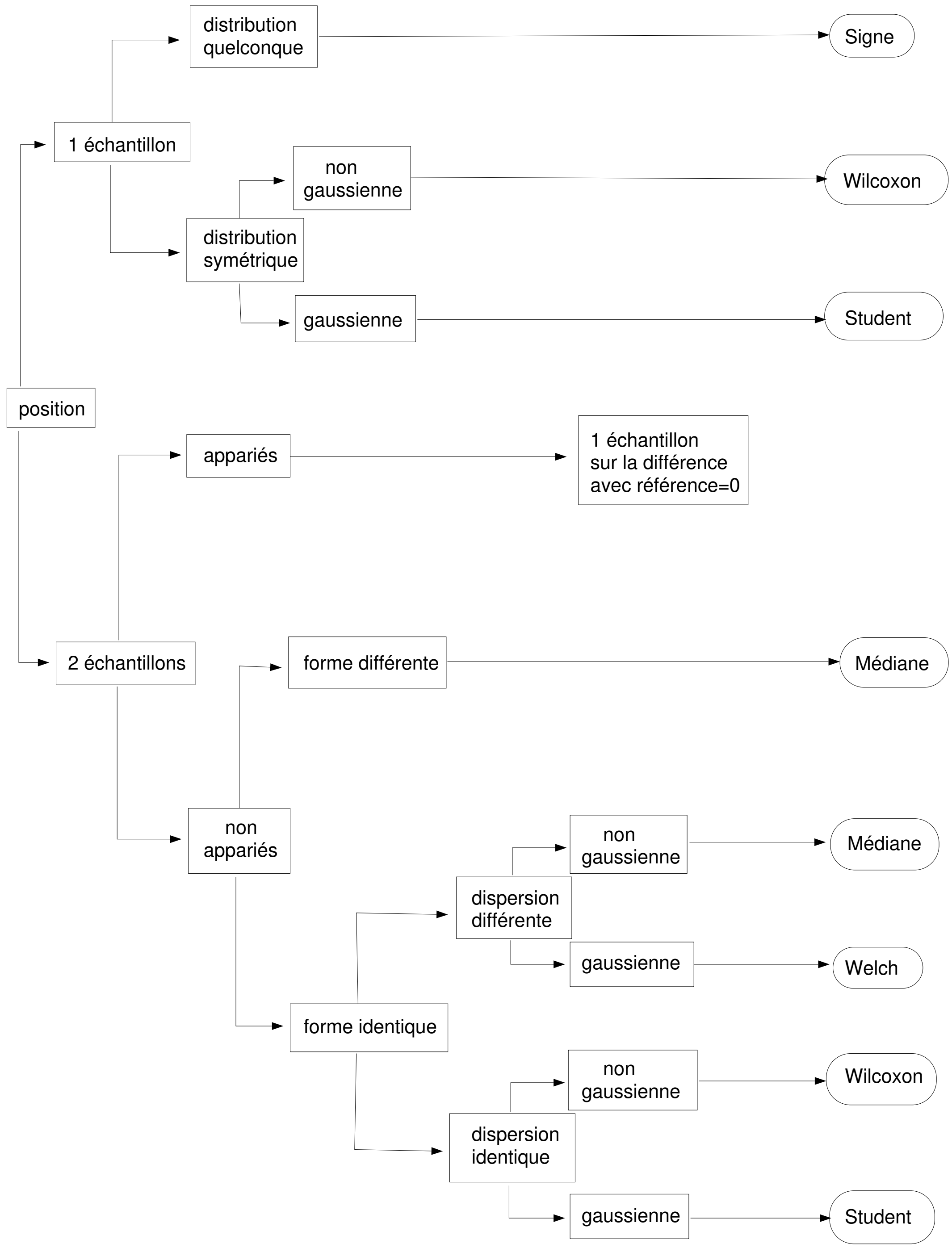
Arbre de NESI



PROBLÈME : Comparaison des hauteurs des arbres deux types de forêts.

Dans deux types de forêts distincts, on a mesuré en mètre les hauteurs dominantes respectivement de 13 et 14 peuplements du même age choisis au hasard et indépendamment. Les deux forêts sont-elles identiques ?

