# MATO2014 - Planejamento de Experimentos II Delineamentos fatoriais com dois níveis

Rodrigo Citton P. dos Reis rodrigocpdosreis@gmail.com

Universidade Federal do Rio Grande do Sul Instituto de Matemática e Estatística

Departamento de Estatística

# Porto Alegre, 2018

# Delineamentos fatoriais com dois níveis

- Conforme fatores adicionais são acrescentados a um planejamento fatorial, o número de combinações de tratamento no delineamento aumenta exponencialmente.
- O último exemplo que vimos continha quatro fatores e 36 combinações de tratamento.
- Se houvesse cinco fatores em um delineamento, cada um com quatro níveis, o número de combinações de tratamento seria  $4\times4\times4\times4\times4=4^5=1024$ .
- É fácil perceber que não seriam necessários muitos fatores para tornar o projeto **impraticável**.

- Em outras palavras, ele teria muitas combinações de tratamento para executar em um período de tempo razoável.
- No entanto, é melhor reduzir o número de níveis de cada fator e permanecer com o planejamento fatorial usando todos os fatores do que reverter para experimentos um a um ou dois de cada vez e perder a eficiência de experimentos fatorial.
- Com experimentos separados, a capacidade de detectar interações de ordem superior e a capacidade de detectar interações entre qualquer par de fatores é perdida.

- Se cinco fatores em um planejamento fatorial fossem estudados com apenas dois níveis cada, o número de combinações de tratamento seria reduzido para  $2^5=32$ .
- Por esta razão, os delineamentos fatoriais com dois níveis para cada fator, ou fatoriais de dois níveis, são populares.
- Uma abreviatura para um fatorial de dois níveis com k fatores é um **delineamento**  $2^k$ .

- Em fatoriais de dois níveis, se um fator tiver níveis quantitativos, os dois níveis são denotados simbolicamente por (-) e (+).
  - (−) representa o nível **mais baixo** que o pesquisador consideraria.
  - (+) representa o nível mais alto que o pesquisador consideraria.
  - As quantidades altas e baixas são geralmente distanciadas o máximo possível, de modo a acentuar o sinal ou a diferença na resposta entre os dois níveis.
- Se um fator tem níveis qualitativos, as designações (-) e
   (+) são arbitrárias, mas os dois níveis escolhidos
   normalmente seriam dois que o experimentador acredita

que devani l'esultar na unerença maxima na resposta.

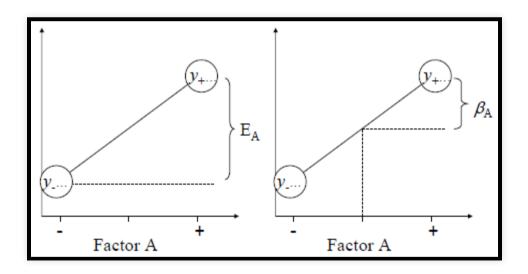
# Efeitos principais e coeficientes de regressão

O modelo para um experimento fatorial com três fatores pode ser escrito como:

$$y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha\beta_{ij} + \alpha\gamma_{ik} + \beta\gamma_{jk} + \alpha\beta\gamma_{ijk} +$$
  
em que  $\alpha_i, \beta_j$ , e os demais, são efeitos tais como definimos  
anteriormente.

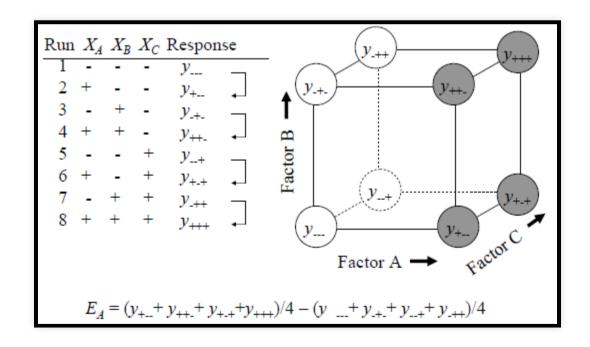
- No caso em que cada fator tem apenas dois níveis representados por (-) e (+), i, j, k e l podem ser substituídos por um (-) ou (+) e  $\alpha_- = -\alpha_+$ .
  - $ullet \ lpha_- = ar{y}_{-...} ar{y}_{...}$
  - $lacksquare lpha_+ = ar{y}_{+...} ar{y}_{...}$
  - $ullet ar{y}_{...} = (ar{y}_{-...} + ar{y}_{+...})/2$
- Uma igualdade semelhante será verdadeira para todos os efeitos e interações.
- Como os dois efeitos para cada fator são o mesmo valor com sinais diferentes, um modo mais compacto de definir os efeitos principais para um fatorial de dois níveis é

