

Minőségjavító kísérlettervezés

TAGUCHI ÉS SHAININ

Taguchi módszere a minőség kísérletes javítására

1. példa

Ina Tile: sok a selejt – a kemence különböző pontjain a hőmérséklet nem azonos

A kemence átervezése és átépítése helyett a csempe-massza receptúráját változtatták meg úgy, hogy az ne legyen annyira érzékeny az égetés hőmérsékletére.

csempe

$$x_4 = -x_1x_2$$

$$x_5 = -x_1x_3$$

$$x_6 = -x_2x_3$$

$$x_7 = x_1x_2x_3$$

2^{7-4} terv (régi szint a szürke):

	faktor	-1	+1
<i>A</i>	agalmatolit típusa	jelenlegi	olcsóbb
<i>B</i>	az adalék szemcsézettsége	durva	finom
<i>C</i>	mészke mennyisége	5%	1%
<i>D</i>	selejt-visszaforgatás	0%	4%
<i>E</i>	betöltött mennyiség	1300 kg	1200 kg
<i>F</i>	agalmatolit mennyisége	43%	53%
<i>G</i>	földpát mennyisége	0%	5%

(az agalmatolit drága)

	A	B	C	D	E	F	G	selejt %
1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	16.0
2	+1	-1	-1	+1	+1	-1	+1	17.0
3	-1	+1	-1	+1	-1	+1	+1	12.0
4	+1	+1	-1	-1	+1	+1	-1	6.0
5	-1	-1	+1	-1	+1	+1	+1	6.0
6	+1	-1	+1	+1	-1	+1	-1	68.0
7	-1	+1	+1	+1	+1	-1	-1	42.0
8	+1	+1	+1	-1	-1	-1	+1	26.0

		hatás	<i>b</i>	sorrend	választandó
	átlag/tengelymetszet	24.125	24.125		
<i>A</i>	agalmatolit típusa	10.250	5.125	V	-1 (jelenlegi)
<i>B</i>	adalék szemcsézettsége	-5.250	-2.625	VI	+1 (finom)
<i>C</i>	mészke mennyisége	22.750	11.375	I	-1 (5%)
<i>D</i>	selejt-visszaforgatás	21.250	10.625	II	-1 (0%)
<i>E</i>	betöltött mennyiség	-12.750	-6.375	IV	+1 (1200 kg)
<i>F</i>	agalmatolit mennyisége	-2.250	-1.125	VII	+1 (53%)
<i>G</i>	földpát mennyisége	-17.750	-8.875	III	+1 (5%)

Nem az okot, hanem a következményt enyhítették

		b	Választott szint (x_i)	$b \cdot x_i$
	átlag/tengelymetszet	24.125		
<i>A</i>	agalmatolit típusa	5.125	-1	-5.125
<i>B</i>	adalék szemcsézettsége	-2.625	1	-2.625
<i>C</i>	mészke mennyisége	11.375	-1	-11.375
<i>D</i>	selejt-visszaforgatás	10.625	-1	-10.625
<i>E</i>	betöltött mennyiség	-6.375	1	-6.375
<i>F</i>	agalmatolit mennyisége	-1.125	-1	1.125
<i>G</i>	földpát mennyisége	-8.875	1	-8.875
	becsült			-19.75

Meglepő!

Nem normális (hanem binomiális) eloszlás szerinti ingadozás, σ nem konstans!

$$\text{Var}\left(\frac{k}{n}\right) = \frac{p(1-p)}{n}$$

$$y = \arcsin \sqrt{p}$$

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	AGALM_TY	GRANUL_A	LIME_ADD	WASTE_RE	CHARGE	AGALM_CO	FELDSPAR	DEF_NO	TRAF_DEF
1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	16	26.2
2	1	-1	-1	1	1	-1	1	17	27.1
3	-1	1	-1	1	-1	1	1	12	22.5
4	1	1	-1	-1	1	1	-1	6	15.8
5	-1	-1	1	-1	1	1	1	6	15.8
6	1	-1	1	1	-1	1	-1	68	61.7
7	-1	1	1	1	1	-1	-1	42	44.9
8	1	1	1	-1	-1	-1	1	26	34.1

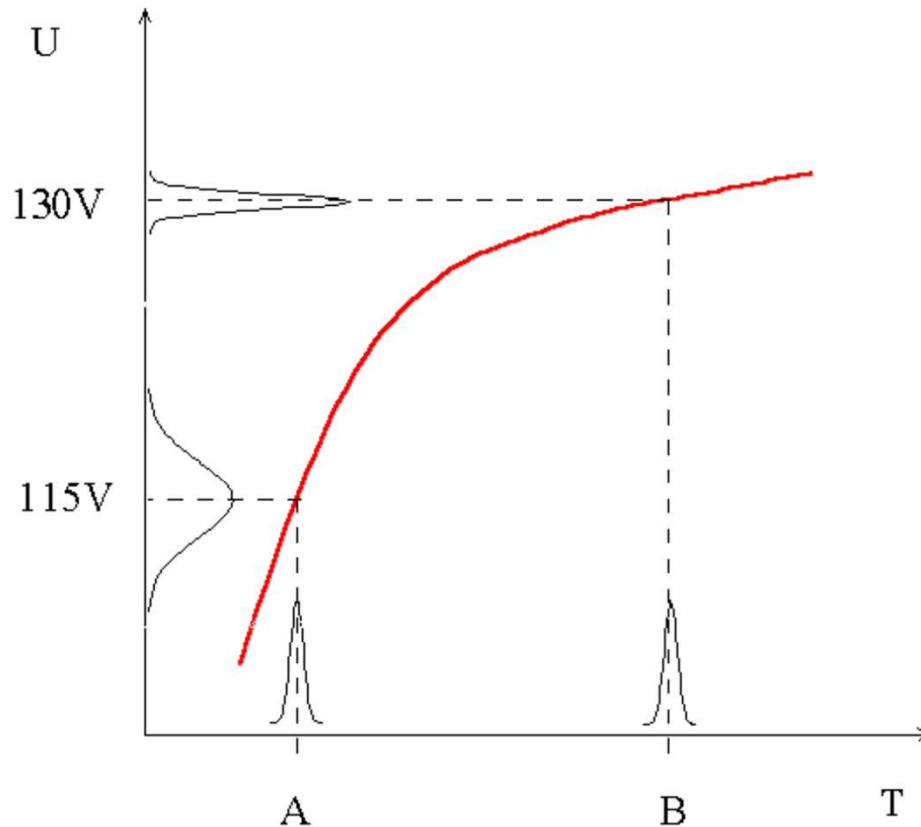
$$\text{TRAF_DEF} = \text{ArcSin}(\text{Sqrt}(v8/100)) * 200/\text{Pi}$$

$$y = \arcsin \sqrt{p} \quad (\text{grad: } 100 \text{ a derékszög})$$

		hatás	b	választott szint (x_i)	$b \cdot x_i$
	átlag/tengelymetszet	30.975	30.975		
A	agalmatolit típusa	7.300	3.650	-1	-3.650
B	adalék szemcsézettsége	-3.350	-1.675	1	-1.675
C	mészke mennyisége	16.250	8.125	-1	-8.125
D	selejt-visszaforgatás	16.100	8.050	-1	-8.050
E	betöltött mennyiség	-10.300	-5.150	1	-5.150
F	agalmatolit mennyisége	-4.150	-2.075	-1	2.075
G	földpát mennyisége	-12.300	-6.150	1	-6.150
	becsült				0.250

Visszatranszformálva: $2.2 \cdot 10^{-3} \%$ a becsült selejtarány.

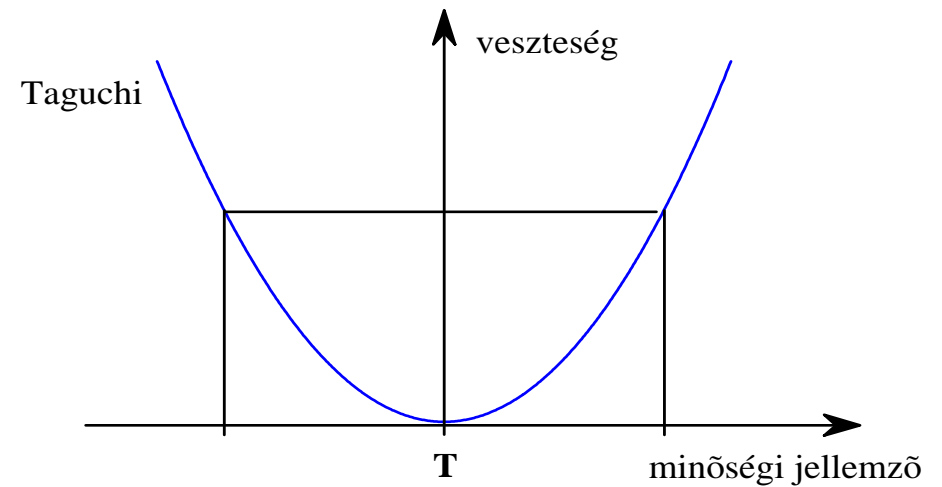
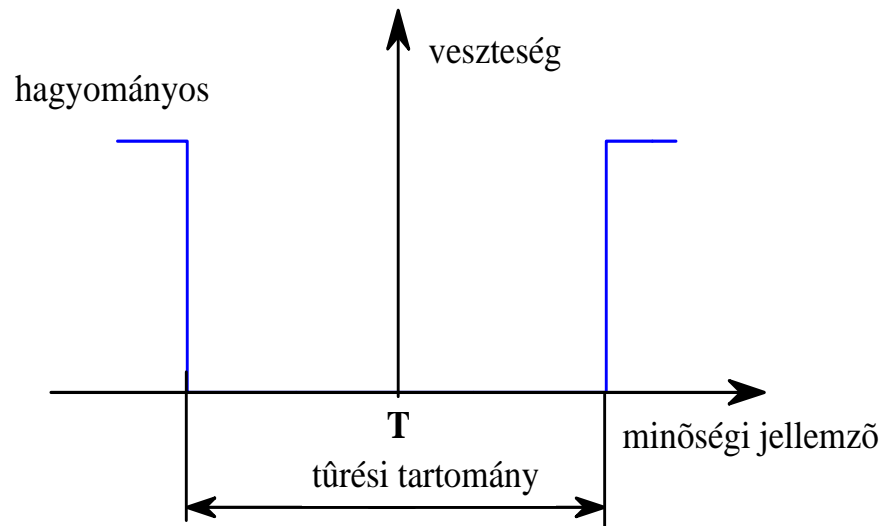
Taguchi tranzisztor-példája: a tranzisztor teljesítmény-tényezője függvényében az áramkör kimenő feszültsége:



A kimenő feszültség előírt értéke 115V

Nem az okot szüntettük meg, hanem a következményét csökkentettük

A Taguchi-féle minőség-fogalom és a négyzetes veszteségfüggvény



$$L(y) = k (y - T)^2$$

y a kérdéses minőségi jellemző, T az előírt értéke (target), a veszteségfüggvény Taylor-polinommal közelíthető:

$$L(y) = L(T) + L'(T)(y - T) + L''(T) \frac{(y - T)^2}{2!} + \dots$$

$$L(T) = L'(T) = 0$$

a másodfokúnál magasabb tagokat elhagyjuk

$$L(y) = k(y - T)^2$$

A k együttható meghatározásához egyetlen összetartozó L - y értékpár elegendő

2. példa

A televízió-készülékek tápegységének előírt kimenő feszültsége 115 V. Amennyiben az eltérés 10 V, a vevő a szervízhez fordul, a javítás költsége ekkor 100 \$.

Határozzuk meg a veszteség-függvény k tényezőjének értékét!

$$100\$ = k 10^2 \quad \text{és} \quad k = \$/V^2.$$

3. példa

Milyen eltérést szabad a gyártónak az üzemben megengednie, ha a helyi javítási (pótlási) költség 10 \$?

→ $\Delta = V$ tolerance design

A minőségi jellemző a termék-sokaságra valószínűségi változó.

A veszteség-függvény értéke is valószínűségi változó.

Várható értéke:

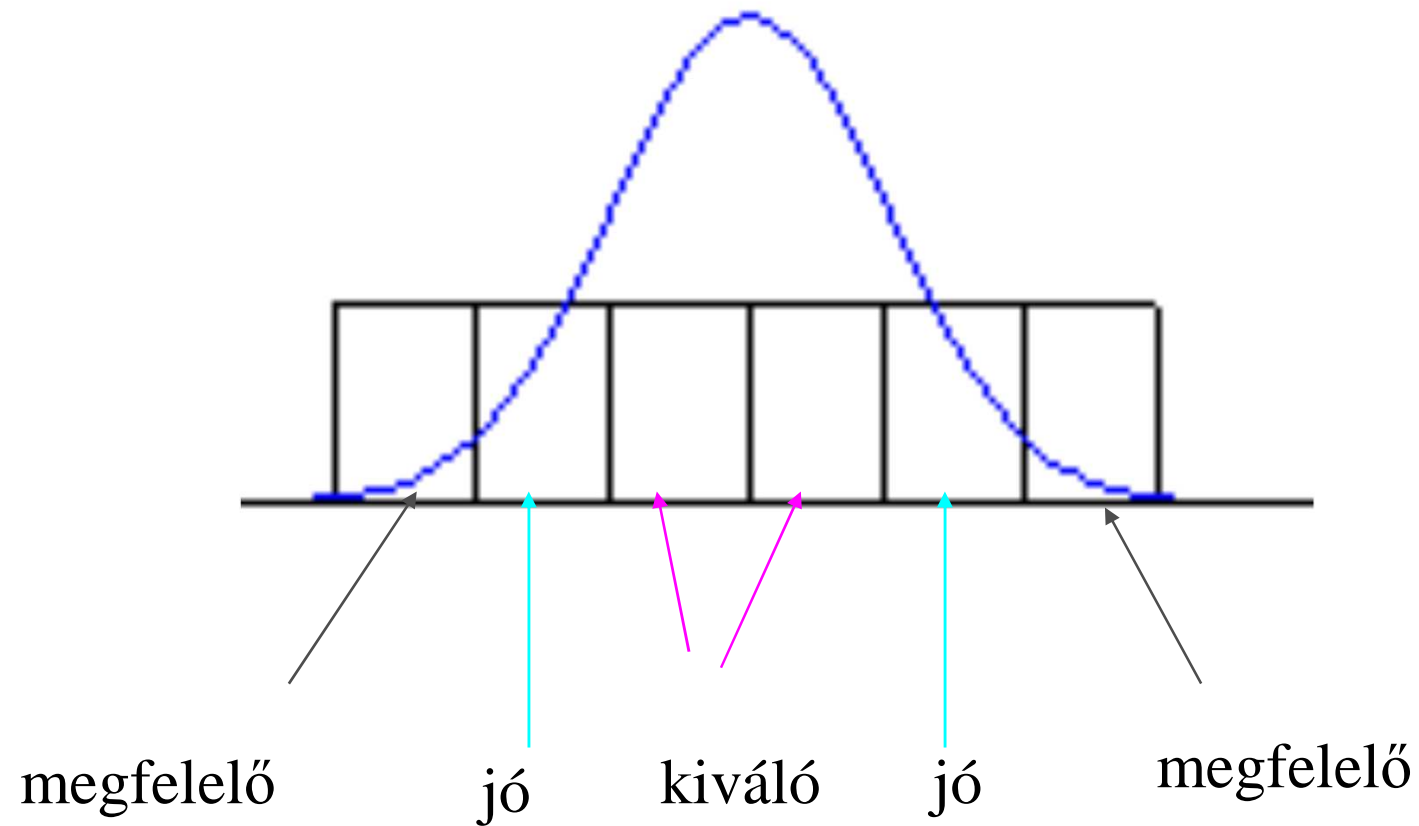
$$E[L(y)] = k E[(y - T)^2] = k \{E[(y - \mu)^2] + (\mu - T)^2\} = k[\sigma^2 + (\mu - T)^2]$$

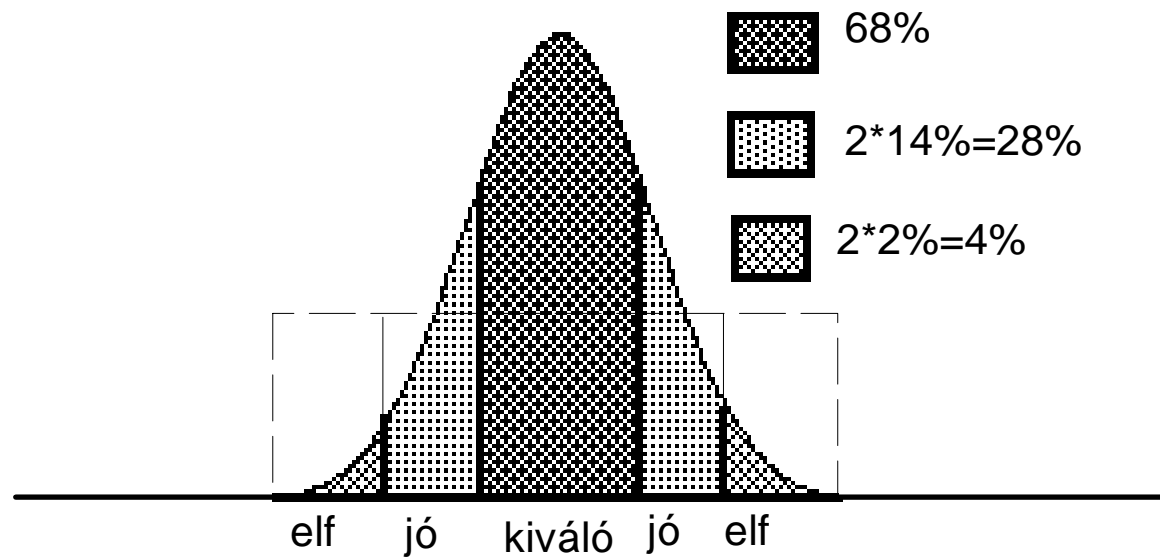
közepes négyzetes hiba (mean square error)

A veszteség-függvény várható értéke tehát annál nagyobb, minél nagyobb az ingadozás és minél nagyobb az átlagnak az előírt értéktől való eltérése.

Számolni lehet vele!

Egyenletes és normális eloszlás szerint ingadozó minőségi jellemző





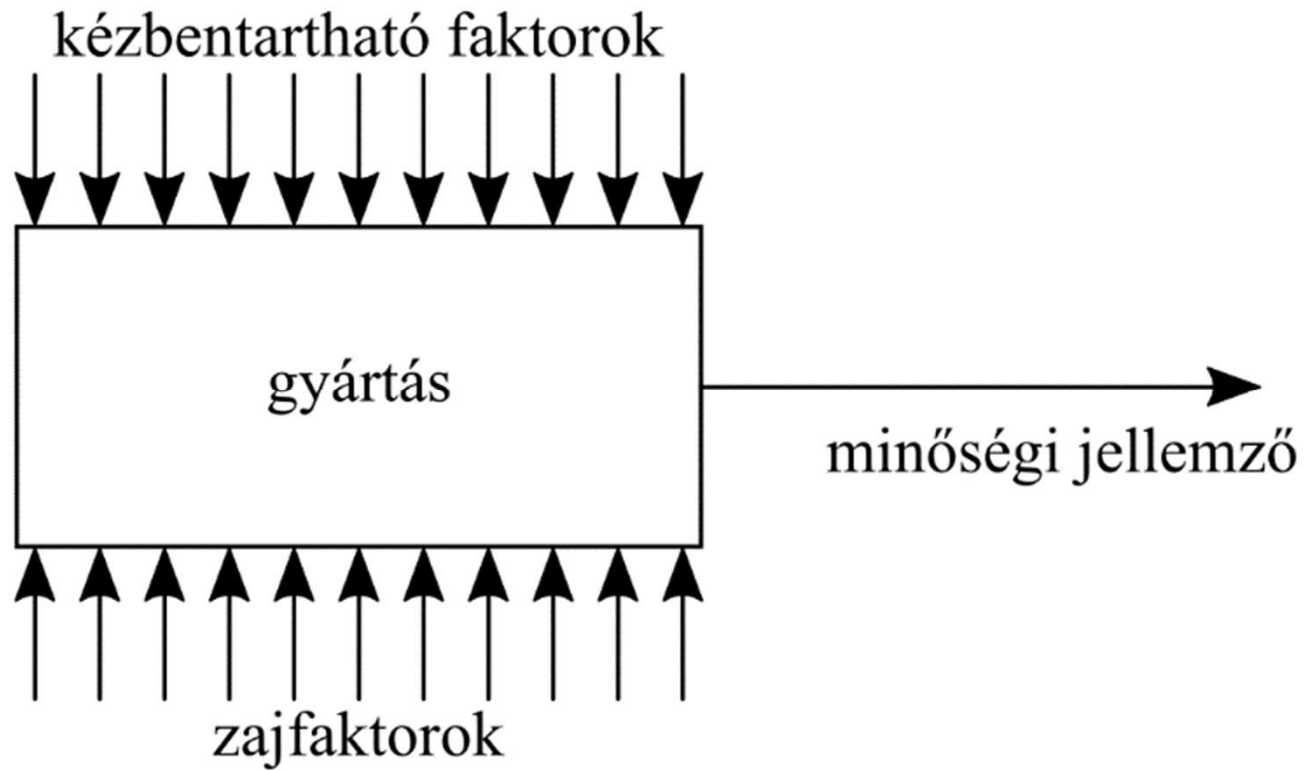
A veszteség-függvény várható értékének becslése n adatból álló mintára (átlagos veszteség):

$$\bar{L}(y) = \frac{k}{n} \sum_i (y_i - T)^2 = k \left[\frac{n-1}{n} s^2 + (\bar{y} - T)^2 \right]$$

Faktorok a minőségjavító kísérlettervezésnél

Két fő csoport

- kézbentartható faktorok (pl. a csempe összetétele ill. a sablon mérete)
- zaj-faktorok: az adott technológiai megvalósításnál nem állíthatók be (pl. a kemence különböző részeinek hőmérséklete)



A zaj-típusok:

- külső zaj: terméknél különböző használati körülmények, környezeti feltételek, gyártásnál is a környezeti feltételek változása;
- belső zaj: terméknél időbeli vagy a használat során bekövetkező változások, gyártásnál a berendezés kopása, elállítódása;
- egyedenkénti különbség: az egy időben, azonos körülmények között gyártott termék-példányok minőségi jellemzőjének ingadozása.

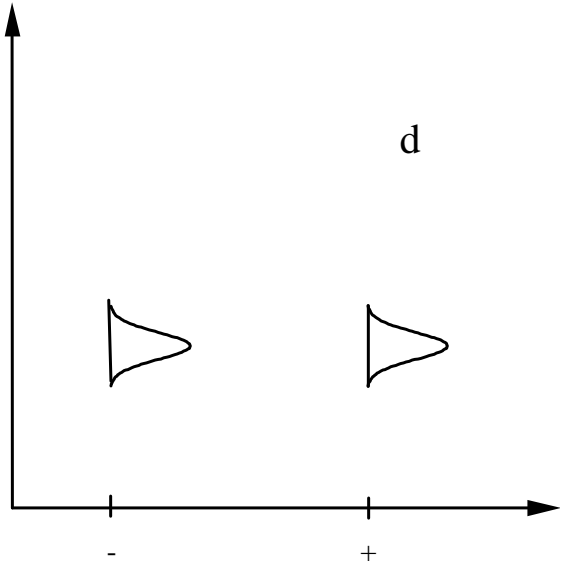
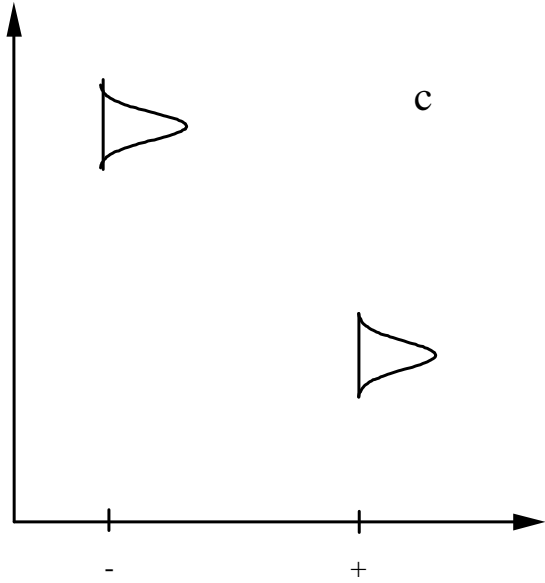
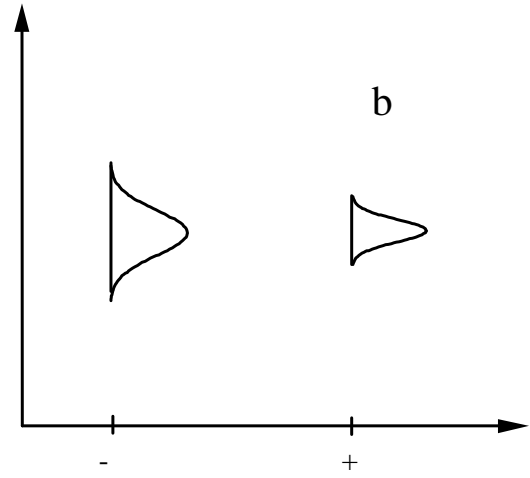
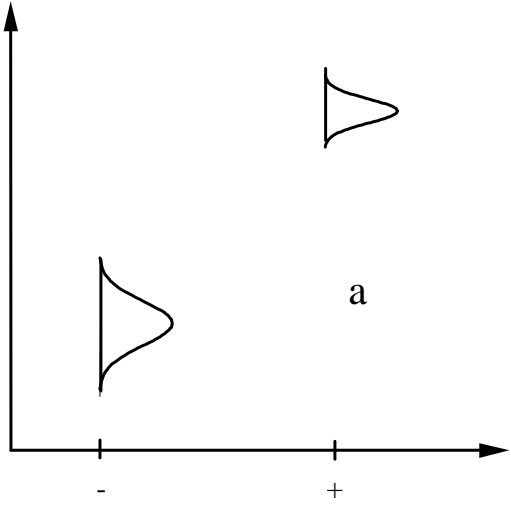
A cél

- különböző környezeti feltételek között jól működő,
- a használat során kevésbé romló,
- egyedenként kevésbé ingadozó minőségű termék
ill. gyártás kialakítása

Mely faktorok hatnak

- a szórásra
- az átlagra
- mindkettőre
- egyikre sem.

A felderítés módszere a jól tervezett kísérletsorozat.