Type 1	Type 2
23.4	22.5
24.4	22.9
24.6	23.7
24.9	24.0
25.0	24.4
26.2	24.5
26.3	25.3
26.8	26.0
26.8	26.2
26.9	26.4
27.0	26.7
27.6	26.9
27.7	27.4
	28.5

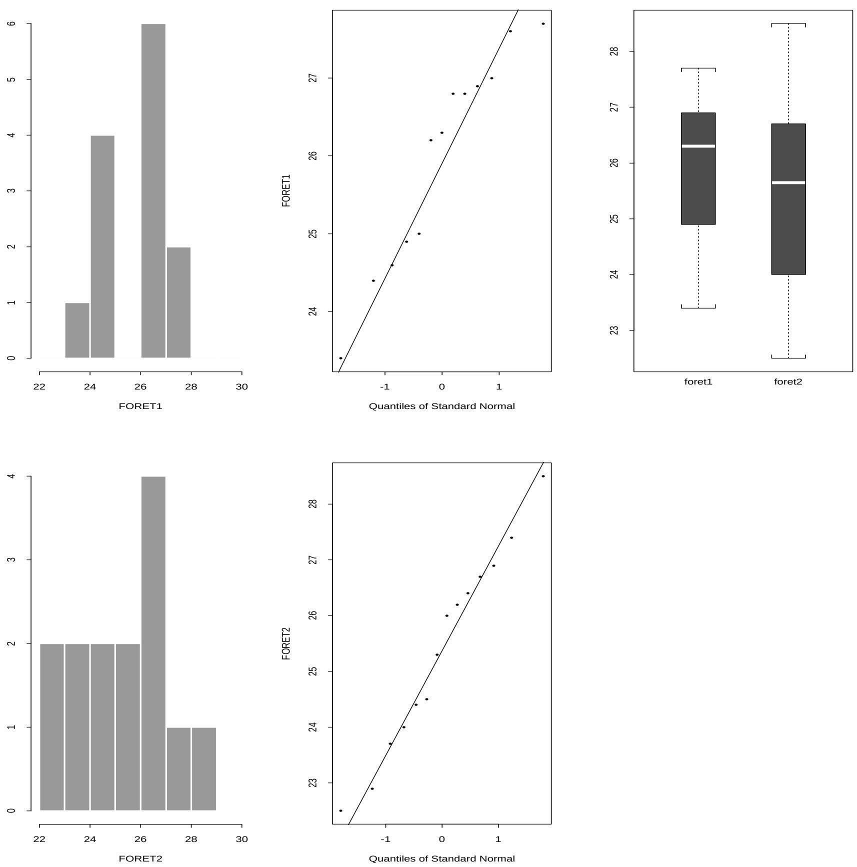


Figure 1: Comparaison des hauteurs des arbres deux types de forêts.

Comparaison des hauteurs des arbres

Sortie Splus (test de Fisher et test de Student)

```
        Test de Fisher : F test for variance equality


data:  FORET1 and FORET2
F = 0.587, num df = 12, denom df = 13, p-value = 0.3647
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.1861495 1.9013248
sample estimates:
 variance of x variance of y
      1.845641      3.144396


        Test bilateral de Student : Standard Two-Sample t-Test

data:  FORET1 and FORET2
t = 0.9542, df = 25, p-value = 0.3491
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.6759945  1.8430275
sample estimates:
 mean of x mean of y
  25.96923  25.38571
```

Comparaison des hauteurs des arbres

Programme Splus (exploration graphique et tests)

```
# EXPLORATION GRAPHIQUE

FORET1_c(23.4,24.4,24.6,24.9,25.0,26.2,26.3,26.8,26.8,26.9,27.0,27.6,27.7)
FORET2_c(22.5,22.9,23.7,24.0,24.4,24.5,25.3,26.0,26.2,26.4,26.7,26.9,
         27.4,28.5)

par(mfcol=c(2,2))
hist(FORET1,breaks=22:30)
hist(FORET2,breaks=22:30)
boxplot(FORET1,FORET2,names=c("foret1","foret2"))
#TEST DE MEME DISTRIBUTION et NORMALE
foret.qtest_qqnorm(FORET1,FORET2)

# TEST DE FISHER : egalite de variance
foret.vtest_var.test(FORET1,FORET2)
print(foret.vtest)

# TEST DE STUDENT
# test bilateral de 2 echantillons de foret non apparies
# test de l'egalite de 2 moyennes dans le cas de variances egales
foret.test_t.test(FORET1,FORET2)
print(foret.test)
```