$$E_A = {ar y}_{+...} - {ar y}_{-...}.$$



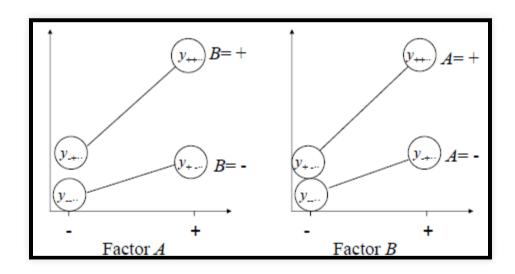
- A inclinação de regressão  $\beta_A$  mostrada no lado direito da figura anterior é a **mudança vertical na resposta média** para uma mudança de **uma unidade** (ou seja, de 0 a +1) no nível de fator em **unidades simbólicas**.
- Portanto, a inclinação,  $\beta_A$ , é apenas metade do efeito  $E_A$ , ou a diferença em duas médias dividida por 2.

- Ordenação (padrão) de Yates.
  - Para casa: pesquisar sobre o algoritmo de Yates.



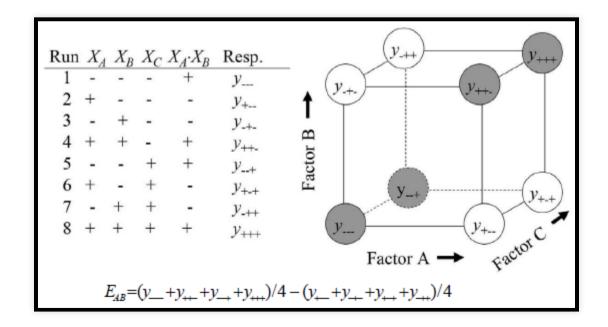
- Uma das propriedades desejáveis de um plano fatorial  $2^k$  é que os efeitos do fator não são obscurecidos por mudanças planejadas em outros fatores.
  - Na lista de experimentos para o projeto  $2^k$ , mostrada na figura anterior, isso é evidente pelo fato de que, no alto nível de cada fator, há um número igual de altos e baixos níveis de todos os outros fatores.
  - Também no nível baixo de cada fator, há um número igual de níveis altos e baixos de todos os outros fatores.
- Assim, o efeito de um fator, ou diferença na resposta média entre o nível alto e baixo desse fator, representa o efeito desse fator sozinho, porque a influência de todos os outros fatores foi calculada.
  - Matematicamente esta propriedade é chamada ortogonalidade.

# Interações



#### Interações

• 
$$X_A \cdot X_B$$
  
•  $(-)(-) = +$   
•  $(-)(+) = -$ 



#### Interações

#### Modelo s regressão

$$y = \beta_0 + \beta_A X_A + \beta_B X_B + \beta_C X_C$$
  
  $+ \beta_{AB} X_A X_B + \beta_{AC} X_A X_C + \beta_{BC} X_B X_C$   
  $+ \beta_{ABC} X_A X_B X_C + \epsilon.$ 

# Exemplo de um experimento fatorial $\mathbf{2}^3$

- Os estudantes de um laboratório de eletrônica da universidade muitas vezes reclamavam que as medições de voltagem feitas em um circuito construído em sala de aula eram inconsistentes.
- O assistente de ensino do laboratório (TA) decidiu realizar uma experiência para tentar identificar a fonte da variação.
- Os três fatores que ele variou foram:
  - A = a temperatura ambiente onde a medição de voltagem foi feita.
  - lacksquare B = o tempo de aquecimento do voltímetro.
  - C = o tempo que a energia foi conectada ao circuito antes da medição ser feita. A resposta foi a tensão medida em milivolts.

# Exemplo de um experimento fatorial $\mathbf{2}^3$

- ullet Os dois níveis para o fator A foram:
  - $\blacksquare$  = 22°C (temperatura ambiente).
  - = + = 32°C (próximo da temperatura em alguns ambientes industriais).
- Um forno foi usado e o circuito foi autorizado a estabilizar por pelo menos cinco minutos antes das medições.
- As configurações para os fatores B e C foram:
  - = 30 segundos ou menos
  - $\blacksquare$  + = 5 minutos.
- O mesmo circuito foi medido para cada combinação de fatores de tratamento, de modo que a unidade experimental era nada mais do que a tentativa ou o momento no qual a combinação particular de níveis de fator de tratamento era aplicada para fazer a medição.

 Duas réplicas de cada uma das oito combinações experimentais foram executadas em uma ordem aleatória para ajudar a evitar vieses.