A zaj az ismétlések szórásában tükröződik

4. példa

Egy gépkocsi-ipari beszállítónál furatba préselnek egy tengelyt, a cél a kiszakítási nyomaték előírt minimális értékének elérése.

jel	faktor neve	1. szintje	2. szintje
<i>A</i>	ragasztó típusa	Permabond A121	Loctite 263
<i>B</i>	ragasztó tömege	0.064 g	0.04 g
<i>C</i>	tengely-tisztítás	ahogy szállítják	tisztítva
<i>D</i>	ház-tisztítás	ahogy szállítják	tisztítva
<i>E</i>	bepréselési nyomás	40 NM	45 NM
<i>F</i>	állási idő	24 h	12 h
<i>G</i>	ragasztó alkalmazási módja	rácsöppentve	körülkenve

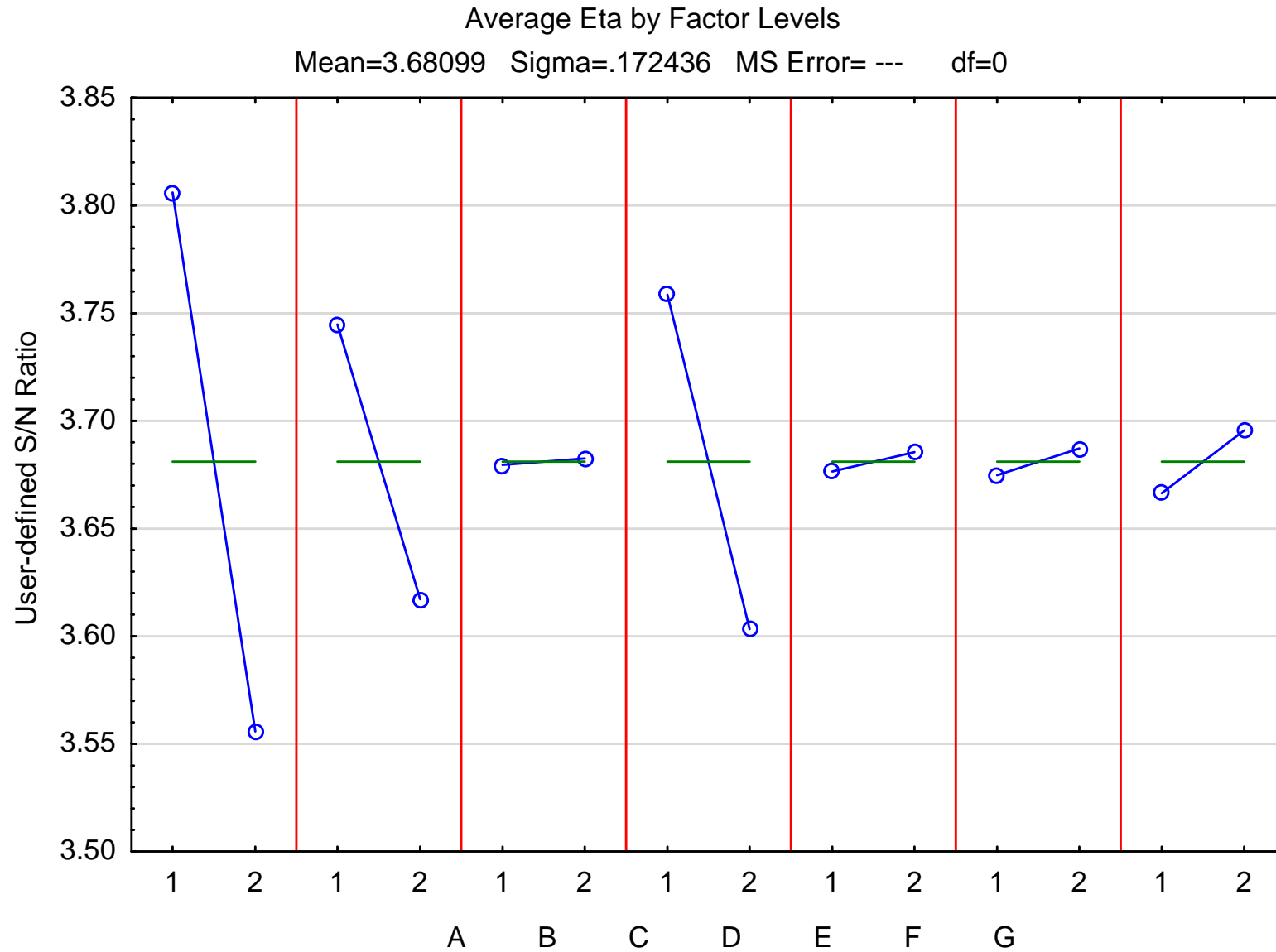
Minden beállítást 10-szer valósítanak meg (milyen ismétlés a jó?).
 A mérési eredmények: kiszakítási nyomaték, Nm

	A	B	C	D	E	F	G	y										átlag	szórás
1	1	1	1	1	1	1	1	50	44	54	52	58	54	52	46	46	50	50.6	4.33
2	1	1	1	2	2	2	2	50	42	44	48	40	46	52	50	42	42	45.6	4.20
3	1	2	2	1	1	2	2	40	40	52	44	50	34	48	60	54	48	47.0	7.67
4	1	2	2	2	2	1	1	40	28	52	50	38	46	38	36	34	30	39.2	8.01
5	2	1	2	1	2	1	2	42	40	46	40	44	40	40	40	36	42	41.0	2.71
6	2	1	2	2	1	2	1	40	36	30	32	30	38	30	40	30	38	34.4	4.40
7	2	2	1	1	2	2	1	36	34	36	34	38	34	38	36	30	38	35.4	2.50
8	2	2	1	2	1	1	2	30	34	24	34	30	30	32	32	30	30	30.6	2.84

átlag=mean(v8:v17)

szórás=stdev(v8:v17)

A faktorok hatása az átlagra (logaritmált adatok)



A zajt terv szerint generáljuk (szorzat-terv)

5. példa

(Box és Jones, Journal of Applied Statistics, 19 3-25, 1992)

A süteményporok felhasználásánál problémát okoz, hogy a háziasszonyok nem tartják be pontosan az előírt sütő-hőmérsékletet és sütési időt. A feladat olyan süteménypor-összetétel kidolgozása, amely ilyen szempontból robusztus.

Kézbenttartható faktorok: a tojáspor mennyisége, a liszt mennyisége és a zsiradék mennyisége; zaj-faktorok: a sütés hőmérséklete és időtartama.

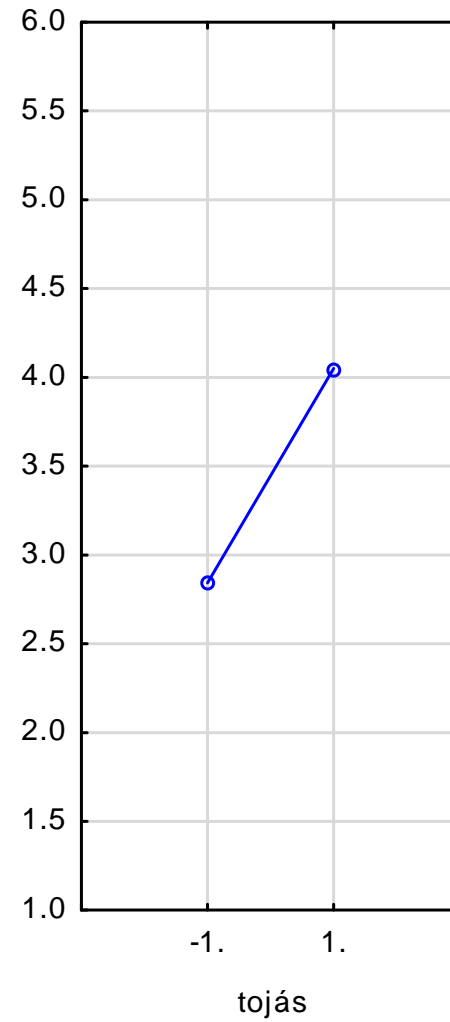
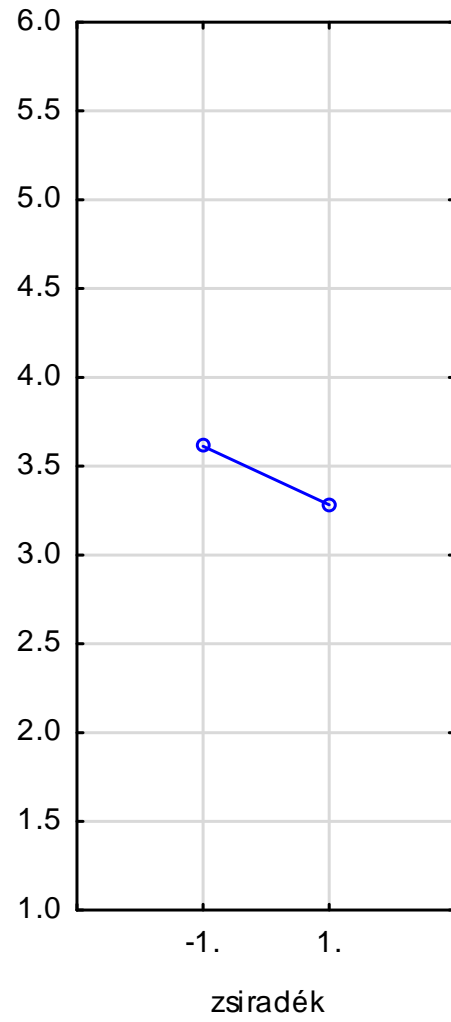
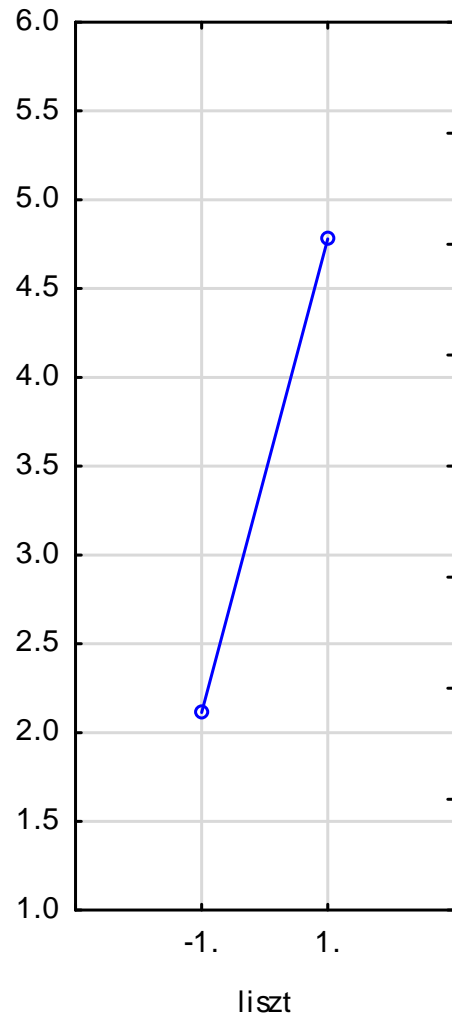
A függő változó: a sütemény élvezeti értéke 1-7 skálán.

A terv és az eredmények:

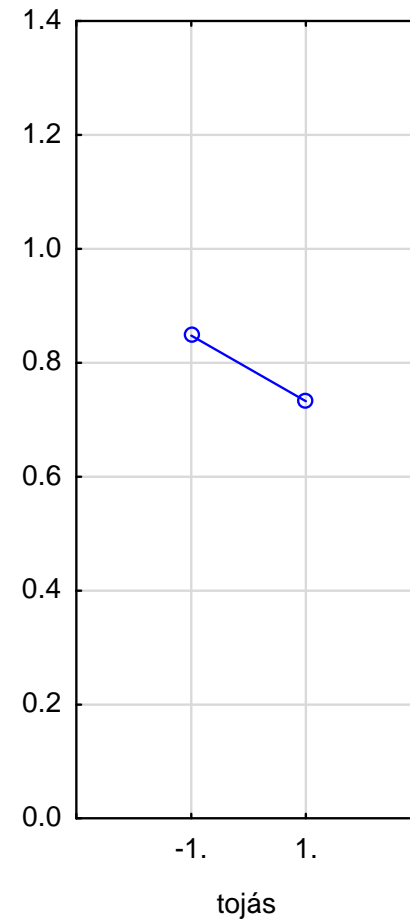
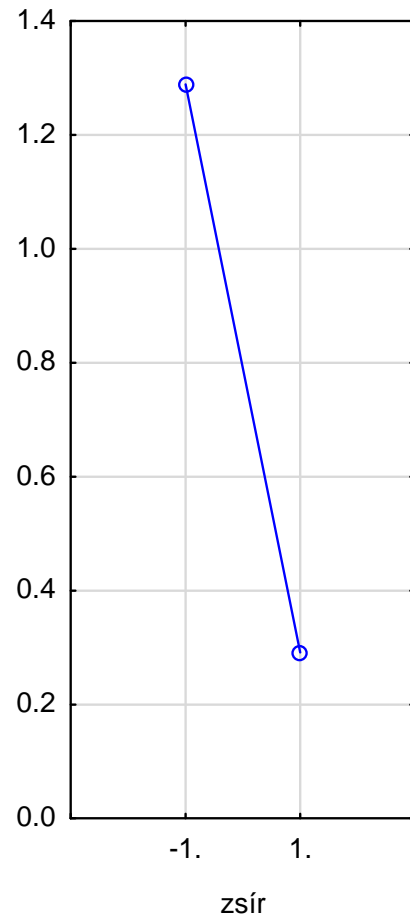
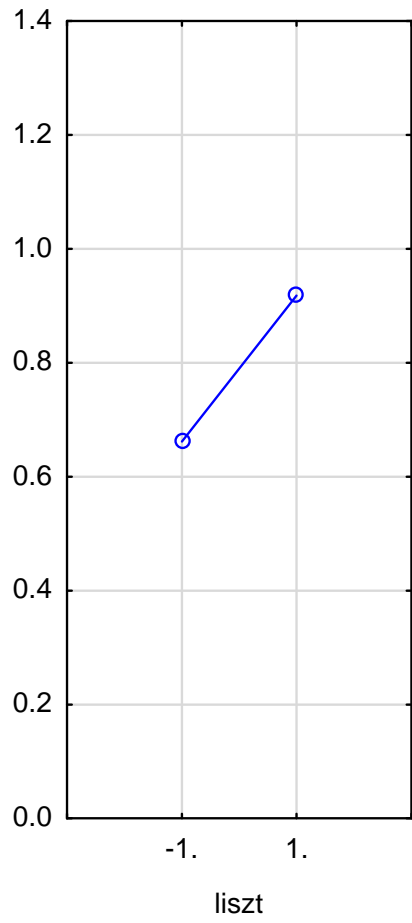
				idő	–	+	–	+	átlag	szórás
				hőm.	–	–	+	+		
	liszt	zsír	tojás							
1	–	–	–	1.3	1.6	1.2	3.1	1.800	0.883	
2	+	–	–	2.2	5.5	3.2	6.5	4.350	1.991	
3	–	+	–	1.3	1.2	1.5	1.7	1.425	0.222	
4	+	+	–	3.7	3.5	3.8	4.2	3.800	0.294	
5	–	–	+	1.6	3.5	2.3	4.4	2.950	1.245	
6	+	–	+	4.1	6.1	4.9	6.3	5.350	1.038	
7	–	+	+	1.9	2.4	2.6	2.2	2.275	0.299	
8	+	+	+	5.2	5.8	5.5	6.0	5.625	0.350	

Az eredményeket átlagra és szórásra dolgozzuk föl (nem igazi szórás, de ...).

átlag

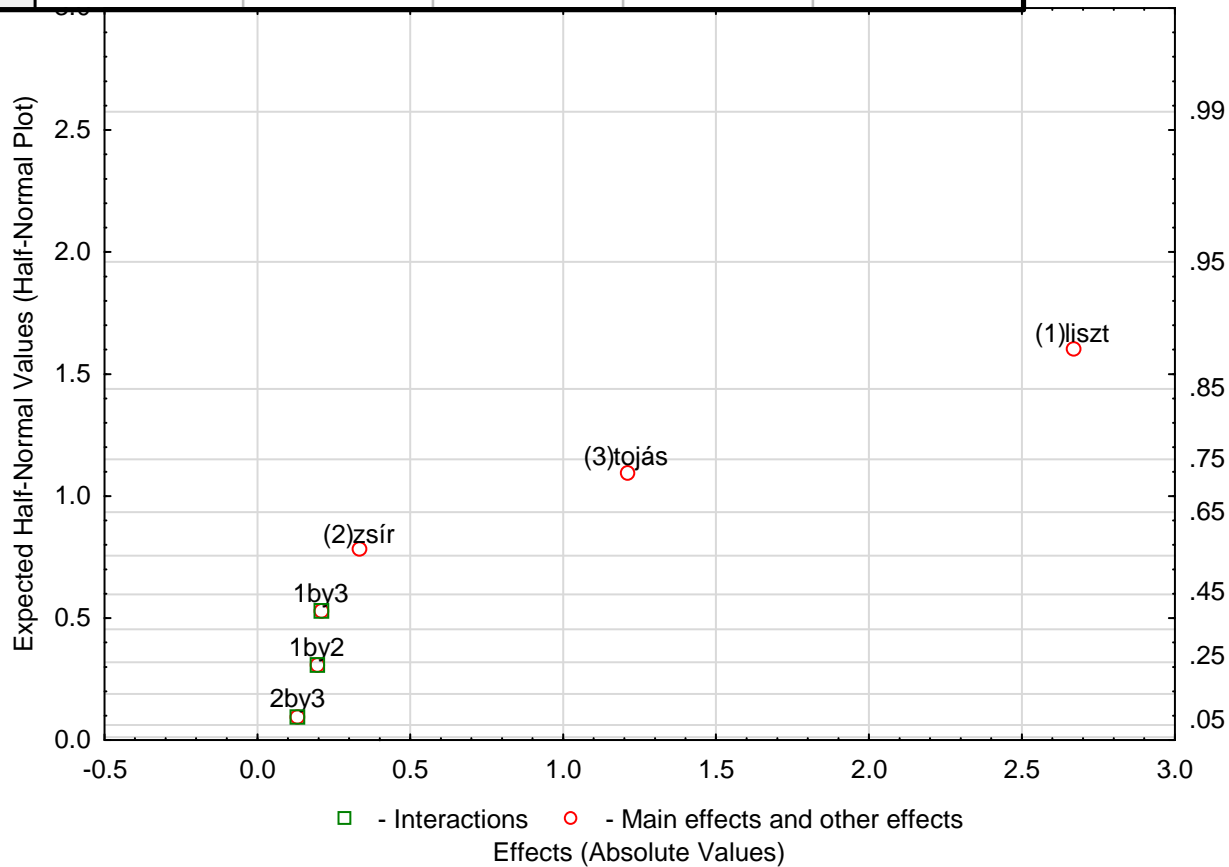


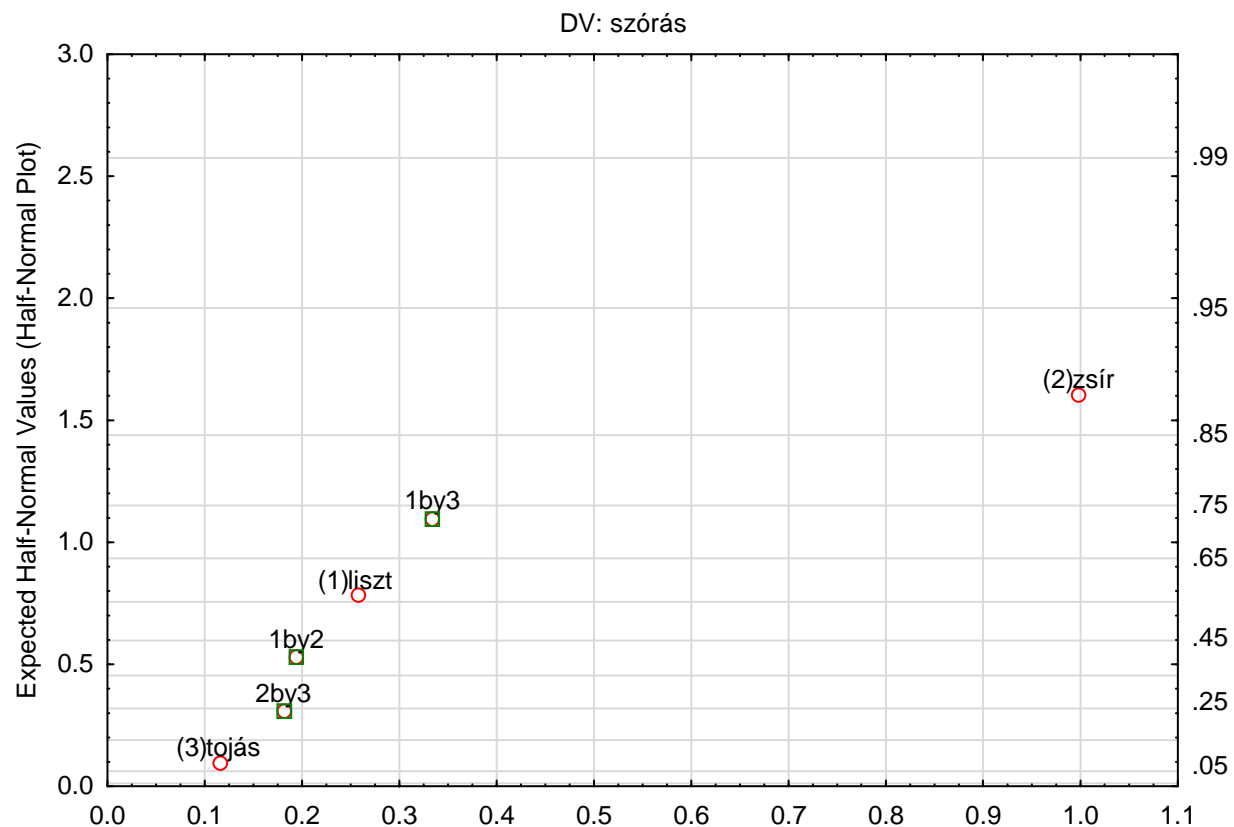
szórás



	1 liszt	2 zsír	3 tojás	4 y11	5 y21	6 y12	7 y22	8 átlag	9 szórás
1	-1	-1	-1	1.3	1.6	1.2	3.1	1.8	0.883
2	1	-1	-1	2.2	5.5	3.2	6.5	4.35	1.991
3	-1	1	-1	1.3	1.2	1.5	1.7	1.425	0.222
4	1	1	-1	3.7	3.5	3.8	4.2	3.8	0.294
5	-1	-1	1	1.6	3.5	2.3	4.4	2.95	1.245
6	1	-1	1	4.1	6.1	4.9	6.3	5.35	1.038
7	-1	1	1	1.9	2.4	2.6	2.2	2.275	0.299
8	1	1	1	5.2	5.8	5.5	6	5.625	0.350

Effect Estimates; Var.:átlag; R-sqr=.99108; Adj:.93753 (Torta_m_sdj) 2**(3-0) design; MS Residual=.1582031 DV: átlag					
Factor	Effect	Std.Err.	t(1)	p	Coeff.
Mean/Interc.	3.446875	0.140625	24.51111	0.025958	3.446875
(1)liszt	2.668750	0.281250	9.48889	0.066844	1.334375
(2)zsír	-0.331250	0.281250	-1.17778	0.448146	-0.165625
(3)tojás	1.206250	0.281250	4.28889	0.145829	0.603125
1 by 2	0.193750	0.281250	0.68889	0.615972	0.096875
1 by 3	0.206250	0.281250	0.73333	0.597180	0.103125
2 by 3	0.131250	0.281250	0.46667	0.722035	0.065625





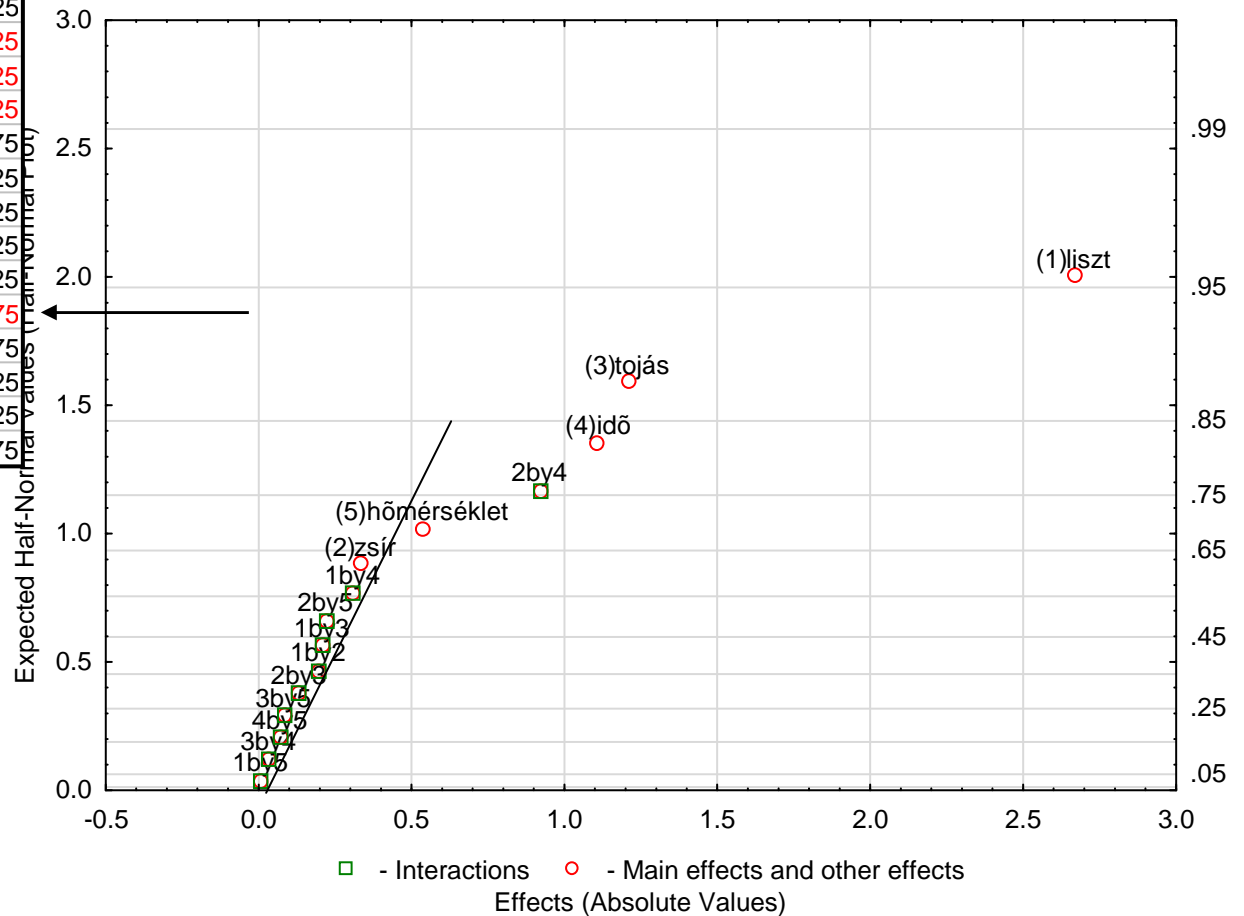
Effect Estimates; Var.:szórás; R-sqr=.92315; Adj:.46208 (Torta_m_sdj) 2**(3-0) design; MS Residual=.2092192 DV: szórás					
Factor	Effect	Std.Err.	t(1)	p	Coeff.
Mean/Interc.	0.790167	0.161717	4.88611	0.128517	0.790167
(1)liszt	0.256080	0.323434	0.79175	0.573661	0.128040
(2)zsír	-0.997967	0.323434	-3.08553	0.199524	-0.498984
(3)tojás	-0.114723	0.323434	-0.35470	0.783003	-0.057362
1 by 2	-0.194056	0.323434	-0.59999	0.655965	-0.097028
1 by 3	-0.334066	0.323434	-1.03287	0.489706	-0.167033
2 by 3	0.180963	0.323434	0.55951	0.675253	0.090482

