

Tabell 4.4: Residualspridning (g/m²) vid alternativa indelningar av distrikt enligt tabell 4.3, med respektive utan behandling mot svamp

Alternativ	Med	Utan
	behandling	behandling
D1	30,3	29,7
D2	30,3	29,7
D3	31,1	30,4

Totalt 5 jordartsbaserade indelningar har undersökts. Dessa redovisas i tabell 4.5. Alternativet S0 innebär att statistiska beräkningar görs för varje jordart (7 stycken). Alternativet S4 innebär att separata beräkningar görs för försök utförda på mulljord. För jämförelse finns också alternativet S5, som innebär att en enda statistisk analys görs, utan någon uppdelning på jordarter. Detta alternativ är egentligen samma som alternativen R8 och D3, men datamängderna skiljer sig åt. Många försök saknar uppgifter om jordarten och dessa är inte med i beräkningen

av residualspridningen enligt alternativ S5. Totalt finns 385 försök med känd jordart, och det framgår av tabell 4.5 hur dessa fördelar sig på de olika jordarterna.

Tabell 4.5: Alternativa indelningar av jordarter i grupper. Antal vårkornförsök (N) per jordart

Alt. S5	Alt. S4	Alt. S3	Alt. S2	Alt. S1	Alt. S0	N
LL_Sa_ML_Mj_Mo_SL_M	LL_Sa_ML_Mj_Mo_SL	LL_Sa	LL_Sa	LL	LL	82
				Sa	Sa	39
		ML	ML	ML	ML	113
		Mj	Mj	Mj	Mj	12
		Mo	Mo	Mo	Mo	37
	SL	M_SL	M_SL	SL	95	
	M	M		M	7	

Residualspridningen har beräknats för de olika jordartsbaserade indelningarna, och de redovisas i tabell 4.6. Det är ganska små skillnader i residualspridning mellan alternativen.

Tabell 4.6: Residualspridning (g/m^2) vid alternativa indelningar av jordarter enligt tabell 4.5, med respektive utan behandling mot svamp

Alternativ	Med behandling	Utan behandling
S0	29,6	28,6
S1	29,7	28,8
S2	30,0	29,1
S3	29,9	29,0
S4	30,6	29,8
S5	30,6	30,0

4.2 Höstvet

I höstvet har undersökts alternativa grupperingar av regionerna enligt tabell 4.7. Totalt omfattar datamängden 402 försök i höstvet. Det framgår av tabell 4.7 hur dessa fördelar sig på de olika regionerna.

Tabell 4.7: Alternativa indelningar av regioner i grupper. Antal höstveteförsök (N) per region

Alt. R8	Alt. R7	Alt. R6	Alt. R5	Alt. R4	Alt. R3	Alt. R2	Alt. R1	Alt. R0	N	
ABCDEFGF	ABD	ABCDE	AB	AB	AB	AB	A	A	112	
							B	B	56	
						D	D	D	D	44
	CEFG			CDE	CDEF	CE	C	CE	C	10
							E		E	75
		FG	FG		F	F	F	F	99	
				G	G	G	G	G	6	

Tabell 4.8 innehåller de skattade residualspridningarna för de alternativa indelningarna av regionerna. Utan någon indelning alls, dvs. om man gör en enda statistisk analys för alla områdena tillsammans, blir residualspridningen $54,0 \text{ g/m}^2$ i behandlade försök och $51,4$ i obehandlade. Analyserar man serierna inom områden minskar residualspridningen till $46,5$ respektive $45,4 \text{ g/m}^2$. Medelnivån i behandlade försök är ca 720 g/m^2 , så skillnaden är ca 1,0 procentenheter. Resultaten för indelningen R3 indikerar att det skulle gå bra att slå ihop

regionerna A och B, samt regionerna C och E utan att spridningen ökar. Man lägger också märke till att alternativet R5, som har 3 grupper, och alternativet R6, som bara har 2 grupper, reducerar spridningen jämfört med alternativet R8 (ingen gruppindelning). I dessa alternativ har regionerna F och G slagits samman.