# Exemplo de um experimento fatorial $\mathbf{2}^3$

	Factor Levels			Coded Factors					
Run	A	$\mathbf{B}$	$\mathbf{C}$	$X_A$	$X_B$	$X_C$	Rep	Order	$\mathbf{y}$
1	22	0.5	0.5	-	-	_	1	5	705
2	32	0.5	0.5	+	_	_	1	14	620
3	22	5.0	0.5	-	+	_	1	15	700
4	32	5.0	0.5	+	+	_	1	1	629
5	22	0.5	5.0	-	_	+	1	8	672
6	32	0.5	5.0	+	-	+	1	12	668
7	22	5.0	5.0	_	+	+	1	10	715
8	32	5.0	5.0	+	+	+	1	9	647
1	22	0.5	0.5	-	_	_	1	4	680
$^2$	32	0.5	0.5	+	-	_	1	7	651
3	22	5.0	0.5	-	+	_	1	$^2$	685
4	32	5.0	0.5	+	+	_	1	3	635
5	22	0.5	5.0	-	_	+	1	11	654
6	32	0.5	5.0	+	_	+	1	16	691
7	22	5.0	5.0	-	+	+	1	6	672
8	32	5.0	5.0	+	+	+	1	13	673

# Exemplo de um experimento fatorial $\mathbf{2}^3$

Níveis dos fatores codificados

$$X_A=\left(rac{A-27}{5}
ight).$$

 A função contr.FrF2 do pacote DoE.base realiza esta codificação no R.

# Exemplo (R)

```
library(daewr)
data(volt)
head(volt)
```

```
## 1 22 0.5 0.5 705

## 2 32 0.5 0.5 620

## 3 22 5 0.5 700

## 4 32 5 0.5 629

## 5 22 0.5 5 672

## 6 32 0.5 5 668
```

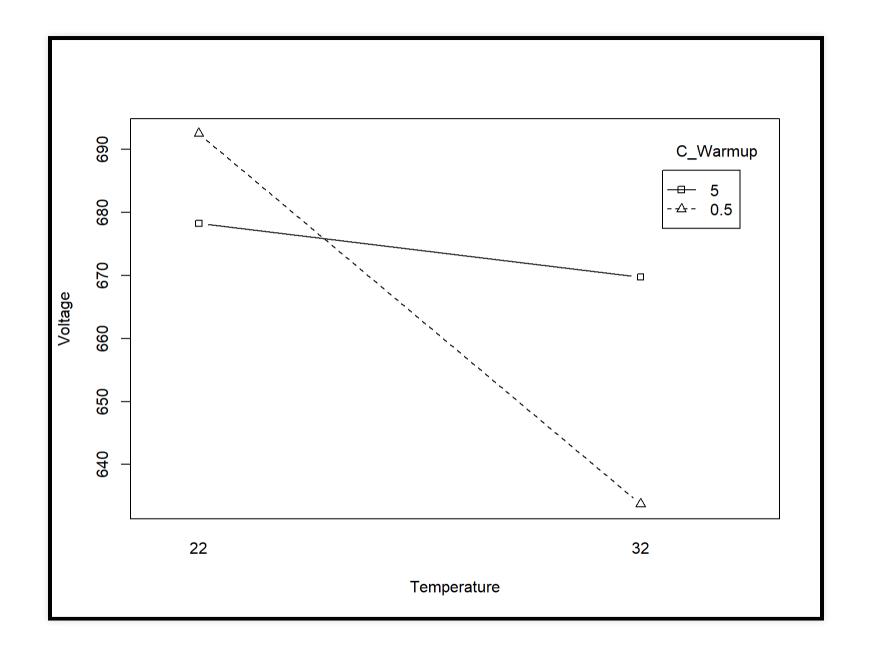
#### Exemplo (R)

```
##
## Call:
## lm.default(formula = y ~ A * B * C, data = volt, contrasts = list(A =
## B = contr.FrF2, C = contr.FrF2))
##
## Residuals:
## Min 10 Median 30 Max
## -21.50 -11.75 0.00 11.75 21.50
##
## Coefficients:
##
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 668.5625 4.5178 147.985 4.86e-15 ***
## A1 -16.8125 4.5178 -3.721 0.00586 **
## B1 0.9375 4.5178 0.208 0.84079
## C1 5.4375 4.5178 1.204 0.26315
## A1:B1 -6.6875 4.5178 -1.480 0.17707
          12.5625 4.5178 2.781 0.02390 *
## A1:C1
## B1:C1 1.8125 4.5178 0.401 0.69878
```