Vegyük észre, hogy a szorzat-terv fölfogható egyetlen 2^5 tervként is!

	liszt	zsír	tojás	ido	hom	y
1	-1	-1	-1	-1	-1	1.3
2	1	-1	-1	-1	-1	2.2
3	-1	1	-1	-1	-1	1.3
4	1	1	-1	-1	-1	3.7
5	-1	-1	1	-1	-1	1.6
6	1	-1	1	-1	-1	4.1
7	-1	1	1	-1	-1	1.9
8	1	1	1	-1	-1	5.2
9	-1	-1	-1	1	-1	1.6
10	1	-1	-1	1	-1	5.5
11	-1	1	-1	1	-1	1.2
12	1	1	-1	1	-1	3.5
13	-1	-1	1	1	-1	3.5
14	1	-1	1	1	-1	6.1
15	-1	1	1	1	-1	2.4
16	1	1	1	1	-1	5.8

	liszt	zsír	tojás	ido	hom	y
17	-1	-1	-1	-1	1	1.2
18	1	-1	-1	-1	1	3.2
19	-1	1	-1	-1	1	1.5
20	1	1	-1	-1	1	3.8
21	-1	-1	1	-1	1	2.3
22	1	-1	1	-1	1	4.9
23	-1	1	1	-1	1	2.6
24	1	1	1	-1	1	5.5
25	-1	-1	-1	1	1	3.1
26	1	-1	-1	1	1	6.5
27	-1	1	-1	1	1	1.7
28	1	1	-1	1	1	4.2
29	-1	-1	1	1	1	4.4
30	1	-1	1	1	1	6.3
31	-1	1	1	1	1	2.2
32	1	1	1	1	1	6.0

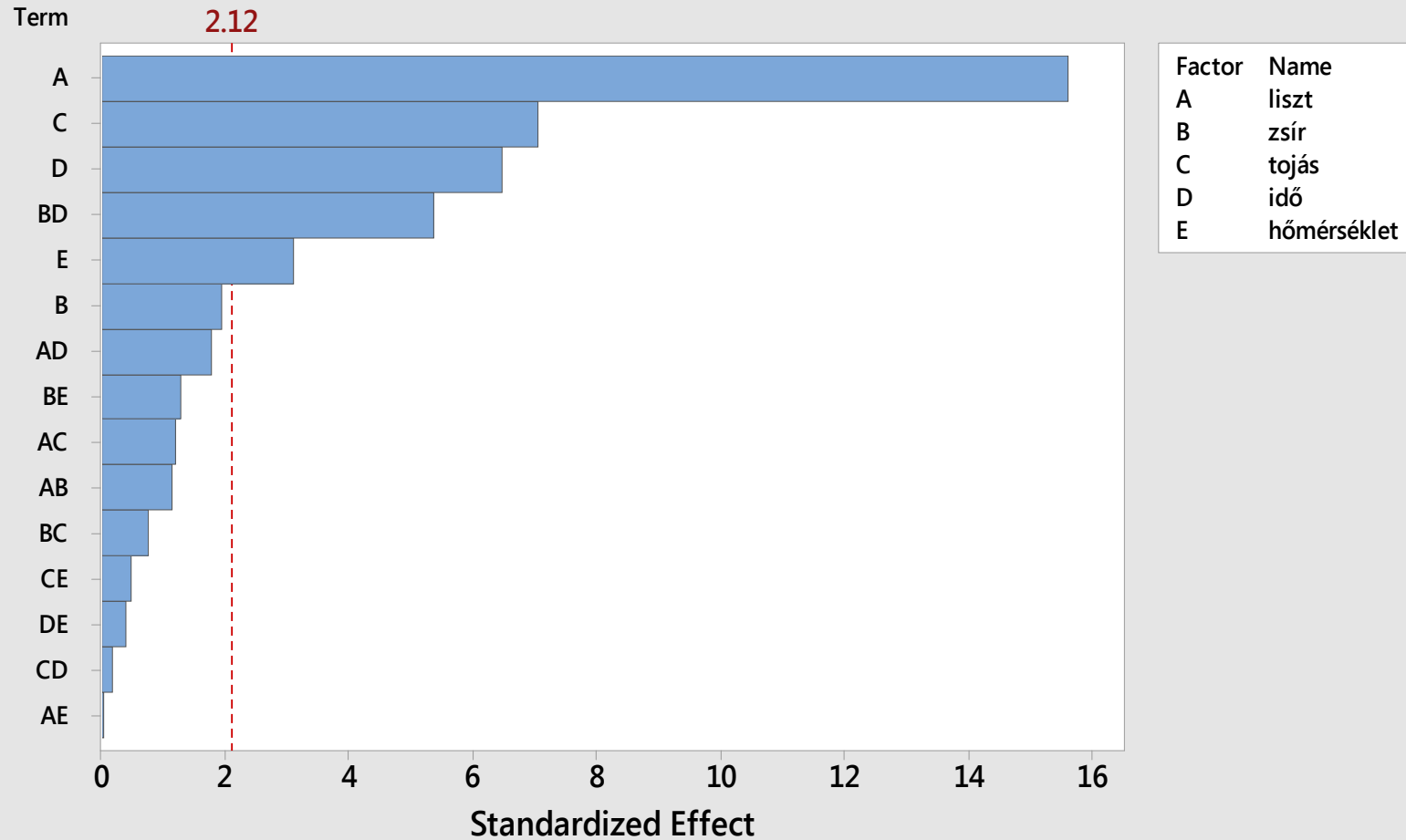
Effect Estimates; Var.:y; R-sqr=.96011; Adj:.9227 (Torta_full5j) 2**(5-0) design; MS Residual=.2345313 DV: y			
Factor	Effect	p	Coeff.
Mean/Interc.	3.446875	0.000000	3.446875
(1)liszt	2.668750	0.000000	1.334375
(2)zsír	-0.331250	0.070917	-0.165625
(3)tojás	1.206250	0.000003	0.603125
(4)idő	1.106250	0.000008	0.553125
(5)hőmérséklet	0.531250	0.006841	0.265625
1 by 2	0.193750	0.274486	0.096875
1 by 3	0.206250	0.245879	0.103125
1 by 4	0.306250	0.092623	0.153125
1 by 5	0.006250	0.971333	0.003125
2 by 3	0.131250	0.454508	0.065625
2 by 4	-0.918750	0.000063	-0.459375
2 by 5	-0.218750	0.219620	-0.109375
3 by 4	-0.031250	0.857472	-0.015625
3 by 5	-0.081250	0.641531	-0.040625
4 by 5	0.068750	0.693343	0.034375



zsír-idő kölcsönhatás → ε
 zsír befolyása az
 ingadozás mértékére

$$\hat{Y} = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_3x_3 + c_4z_4 + c_5z_5 + d_{24}x_2z_4$$

Pareto Chart of the Standardized Effects (response is y, $\alpha = 0.05$)



b_2	-0.166
b_4	0.553
b_{24}	-0.459

Az idő változásának
következménye

$$\text{Var}(\hat{Y}) = c_5^2 \sigma_{z_5}^2 + (c_4 + d_{24}x_2) \sigma_{z_4}^2 =$$

(x_2) zsír	(x_4) ido	b_2x_2	b_4x_4	$b_{24}x_2x_4$	Y része	
-	-	0.166	-0.553	-0.459	-0.846	2.024
-	+	0.166	0.553	0.459	1.178	
+	-	-0.166	-0.553	0.459	-0.260	0.188
+	+	-0.166	0.553	-0.459	-0.072	

Lehetne 2^5 helyett 2^{5-1} tervet is használni!

$$\hat{Y} = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 \dots + b_3x_3 + c_4z_4 + c_5z_5 + d_{24}x_2z_4$$

	Hatás	p	koeff.
Konstans	3.446875	0.000000	3.446875
(1)liszt	2.668750	0.000000	1.334375
(2)zsír	-0.331250	0.070917	-0.165625
(3)tojás	1.206250	0.000003	0.603125
(4)idő	1.106250	0.000008	0.553125
(5)hőmérséklet	0.531250	0.006841	0.265625
1 by 2	0.193750	0.274486	0.096875
1 by 3	0.206250	0.245879	0.103125
1 by 4	0.306250	0.092623	0.153125
1 by 5	0.006250	0.971333	0.003125
2 by 3	0.131250	0.454508	0.065625
2 by 4	-0.918750	0.000063	-0.459375
2 by 5	-0.218750	0.219620	-0.109375
3 by 4	-0.031250	0.857472	-0.015625
3 by 5	-0.081250	0.641531	-0.040625
4 by 5	0.068750	0.693343	0.034375

$$Var(\hat{Y}) = \sum_j \left(\frac{\partial \hat{Y}}{\partial z_j} \right)^2 \sigma_{z_j}^2$$

$$Var(\hat{Y}) = (c_4 + d_{24}x_2) \sigma_{z_4}^2 + c_5^2 \sigma_{z_5}^2 =$$

$$= (0.5531 - 0.4594x_2)^2 \sigma_{z_4}^2 + 0.2656^2 \sigma_{z_5}^2$$

A minimum $x_2=1$ -nél van (több zsír),
hajszálnyival 1 fölött, de nem biztos,
hogy érvényes az extrapoláció.

6. példa

Y. Wu, A. Wu: Taguchi methods for robust design
(ASME Press, 2000), p. 169

Aranyozás

Cél: a bevonat vastagsága legyen legalább $50\ \mu\text{m}$,
minél kisebb ingadozással

Faktorok és szintjeik

		1	2	3
A	Gold concentration	0.7-0.75	1.1-1.15	
B	Current density	2.0	1.5	1.0
C	Temperature	95	105	115
D	Barrel speed	10	15	20
E	Anode size	1/4	1/2	1/1
F	Load size	1/4	1/3	1/2
G	pH	4.2	4.3	4.4
H	Nickel concentration	600	650	700
N	Location	off-center	center	

mindkét helyzetből két minta

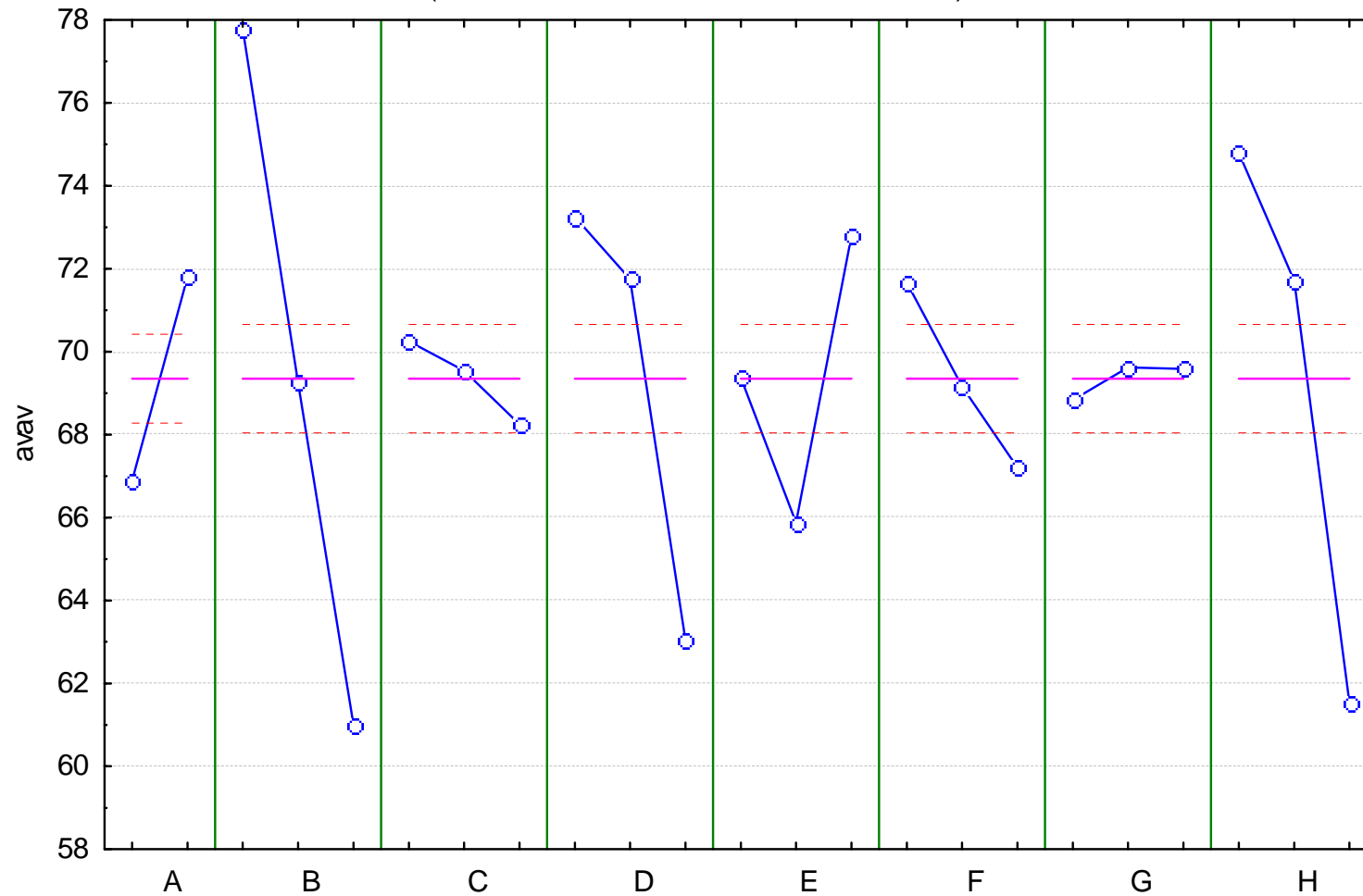
A terv és az eredmények

	A	B	C	D	E	F	G	H	N ₁		N ₂	
1	1	1	1	1	1	1	1	1	83	88	90	91
2	1	1	2	2	2	2	2	2	73	73	83	81
3	1	1	3	3	3	3	3	3	57	58	65	69
4	1	2	1	1	2	2	3	3	55	59	61	67
5	1	2	2	2	3	3	1	1	73	75	76	79
6	1	2	3	3	1	1	2	2	58	60	68	72
7	1	3	1	2	1	3	2	3	44	49	55	58
8	1	3	2	3	2	1	3	1	50	54	57	64
9	1	3	3	1	3	2	1	2	64	65	66	68
10	2	1	1	3	3	2	2	1	74	79	86	94
11	2	1	2	1	1	3	3	2	75	78	90	94
12	2	1	3	2	2	1	1	3	70	76	52	88
13	2	2	1	2	3	1	3	2	71	80	87	95
14	2	2	2	3	1	2	1	3	48	56	59	65
15	2	2	3	1	2	3	2	1	66	67	79	86
16	2	3	1	3	2	3	1	2	45	53	58	64
17	2	3	2	1	3	1	2	3	60	67	66	73
18	2	3	3	2	1	2	3	1	57	65	79	83

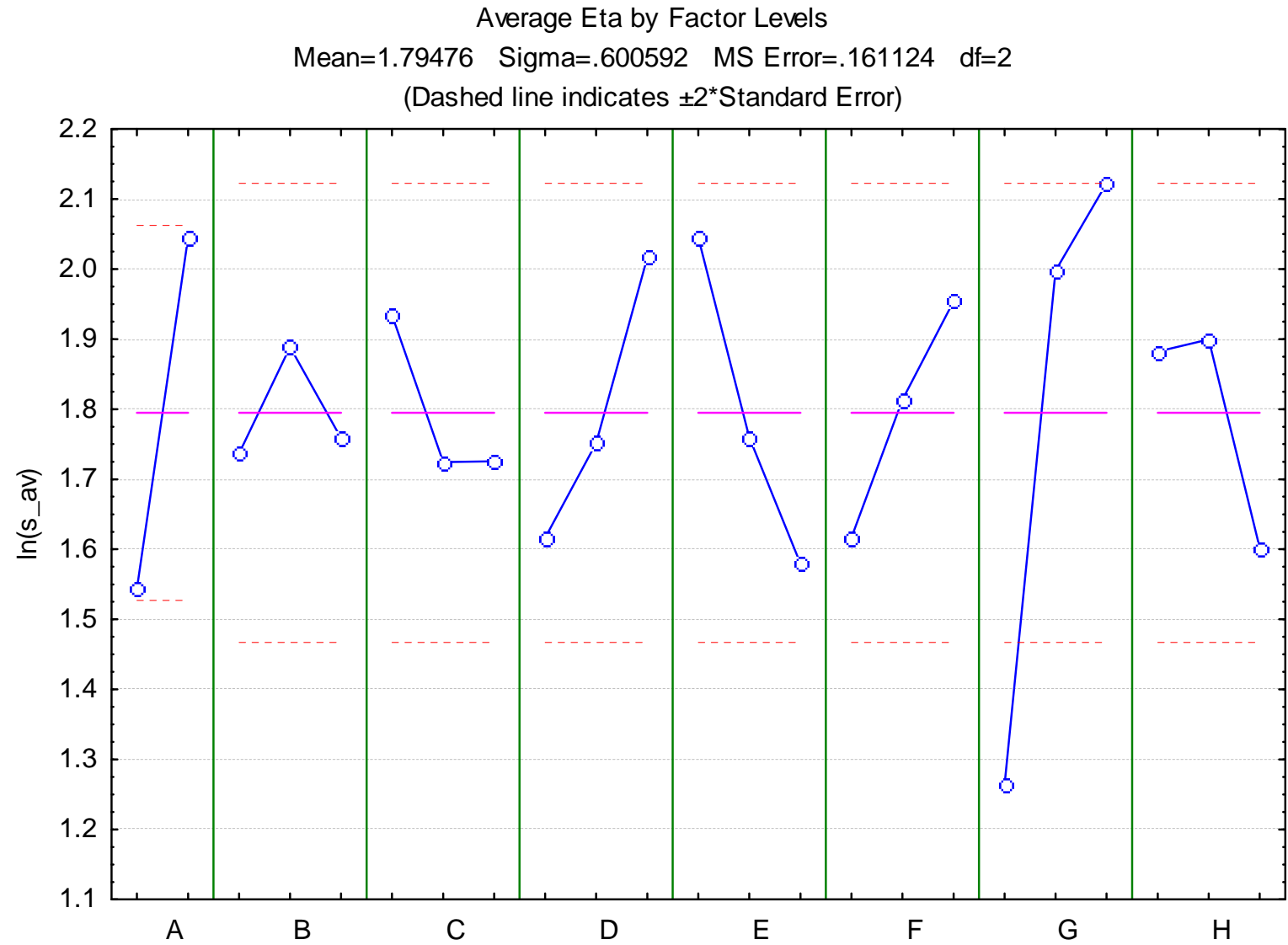
N	A	B	C	D	E	F	G	H	y ₁	y ₂	y ₃	y ₄	s	s ₁	s ₂	Sinner	\bar{y}_1	\bar{y}_2	$\bar{\bar{y}}$	s _{\bar{y}}
									1	1	2	2								
1	1	1	1	1	1	1	1	1	83	88	90	91	3.56	3.536	0.707	2.550	85.5	90.5	88.00	3.536
2	1	1	2	2	2	2	2	2	73	73	83	81	5.26	0.000	1.414	1.000	73.0	82.0	77.50	6.364
3	1	1	3	3	3	3	3	3	57	58	65	69	5.74	0.707	2.828	2.062	57.5	67.0	62.25	6.718
4	1	2	1	1	2	2	3	3	55	59	61	67	5.00	2.828	4.243	3.606	57.0	64.0	60.50	4.950
5	1	2	2	2	3	3	1	1	73	75	76	79	2.50	1.414	2.121	1.803	74.0	77.5	75.75	2.475
6	1	2	3	3	1	1	2	2	58	60	68	72	6.61	1.414	2.828	2.236	59.0	70.0	64.50	7.778
7	1	3	1	2	1	3	2	3	44	49	55	58	6.24	3.536	2.121	2.915	46.5	56.5	51.50	7.071
8	1	3	2	3	2	1	3	1	50	54	57	64	5.91	2.828	4.950	4.031	52.0	60.5	56.25	6.010
9	1	3	3	1	3	2	1	2	64	65	66	68	1.71	0.707	1.414	1.118	64.5	67.0	65.75	1.768
10	2	1	1	3	3	2	2	1	74	79	86	94	8.69	3.536	5.657	4.717	76.5	90.0	83.25	9.546
11	2	1	2	1	1	3	3	2	75	78	90	94	9.18	2.121	2.828	2.500	76.5	92.0	84.25	10.960
12	2	1	3	2	2	1	1	3	70	76	52	88	15.00	4.243	25.456	18.248	73.0	70.0	71.50	2.121
13	2	2	1	2	3	1	3	2	71	80	87	95	10.21	6.364	5.657	6.021	75.5	91.0	83.25	10.960
14	2	2	2	3	1	2	1	3	48	56	59	65	7.07	5.657	4.243	5.000	52.0	62.0	57.00	7.071
15	2	2	3	1	2	3	2	1	66	67	79	86	9.68	0.707	4.950	3.536	66.5	82.5	74.50	11.314
16	2	3	1	3	2	3	1	2	45	53	58	64	8.04	5.657	4.243	5.000	49.0	61.0	55.00	8.485
17	2	3	2	1	3	1	2	3	60	67	66	73	5.32	4.950	4.950	4.950	63.5	69.5	66.50	4.243
18	2	3	3	2	1	2	3	1	57	65	79	83	12.11	5.657	2.828	4.472	61.0	81.0	71.00	14.142

Kiértékelés az átlagos vastagságra

Average Eta by Factor Levels
Mean=69.3472 Sigma=11.1659 MS Error=2.57292 df=2
(Dashed line indicates ± 2 *Standard Error)

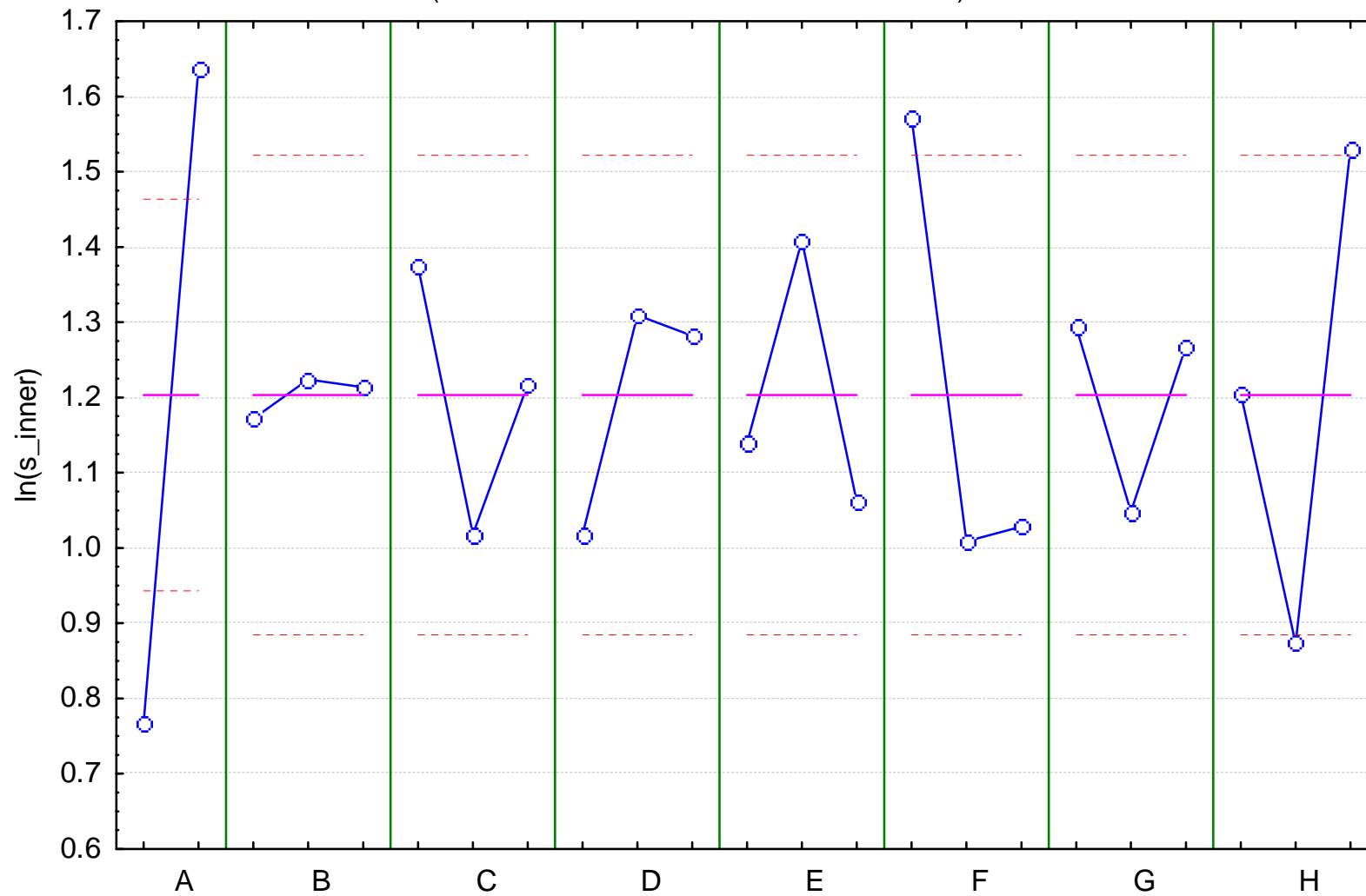


Kiértékelés a vastagság helyek közötti szórására



Kiértékelés a helyeken belüli ingadozásra

Average Eta by Factor Levels
Mean=1.20318 Sigma=.666917 MS Error=.152282 df=2
(Dashed line indicates ± 2 *Standard Error)



az átlagos vastagságra: A, B, D, E, F, H → B, D, E

a vastagság helyek közötti szórására: G

a helyeken belüli ingadozásra: A, F, H

az átlagos vastagságra:

a vastagság helyek közötti szórására:

a helyeken belüli ingadozásra:

A minőségjavító kísérlettervezés célfüggvényei

Névleges a legjobb

$$E [L(y)] = k E[(y - T)^2] = k[\sigma^2 + (\mu - T)^2] = \min$$

Ha a variancia nem függ a várható értéktől, azt kell először minimalizálni, majd a várható értéket szerint optimálisan beállítani.