Comparaison des hauteurs des arbres

Sortie SAS (test de Student)

```
                              TTEST PROCEDURE

Variable: HAUT

TYPE       N                 Mean              Std Dev           Std Error
---------------------------------------------------------------------------
   1      13          25.96923077           1.35854372          0.37679223
   2      14          25.38571429           1.77324437          0.47391949

Variances        T        DF    Prob>|T|
---------------------------------------
Unequal     0.9638      24.2      0.3447
Equal       0.9542      25.0      0.3491

For H0: Variances are equal, F' = 1.70    DF = (13,12)    Prob>F' = 0.3647
```

Comparaison des hauteurs des arbres

Programme SAS (test de Student)

```
data hauteur;
input haut type;
cards;
23.4   1       /* la hauteur est triee par ordre croissant suivant le type */
24.4   1          proc sort data=hauteur;
24.6   1             by type;
24.9   1          run;
25.0   1       /* test de student */
26.2   1          proc ttest data=hauteur;
26.3   1             class type;
26.8   1             var haut;
26.8   1          run;
26.9   1
27.0   1
27.6   1
27.7   1
22.5   2
22.9   2
23.7   2
24.0   2
24.4   2
24.5   2
25.3   2
26.0   2
26.2   2
26.4   2
26.7   2
26.9   2
27.4   2
28.5   2
;
```

PROBLÈME : Comparaison du taux horaire de diminution de sucres sanguins chez des lapins.

Carter et Hubert (1987) présentent des données sur le taux horaire de diminution de sucres sanguins dans deux groupes (lots) de lapins soumis à deux doses d'un médicament. Peut-on prouver une différence de réponse ?

Dose A	0.21	-16.20	-10.10	-9.67	-11.13	1.96	-10.19	-15.87	-12.81
Dose B	1.59	2.66	-6.27	-2.32	-10.87	7.23	-3.76	3.02	15.01