## Exemplo

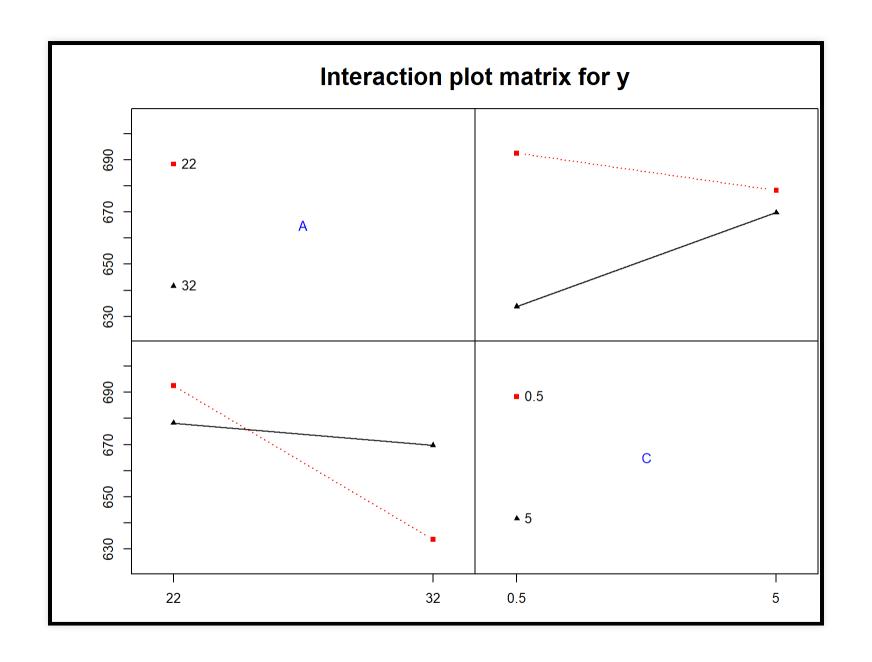
- O efeito do fator A é o dobro do coeficiente de regressão mostrado na saída do R.
  - ullet  $E_A = 2 imes \hat{eta}_A = 2(-16.8125) = -33.625.$
- Isso significa que, em média, quando a temperatura ambiente é aumentada de 22°C para 32°C, a medição de tensão diminuirá em 33,6 milivolts.
- Pergunta: esta conclusão é válida?

## Exemplo (R)



# Exemplo (R)

```
IAPlot (modv, select = c(1,3))
```

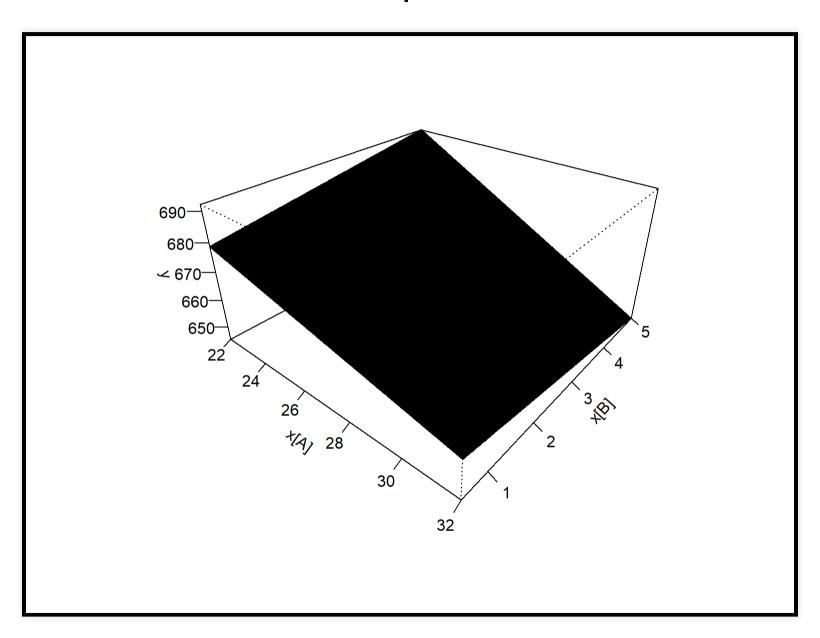


### Exemplo

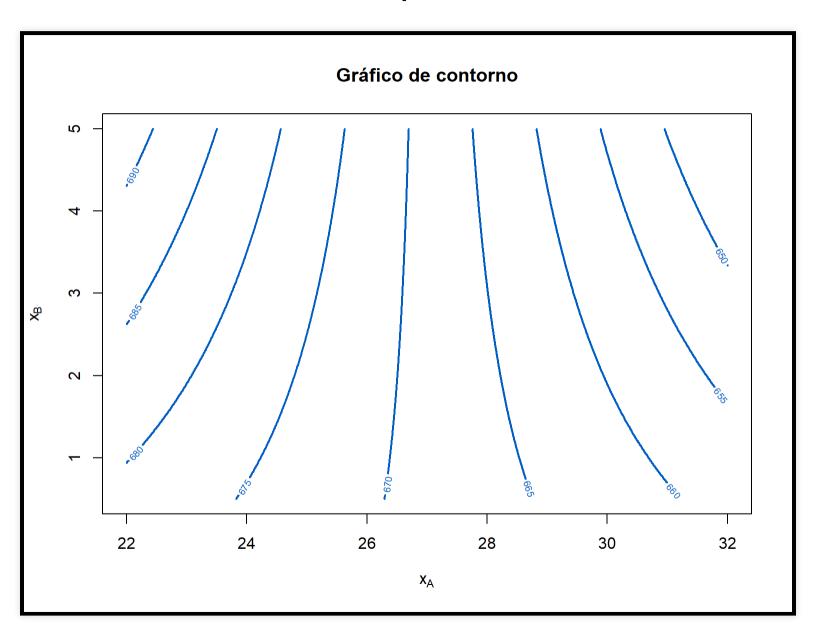
 A ortogonalidade do delineamento permite uma equação de predição reduzida

$$egin{aligned} \hat{y} &= 666.563 - 16.813 \left( rac{Temp - 27}{5} 
ight) \ -6.688 \left( rac{CWarm - 2.75}{2.25} 
ight) \left( rac{Temp - 27}{5} 
ight) \end{aligned}$$