Tabell 4.8: Residualspridning (g/m^2) vid alternativa indelningar av regioner enligt tabell 4.7, med respektive utan behandling mot svamp

Alternativ	Med behandling	Utan behandling
R0	46,5	45,4
R1	45,7	45,1
R2	47,3	44,3
R3	46,4	43,8
R4	49,9	48,3
R5	47,9	45,7
R6	49,4	46,8
R7	51,2	49,1
R8	54,0	51,4

Alternativa indelningar av distrikten har undersökts enligt tabell 4.9. I jämförelsen av distrikten exkluderades distrikt 4b, 10b, 10c, 12a, 12c, 13g och 15b, då det på grund av obalans och otillräcklig mängd information inte var möjligt att avgöra vilka övriga distrikt dessa liknar i avkastning (Amiri, Forkman och von Rosen, 2009). Sedan försöken från de 7 nämnda distrikten tagits bort återstod totalt 385 försök. Det framgår av tabell 4.9 hur de 385 försöken fördelar sig på distrikten.

Tabell 4.9: Alternativa indelningar av distrikt i grupper. Antal höstveteförsök (N) per distrikt

Alt. D3	Alt. D2	Alt. D1	Distrikt	N
1	1	1	8	6
			13c	64
			16b	8
		2	13a	19
			1c	3
		3	3	11
			5	7
			6	10
			7	13
			9	19
			11	13
			12b	28
			13b	8
			14b	7
			15a	35
	15c	3		
	2	16a	16	
		1a	48	
		1b	25	
		2	11	
4a		18		
		13e	13	

Indelning D1 reducerar residualspridningen framgångsrikt (tabell 4.10). Grupp 1 i den grupperingen är dock inte geografiskt sammanhängande, och grupp 2 består av ett enda distrikt (nämligen distrikt 13a).

Tabell 4.10: Residualspridning (g/m^2) vid alternativa indelningar av distrikt enligt tabell 4.9, med respektive utan behandling mot svamp

Alternativ	Med behandling	Utan behandling
D1	45,2	43,7
D2	48,6	46,9
D3	54,3	51,5

Tabell 4.11 visar vilka alternativa indelningar av jordarterna som har undersökts. I många försök var inte jordarten känd. Därför omfattar jämförelsen av dessa alternativ bara 330 försök. Det framgår av tabell 4.11 hur dessa fördelar sig på de olika jordarterna.

Tabell 4.11: Alternativa indelningar av jordarter i grupper. Antal höstveteförsök (N) per jordart

Alt. S5	Alt. S4	Alt. S3	Alt. S2	Alt. S1	Alt. S0	N
LL_ML_Mj_Mo_SL_Sa	LL_Mj_ML_Mo_SL	LL	LL_Mj	LL	LL	84
		ML	ML	ML_Mj	ML	102
		Mj_Sa	LL_Mj		Mj	8
		Mo	Mo	Mo	Mo	25
		SL	SL	SL	SL	104
	Sa	Mj_Sa	Sa	Sa	Sa	7

Indelningar baserade på jordart minskar spridningen i höstvete (tabell 4.12). Om beräkningar görs per jordart istället för totalt sjunker residualspridningen i behandlade försök från 54,5 till 51,1 g/m^2 , vilket är en minskning med 3,4 g/m^2 . Detta kan jämföras med den minskning på 7,5 g/m^2 som erhöles till följd av indelning i regioner (tabell 4.8).

Tabell 4.12: Residualspridning (g/m^2) vid alternativa indelningar av jordarter enligt tabell 4.11, med respektive utan behandling mot svamp

Alternativ	Med behandling	Utan behandling
S0	51,1	49,5
S1	52,6	50,9
S2	52,1	50,7
S3	51,7	49,7
S4	51,7	49,2
S5	54,5	51,4

4.3 Havre

I havre undersöktes alternativa indelningar enligt tabell 4.13. Totalt 190 havreförsök fanns i datamängden. Det framgår av tabell 4.13 hur dessa fördelar sig på de olika regionerna.