Ha $\sigma \sim \mu$, a variancia helyett a σ/μ arányt kell minimalizálni.

Reciproka a μ/σ ún. jel/zaj viszony (signal/noise: SN), illetve annak logaritmususa (ún. decibel skála)

$$SN = -10 \lg \frac{s^2}{\bar{y}^2} = 10 \lg \frac{\bar{y}^2}{s^2}$$

Minél kisebb, annál jobb (Smaller the better) eset

$$E [L(y)] = k E[(y - T)^2] = k[\sigma^2 + (\mu - T)^2] = \min$$

itt $T=0$

$$E [L(y)] = k E[y^2] = k \{E[(y - \mu)^2] + \mu^2\} = k[\sigma^2 + \mu^2]$$

$$\bar{L}(y) = \frac{k}{n} \sum_i y_i^2 = k \left(\frac{n-1}{n} s^2 + \bar{y}^2 \right)$$

Taguchi: $SN_s = -10 \lg \left[\frac{1}{n} \sum_i y_i^2 \right] = \max$

7. példa

G. Taguchi: Introduction to quality engineering

Asian Productivity Organization, 1986, p. 127

Szivattyú kopásának optimalizálása

Taguchi_p127.sta

Kézbentartható faktorok: A-E 2 szinten

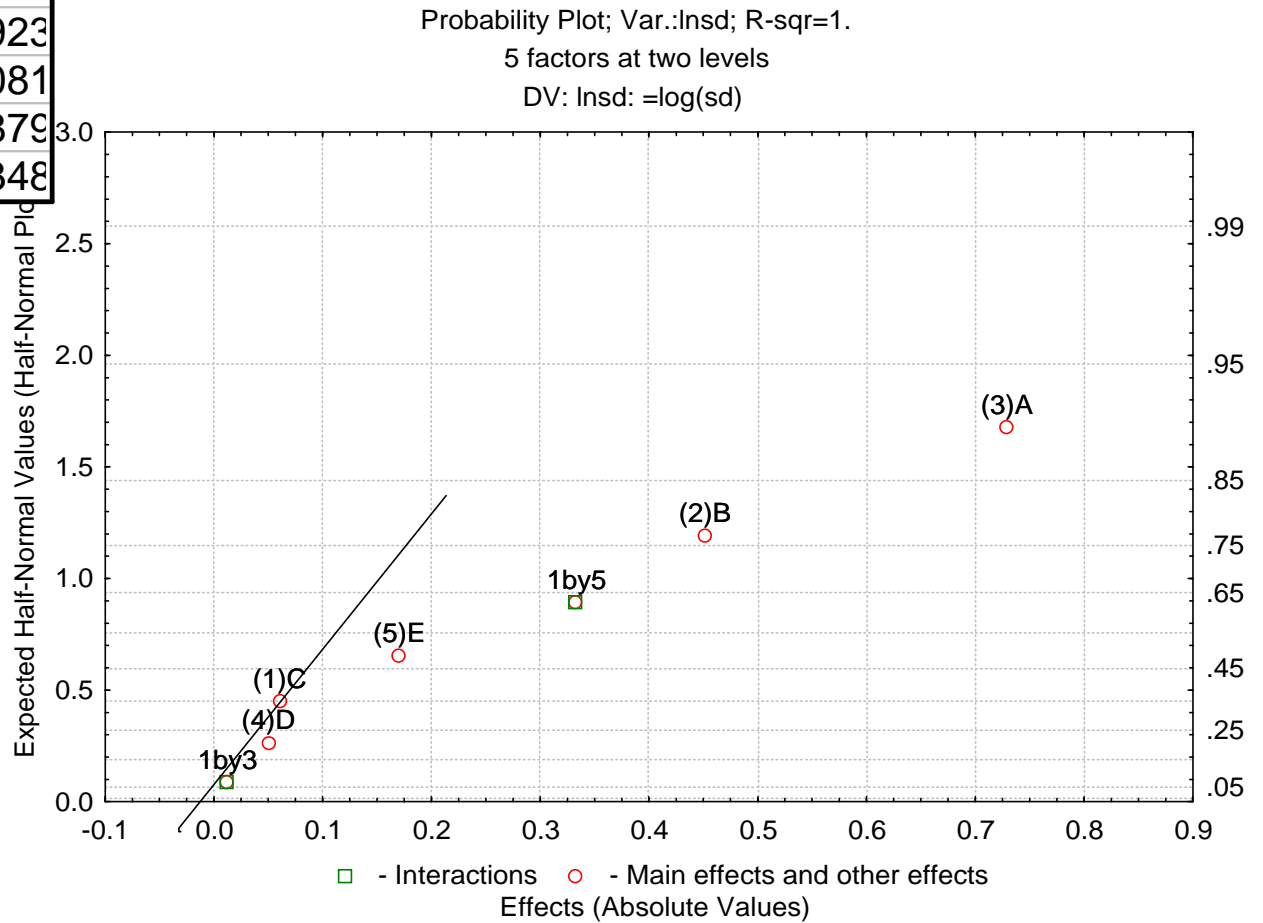
Zaj-faktor: a tengely 8 pontja

y: kopás [μm]

Standard Run	Design: 2**(3-0) design (Spreadsheet1)														mean	sd	lnsd
	A	B	C	D	E	R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8				
1	-1	-1	-1	-1	-1	12	12	10	13	3	3	16	20	11.125	5.866065	1.769184	
2	-1	-1	1	1	1	6	10	3	5	3	4	20	18	8.625	6.802048	1.917224	
3	-1	1	-1	1	1	9	10	5	4	2	1	3	2	4.5	3.338092	1.205399	
4	-1	1	1	-1	-1	8	8	5	4	3	4	9	9	6.25	2.492847	0.913425	
5	1	-1	-1	-1	1	16	14	8	8	3	2	20	33	13	10.21204	2.323567	
6	1	-1	1	1	-1	18	26	4	2	3	3	7	10	9.125	8.626165	2.1548	
7	1	1	-1	1	-1	14	22	7	5	3	4	19	21	11.875	8.043409	2.084853	
8	1	1	1	-1	1	16	13	5	4	11	4	14	30	12.125	8.64271	2.156716	

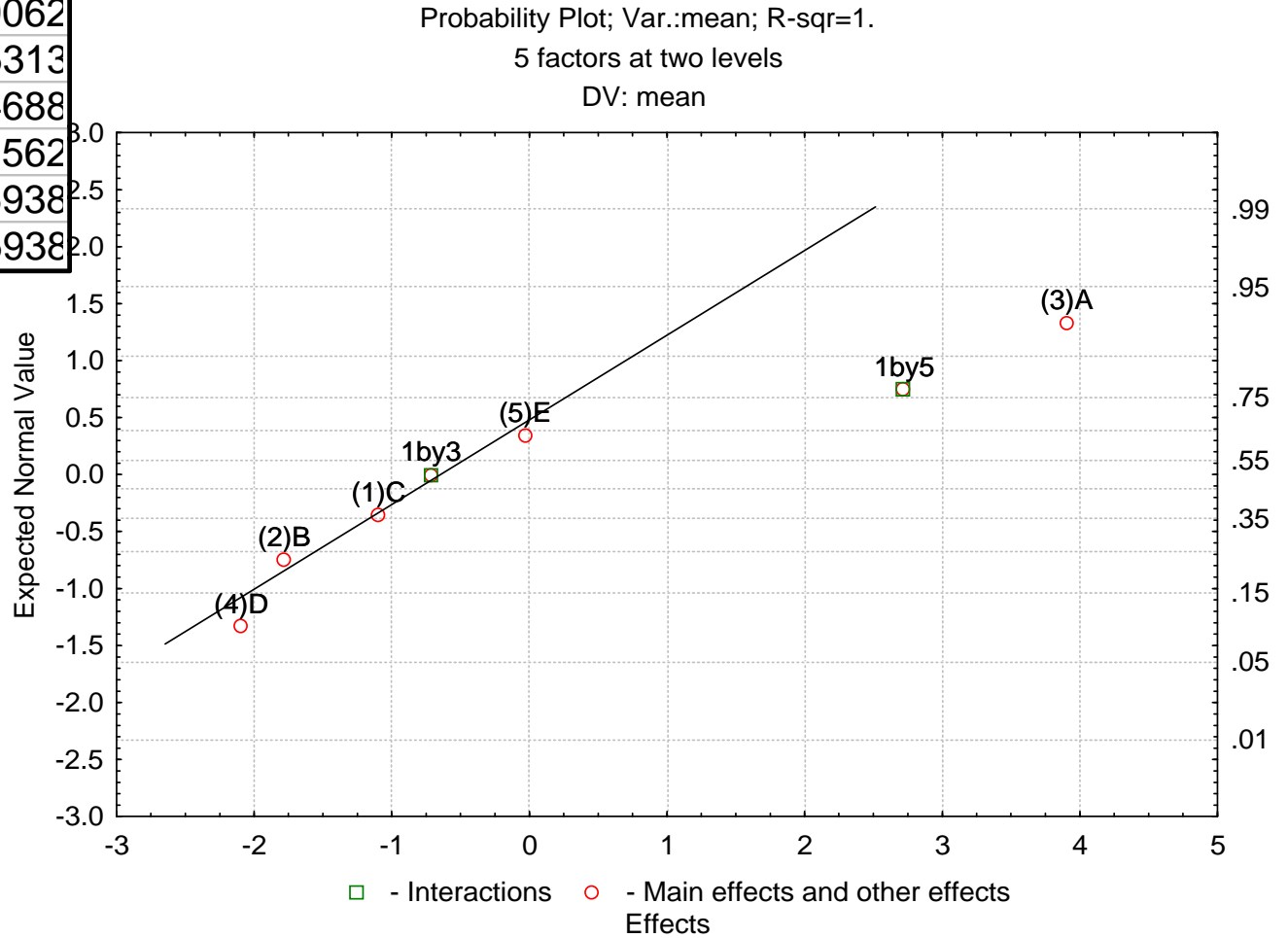
Effect Estimates; Var.:lnsd; R-sqr=1. (Taguchi_p127.st 5 factors at two levels DV: Insd: =log(sd)		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	1.815646	1.815646
(1)C	-0.060210	-0.030105
(2)B	-0.451095	-0.225548
(3)A	0.728676	0.364338
(4)D	0.049846	0.024923
(5)E	0.170161	0.085081
1 by 3	0.011758	0.005879
1 by 5	0.332696	0.166348

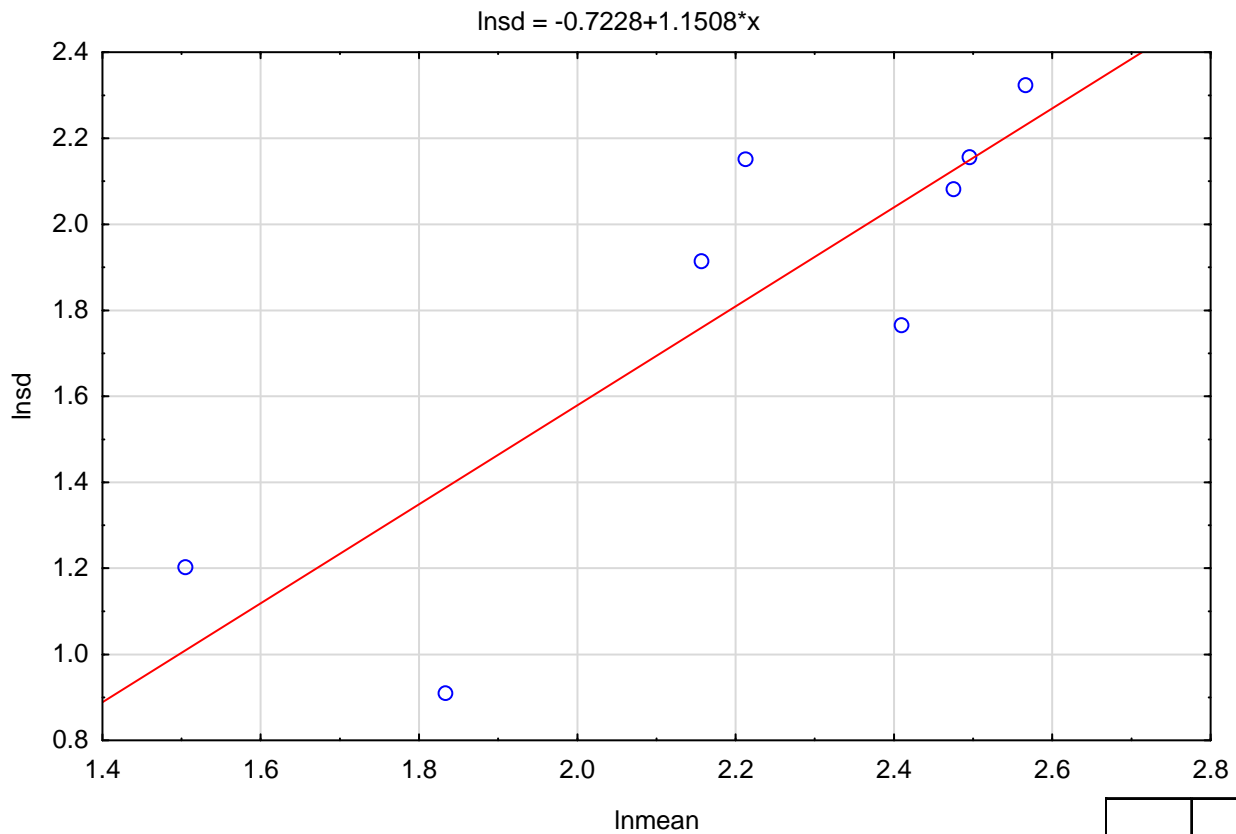
Factor	Confounding of Effects	
	Alias 1	Alias 2
(1)A	4*5	
(2)B	3*4	
(3)C	2*4	
(4)D	1*5	2*3
(5)E	1*4	
1 by 2	3*5	
1 by 3	2*5	



Effect Estimates; Var.:mean; R-sqr=1. (Taguchi_p127.st)		
5 factors at two levels		
DV: mean		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	9.57813	9.57813
(1)C	-1.09375	-0.54688
(2)B	-1.78125	-0.89062
(3)A	3.90625	1.95313
(4)D	-2.09375	-1.04688
(5)E	-0.03125	-0.01562
1 by 3	-0.71875	-0.35938
1 by 5	2.71875	1.35938

Factor	Confounding of Effects	
	Alias 1	Alias 2
(1)A	4*5	
(2)B	3*4	
(3)C	2*4	
(4)D	1*5	2*3
(5)E	1*4	
1 by 2	3*5	
1 by 3	2*5	



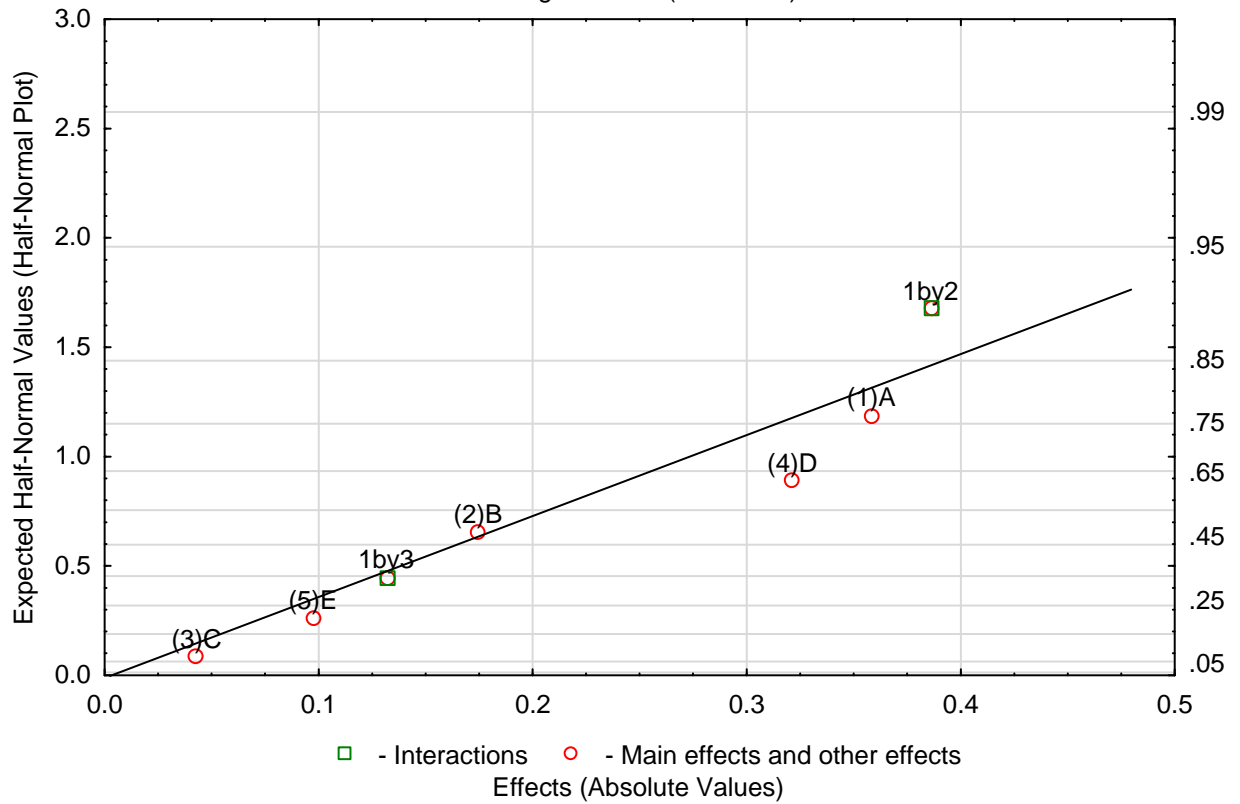


α	$\lambda=1-\alpha$	transzformáció
2	-1	$1/y$
1.5	-0.5	$1/\sqrt{y}$
1	0	$\ln y$
0.5	0.5	\sqrt{y}
0	1	(nincs trafó)

Effect Estimates; Var.:atlagln; R-sqr=1. (Taguchi_p127_In)		
5 factors at two levels		
DV: atlagln: =mean(lnR1:lnR8)		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	1.959936	1.959936
(1)A	0.357952	0.178976
(2)B	-0.174156	-0.087078
(3)C	-0.042452	-0.021226
(4)D	-0.320697	-0.160349
(5)E	-0.096991	-0.048496
1 by 2	0.385961	0.192980
1 by 3	-0.131454	-0.065727

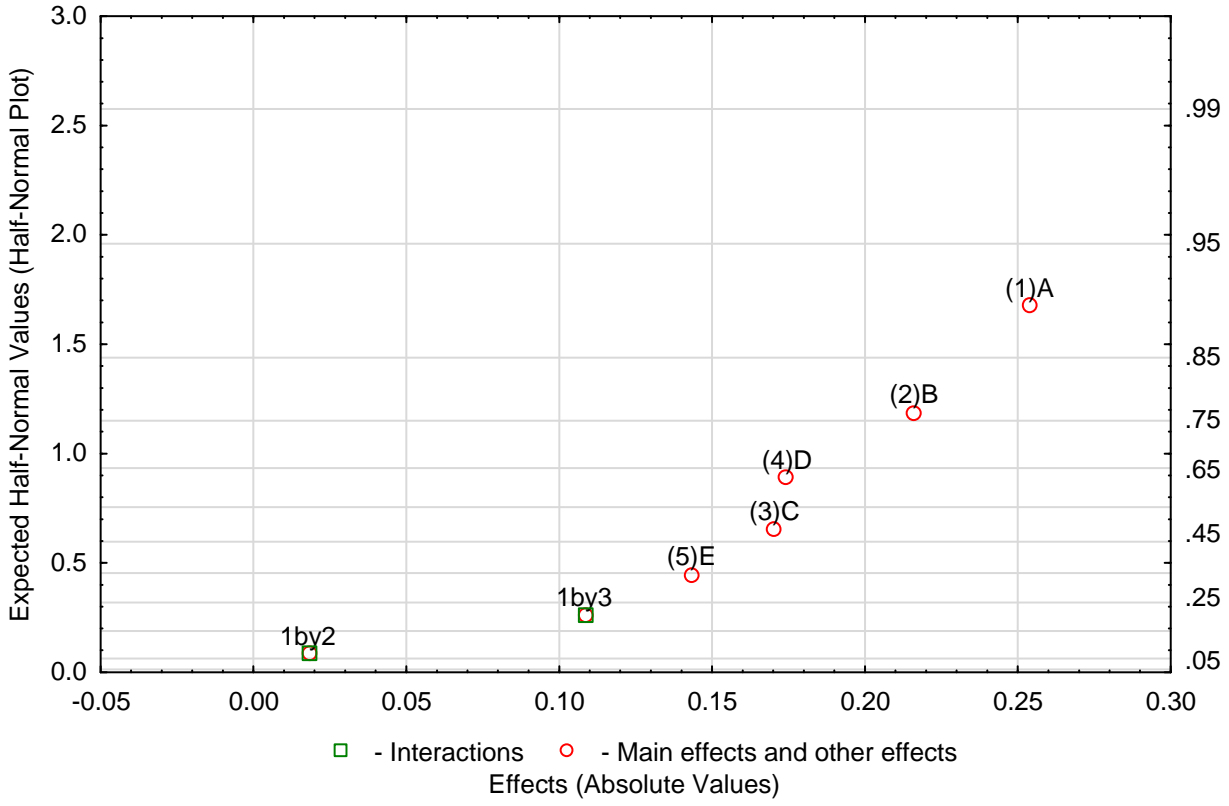
Factor	Confounding of Effects	
	Alias 1	Alias 2
(1)A	4*5	
(2)B	3*4	
(3)C	2*4	
(4)D	1*5	2*3
(5)E	1*4	
1 by 2	3*5	
1 by 3	2*5	

Probability Plot; Var.:atlagln; R-sqr=1.
5 factors at two levels
DV: atlagln: =mean(lnR1:lnR8)



Effect Estimates; Var.:lnsdln; R-sqr=1. (Taguchi_p127_ln)		
5 factors at two levels		
DV: lnsdln: =log(sdln)		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	-0.290830	-0.290830
(1)A	0.253666	0.126833
(2)B	-0.215791	-0.107896
(3)C	-0.169953	-0.084977
(4)D	0.174053	0.087027
(5)E	0.143061	0.071530
1 by 2	0.017812	0.008906
1 by 3	0.108075	0.054038

Probability Plot; Var.:lnsdln; R-sqr=1.
 5 factors at two levels
 DV: lnsdln: =log(sdln)



Minél nagyobb, annál jobb (Larger the better) eset

Taguchi: $T=\infty$, vagyis $1/T=0$ az elérendő:

$$E [L(y)] = k E[(y - T)^2] = k[\sigma^2 + (\mu - T)^2] = \min$$

σ^2 és μ külön tanulmányozható

Taguchi:
$$SN_L = -10 \lg \left[\frac{1}{n} \sum_i \frac{1}{y_i^2} \right]$$

A mutató igen érzékeny a kiugró értékekre!

A veszteségfüggvény alkalmazása diszkrét változókra

A mintában talált selejtes darabok aránya binomiális eloszlást követ .