# Exemplo (R)



# Exemplo (R)



# Análise com uma replicação por célula

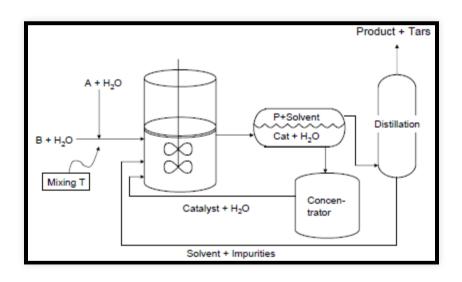
### Análise com uma replicação por célula

- Delineamentos fatoriais com uma replicação por célula são usualmente chamados de **delineamentos sem replicação**.
- Quando há poder adequado para detectar efeitos com n=1 replicação por célula, ou combinação de tratamento, não há necessidade de dobrar o trabalho experimental replicando cada experimento.
- No entanto, em um delineamento fatorial não replicado, surge um problema já discutido.
  - Pergunta: qual é este problema?

### Análise com uma replicação por célula

- Haverá zero graus de liberdade para calcular  $SS_E$  e, portanto, nenhum teste F para os efeitos.
- No entanto, quando há múltiplos fatores em um fatorial de dois níveis, existem ferramentas gráficas simples que permitem a detecção dos efeitos significativos.
- Como nem todos os efeitos principais e interações em um experimento de  $2^k$  devem ser significativos, os níveis de fatores insignificantes e combinações de níveis definidos pelas interações insignificantes são **equivalentes** a ter replicações no delineamento.
- Ferramentas gráficas permitem que os efeitos significativos (ou coeficientes de regressão equivalentes) sejam reconhecidos.

# Exemplo



- A figura anterior é um diagrama de um processo químico contínuo.
- 1. Neste processo, correntes contínuas de dois reagentes, A e B, são combinadas em uma junção chamada de mistura-T, onde elas começam a reagir.
- 2. A mistura então flui para um reator e é combinada com solvente e um catalisador e a reação é completada.
- 3. O resultado da reação flui para um tanque separador, onde o produto final flutua para o topo em uma fase de solvente, enquanto o catalisador e a água vão para o fundo do tanque.
- 4. O catalisador é concentrado e enviado de volta ao reator, enquanto o produto, subprodutos e solvente são levados para uma coluna de destilação onde o produto é removido e o solvente é reciclado para o reator.

- Um dos problemas vivenciados nesse processo foi a produção de **subprodutos** (resíduos).
- Com o tempo, esses resíduos entupiriam o reator e forçariam o desligamento do processo para limpeza.
- Também exigiu uma etapa adicional do processo para purificar o produto final.
- Os engenheiros decidiram conduzir experimentos para ver se poderiam aumentar a conversão percentual, o que reduziria a quantidade de subprodutos.

- Os fatores que eles achavam que poderiam afetar a conversão percentual são:
  - $\blacksquare$  A: Excesso de Reagente A (sobre quantidade molar)
  - B: Concentração do Catalisador
  - *C*: Pressão no Reator
  - lacktriangleq D: Temperatura da Mistura Revestida-T

- Dois níveis de cada fator foram escolhidos.
  - Estes foram espalhados tão largamente quanto os engenheiros julgaram viável, a fim de maximizar a chance de detectar os efeitos dos fatores com apenas dois níveis.
- Durante a experimentação, os níveis dos fatores seriam alterados após um intervalo de tempo fixo.
- A unidade experimental para isto seria os reagentes particulares, o catalisador e o solvente que entrava na zona de reação durante uma determinada rodada.
- ullet A resposta Y seria a **conversão percentual** calculada a partir do produto produzido durante uma rodada.
- Foi estabelecido que um delineamento sem replicação seria suficiente para detectar os efeitos.