Tabell 4.13: Alternativa indelningar av regioner i grupper. Antal havreförsök (N) per region

Alt R7	Alt. R6	Alt. R5	Alt. R4	Alt. R3	Alt. R2	Alt. R1	Alt. R0	N
ABCDEFGF	ABD	AB	ABD	AD	A	A	A	29
				B	BG	B	B	9
	CEGF	CDG	CEG	AD	D	DG	D	10
				C	C	C	C	23
		EF		EG	BG	DG	G	15
					E	E	E	46
		F	F	F	F	F	58	

I det fungicidbehandlade materialet sjunker residualspridningen från 28,6 till 25,9 g/m² som följd av indelningen i regioner. Eftersom medelnivån är ungefär 500 g/m², reduceras residualspridningen ca 0,5 %. Skillnaderna i residualspridning mellan de olika alternativen R0–R7 är små.

Tabell 4.14: Residualspridning (g/m²) vid alternativa indelningar av regioner enligt tabell 4.13, med respektive utan behandling mot svamp

Alternativ	Med behandling	Utan behandling
R0	25,9	25,5
R1	26,0	25,4
R2	25,3	24,8
R3	26,3	25,6
R4	26,5	25,6
R5	26,7	25,5
R6	27,7	26,4
R7	28,6	26,4

Tabell 4.15 visar vilka alternativa indelningar av distrikten som har undersökts och hur de 166 havreförsöken fördelar sig över distrikten. Försök från distrikten 3, 4b, 5, 6, 7, 8, 9, 12c, 13b, 15c och 18a har inte tagits med i jämförelsen. Det fanns inte tillräckligt med information i datamängden för att avgöra hur resultaten från dessa distrikt förhåller sig till resultaten från övriga distrikt (Amiri, Forkman och von Rosen, 2009).

Tabell 4.16 redovisar de skattade residualspridningarna vid de olika alternativa indelningarna av distrikten. Skillnaderna är inte stora.

Tabell 4.15: Alternativa indelningar av distrikt i grupper. Antal havreförsök (N) per distrikt

Alt. D4	Alt. D3	Alt. D2	Alt. D1	Distrikt	N		
1	1	1	1	1a	5		
				1b	7		
				4a	3		
				12b	4		
	2	2	2	2	1c	5	
					2	7	
					10b	8	
					10c	6	
					13f	4	
					16b	7	
		3	3	4	4	11	6
						13a	9
						13e	15
						14b	7
						15a	21
						16a	11
			5	13c	41		

Tabell 4.16: Residualspridning (g/m^2) vid alternativa indelningar av distrikt enligt tabell 4.15, med respektive utan behandling mot svamp

Alternativ	Med behandling	Utan behandling
D1	26,6	26,5
D2	27,2	28,5
D3	29,2	28,3
D4	29,5	26,0

Totalt 186 havreförsök med angivna jordarter fanns i datamängden. Tabell 4.17 visar på vilka jordarter dessa försök utfördes samt vilka alternativa jordartsbaserade indelningar som undersökts.

Tabell 4.17: Alternativa indelningar av jordarter i grupper. Antal havreförsök (N) per jordart

Alt. S4	Alt. S3	Alt. S2	Alt. S1	Alt. S0	N
LL_Mo_SL_Mj_ML_Sa	LL_Mo_SL_Mj_ML	LL	LL	LL	45
		ML_Sa_Mj_SL	ML_Sa_Mj	ML	61
				Mj	5
			SL	SL	50
		Mo	Mo	Mo	15
	Sa	ML_Sa_Mj_SL	ML_Sa_Mj	Sa	10

I tabell 4.18 listas de erhållna residualspridningarna vid de olika alternativa jordartsbaserade grupperingarna av försöken. Särskilt i obehandlade försök är skillnaderna små mellan alternativen små.