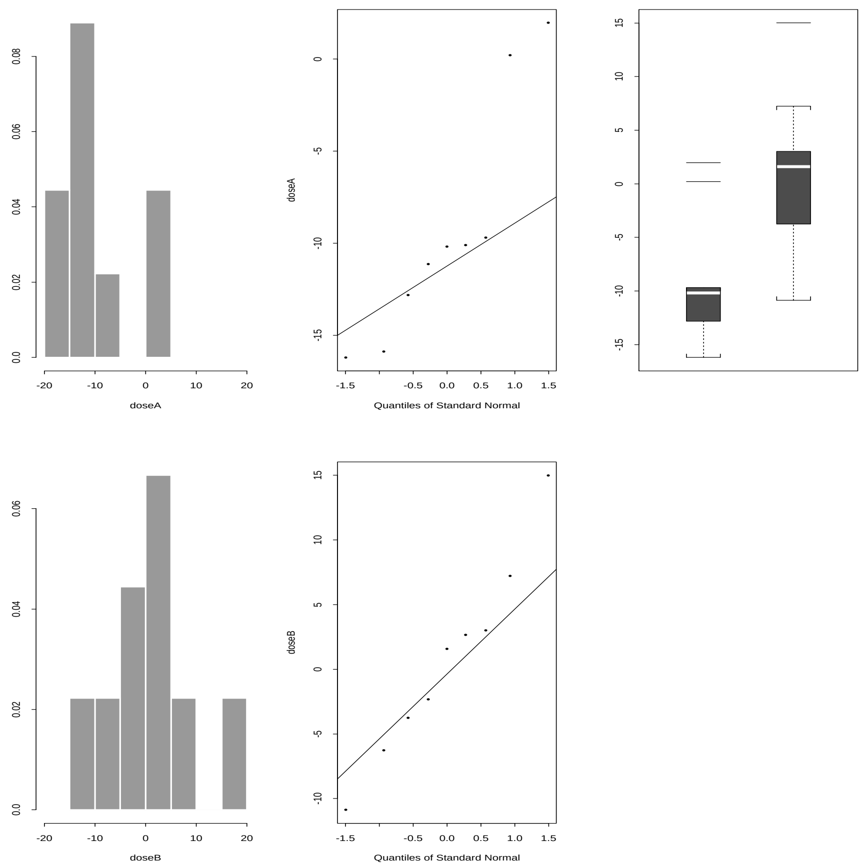


Figure 2: Comparaison du taux horaire de diminution de sucres sanguins chez des lapins.

Comparaison du taux horaire de diminution de sucres sanguins chez des lapins

Sortie Splus (test de somme des rangs de Wilcoxon équivalent au test de Mann-Withney)

```
         Exact Wilcoxon rank-sum test

data:  doseA and doseB
rank-sum statistic W = 57, n = 9, m = 9, p-value = 0.0106
alternative hypothesis: true mu is not equal to 0
```

Comparaison du taux horaire de diminution de sucres sanguins chez des lapins

Programme Splus (exploration graphique et tests)

```
# ----------------------
# PROGRAMME : sucre.pg
# ----------------------

# Exploration Graphique

doseA_c(0.21,-16.2,-10.1,-9.67,-11.13,1.96,-10.19,-15.87,-12.81)
doseB_c(1.59,2.66,-6.27,-2.32,-10.87,7.23,-3.76,3.02,15.01)

par(mfcol=c(2,3))
hist(doseA,xlim=c(-20,20),prob=T)
hist(doseB,xlim=c(-20,20),prob=T)


sucre.qtest_qqnorm(doseA)
qqline(doseA)
sucre.qtest_qqnorm(doseB)
qqline(doseB)
boxplot(doseA,doseB)


# TEST DE WILCOXON
# equivalent au test de mann-Whitney

sucre.wilcox_wilcox.test(doseA,doseB,alternative="two.sided",paired=F)
print(sucre.wilcox)
```

Comparaison du taux horaire de diminution de sucres sanguins chez des lapins

Sortie SAS (test de somme des rangs de Wilcoxon équivalent au test de Mann-Withney)

```
                  N P A R 1 W A Y   P R O C E D U R E

             Wilcoxon Scores (Rank Sums) for Variable TAUX
                      Classified by Variable DOSE

                            Sum of      Expected       Std Dev          Mean
DOSE            N           Scores      Under H0      Under H0         Score

A               9             57.0     85.5000000     11.3247517     6.3333333
B               9            114.0     85.5000000     11.3247517    12.6666667

       Wilcoxon 2-Sample Test (Normal Approximation)
       (with Continuity Correction of .5)

       S=  57.0000     Z= -2.47246     Prob > |Z| =   0.0134

       T-Test approx. Significance =     0.0243

       Kruskal-Wallis Test (Chi-Square Approximation)
       CHISQ=  6.3333     DF=  1     Prob > CHISQ=     0.0118
```

Comparaison du taux horaire de diminution de sucres sanguins chez des lapins

Programme SAS (tests)

```
data sucre;
input taux dose $;
cards;
  0.21  A
-16.20  A    /* test de Mann-Whitney equivalent a Wilcoxon somme des rangs */
-10.10  A          proc npar1way data=sucre;
 -9.67  A             class dose;
-11.13  A             var taux;
  1.96  A          run;
-10.19  A
-15.87  A
-12.81  A
  1.59  B
  2.66  B
 -6.27  B
 -2.32  B
-10.87  B
  7.23  B
 -3.76  B
  3.02  B
 15.01  B
;
```

PROBLÈME : Changement d'isolation

La firme Hotpot Stoves a une méthode standard pour isoler ses fours. Pour tester son efficacité, on prend des échantillons au hasard dans la chaîne de production, les fours sont mis en route jusqu'à atteindre 400^0C, et on note les temps (en minutes) mis pour le refroidissement à 350^0C après avoir coupé le courant sur un échantillon aléatoire de 8 fours.On décide d'étudier une forme moins coûteuse d'isolation, et on l'emploie sur un autre échantillon de 9 fours. On note les temps nécessaires à la même baisse de température sur cette nouvelle isolation. La firme a-t-elle raison de dire qu'il n'y a pas de preuve solide d'une différence de perte de chaleur ?