Random Run No.	A	В	C	D	Y
15	_	_	-	_	45
13	+	_	_	_	41
11	_	+	_	_	90
1	+	+	_	_	67
10	_	_	+	_	50
2	+	_	+	_	39
3	_	+	+	_	95
12	+	+	+	_	66
16	_	_	_	+	47
8	+	_	_	+	43
9	_	+	_	+	95
14	+	+	_	+	69
6	_	_	+	+	40
5	+	_	+	+	51
7	_	+	+	+	87
4	+	+	+	+	72

```
library(daewr)
data(chem)
head(chem)
```

```
## A B C D y

## 1 -1 -1 -1 -1 45

## 2 1 -1 -1 -1 41

## 3 -1 1 -1 -1 90

## 4 1 1 -1 -1 67

## 5 -1 -1 1 -1 50

## 6 1 -1 1 -1 39
```

```
modf <- lm( y ~ A*B*C*D, data = chem)
anova(modf)</pre>
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Response: y
##
          Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## A
        1 637.6 637.6
         1 5076.6 5076.6
## B
## C
         1 0.6 0.6
## D
       1 7.6 7.6
## A:B
      1 451.6 451.6
## A:C
          1 10.6 10.6
## B:C
          1 1.6 1.6
## A:D
          1 68.1 68.1
## B:D
          1 0.1 0.1
          1 7.6 7.6
## C:D
        1 0.6 0.6
## A:B:C
       1 7.6 7.6
## A:B:D
## A:C:D 1 95.1 95.1
## B:C:D
         1 3.1 3.1
```

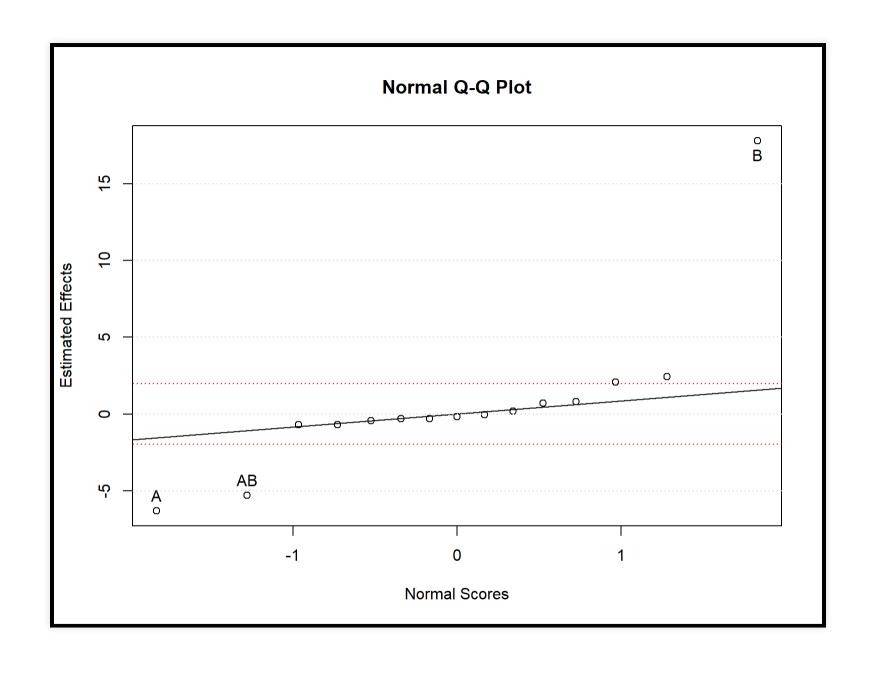
summary (modf)

```
##
## Call:
\#\# lm.default(formula = y ~ A * B * C * D, data = chem)
##
## Residuals:
## ALL 16 residuals are 0: no residual degrees of freedom!
##
## Coefficients:
##
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 62.3125
                                 NA
                                         NA
                                                  NA
## A
                -6.3125
                                 NA
                                         NA
                                                  NA
## B
                17.8125
                                 NA
                                         NA
                                                  NA
## C
                0.1875
                                 NA
                                         NA
                                                  NA
## D
                0.6875
                                 NA
                                         NA
                                                  NA
## A:B
                -5.3125
                                         NA
                                                  NA
                                 NA
## A:C
                0.8125
                                 NA
                                         NA
                                                  NA
## B:C
                -0.3125
                                 NA
                                         NA
                                                  NA
## A:D
              2.0625
                                         NA
                                 NA
                                                  NA
```