Tabell 4.18: Residualspridning (g/m^2) vid alternativa indelningar av jordarter enligt tabell 4.17, med respektive utan behandling mot svamp

Alternativ	Med behandling	Utan behandling
S0	25,2	25,4
S1	25,3	26,1
S2	25,8	25,6
S3	27,9	25,6
S4	28,6	26,5

5. Dimensionering

I det här avsnittet diskuteras hur många försök som behövs per år för att uppnå tillräcklig precision, baserat på resultaten i föregående avsnitt. Antalet försök beror på vilken precision som eftersträvas. Vi ska genomgående anta, som ett exempel, att det är önskvärt att minsta signifikanta skillnaden är mindre än 3 %. Vi diskuterar också hur många år som behövs i en försöks-serie samt effekten av antalet replikat i försöken.

5.1 Vårkorn

Utan områdesindelning skattades residualspridningen till $31,2 \text{ g/m}^2$ i det fungicidbehandlade materialet (tabell 4.2). Räknat med medelnivån 530 g/m^2 är CV lika med 5,9 %. Om man exempelvis vill att minsta signifikanta skillnaden (LSD) ska vara mindre än 3 % krävs, enligt (2), totalt 31 försök. Då har vi, enligt (3), goda chanser att få ett signifikant resultat när sanna skillnaden är $1,5 \cdot 3 \% = 4,5 \%$.

År 2008 gjordes 44 försök i vårkorn. En sådan omfattning ger $\text{LSD} = 2,5 \%$, om $\text{CV} = 5,9 \%$ (ekvation 1 med $t = 2$).

Med nuvarande områdesindelning skattas residualspridningen i behandlade försök till $30,4 \text{ g/m}^2$ (tabell 4.2). Det betyder att CV är ungefär 5,7 % inom områden. Med denna spridning krävs, enligt (2), 30 försök om man vill att LSD ska vara mindre än 3 %. För att nå denna noggrannhet i samtliga 7 områden krävs sammanlagt $7 \cdot 30 = 210$ försök.

År 2008 gjordes bara 2 försök i vårkorn i region C. Den försöksomfattningen ger $\text{LSD} = 11,4 \%$ om $\text{CV} = 5,7 \%$ (ekvation 1, med $t = 2$). Med andra ord blir konfidensintervallet för en skattning d mellan två sorter i region C ungefär $d \pm 11,4 \%$. Om man inte redovisar det konfidensintervallet eller något annat mått på säkerheten i skattningen är det lätt att tro att skattningen är mer tillförlitlig än vad den är.

I variansanalysen av det fungicidbehandlade materialet skattades CV för samspelet Sort*År till 2,3 %, och CV för residualfelet till 5,9 %. Enligt (4) måste serien omfatta många år för att LSD ska bli mindre än 3 %. En 5-årsserie med 100 försök per år skulle ge ett LSD nära 3 %. I en 6-årsserie skulle det räcka med 24 försök per år för att LSD skulle bli mindre än 3 %, och i en 7-årsserie skulle 14 försök per år vara tillräckligt.

CV för försöksfelet skattades till 5,6 %. Ekvation (5) ger att $\sigma_B^2 = \sigma^2 - \sigma_E / r$. Vanligen är antalet block $r = 2$, så uppskattningsvis är $\sigma_B^2 = 5,9^2 - 5,6^2 / 2 \% = (4,4 \%)^2$. För vårkorn blir därför, enligt (6), minsta signifikanta skillnaden i en försöksserie som innehåller a år, n försök per år och r block per försök

$$L = t \sqrt{2 \left(\frac{2,3^2}{a} + \frac{4,4^2}{a \cdot n} + \frac{5,6^2}{a \cdot n \cdot r} \right)} \% . \quad (8)$$

I en försöksserie omfattande 5 år krävs det, som vi redan sett, ca 100 försök per år för att nå $LSD = 3 \%$, förutsatt att varje försök består av 2 block. Om istället varje försök består av 4 block skulle det, enligt (8), räcka med ca 80 försök per år för att nå $LSD = 3 \%$. I en 6-årsserie behövs, för att klara samma krav, 24 försök per år med 2 replikat per försök eller 19 försök per år med 4 replikat per försök.