$\frac{1}{1-p}$ darabot kell ahhoz gyártani, hogy 1 jó legyen

A veszteség: $L(p) = k \frac{p}{1-p}$ (logit vagy omega transzformáció)

ahol k az egy darab előállításának költsége

$$SN = -10 \lg \frac{p}{1-p}$$

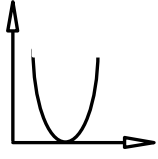
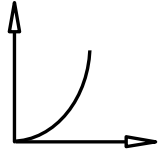
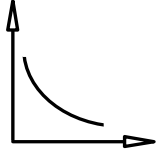
$y = \arcsin \sqrt{p}$ is használható

8. példa

Fröccsöntés optimalizálása

$$y^{tr} = \arcsin\left(\sqrt{p}\right)$$

Factor	Effect Estimates; Var.:traf_rep_ureges; R-sqr=.97648; Adj:.91767 10 Factor Screening Design; MS Residual=26.5862 DV: traf_rep_ureges: =ArcSin(sqrt(rep_ureges %/100))*57.297*100/90			
	Effect	Std.Err.	t(4)	p
Mean/Interc.	38.5680	1.488461	25.91134	0.000013
Curvatr.	12.5600	6.656601	1.88685	0.132230
(1)Befröccsölés sebesség	6.3492	2.976922	2.13282	0.099891
(3)Utánnnyomás ideje	11.6581	3.645971	3.19753	0.032978
(4)Átkapcsolási pont	-15.1806	3.645971	-4.16366	0.014103
(5)Torlónyomás	-21.6076	3.645971	-5.92643	0.004062
(6)Adagolási sebesség	-13.2001	3.645971	-3.62047	0.022348
(8)BarrelT	-18.2480	3.645971	-5.00498	0.007464
(9)ColdSideT	19.2820	3.645971	5.28857	0.006134
(10)HotSideT	22.3711	3.645971	6.13585	0.003576
1 by 2	45.6010	6.315006	7.22106	0.001951

eset	L	\bar{L}	SN (Taguchi)	javasolt
névleges a legjobb 	$k(y-T)^2$	$\frac{k}{n} \sum_i (y_i - T)^2 =$ $= k \sum_i \left[s^2 \frac{n-1}{n} + (\bar{y} - T)^2 \right]$	$-10 \lg s_y^2$ vagy $10 \lg \frac{\bar{y}^2}{s^2}$	$-10 \lg s_y^2$ (ha $\alpha=0$) $-10 \lg s_{\ln y}^2$ (ha $\alpha=1$)
minél kisebb, annál jobb 	ky^2	$\frac{k}{n} \sum_i y_i^2 = k \left(s^2 \frac{n-1}{n} + \bar{y}^2 \right)$	$-10 \lg \left(\frac{1}{n} \sum_i y_i^2 \right) \approx$ $\approx -10 \lg (s^2 + \bar{y}^2)$	
minél nagyobb, annál jobb 	$\frac{k}{y^2}$	$\frac{k}{n} \sum_i \frac{1}{y_i^2}$	$-10 \lg \left(\frac{1}{n} \sum_i \frac{1}{y_i^2} \right)$	
selejtarány	$k \frac{p}{1-p}$	$k \frac{\hat{p}}{1-\hat{p}}$	$-10 \lg \frac{\hat{p}}{1-\hat{p}}$	

9. példa

J.J. Pignatiello, J.S. Ramberg: J. Quality Technology, 17
198-206 (1985)

kézbentartható		
	-1	1
A: high heat temperature (⁰ F)	1840	1880
B: heating time (s)	23	25
C: transfer time (s)	10	12
D: hold down time (s)	2	3
zaj		
	-1	1
E: quench oil temperature (⁰ F)	130-150	150-170

	A	B	C	D	E			
1	-1	-1	-1	-1	-1	7.78	7.78	7.81
2	1	-1	-1	1	-1	8.15	8.18	7.88
3	-1	1	-1	1	-1	7.50	7.56	7.50
4	1	1	-1	-1	-1	7.59	7.56	7.75
5	-1	-1	1	1	-1	7.54	8.00	7.88
6	1	-1	1	-1	-1	7.69	8.09	8.06
7	-1	1	1	-1	-1	7.56	7.52	7.44
8	1	1	1	1	-1	7.56	7.81	7.69
9	-1	-1	-1	-1	1	7.50	7.25	7.12
10	1	-1	-1	1	1	7.88	7.88	7.44
11	-1	1	-1	1	1	7.50	7.56	7.50
12	1	1	-1	-1	1	7.63	7.75	7.56
13	-1	-1	1	1	1	7.32	7.44	7.44
14	1	-1	1	-1	1	7.56	7.69	7.62
15	-1	1	1	-1	1	7.18	7.18	7.25
16	1	1	1	1	1	7.81	7.50	7.59

Wu megoldása szerint az ABCD minden kombinációjánál (8) egyetlen szórás van

					E-1			E1				
	A	B	C	D	y1	y2	y3	y1	y2	y3	atlag	lnsq
1	-1	-1	-1	-1	7.78	7.78	7.81	7.5	7.25	7.12	7.540	-2.408
2	1	-1	-1	1	8.15	8.18	7.88	7.88	7.88	7.44	7.902	-2.649
3	-1	1	-1	1	7.5	7.56	7.5	7.5	7.56	7.5	7.520	-6.949
4	1	1	-1	-1	7.59	7.56	7.75	7.63	7.75	7.56	7.640	-4.838
5	-1	-1	1	1	7.54	8	7.88	7.32	7.44	7.44	7.603	-2.600
6	1	-1	1	-1	7.69	8.09	8.06	7.56	7.69	7.62	7.785	-2.939
7	-1	1	1	-1	7.56	7.52	7.44	7.18	7.18	7.25	7.355	-3.515
8	1	1	1	1	7.56	7.81	7.69	7.81	7.5	7.59	7.660	-4.058

Effect Estimates; Var.:atlag; R-sqr=1. (Pignatiello_ahogyWu) 2**(4-1) design DV: atlag: =mean(v5:v10)		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	7.625625	7.625625
(1)A	0.242083	0.121042
(2)B	-0.163750	-0.081875
(3)C	-0.049583	-0.024792
(4)D	0.091250	0.045625
1 by 2	-0.029583	-0.014792
1 by 3	0.001250	0.000625
1 by 4	-0.022917	-0.011458

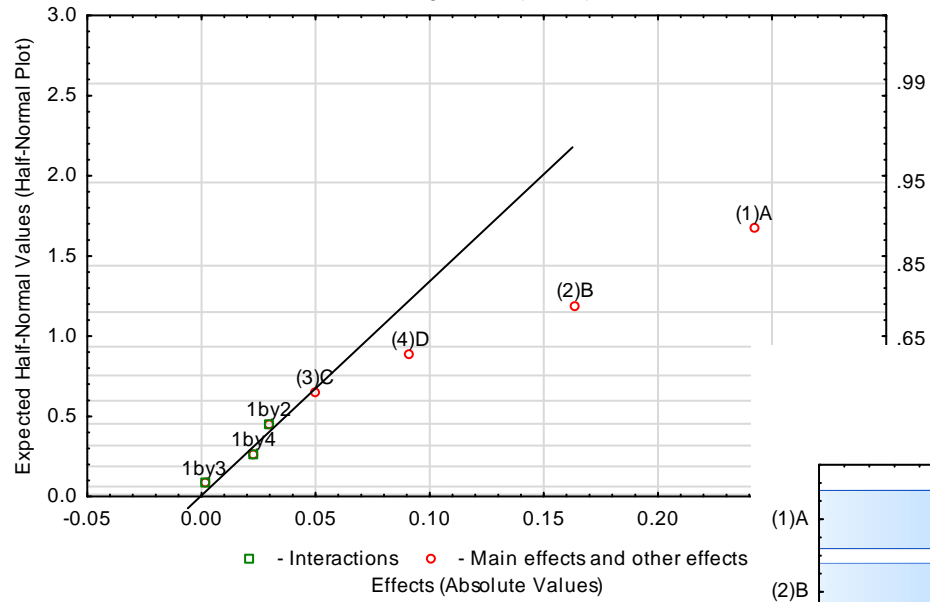
Confounding of Effects	
Factor	Alias 1
(1)A	
(2)B	
(3)C	
(4)D	
1 by 2	3*4
1 by 3	2*4
1 by 4	2*3

$$\hat{y} = 7.625 + 0.121x_A - 0.082x_B + 0.046x_D$$

Probability Plot; Var.:atlag; R-sqr=1.

2**(4-1) design

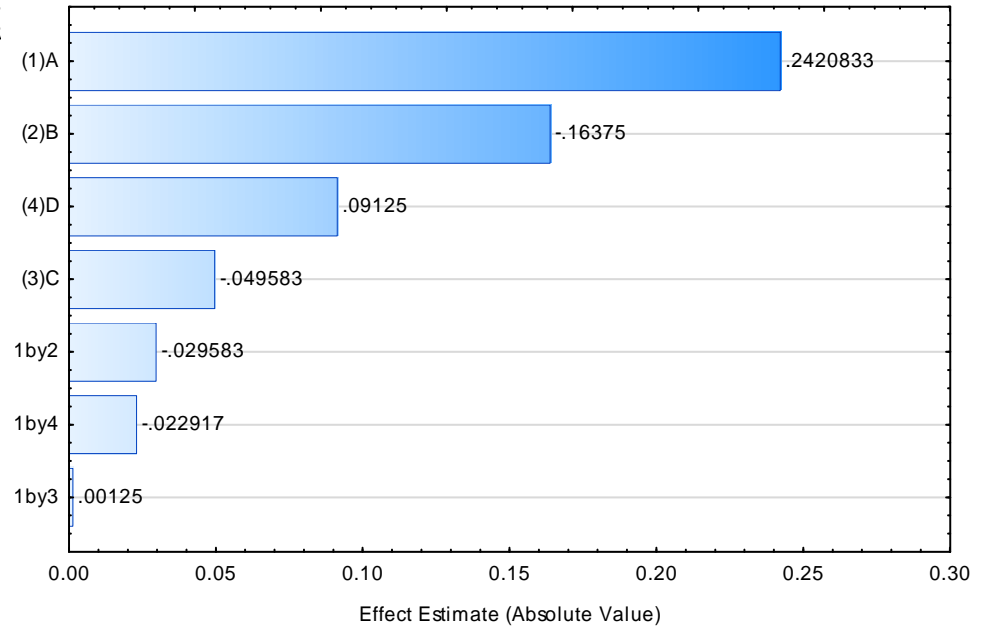
DV: atlag: =mean(v5:v10)



Pareto Chart of Effects; Variable: atlag

2**(4-1) design

DV: atlag: =mean(v5:v10)



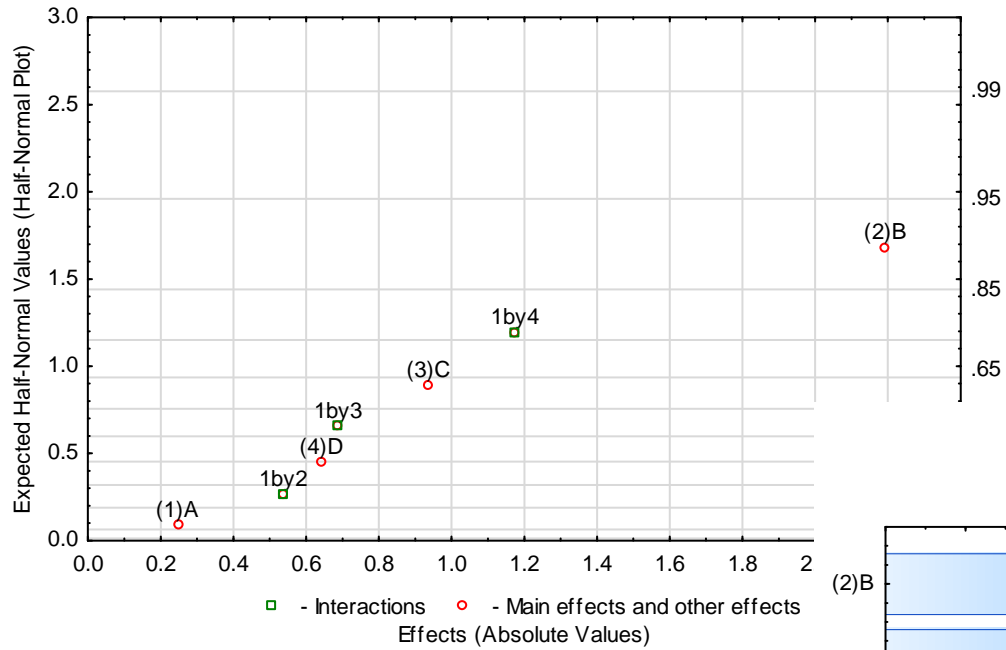
Effect Estimates; Var.:Insq; R-sqr=1. (Pignatiello_ahogyWu) 2**(4-1) design DV: Insq: =log(stdev(v5:v10)^2)		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	-3.74439	-3.74439
(1)A	0.24651	0.12325
(2)B	-2.19127	-1.09563
(3)C	0.93285	0.46642
(4)D	-0.63879	-0.31940
1 by 2	0.53696	0.26848
1 by 3	-0.68795	-0.34398
1 by 4	1.17406	0.58703

$$\ln \hat{s} = -3.744 - 1.096x_B$$

Probability Plot; Var.:lnsq; R-sqr=1.

2**(4-1) design

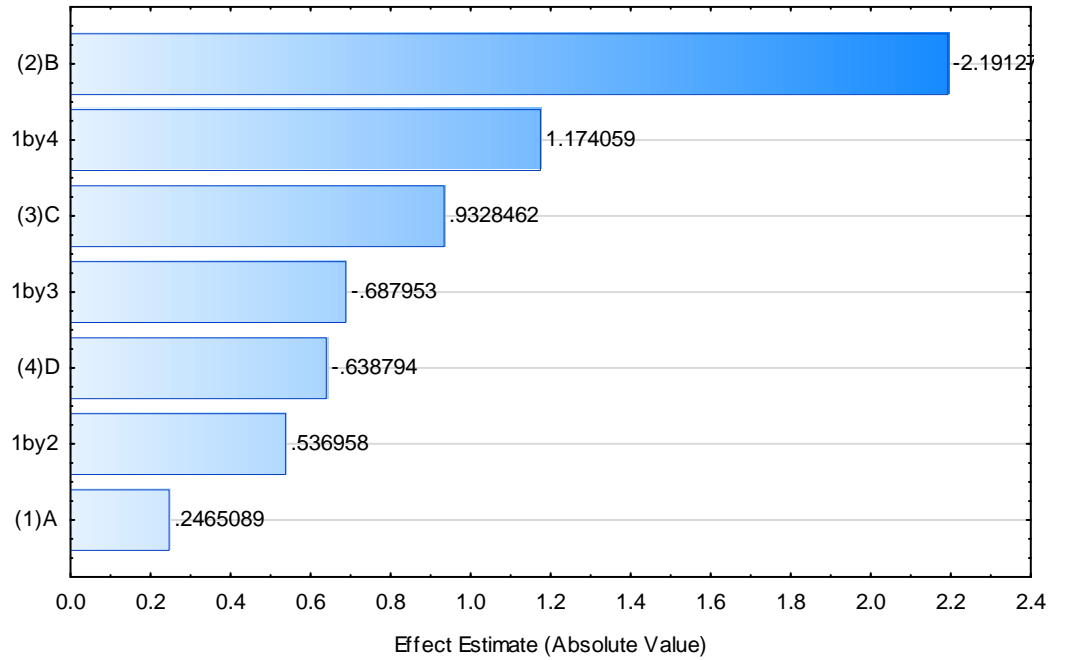
DV: ln sq: =log(stdev(v5:v10)^2)



Pareto Chart of Effects; Variable: ln sq

2**(4-1) design

DV: ln sq: =log(stdev(v5:v10)^2)



Válasszuk a $B=-1$ szintet, hogy a szórás kisebb legyen!

$B=-1$

Ezt rögzítve

$$\hat{y} = [7.625 - (-0.082)] + 0.121x_A + 0.046x_D = 7.543 + 0.121x_A + 0.046x_D$$

Az elvárás 8 inch, ez nem teljesíthető.

Megjegyzés: az ingadozásnak két komponense van, ezt nem vettük figyelembe.

Javaslat: külső szórás (amit a zaj-faktor okoz), belső szórás, ami egy zaj-szinten belül nyilvánul meg.

Effect Estimates; Var.:lnsq_atlag; R-sqr=1. 2**(4-1) design DV: ln ² lnsq_atlag: =log(stdev(v13:v14)^2)		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	3.372309	3.372309
(1)A	0.015210	0.007605
(2)B	-0.054513	-0.027256
(3)C	0.055116	0.027558
(4)D	-0.000578	-0.000289
1 by 2	-0.024089	-0.012045
1 by 3	-0.019793	-0.009897
1 by 4	-0.060472	-0.030236

Confounding of Effects	
Factor	Alias 1
(1)A	
(2)B	
(3)C	
(4)D	
1 by 2	3*4
1 by 3	2*4
1 by 4	2*3

$$\ln \hat{s}_{\text{átlag}}^2 = -3.372 - 0.027x_B + 0.028x_C - 0.030x_A x_D$$

vagy

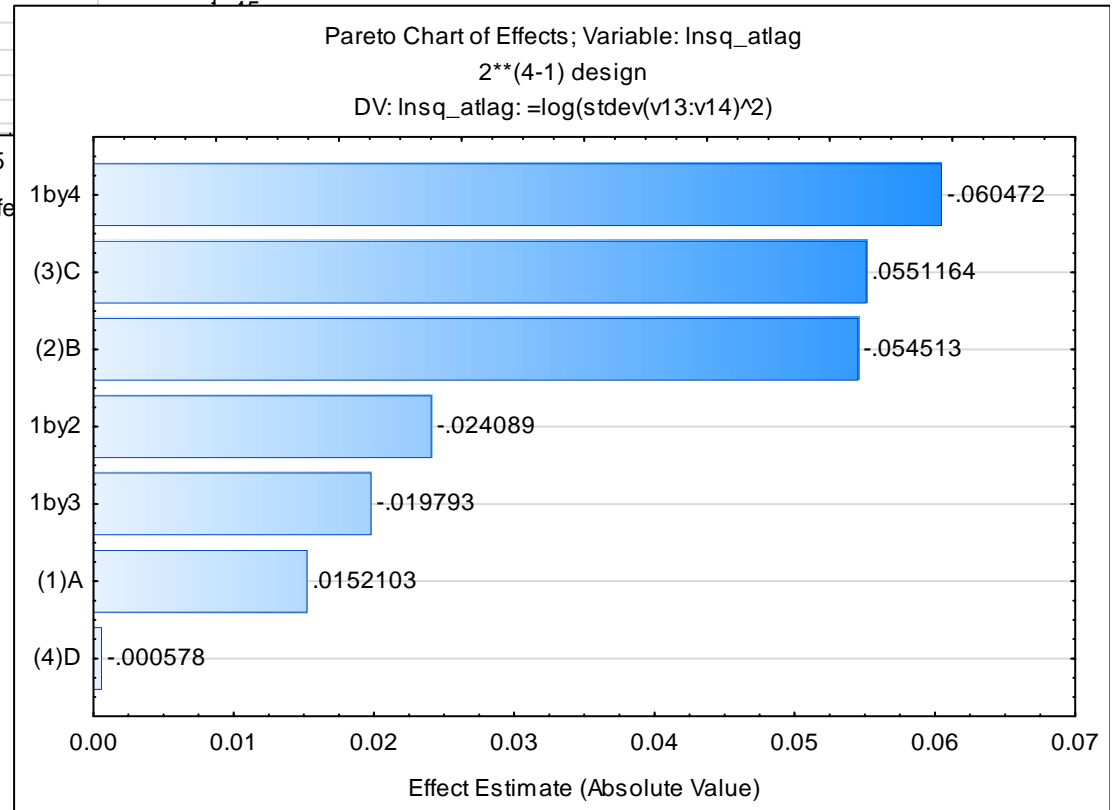
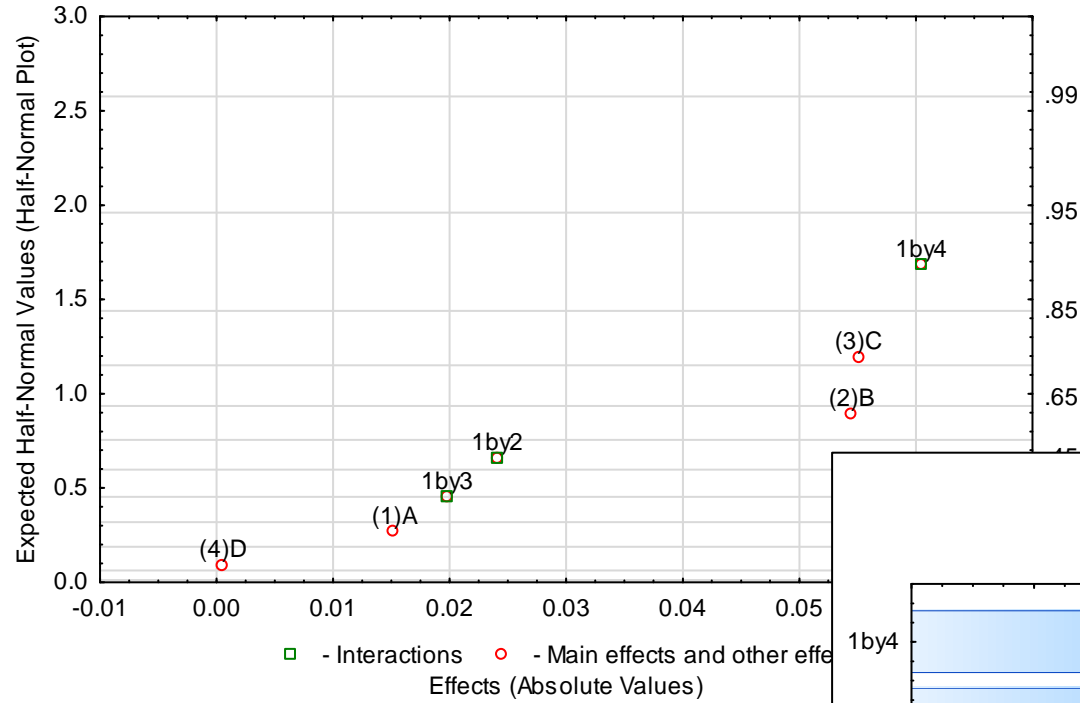
$$\ln \hat{s}_{\text{átlag}}^2 = -3.372 - 0.027x_B + 0.028x_C - 0.030x_B x_C$$

A hierarchia-szabály a másodikat valószínűsíti. Eszerint B+, C-, a kölcsönhatás ugyanakkora, nem nyerhetünk.

Probability Plot, var.:lnsq_atlag, N=34, r=

2**(4-1) design

DV: lnsq_atlag: =log(stdev(v13:v14)^2)



Effect Estimates; Var.:Insqbelso; R-sqr=1. 2**(4-1) design DV: Insqbelso: =mean(v15:v16)		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	-4.80944	-4.80944
(1)A	1.64712	0.82356
(2)B	-1.01517	-0.50759
(3)C	0.49125	0.24562
(4)D	0.66203	0.33102
1 by 2	0.44807	0.22403
1 by 3	-0.66844	-0.33422
1 by 4	0.22398	0.11199

Confounding of Effects	
Factor	Alias 1
(1)A	
(2)B	
(3)C	
(4)D	
1 by 2	3*4
1 by 3	2*4
1 by 4	2*3

$$\ln \hat{s}_{\text{átlag}}^2 = -3.372 - 0.027x_B + 0.028x_C - 0.030x_Bx_C$$

$$\text{num log} (-3.372+0.03) = \text{num log} (-3.402) = 0.036$$

$$\ln \hat{s}_{\text{belsső}}^2 = -4.809 + 0.824x_A$$

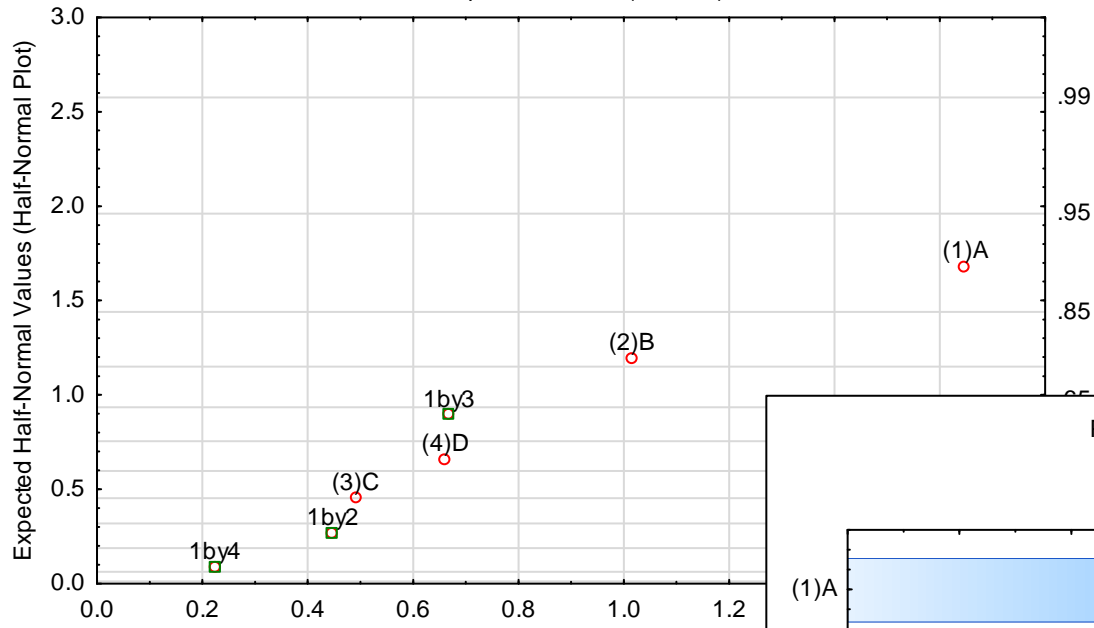
$$\text{num log} (-4.809+0.82) = 0.0036$$

$$0.036 + 0.0036 = 0.040$$

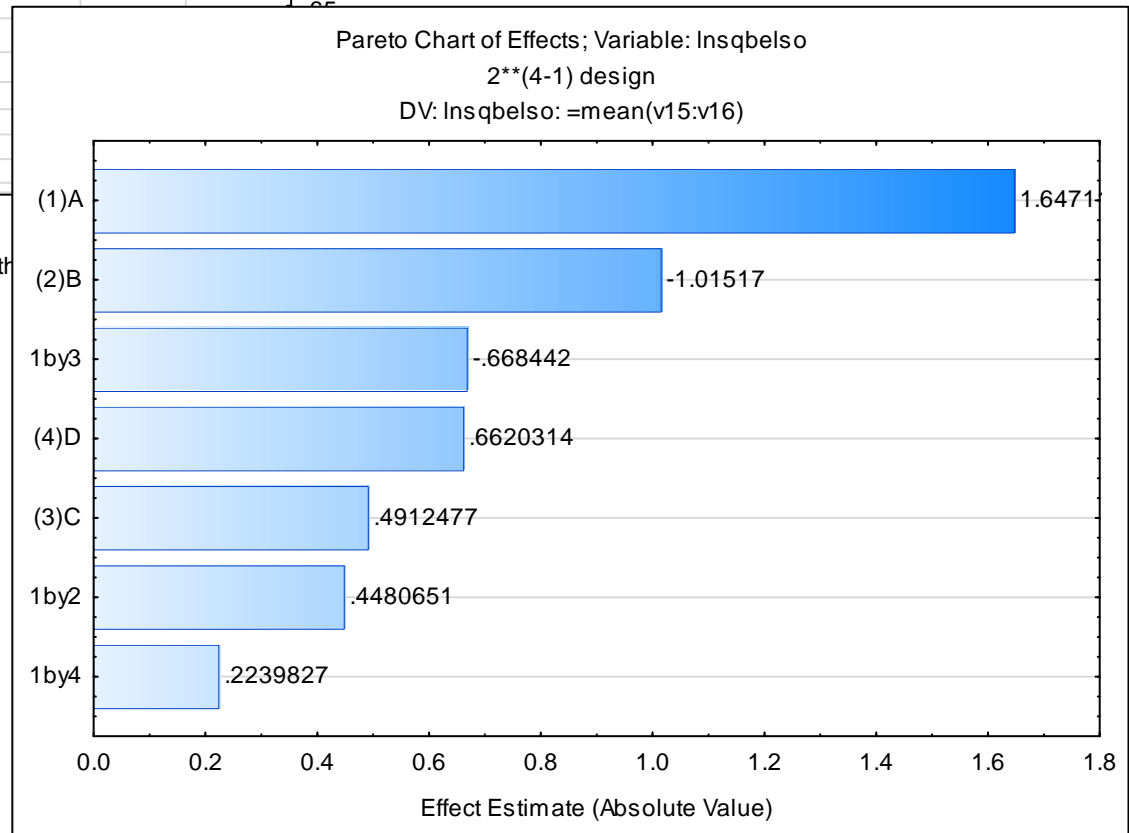
Probability Plot; Var.:Insqbelso; R-sqr=1.