Isolation Standard	Nouvelle Isolation
15,7	13,7
14,8	14,1
14,2	14,7
16,1	15,4
15,3	15,6
13,9	14,4
17,2	12,9
14,9	15,1
	14,0

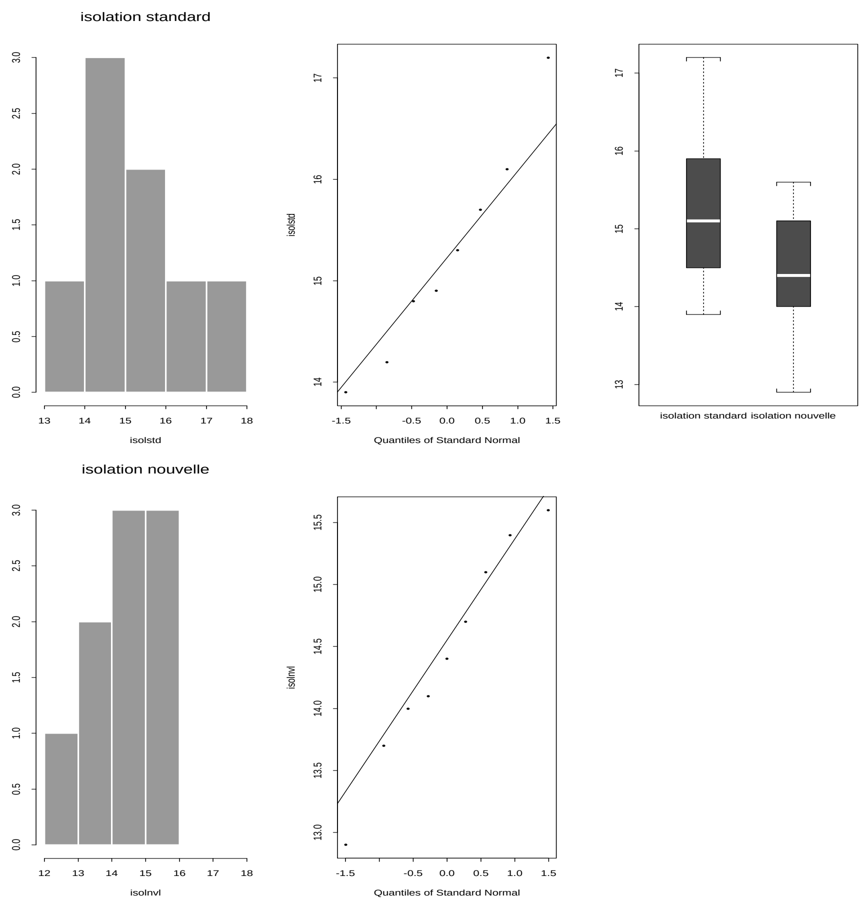


Figure 3: Comparaison de deux méthodes d'isolation.

Comparaison de deux méthodes d'isolation

Sortie Splus (tests)

```
        F test for variance equality

data:  isolstd and isolnvl
F = 1.5198, num df = 7, denom df = 8, p-value = 0.5685
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.3355948 7.4458313
sample estimates:
 variance of x variance of y
      1.139821          0.75


        Exact Wilcoxon rank-sum test

data:  isolstd and isolnvl
rank-sum statistic W = 88, n = 8, m = 9, p-value = 0.0694
alternative hypothesis: true mu is greater than 0


        Standard Two-Sample t-Test

data:  isolstd and isolnvl
t = 1.7676, df = 15, p-value = 0.0487
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
95 percent confidence interval:
 0.006846117          NA
sample estimates:
 mean of x mean of y
   15.2625  14.43333
```