En försöksserie som enbart innehåller försök från ett enda år ger, enligt (7), minsta signifikanta skillnaden

$$L = t \sqrt{2 \left(\frac{4,4^2}{n} + \frac{5,6^2}{n \cdot r} \right)} \% . \quad (9)$$

Om antalet sorter är stort, så att vi kan räkna med att $t = 2$, och om försöken utförs med $r = 2$ replikat behövs enligt (9) ca 31 försök för att nå $LSD = 3 \%$. Om försöken istället utförs med $r = 4$ replikat räcker det med 25 försök.

5.2 Höstvet

Av tabell 4.8 framgår att residualspridningen skattades till $54,0 \text{ g/m}^2$ utan indelning i regioner och $46,5 \text{ g/m}^2$ med nuvarande indelning i regioner (i fungicidbehandlade materialet). Räknat med medelnivån 720 g/m^2 , är motsvarande variationskoefficienter $7,5 \%$ respektive $6,5 \%$. Om LSD ska vara 3% krävs, enligt (2), 50 försök om CV är $7,5 \%$, och 38 försök om CV är $6,5 \%$. Eftersom det finns 7 regioner skulle totala antalet försök i landet bli antingen 50 eller $7 \cdot 38 = 266$ försök.

Enligt tabell 4.8 ger indelningen R5 förhållandevis låg residualspridning: $49,7 \text{ g/m}^2$. Denna indelning består av 3 storregioner: AB, CDE och FG (tabell 4.7). Residualspridningen $49,7 \text{ g/m}^2$ ger $CV = 49,7 / 720 = 6,9 \%$. Enligt (2) behövs, med denna spridning, 42 försök per region, dvs. totalt 126 försök, för att uppfylla kravet $LSD < 3 \%$.

År 2008 skördades 43 höstveteförsök (Larsson och Hagman, 2009). Enligt (1) blir $LSD = 3,2 \%$ när $CV = 7,5 \%$ och $t = 2$.

CV för samspelet mellan år och sorter skattades till $3,0 \%$ (vid fungicidbehandling). I samma analys skattades CV för residualfelet till $7,3 \%$. Eftersom samspelet är stort (3%) krävs försök från många år för att kunna säkerställa långsiktiga skillnader mellan sorterna. Om vi vill att LSD ska vara högst 3% krävs enligt (4) försök från minst 8 år, förutsatt att antalet försök per år, n , är så stort att andra termen under rottecknet försvinner. I själva verket skulle serien behöva omfatta 9 år för att strikt klara kravet.

CV för försöksfelet skattades till $6,2 \%$. Enligt (5) är $\sigma_B^2 = 7,3^2 - 6,2^2/2 \% = (5,8 \%)^2$, eftersom antalet replikat, r , vanligen är 2. Minsta signifikanta skillnaden (LSD) i en försöksserie som innehåller a år, n försök per år och r block per försök, blir därför, enligt (6),

$$L = t \sqrt{2 \left(\frac{3,0^2}{a} + \frac{5,8^2}{a \cdot n} + \frac{6,2^2}{a \cdot n \cdot r} \right)} \% . \quad (10)$$

I en försöksserie omfattande 9 år krävs, enligt (10), 47 försök per år om varje försök innehåller 2 block, eller 39 försök per år om varje försök innehåller 4 block, för att uppnå $LSD < 3 \%$.

Om samtliga försök i serien utförts under samma år, så att den statistiska slutledningen avser just det året, blir, enligt (7), minsta signifikanta skillnaden istället

$$L = t \sqrt{2 \left(\frac{5,8^2}{n} + \frac{6,2^2}{n \cdot r} \right)} \% . \quad (11)$$

Enligt (11) krävs $n = 47$ försök för att minsta signifikanta skillnaden, L , ska bli mindre än 3% om antalet replikat $r = 2$ och om antalet sorter är så stort att vi kan räkna med $t = 2$. Om varje försök istället består av 4 replikat behövs 39 försök för att klara samma krav.