2**(4-1) design

DV: Insqbelso: =mean(v15:v16)



□ - Interactions ○ - Main effects and other Effects (Absolute Values)



10. példa

J. Quinlan ("Product Improvement by Application of Taguchi Methods," in American Supplier Institute News (special symposium ed.), Dearborn, MI: American Supplier Institute, pp. 11-16. 1985)

G. E. P. Box, Signal-to-Noise Ratios, Performance Criteria, and Transformations, *Technometrics*, 30 1-17 (1988)

<i>Hun</i>	<i>H</i>	<i>D</i>	<i>-L</i>	<i>B</i>	<i>-J</i>	<i>F</i>	<i>N</i>	<i>A</i>	<i>-I</i>	<i>-E</i>	<i>M</i>	<i>-C</i>	<i>K</i>	<i>G</i>	<i>-O</i>	y_1	y_2	y_3	y_4
1	-1	-1	1	1	1	1	1	-1	1	1	-1	1	-1	-1	1	.49	.54	.46	.45
2	1	-1	-1	-1	-1	-1	1	-1	-1	1	1	1	1	-1	-1	.55	.60	.57	.58
3	-1	1	-1	-1	1	1	1	-1	1	-1	1	1	-1	1	-1	.07	.09	.11	.08
4	1	1	1	-1	-1	1	-1	-1	-1	-1	-1	1	1	1	1	.16	.16	.19	.19
5	-1	-1	1	1	-1	1	1	-1	1	1	-1	-1	1	1	-1	.13	.22	.20	.23
6	1	-1	-1	1	1	1	-1	-1	-1	1	1	1	1	1	1	.16	.17	.13	.12
7	-1	1	-1	1	-1	-1	-1	-1	1	-1	1	-1	1	-1	1	.24	.22	.19	.25
8	1	1	1	1	1	-1	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	.13	.19	.19	.19
9	-1	-1	1	-1	1	-1	-1	1	-1	-1	1	-1	1	1	-1	.08	.10	.14	.18
10	1	-1	-1	-1	1	1	1	1	1	-1	-1	-1	-1	1	1	.07	.04	.19	.18
11	-1	1	-1	-1	1	1	1	1	-1	1	-1	-1	1	-1	1	.48	.49	.44	.41
12	1	1	1	-1	-1	1	-1	1	1	1	1	-1	-1	-1	-1	.54	.53	.53	.54
13	-1	-1	1	1	-1	1	1	1	-1	-1	1	1	-1	-1	1	.13	.17	.21	.17
14	1	-1	-1	1	1	1	-1	1	1	1	-1	1	1	-1	-1	.28	.26	.26	.30
15	-1	1	-1	1	-1	-1	-1	1	-1	1	-1	1	-1	1	-1	.34	.32	.30	.41
16	1	1	1	1	1	-1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	.58	.62	.59	.54

H: liner tension	H
D: liner line speed	D
EL: liner die	B
B: liner outside diameter	A
EJ: melt temperature	$EL=H*D$
F: coating material	$EJ=H*B$
N: liner temperature	$EI=H*A$
A: braid tension	$F=-B*D$
EI: wire braid type	$EE=D*A$
EE: liner material	$EC=B*A$
M: cooling method	$N=H*D*B$
EC: screen pack	$M=H*D*A$
K: coating die type	$K=H*B*A$
G: wire diameter	$G=B*D*A$
EO: line speed	$EO=H*D*B*A$

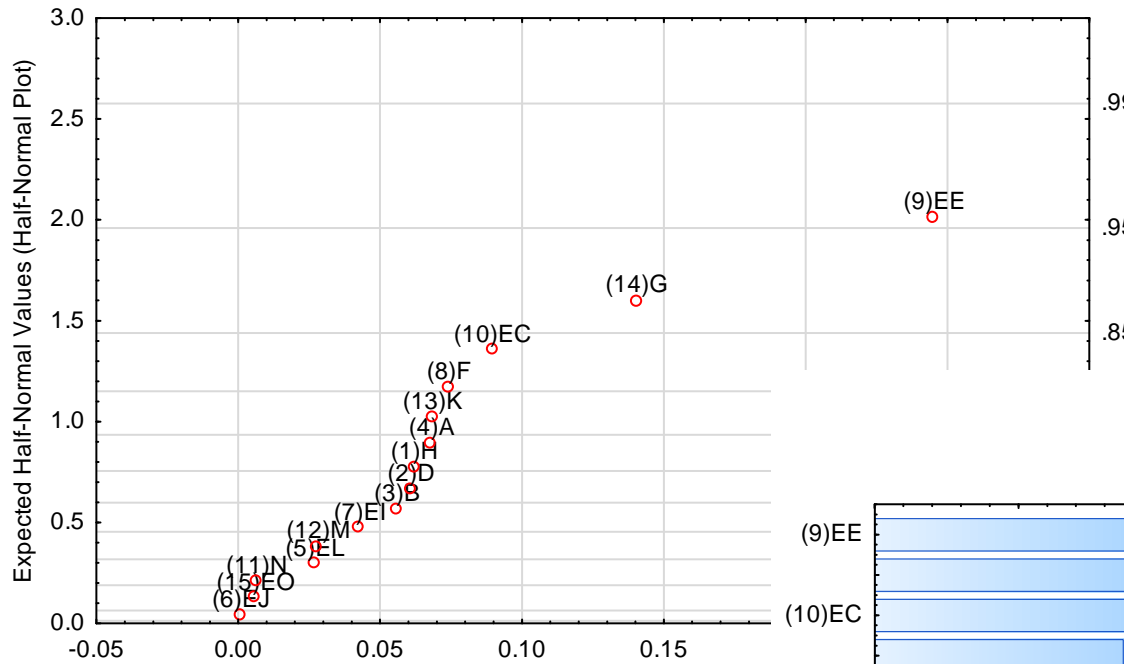
Factor	Effect Estimates; Var.:YAV; R-sqr=1. (QUINLAN) 15 factors at two levels DV: YAV	
	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	0.291719	0.291719
(1)H	0.062188	0.031094
(2)D	0.060938	0.030469
(3)B	-0.055938	-0.027969
(4)A	0.067812	0.033906
(5)EL	0.027188	0.013594
(6)EJ	-0.000938	-0.000469
(7)EI	0.042813	0.021406
(8)F	-0.074063	-0.037031
(9)EE	0.245313	0.122656
(10)EC	0.089688	0.044844
(11)N	0.006562	0.003281
(12)M	0.027813	0.013906
(13)K	0.068438	0.034219
(14)G	-0.140313	-0.070156
(15)EO	0.005937	0.002969

Factor	Confounding of Effects (QUINLAN)						
	Alias 1	Alias 2	Alias 3	Alias 4	Alias 5	Alias 6	Alias 7
(1)H	2*5	3*6	4*7	8*11	9*12	10*13	14*15
(2)D	1*5	3*8	4*9	6*11	7*12	10*14	13*15
(3)B	1*6	2*8	4*10	5*11	7*13	9*14	12*15
(4)A	1*7	2*9	3*10	5*12	6*13	8*14	11*15
(5)EL	1*2	3*11	4*12	6*8	7*9	10*15	13*14
(6)EJ	1*3	2*11	4*13	5*8	7*10	9*15	12*14
(7)EI	1*4	2*12	3*13	5*9	6*10	8*15	11*14
(8)F	1*11	2*3	4*14	5*6	7*15	9*10	12*13
(9)EE	1*12	2*4	3*14	5*7	6*15	8*10	11*13
(10)EC	1*13	2*14	3*4	5*15	6*7	8*9	11*12
(11)N	1*8	2*6	3*5	4*15	7*14	9*13	10*12
(12)M	1*9	2*7	3*15	4*5	6*14	8*13	10*11
(13)K	1*10	2*15	3*7	4*6	5*14	8*12	9*11
(14)G	1*15	2*10	3*9	4*8	5*13	6*12	7*11
(15)EO	1*14	2*13	3*12	4*11	5*10	6*9	7*8

Probability Plot; Var.:YAV; R-sqr=1.

15 factors at two levels

DV: YAV

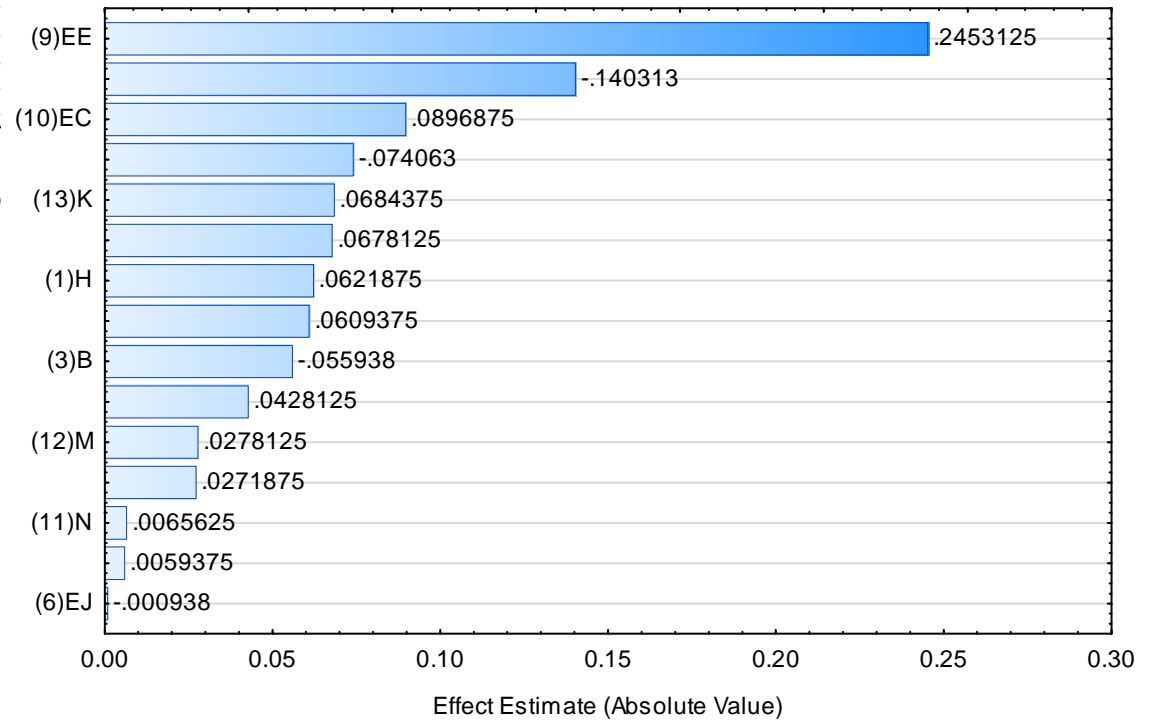


▨ - Interactions ○ - Main effects and o
Effects (Absolute Values)

Pareto Chart of Effects; Variable: YAV

15 factors at two levels

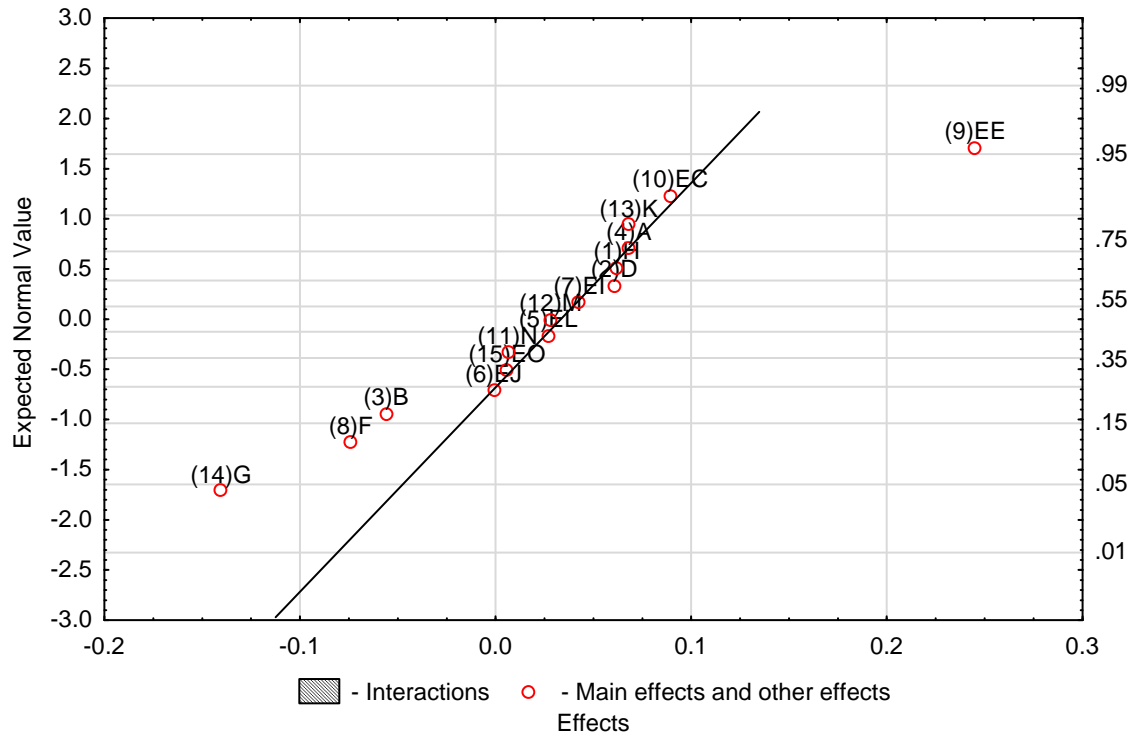
DV: YAV



Probability Plot; Var.:YAV; R-sqr=1.

15 factors at two levels

DV: YAV



Factor	Effect Estimates; Var.:YAV; R-sqr=.68371; Adj:.63506 (QUINLAN) 15 factors at two levels; MS Residual=.0113679 DV: YAV				
	Effect	Std.Err.	t(13)	p	Coeff.
Mean/Interc.	0.291719	0.026655	10.94419	0.000000	0.291719
(9)EE=D*A	0.245313	0.053310	4.60160	0.000496	0.122656
(14)G=B*D*A	-0.140313	0.053310	-2.63200	0.020709	-0.070156

Factor	Effect Estimates; Var.:YAV; R-sqr=.75746; Adj:.66926 (QUINLAN) 15 factors at two levels; MS Residual=.0103024 DV: YAV				
	Effect	Std.Err.	t(11)	p	Coeff.
Mean/Interc.	0.291719	0.025375	11.49623	0.000000	0.291719
(3)B	-0.055938	0.050750	-1.10221	0.293902	-0.027969
(8)F=-B*D	-0.074063	0.050750	-1.45935	0.172428	-0.037031
(9)EE=D*A	0.245313	0.050750	4.83371	0.000524	0.122656
(14)G=B*D*A	-0.140313	0.050750	-2.76476	0.018399	-0.070156

$$s_{\bar{y}}^2 = \frac{s_{\text{within}}^2}{4} = \frac{0.001303}{4} = 3.2575 \cdot 10^{-4}$$

ez vetendő össze az MSResidual 0.0103 értékével, ez azt mutatja, hogy az újrateállítások varianciája sokkal nagyobb, mint az ismétléseké.

Factor	Effect Estimates; Var.:LNS; R-sqr=1. (QUINLAN) 15 factors at two levels DV: LNS: =log(szorasn)/2	
	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	-3.71601	-3.71601
(1)H	-0.42245	-0.21122
(2)D	-0.39751	-0.19876
(3)B	0.19353	0.09676
(4)A	0.15196	0.07598
(5)EL	-0.09909	-0.04955
(6)EJ	0.06834	0.03417
(7)EI	-0.13260	-0.06630
(8)F	-0.55456	-0.27728
(9)EE	-0.06180	-0.03090
(10)EC	-0.11410	-0.05705
(11)N	0.33053	0.16527
(12)M	-0.45853	-0.22926
(13)K	0.03425	0.01713
(14)G	0.36895	0.18448
(15)EO	0.30855	0.15427

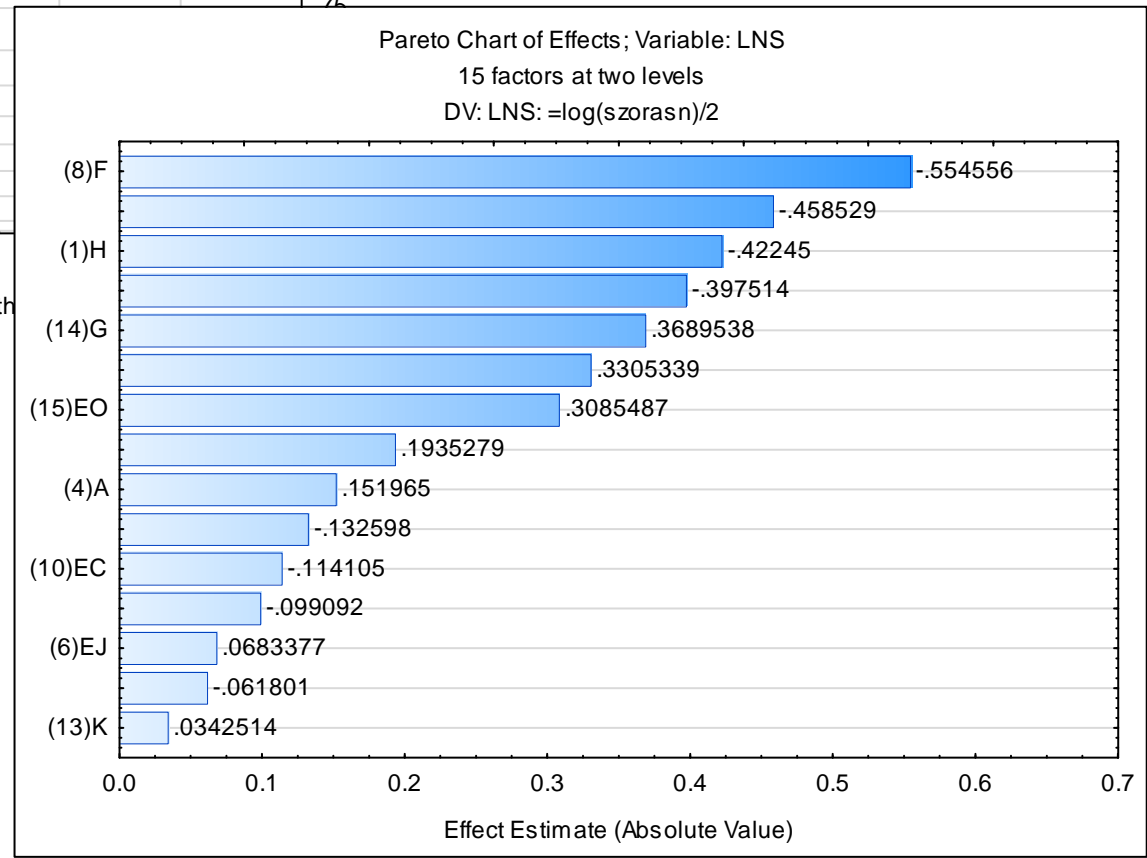
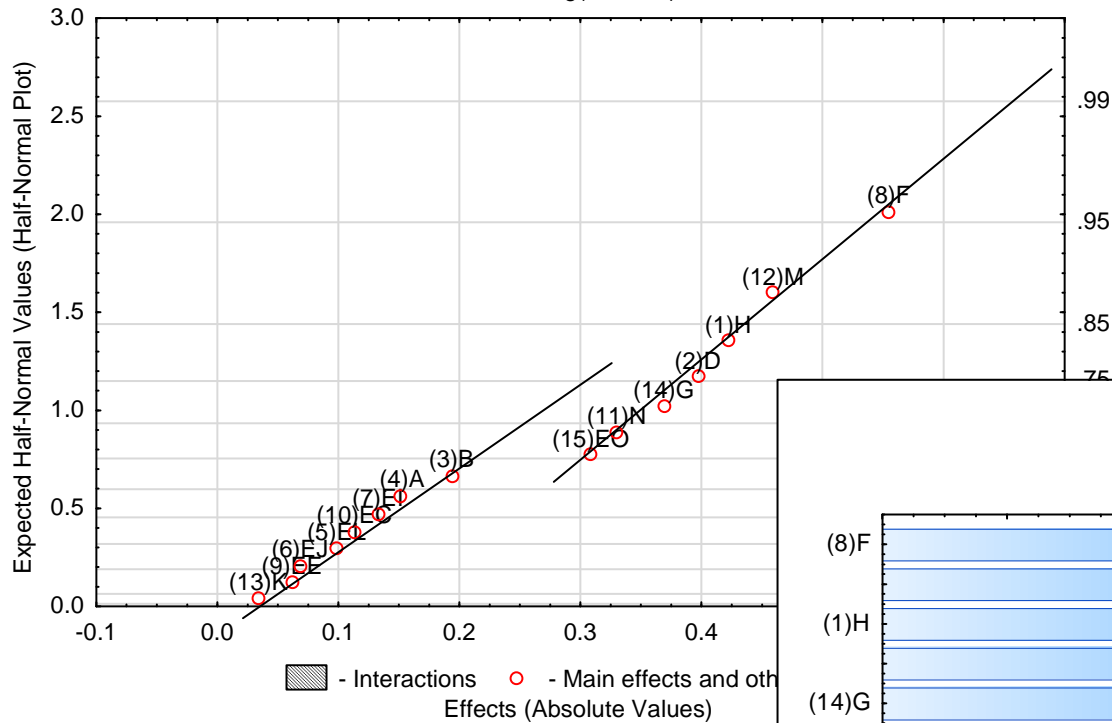
$$s_{\text{within}}^2 = 0.001303$$

$$s_{\text{within}} = \sqrt{0.001303} = 0.0361$$

$$\frac{s_{\text{within}}^2}{4} = \frac{0.001303}{4} = 3.2575 \cdot 10^{-4}$$

$$\frac{s_{\text{within}}}{2} = \frac{0.0361}{2} = 0.018$$

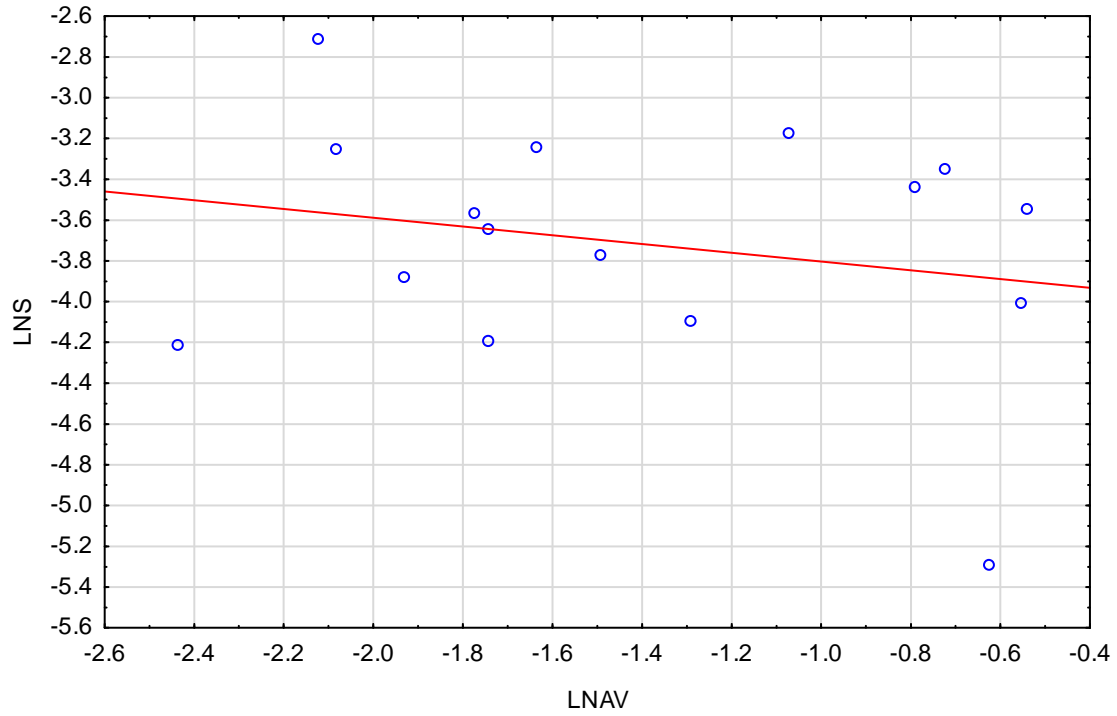
Probability Plot; Var.:LNS; R-sqr=1.
 15 factors at two levels
 DV: LNS: =log(szorasn)/2



Scatterplot of LNS against LNAV

QUINLAN 32V*16c

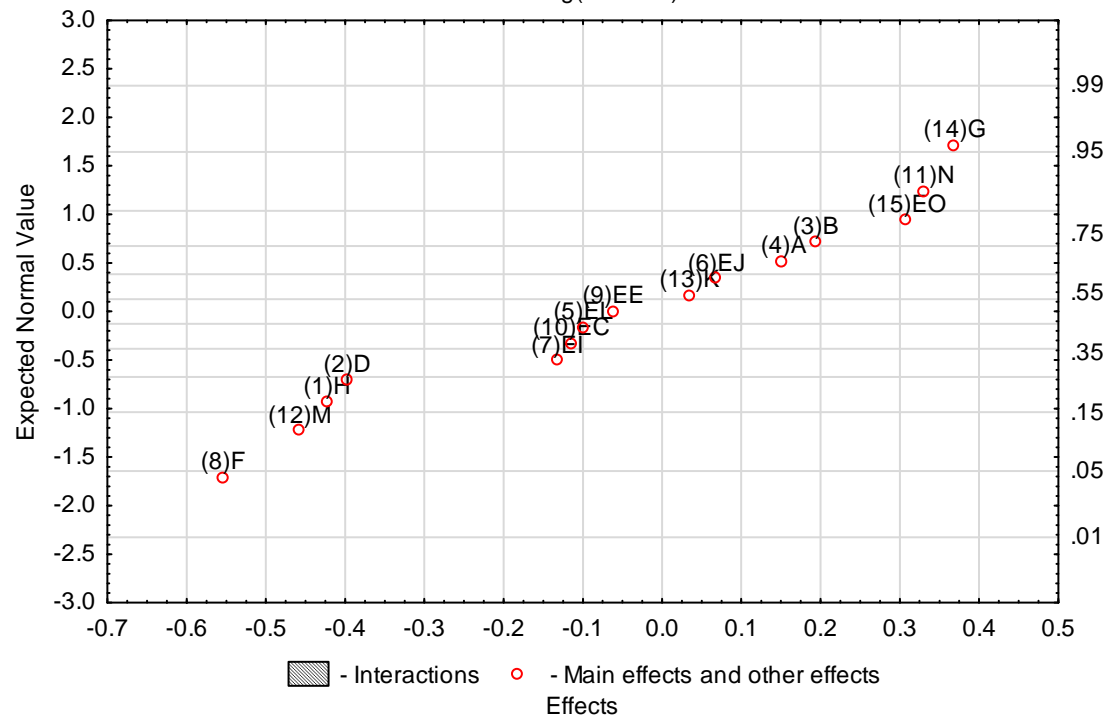
$$\text{LNS} = -4.0182 - 0.2144 * x$$



Probability Plot; Var.:LNS; R-sqr=1.