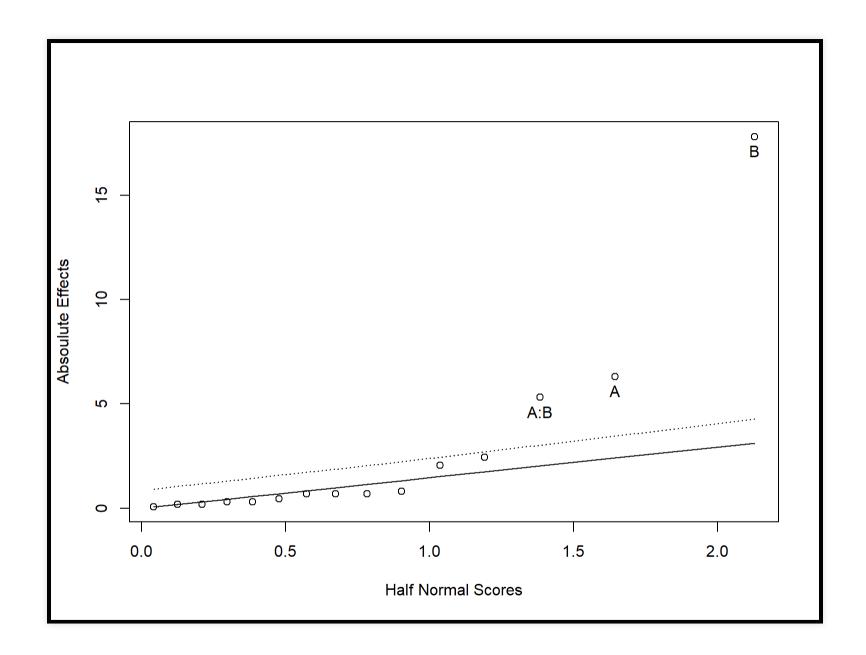
- Os coeficientes de regressão para os efeitos principais A e B, juntamente com a interação AB, são os maiores efeitos, mas um gráfico deve ser usado para determinar quais são significativos.
- Os efeitos em um delineamento fatorial de dois níveis são a diferença de duas médias.
- Se as mudanças nos níveis dos fatores não causarem uma mudança na resposta, o efeito será apenas a diferença nas médias dos dados aleatórios (devido a flutuações aleatórias no erro experimental).

- Se nenhum dos fatores ou interações causar mudanças na resposta, todo o conjunto de efeitos, ou coeficientes de regressão, devem aparecer como uma amostra da distribuição normal com média zero devido ao Teorema Central do Limite.
- Portanto, se fizermos um gráfico de probabilidade normal dos efeitos, os efeitos insignificantes deverão estar ao longo de uma linha reta e quaisquer efeitos significativos ou interações deverão aparecer como valores discrepantes no gráfico.

```
fullnormal(coef(modf)[-1], alpha = 0.025)
abline(h = seq(-5, 15, by = 5), col = "lightgrey", lty = 3)
abline(h = 1.96 * c(-1, 1), col = "red", lty = 3)
```



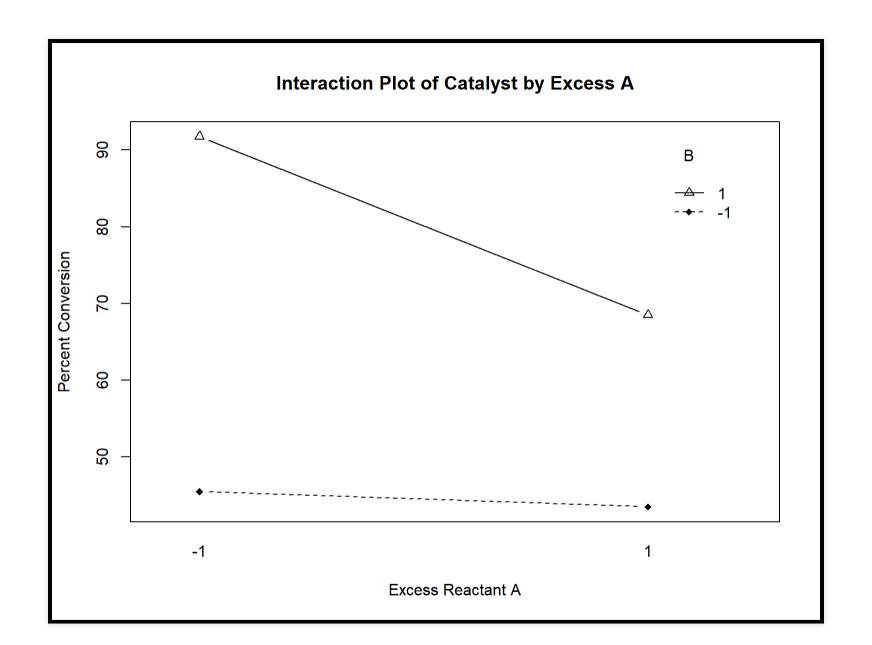
```
LGB ( coef (modf) [-1], rpt = FALSE)
```