5.3 Havre

Utan områdesindelning skattades residualspridningen till $28,6 \text{ g/m}^2$, och med områdesindelning skattades residualspridningen till $25,9 \text{ g/m}^2$ vid behandling mot svamp (tabell 4.14). Den genomsnittliga skördenivån var ca 520 g/m^2 . Räknat i procent, är därför residualspridningarna ca $5,5 \%$ respektive $5,0 \%$. Ekvation (2) säger att det krävs minst 29 försök för att LSD ska bli mindre än 3% om residualspridningen är $5,5 \%$, eller minst 23 försök om residualspridningen är $5,0 \%$. Om man gör 23 försök i varje region blir totala omfattningen $7 \cdot 23 = 161$ försök.

Larsson och Hagman (2009) redovisade 21 havreförsök utförda 2008. Med den omfattningen blir LSD uppskattningsvis $3,4 \%$, enligt (1) med $\sigma^2 = 5,0 \%$ och $t = 2$.

I det fungicidbehandlade materialet skattades CV för samspelet mellan år och sorter till $2,5 \%$, och CV för residualfelet till $5,4 \%$. Givet dessa varianskomponenter måste, enligt (4), en försöksserie omfatta minst 6 år för att LSD ska bli mindre än 3% . Varje år krävs i så fall minst 59 försök. I en serie med försök från 7 år räcker det med 18 försök per år för att LSD ska bli mindre än 3% .

För havre skattades CV för försöksfelet till $5,0 \%$. CV för samspelet mellan sorter och försök är därför, enligt (5), ungefär $\sigma_B^2 = 5,4^2 - 5,0^2/2 \text{ \%} = (4,1 \text{ \%})^2$. Enligt (6) kan vi beräkna LSD i en försöksserie med formeln

$$L = t \sqrt{2 \left(\frac{2,5^2}{a} + \frac{4,1^2}{a \cdot n} + \frac{5,0^2}{a \cdot n \cdot r} \right)} \% , \quad (12)$$

där a är antalet år, n är antalet försök per år och r är antalet replikat per försök. I en 6-årsserie kan man istället för att göra 59 försök per år med 2 replikat per försök, göra 47 försök per år med 4 replikat per år, för enligt (12) blir LSD lika stort. Likaså kan man i en 7-årsserie antingen göra 18 försök per år med 2 replikat per försök, eller 15 försök per år med 4 replikat per försök.

För en ettårsserie är, enligt (7), minsta signifikanta skillnaden

$$L = t \sqrt{2 \left(\frac{4,1^2}{n} + \frac{5,0^2}{n \cdot r} \right)} \% \quad (13)$$

Enligt (13) krävs minst 27 försök med 2 replikat per försök för att LSD ska bli mindre än 3 %. Alternativt skulle det räcka med 21 försök, om varje försök innehöll 4 replikat.

5.4 Slutsats

I tabell 5.1 redovisas hur många försök, ungefärligt, som måste utföras per år för att klara kravet $LSD < 3 \%$, när antalet block per försök är 2 eller 4. Sammanställningen gäller under förutsättning att man inte redovisar resultat uppdelat på regioner, utan bara gör en enda analys som avser hela landet. Av tabellen framgår också hur många år som krävs för att kunna dra slutsatser om långsiktiga systematiska skillnader mellan sorterna givet samma krav ($LSD < 3 \%$).

Tabell 5.1 Rekommenderat antal försök per år, samt nödvändigt antal år per serie, för att klara kravet $LSD < 3 \%$.

Gröda	Antal försök med 2 replikat	Antal försök med 4 replikat	Antal år
Vårkorn	30	25	6
Höstvete	50	40	9
Havre	30	25	7

6. Diskussion

När man presenterar medelvärden och andra kvantitativa resultat bör alltid osäkerheten i värdena redovisas (Hall, 1997). Osäkerheten uttrycks vanligen med ett mått på variationen i skattningen, till exempel med standardavvikelsen, medelfelet eller variationskoefficienten. Alternativt kan man ange ett konfidensintervall för skattningen, eller minsta signifikanta skillnaden (LSD). Om inte osäkerheten anges finns det en risk att läsaren uppfattar resultatet som mer tillförlitligt än vad det är.