15 factors at two levels

DV: LNS: =log(szorasn)/2



11. példa

J. Engel: Modelling variation in industrial experiments, Applied Statistics 41 579-593 (1992)

Engel1.sta, Engel2.sta

A: cycle time

B: mould temperature

C: cavity thickness

D: holding pressure

E: injection speed

F: holding time

G: gate size

M: percentage regrind

N: moisture content

O: ambient temperature

	A	B	C	D	E	F	G		Y1	Y2	Y3	Y4
								M	-1	-1	1	1
								N	-1	1	-1	1
								O	-1	1	1	-1
1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1		2.2	2.1	2.3	2.3
2	-1	-1	-1	1	1	1	1		0.3	2.5	2.7	0.3
3	-1	1	1	-1	-1	1	1		0.5	3.1	0.4	2.8
4	-1	1	1	1	1	-1	-1		2.0	1.9	1.8	2.0
5	1	-1	1	-1	1	-1	1		3.0	3.1	3.0	3.0
6	1	-1	1	1	-1	1	-1		2.1	4.2	1.0	3.1
7	1	1	-1	-1	1	1	-1		4.0	1.9	4.6	2.2
8	1	1	-1	1	-1	-1	1		2.0	1.9	1.9	1.8

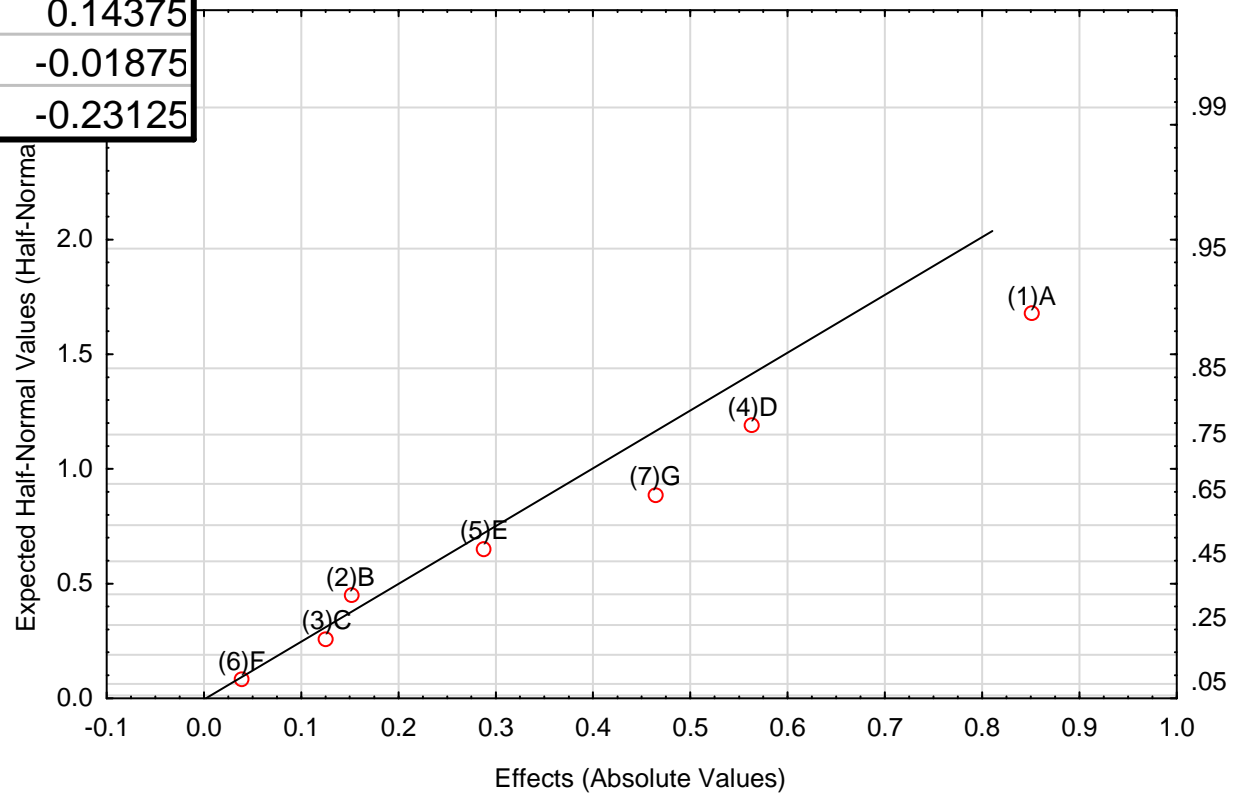
$$2^{7-4} \cdot 2^{3-1}$$

percentage shrinkage

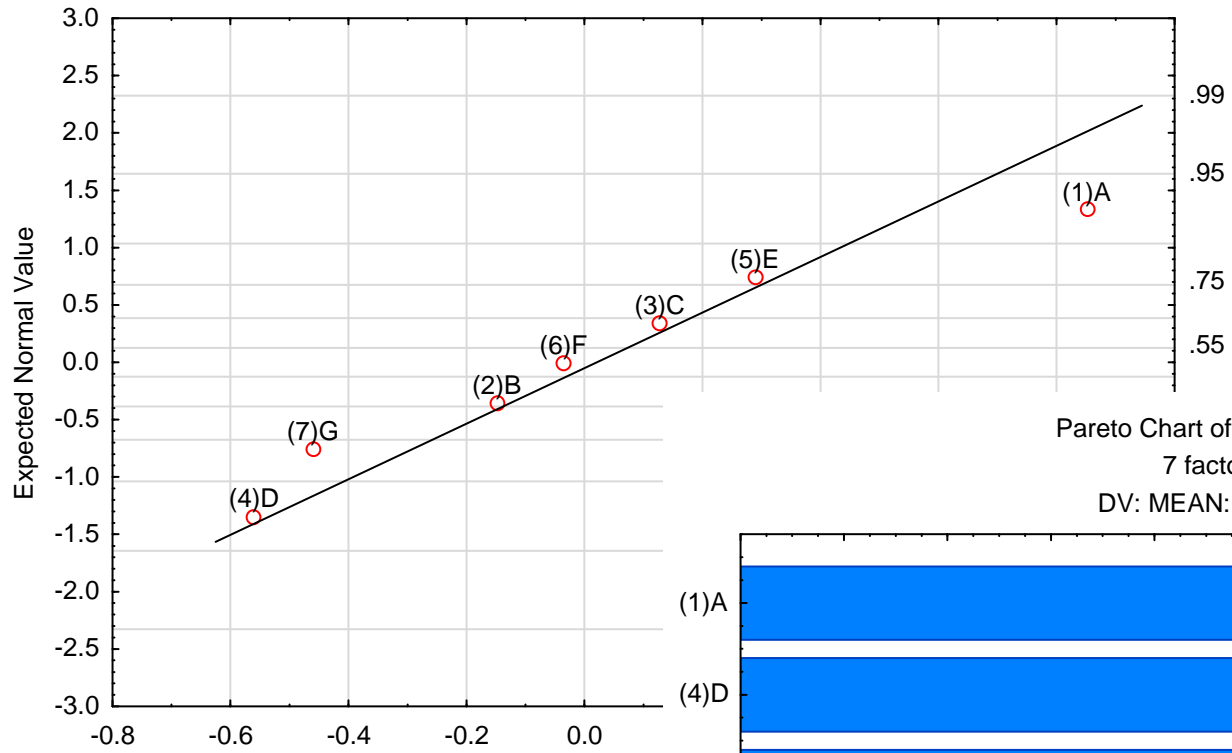
Factor	Confounding of Effects (engel1)		
	Alias 1	Alias 2	Alias 3
(1)A	2*3	4*5	6*7
(2)B	1*3	4*6	5*7
(3)C	1*2	4*7	5*6
(4)D	1*5	2*6	3*7
(5)E	1*4	2*7	3*6
(6)F	1*7	2*4	3*5
(7)G	1*6	2*5	3*4

Effect Estimates; Var.:MEAN; R-sqr=1. (engel1)		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	2.2500	2.25000
(1)A	0.8500	0.42500
(2)B	-0.1500	-0.07500
(3)C	0.1250	0.06250
(4)D	-0.5625	-0.28125
(5)E	0.2875	0.14375
(6)F	-0.0375	-0.01875
(7)G	-0.4625	-0.23125

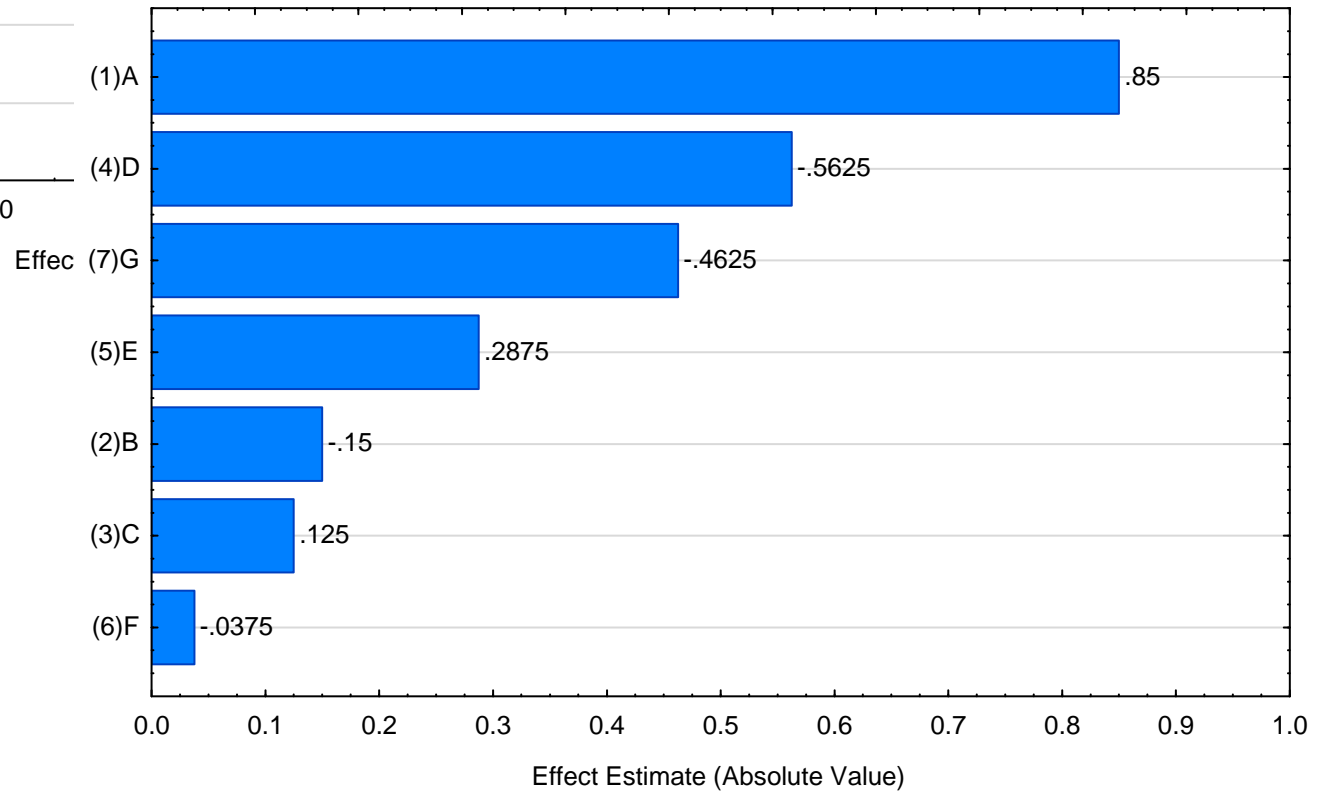
Probability Plot; Var.:MEAN; R-sqr=1.
 7 factors at two levels
 DV: MEAN: MEAN Variable 8-11



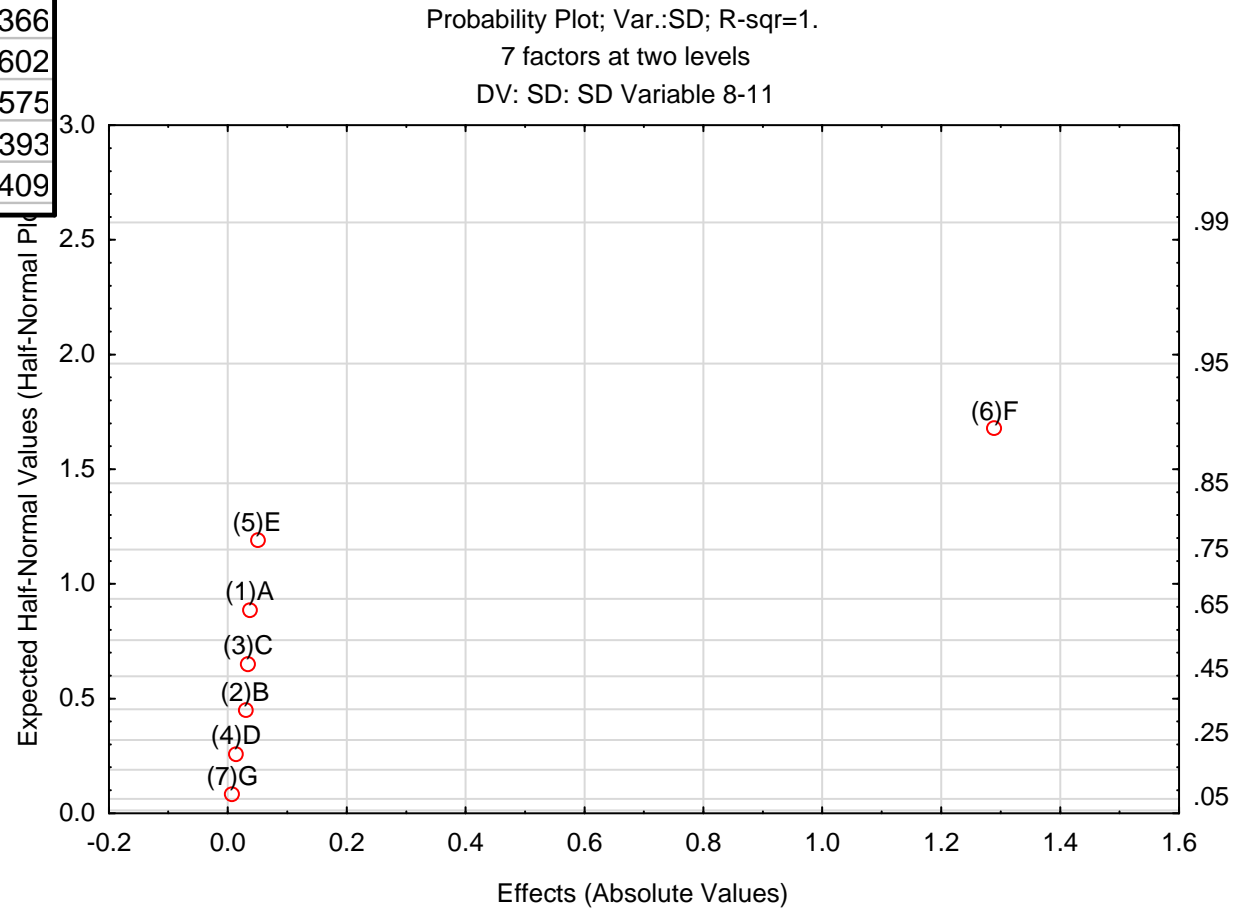
7 factors at two levels
DV: MEAN: MEAN Variable 8-11



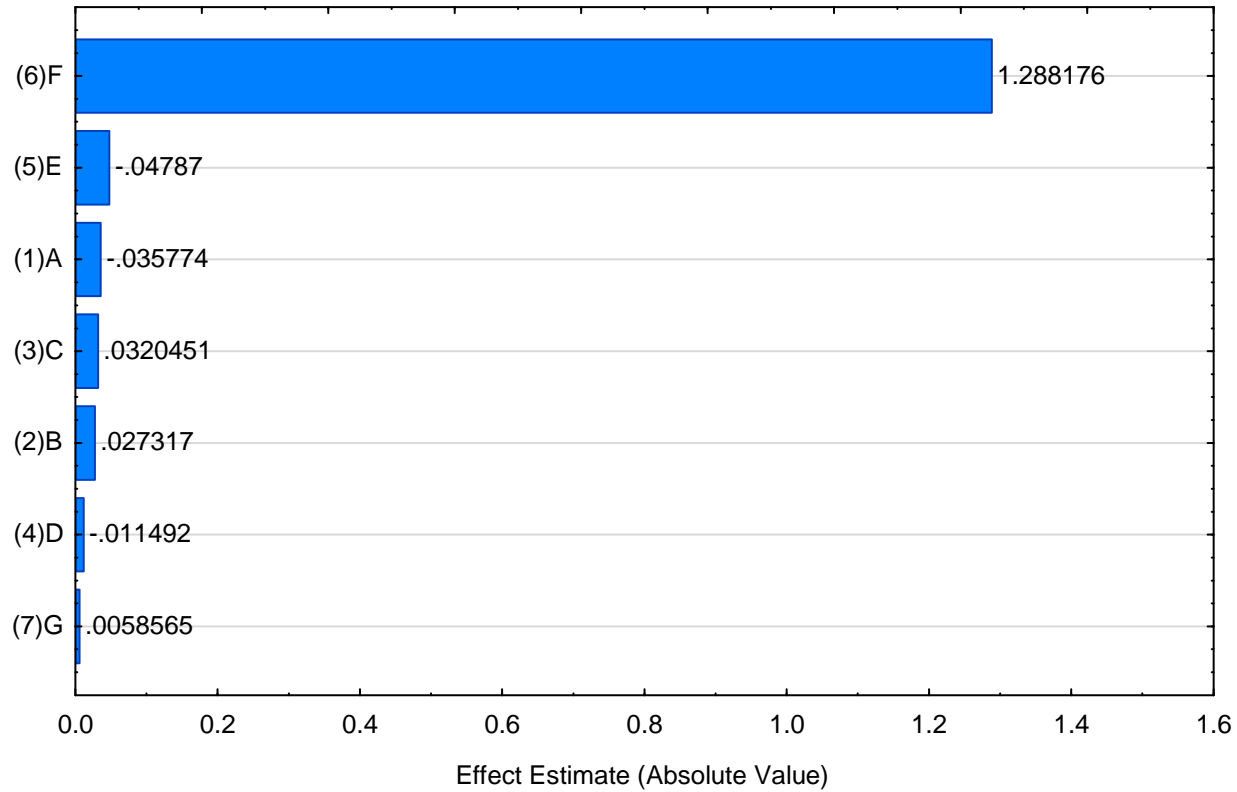
Pareto Chart of Effects; Variable: MEAN
7 factors at two levels
DV: MEAN: MEAN Variable 8-11



Effect Estimates; Var.:SD; R-sqr=1. 7 factors at two levels DV: SD: SD Variable 8-11		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	0.7249	0.72487
(1)A	-0.0358	-0.01789
(2)B	0.0273	0.01366
(3)C	0.0320	0.01602
(4)D	-0.0115	-0.00575
(5)E	-0.0479	-0.02393
(6)F	1.2882	0.64409

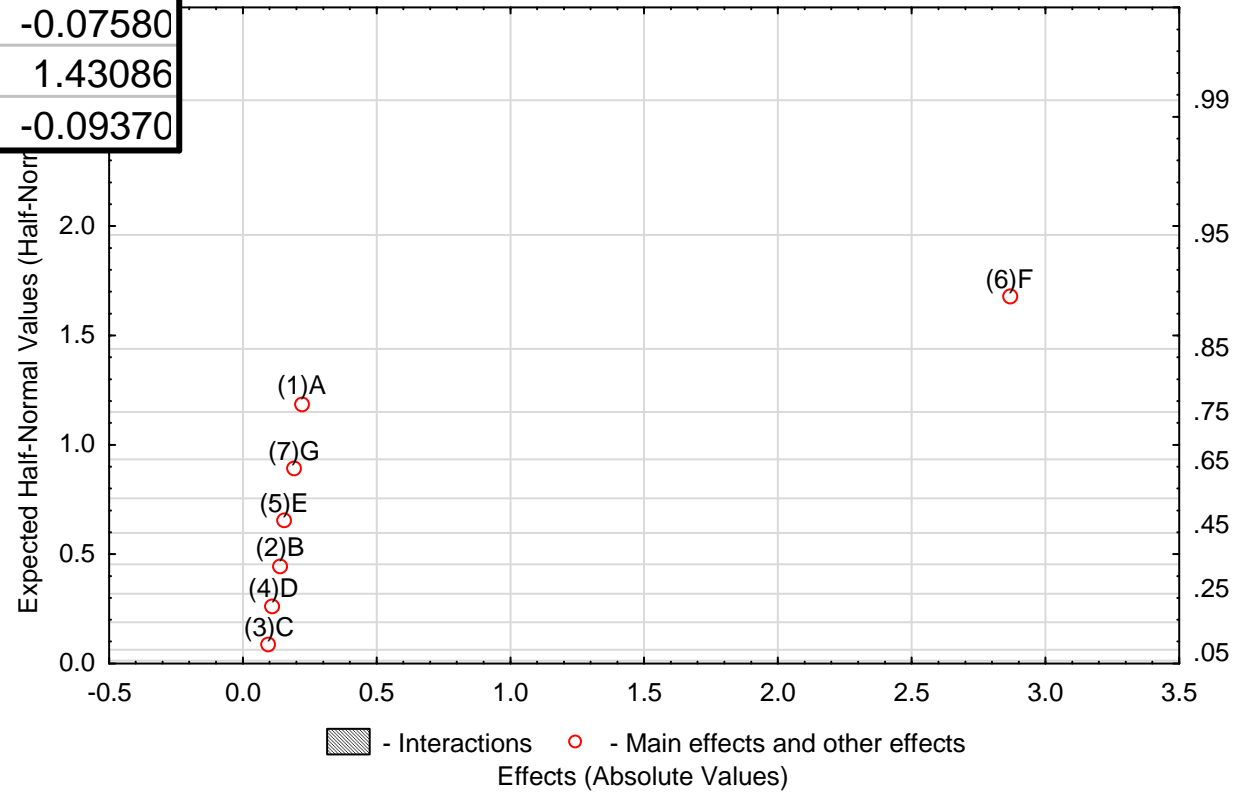


Pareto Chart of Effects; Variable: SD
7 factors at two levels
DV: SD: SD Variable 8-11



Effect Estimates; DV: Insd: =log(SD)		
Factor	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	-1.11744	-1.11744
(1)A	-0.21703	-0.10851
(2)B	0.13635	0.06818
(3)C	-0.09361	-0.04681
(4)D	0.10886	0.05443
(5)E	-0.15160	-0.07580
(6)F	2.86173	1.43086
(7)G	-0.18741	-0.09370

Probability Plot; Var.:Insd; R-sqr=1.
7 factors at two levels
DV: Insd: =log(SD)



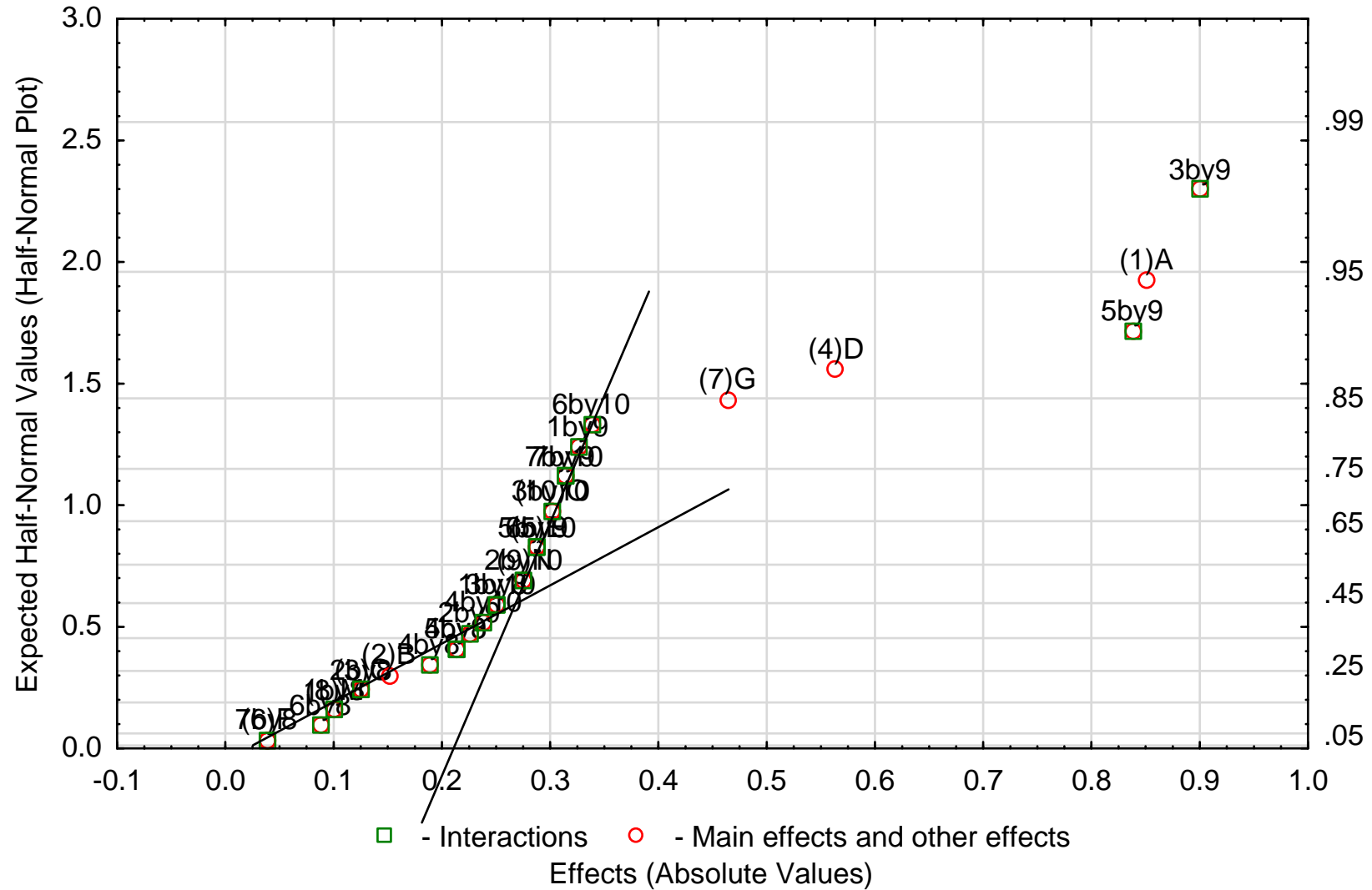
Factor	Confounding of Effects (engel2)		
	Alias 1	Alias 2	Alias 3
(1)A	2*3	4*5	6*7
(2)B	1*3	4*6	5*7
(3)C	1*2	4*7	5*6
(4)D	1*5	2*6	3*7
(5)E	1*4	2*7	3*6
(6)F	1*7	2*4	3*5
(7)G	1*6	2*5	3*4
(8)M	9*10		
(9)N	8*10		
(10)O	8*9		