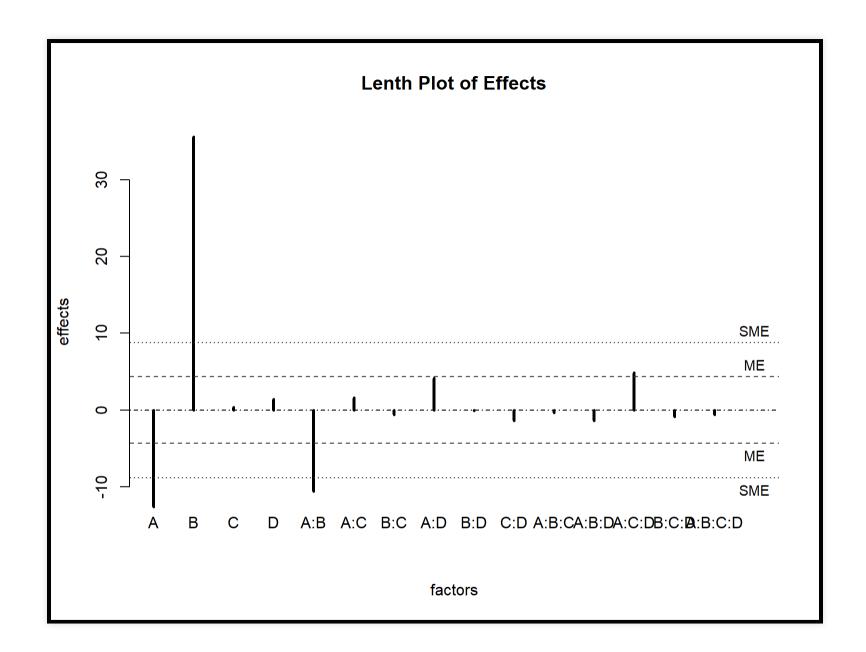
```
LGB ( coef (modf) [-1], rpt = TRUE, plt = FALSE)
```

```
## Effect Report
##
## Label
           Half Effect
                            Sig(.05)
## A
             -6.3125
                             yes
## B
             17.8125
                             yes
## C
             0.1875
                             no
## D
             0.6875
                             no
## A:B
             -5.3125
                             yes
## A:C
             0.8125
                             no
## B:C
             -0.3125
                             no
## A:D
             2.0625
                             no
## B:D
             -0.0625
                             no
## C:D
             -0.6875
                             no
## A:B:C
             -0.1875
                             no
## A:B:D
             -0.6875
                             no
## A:C:D
         2.4375
                             no
## B:C:D
             -0.4375
                             no
## A:B:C:D
             -0.3125
                             n \cap
```

• Pergunta: o que podemos concluir?



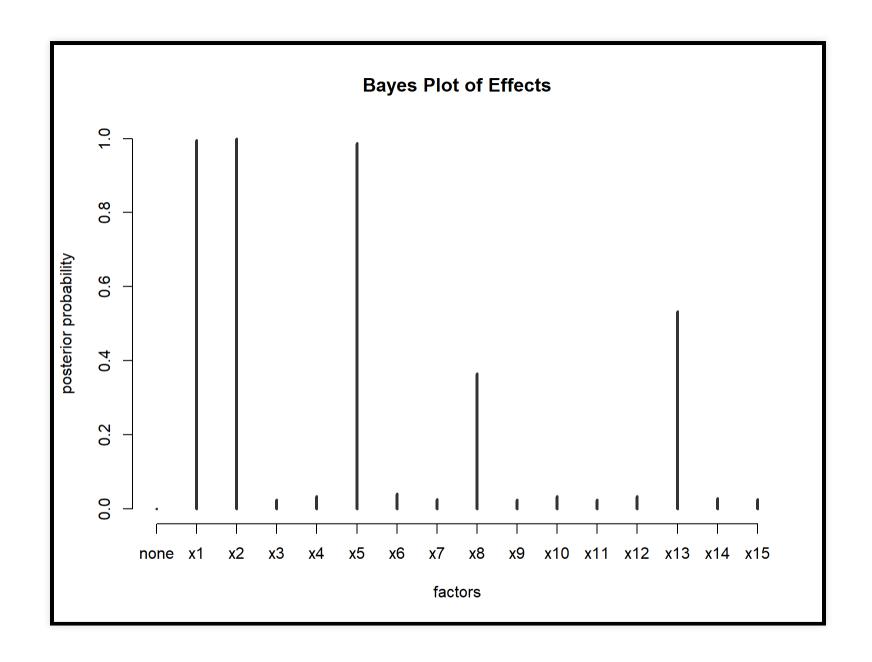
```
library(BsMD)
LenthPlot(modf, main = "Lenth Plot of Effects")
```



```
## alpha PSE ME SME
## 0.050000 1.687500 4.337857 8.806474
```

```
##
##
   Calculations:
##
                           mFac
    nRun nFac
                     nBlk
                                    mInt
                                                       q totMc
##
    16.00 15.00 0.00 15.00
                                            0.20
                                                   2.49 32768.0
                                    1.00
##
##
  Factor probabilities:
##
  Factor Code Prob
## 1
    none none 0.000
## 2
          A x1 0.995
## 3
     B x2 1.000
        C x3 0.025
## 4
## 5
       D x4 0.035
## 6
    A:B x5 0.987
## 7
    A:C x6 0.040
## 8
       B:C x7 0.026
## 9
        A:D x8 0.365
## 10
        B:D x9 0.024
## 11
        C:D \times 10 0.035
```

```
plot( Chem.BsProb, main = "Bayes Plot of Effects" )
```



#### Veja também

- R Commander: jlawson.byu.edu
- Por que não utilizamos o teste de Tukey com 1 grau de liberdade para testar a suposição de não aditividade (ausência de interação)?