Man förväntar sig att de slumpmässiga variationerna ska vara mindre inom regioner än i hela landet. Det är de också, men skillnaderna är små, särskilt i vårkorn och havre. I höstvete är effekten av indelning i regioner större. Vi har dock inte funnit någon indelning som sänker variationen så mycket att det nödvändiga antal försök som måste göras per region, för att nå tillräcklig precision i jämförelserna, blir riktigt litet. I praktiken betyder detta att en indelning i regioner har konsekvensen att sammanlagt så många försök måste utföras att det förmodligen inte är ekonomiskt genomförbart.

Idag redovisas resultat ofta per region, vilket är förklarligt eftersom det uppenbart finns samspel mellan sorter och regioner. Antalet försök per region är dock litet, vilket får till följd att resultaten blir osäkra. En tydligare redovisning av precisionen i uppgifterna, förslagsvis genom approximativa konfidensintervall för skillnader jämfört med en mätarsort, skulle uppmärksamma läsarna på problemet. Med den omfattning sortprovningen har idag kan det vara missledande att redovisa resultat per region, eftersom dessa resultat är mycket osäkra. Många är nog ändå intresserade av regionala resultat. Det väsentliga är att noggrannheten i resultaten redovisas på ett begripligt sätt.

Det har framkommit att jordartsbaserade indelningar inte reducerar den slumpmässiga spridningen mer än vad indelningar baserade på geografi gör. Vi föreslår därför inte att resultat redovisas per jordart istället för per region.

Om man trots allt önskar dela in Sverige i några större regioner för redovisning av höstveteförsök föreslår vi att nuvarande regioner A och B förs samman, liksom regionerna C, D och E, samt regionerna F och G. Det ligger nära till hands att tro att det är variationer i vintervädret som orsakar skillnaderna mellan dessa större områden samt det stora samspelet i höstvete mellan sorter och år. Vi ser inte att det behövs någon indelning i regioner för presentation av resultat från försök i vårkorn och havre.

Den här rapporten har uppmärksammat att det finns ett betydande slumpmässigt samspel mellan sorter och år. Med andra ord varierar skillnaderna mellan sorterna slumpmässigt från ett år till ett annat. Trots detta kan det finnas systematiska långsiktiga skillnader mellan sorterna. På grund av samspelet behövs försök från många år för att säkerställa hur stora de långsiktiga genomsnittliga skillnaderna är. Rapporten har visat att det ofta behövs fler än fem år, vilket är ett vanligt antal år i seriesammanställningar idag, men det antal år som krävs beror förstås på vilken säkerhet som önskas.

Tack

Arbetet utfördes med ekonomiskt stöd från Stiftelsen Lantbruksforskning. Vi tackar Ingemar Gruvaeus, Staffan Larsson, Torbjörn Leuchovius och Arne Ljungars för all hjälp i projektet.

Referenser

Amiri, S., Forkman, J. och von Rosen, D. (2009). A statistical study of similarities and dissimilarities in results between districts used in Swedish crop variety trials. Aktuellt från VPE 8. Department of Crop Production Ecology, Uppsala: SLU.

Forkman, J. (2009). Estimator and tests for common coefficients of variation in normal distributions. *Communications in Statistics – Theory and Methods*. 38, 233-251.

Larsson, S. (2006). Sveriges jordbruksområden. En redovisning av jordbruksområden och växtzoner i svenskt jord- och trädgårdsbruk. Aktuellt från VPE 1, SLU, Uppsala.

Larsson, S. och Hagman, J. (2009). Stråsåd *Trindsäd Oljevaxter Potatis*. *Sortval 2009*. Institutionen för växtproduktionsekologi, SLU, Uppsala.

Hall, J. W. (1997). The presentation of statistical results in journal articles. *Canadian Journal of Plant Science* 77, 11-14.

Mead, R. (1988). *The design of experiments. Statistical principles of practical application*. Cambridge: Cambridge University Press.