Factor	Effect Estimates; Var.:Y; (engel2) 10 factors at two levels DV: Y	
	Effect	Coeff.
Mean/Interc.	2.2500	2.25000
(1)A	0.8500	0.42500
(2)B	-0.1500	-0.07500
(3)C	0.1250	0.06250
(4)D	-0.5625	-0.28125
(5)E	0.2875	0.14375
(6)F	-0.0375	-0.01875
(7)G	-0.4625	-0.23125
(8)M	-0.1000	-0.05000
(9)N	0.2750	0.13750
(10)O	0.3000	0.15000
1 by 8	-0.1000	-0.05000
1 by 9	-0.3250	-0.16250
1 by 10	-0.2500	-0.12500
2 by 8	0.1250	0.06250
2 by 9	-0.2250	-0.11250
2 by 10	-0.2750	-0.13750
3 by 8	-0.2500	-0.12500
3 by 9	0.9000	0.45000
3 by 10	-0.3000	-0.15000
4 by 8	-0.1875	-0.09375
4 by 9	0.2125	0.10625
4 by 10	0.2375	0.11875
5 by 8	0.2125	0.10625
5 by 9	-0.8375	-0.41875
5 by 10	0.2875	0.14375
6 by 8	-0.0875	-0.04375
6 by 9	0.2875	0.14375
6 by 10	0.3375	0.16875
7 by 8	0.0375	0.01875
7 by 9	0.3125	0.15625
7 by 10	0.3125	0.15625

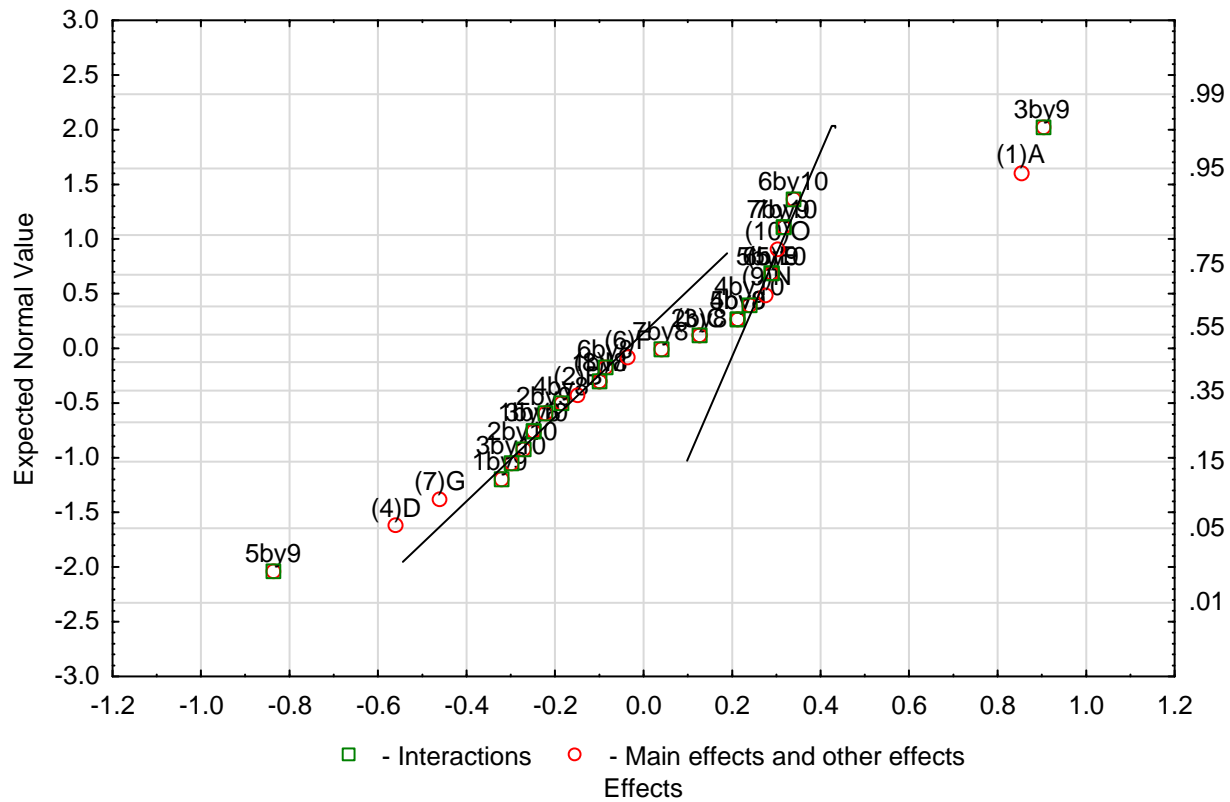
Probability Plot; Var.:Y; R-sqr=1.

10 factors at two levels

DV: Y



Probability Plot; Var.:Y; R-sqr=1.
 10 factors at two levels
 DV: Y



3. példa

J. S. Space, A. M. Opio, B. Nickerson, H. Jiang, M. Dumont, M. Berry: Validation of a dissolution method with HPLC analysis for lasofoxifene tartrate low dose tablets, *J. Pharmaceutical and Biomedical Analysis* 44 (2007) 1064 – 1071

1068

J.S. Space et al. / Journal of Pharmaceutical and Biomedical Analysis 44 (2007) 1064–1071

Table 6

Randomized split plot robustness design for the HPLC end analysis method and results

Randomized robustness design				Chromatographic setup				Acceptance criteria		
Temperature	pH	Flow rate	Organic (acetonitrile) (%)	Temperature (°C)	pH	Flow rate (mL/min)	Organic (acetonitrile) (%)	Retention time ≥ 2.5 and ≤ 4.5 (min)	Peak efficiency ≥ 1000	Peak asymmetry ≤ 2.0
+	-	-	-	45	2.8	0.4	33	5.6	5180	1.1
+	-	+	+	45	3.2	0.6	33	3.7	4879	1.1
+	+	-	-	45	2.8	0.4	37	3.1	5290	1.0
+	+	+	+	45	3.2	0.6	37	2.2	4612	1.1
-	-	-	-	35	2.8	0.4	33	6.5	5640	1.0
-	+	-	-	35	2.8	0.4	37	3.5	5117	1.1
-	-	+	+	35	3.2	0.6	33	4.4	4780	1.0
-	+	+	+	35	3.2	0.6	37	2.5	4262	1.1
+	+	-	+	45	2.8	0.6	37	2.1	4579	1.1
+	-	-	+	45	2.8	0.6	33	3.7	4691	1.1
+	-	+	-	45	3.2	0.4	33	5.7	5506	1.1
+	+	+	-	45	3.2	0.4	37	3.3	5542	1.1
-	-	+	-	35	3.2	0.4	33	6.6	5029	1.1
-	+	+	-	35	3.2	0.4	37	3.6	5192	1.1
-	-	-	+	35	2.8	0.6	33	4.4	4667	1.0
-	+	-	+	35	2.8	0.6	37	2.4	4453	1.1

"+" Refers to the high values in the chromatographic setup. "-" Refers to the low values in the chromatographic setup.

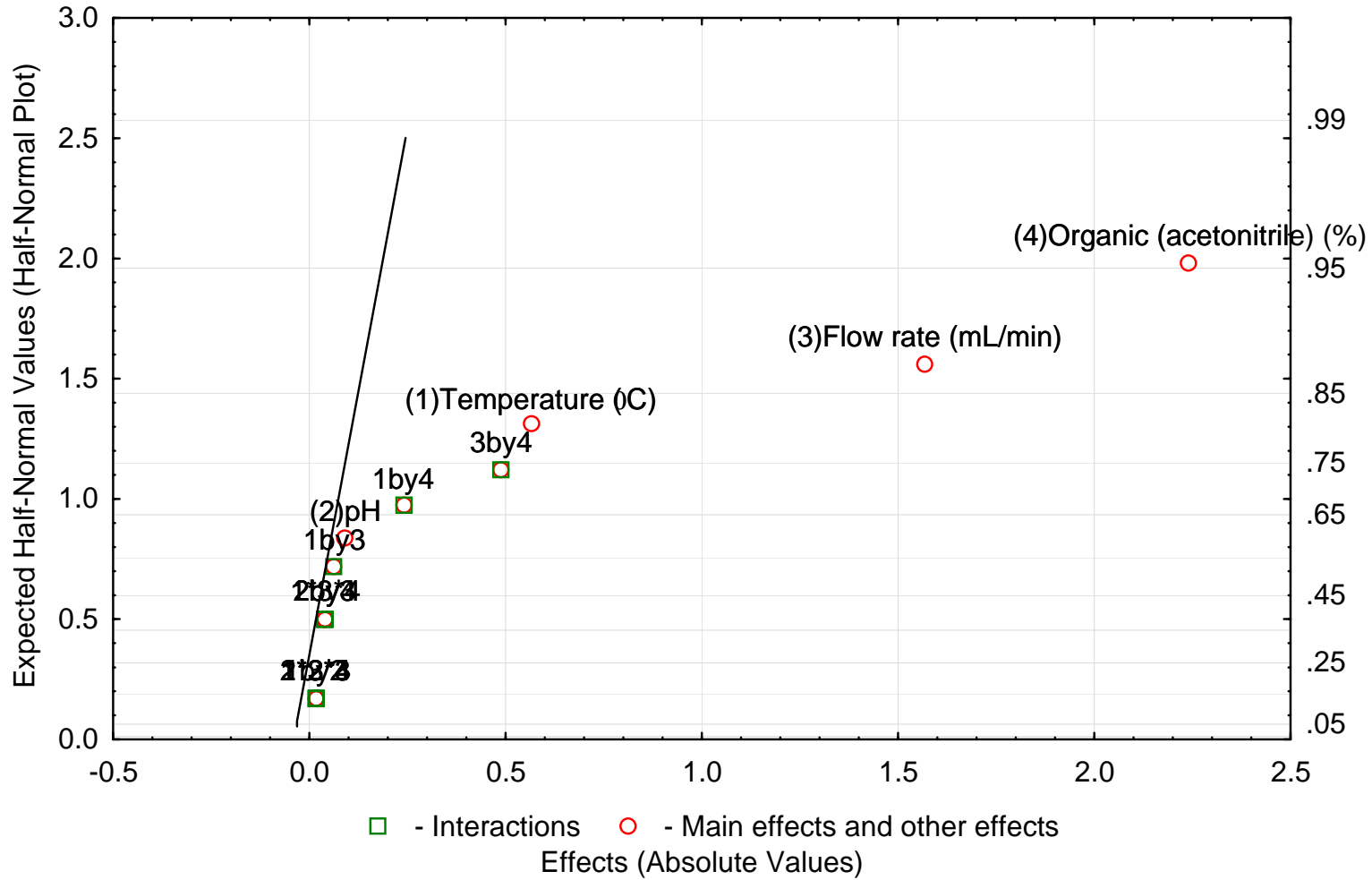
Space_JPBA_44_1064.sta

	5 Temperature (0C)	6 pH	7 Flow rate (mL/min)	8 Organic (acetonitrile) (%)	9 Retention time =2.5 and=4.5 (min)	10 Peak efficiency =1000	11 Peak asymmetry =2.0
1	45	2.8	0.4	33	5.6	5180	1.1
2	45	3.2	0.6	33	3.7	4879	1.1
3	45	2.8	0.4	37	3.1	5290	1
4	45	3.2	0.6	37	2.2	4612	1.1
5	35	2.8	0.4	33	6.5	5640	1
6	35	2.8	0.4	37	3.5	5117	1.1
7	35	3.2	0.6	33	4.4	4780	1
8	35	3.2	0.6	37	2.5	4262	1.1
9	45	2.8	0.6	37	2.1	4579	1.1
10	45	2.8	0.6	33	3.7	4691	1.1
11	45	3.2	0.4	33	5.7	5506	1.1
12	45	3.2	0.4	37	3.3	5542	1.1
13	35	3.2	0.4	33	6.6	5029	1.1
14	35	3.2	0.4	37	3.6	5192	1.1
15	35	2.8	0.6	33	4.4	4667	1
16	35	2.8	0.6	37	2.4	4453	1.1

Effect Estimates; Var.:Retention time =2.5 and=4.5 (min); R-sqr=.99998; Adj:.99971 2**(4-0) design; MS Residual=.000625 DV: Retention time =2.5 and=4.5 (min)							
Factor	Effect	Std.Err.	t(1)	p	-95.% Cnf.Limt	+95.% Cnf.Limt	Coeff.
Mean/Interc.	3.956	0.0062	633.0	0.0010	3.877	4.036	3.956
(1)Temperature (0C)	-0.562	0.0125	-45.0	0.0141	-0.721	-0.404	-0.281
(2)pH	0.088	0.0125	7.0	0.0903	-0.071	0.246	0.044
(3)Flow rate (mL/min)	-1.563	0.0125	-125.0	0.0051	-1.721	-1.404	-0.781
(4)Organic (acetonitrile) (%)	-2.238	0.0125	-179.0	0.0036	-2.396	-2.079	-1.119
1 by 2	0.012	0.0125	1.0	0.5000	-0.146	0.171	0.006
1 by 3	0.062	0.0125	5.0	0.1257	-0.096	0.221	0.031
1 by 4	0.237	0.0125	19.0	0.0335	0.079	0.396	0.119
2 by 3	-0.037	0.0125	-3.0	0.2048	-0.196	0.121	-0.019
2 by 4	0.037	0.0125	3.0	0.2048	-0.121	0.196	0.019
3 by 4	0.487	0.0125	39.0	0.0163	0.329	0.646	0.244
1*2*3	-0.012	0.0125	-1.0	0.5000	-0.171	0.146	-0.006
1*2*4	0.012	0.0125	1.0	0.5000	-0.146	0.171	0.006
1*3*4	-0.037	0.0125	-3.0	0.2048	-0.196	0.121	-0.019
2*3*4	0.013	0.0125	1.0	0.5000	-0.146	0.171	0.006

Table 6
Randomized split plot robustness design for t

Probability Plot; Var.:Retention time =2.5 and=4.5 (min); R-sqr=.99998; Adj: .99971
 2**(4-0) design; MS Residual=.000625
 DV: Retention time =2.5 and=4.5 (min)



Regr. Coefficients; Var.:Retention time =2.5 and=4.5 (min); R-sqr=.99843; Adj:.99739 2**(4-0) design; MS Residual=.005625 DV: Retention time =2.5 and=4.5 (min)						
Factor	Regressn Coeff.	Std.Err.	t(9)	p	-95.% Cnf.Limt	+95.% Cnf.Limt
Mean/Interc.	68.894	3.20688	21.483	0.00000	61.639	76.148
(1)Temperature (0C)	-0.503	0.06835	-7.361	0.00004	-0.658	-0.348
(3)Flow rate (mL/min)	-52.969	3.61272	-14.662	0.00000	-61.141	-44.796
(4)Organic (acetonitrile) (%)	-1.644	0.08894	-18.482	0.00000	-1.845	-1.443
1 by 3	0.062	0.03750	1.667	0.12993	-0.022	0.147
1 by 4	0.012	0.00187	6.333	0.00014	0.008	0.016
3 by 4	1.219	0.09375	13.000	0.00000	1.007	1.431

nem új
kísérlet,
csak
redukált
modell

$$\hat{Y} = 68.9 - 0.503 \cdot T - 52.97 \cdot flow - 1.644 \cdot org \% + \\ + 0.012 \cdot T \cdot org \% - 1.219 \cdot flow \cdot org \%$$

Hibaterjedési törvény:

$$\sigma_{\hat{Y}}^2 \approx \sum_{j=1}^r \left(\frac{\partial \hat{Y}}{\partial x_j} \right)^2 \sigma_{x_j}^2 \quad \frac{\partial \hat{Y}}{\partial T} = -0.503 + 0.012 \cdot org \%$$

Regr. Coefficients; Var.:Retention time =2.5 and=4.5 (min); R-sqr=.99843; Adj:.99739 2**(4-0) design; MS Residual=.005625 DV: Retention time =2.5 and=4.5 (min)						
Factor	Regressn Coeff.	Std.Err.	t(9)	p	-95.% Cnf.Limt	+95.% Cnf.Limt
Mean/Interc.	68.894	3.20688	21.483	0.00000	61.639	76.148
(1)Temperature (0C)	-0.503	0.06835	-7.361	0.00004	-0.658	-0.348
(3)Flow rate (mL/min)	-52.969	3.61272	-14.662	0.00000	-61.141	-44.796
(4)Organic (acetonitrile) (%)	-1.644	0.08894	-18.482	0.00000	-1.845	-1.443
1 by 3	0.062	0.03750	1.667	0.12993	-0.022	0.147
1 by 4	0.012	0.00187	6.333	0.00014	0.008	0.016
3 by 4	1.219	0.09375	13.000	0.00000	1.007	1.431

$$\hat{Y} = 68.9 - 0.503 \cdot T - 52.97 \cdot flow - 1.644 \cdot org \% + \\ + 0.012 \cdot T \cdot org \% + 1.219 \cdot flow \cdot org \%$$

Ha pl. a hőmérsékletet $\pm 1^{\circ}\text{C}$ pontossággal, az áramot $\pm 0.05\text{mL}/\text{min}$ pontossággal, az acetonitril-koncentrációt 0.5% pontossággal tudjuk tartani,

$$\sigma_T = 0.577T = 0.577^{\circ}\text{C},$$

$$\sigma_{flow} = 0.577 \cdot 0.05 = 0.028\text{mL}/\text{min}$$

$$\sigma_{org\%} = 0.577 \cdot 0.5 = 0.28\%$$

$$\hat{Y} = 68.9 - 0.503 \cdot T - 52.97 \cdot flow - 1.644 \cdot org\% + \\ + 0.012 \cdot T \cdot org\% + 1.219 \cdot flow \cdot org\%$$

Ha pl. a hőmérsékletet $\pm 1^{\circ}\text{C}$ pontossággal, az áramot $\pm 0.05\text{mL}/\text{min}$ pontossággal, az acetonitril-koncentrációt 0.5% pontossággal tudjuk tartani,

$$\sigma_T = 0.577 \cdot 1 = 0.577^{\circ}\text{C},$$

$$\sigma_{flow} = 0.577 \cdot 0.05 = 0.028\text{mL}/\text{min}$$

$$\sigma_{org\%} = 0.577 \cdot 0.5 = 0.28\%$$

a közepes beállításoknál:

$$T=40, flow=0.5, org\%=35$$

$$\sigma_{tR}^2 = (-0.503 + 0.012 \cdot 35)^2 \cdot 0.577^2 + (-52.97 + 1.219 \cdot 35)^2 \cdot 0.028^2 + \\ + (-1.644 + 0.012 \cdot 40 + 1.219 \cdot 0.5)^2 \cdot 0.28^2 = \\ = 2.29 \cdot 10^{-3} + 0.083 + 0.024 = 0.110$$

$$\Delta tR = \frac{\sqrt{0.110}}{0.577} = 0.57$$

Optimalizálás:

$$\hat{Y} = 68.9 - 0.503 \cdot T - 52.97 \cdot flow - 1.644 \cdot org\% + \\ + 0.012 \cdot T \cdot org\% + 1.219 \cdot flow \cdot org\%$$

$$\sigma_{tR}^2 = \left(-0.503 + 0.012 \cdot org\%\right)^2 \cdot 0.577^2 + \left(-52.97 + 1.219 \cdot org\%\right)^2 \cdot 0.028^2 + \\ org\% \rightarrow \max \text{ (de 42\% alatt)} \qquad \qquad \qquad org\% \rightarrow \max \text{ (de 43\% alatt)}$$

$$+ \left(-1.644 + 0.012 \cdot T + 1.219 \cdot flow\right)^2 \cdot 0.28^2 \\ T \rightarrow \max \qquad \qquad \qquad flow \rightarrow \max$$

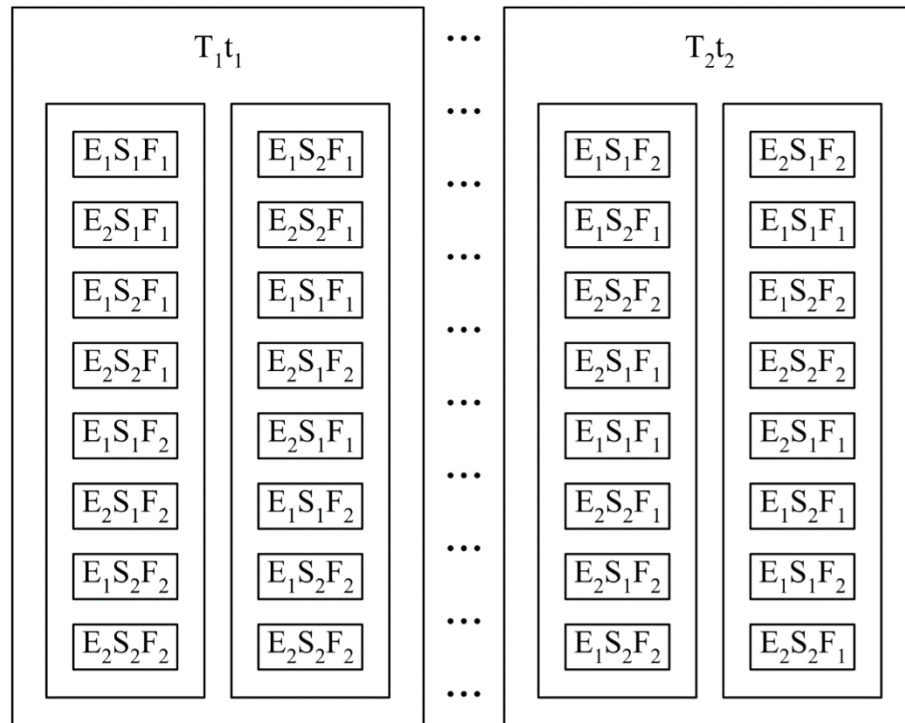
$T: 50, flow: 0.8, org\%: 42$

$$\sigma_{tR}^2 = 3.33 \cdot 10^{-7} + 2.46 \cdot 10^{-3} + 3.71 \cdot 10^{-4} = 2.83 \cdot 10^{-3} \qquad \Delta Tr = 0.092$$

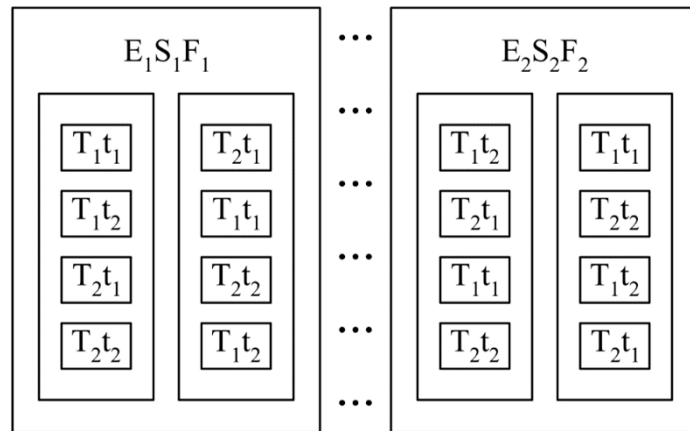
a 0.11 helyett,

a 0.57 helyett

A környezeti faktorok (a sütési körülmények) vannak a whole plotban, a technológiai faktorok (a receptúra) a subplotban



A technológiai faktorok vannak a whole plotban, a környezetiek a subplotban



Strip-plot elrendezés

Kézenfekvő egyszerűsítés, hogy amikor egy süteményporból egyszer elkészítjük a tésztát, azt ne 4 külön beállított kemencében süssük ki, hanem vágjuk 4 részre, és osszuk szét a 4 kemence között. Így 8 tészta-gyúráásra és 4 kemence-beállításra van csak szükség, tehát kísérletezési szempontból nagyon gazdaságos a terv.

	T_1t_1	T_2t_1	T_1t_2	T_2t_2
$E_1S_1F_1$				
$E_2S_1F_1$				
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$E_2S_2F_2$				

Áttekintés

Teljes randomizálás

32 tézta-gyúrás, 32 kemence-beállítás, egymáshoz sorsolva

Split-plot,

kemence-beállítás (**E**nvironment) a whole plot,

tézta-gyúrás (**D**esign) a subplot

32 tézta-gyúrás, 4 kemence-beállítás

Split-plot,

tézta-gyúrás (**D**esign) a whole plot,

kemence-beállítás (**E**nvironment) a subplot

8 tézta-gyúrás, 32 kemence-beállítás

Strip-plot,

8 tézta-gyúrás, 4 kemence-beállítás