Comparaison de deux méthodes d'isolation

Programme Splus (exploration graphique et tests)

```
# EXPLORATION GRAPHIQUE
isolstd_c(15.7,14.8,14.2,16.1,15.3,13.9,17.2,14.9)
isolnvl_c(13.7,14.1,14.7,15.4,15.6,14.4,12.9,15.1,14.0)

par(mfcol=c(2,3))
hist(isolstd,breaks=13:18,main="isolation standard")
hist(isolnvl,breaks=12:18,main="isolation nouvelle")
isolstd.qtest_qqnorm(isolstd)
qqline(isolstd)
isolnvl.qtest_qqnorm(isolnvl)
qqline(isolnvl)
boxplot(isolstd,isolnvl,names=c("isolation standard","isolation nouvelle"))

# TEST DE FISHER : egalite de variance
four.vtest_var.test(isolstd,isolnvl)
print(four.vtest)

# TEST DE STUDENT
# test unilateral de 2 echantillons de fours non apparies
# dans le cas de variance egales
four.test_t.test(isolstd,isolnvl,alternative="greater",paired=F)
print(four.test)

# TEST DE MANN-WITHNEY-WILCOXON
four.wtest_wilcox.test(isolstd,isolnvl,alternative="greater",paired=F)
print(four.wtest)
```

Comparaison de deux méthodes d'isolation

Sortie SAS (tests)

```
                    N P A R 1 W A Y   P R O C E D U R E

             Wilcoxon Scores (Rank Sums) for Variable TEMPS
                      Classified by Variable TYPE

                          Sum of     Expected       Std Dev          Mean
TYPE           N          Scores     Under H0      Under H0         Score

1              8            88.0         72.0    10.3923048    11.0000000
2              9            65.0         81.0    10.3923048     7.2222222

       Wilcoxon 2-Sample Test (Normal Approximation)
       (with Continuity Correction of .5)

       S=  88.0000      Z=  1.49149      Prob > |Z| =    0.1358

       T-Test approx. Significance =     0.1553

       Kruskal-Wallis Test (Chi-Square Approximation)
       CHISQ=  2.3704     DF=  1     Prob > CHISQ=     0.1237
```

```
                N P A R 1 W A Y   P R O C E D U R E

             Kolmogorov-Smirnov Test for Variable TEMPS
                    Classified by Variable TYPE

                                                    Deviation
                                      EDF           from Mean
TYPE                 N            at maximum        at maximum

1                    8           0.250000000        -.623917748
2                    9           0.666666667        0.588235294
--------          ----           -----------
                    17           0.470588235

Maximum Deviation occurred at Observation   11
Value of TEMPS    at maximum  14.7000000

     Kolmogorov-Smirnov 2-Sample Test (Asymptotic)
            KS = 0.207973     D = 0.416667
       KSa = 0.857493     Prob > KSa =   0.4540

                N P A R 1 W A Y   P R O C E D U R E

              Cramer-von Mises Test for Variable TEMPS
                    Classified by Variable TYPE

                                     Summed
                                    Deviation
TYPE                 N              from Mean

1                    8           0.134948097
2                    9           0.119953864

        Cramer-von Mises Statistic (Asymptotic)
           CM = 0.014994     CMa = 0.254902
```

```
                              TTEST PROCEDURE

Variable: TEMPS

TYPE      N                Mean               Std Dev            Std Error
--------------------------------------------------------------------------
   1      8         15.26250000            1.06762420           0.37746216
   2      9         14.43333333            0.86602540           0.28867513

Variances        T       DF    Prob>|T|
---------------------------------------
Unequal     1.7449     13.5      0.1037
Equal       1.7676     15.0      0.0975

For H0: Variances are equal, F' = 1.52    DF = (7,8)    Prob>F' = 0.5685
```

Comparaison de deux méthodes d'isolation

Programme SAS (tests)

```
data four;
input temps type;
cards;
15.7  1
14.8  1
14.2  1        /* tests Wilcoxon, Smirnov, Kolmogorov */
16.1  1            proc npar1way;
15.3  1               class type;
13.9  1               var temps;
17.2  1            run;
14.9  1
13.7  2
14.1  2        /* test de Student */
14.7  2            proc ttest data=four;
15.4  2               class type;
15.6  2               var temps;
14.4  2            run;
12.9  2
15.1  2
14.0  2
;
```

PROBLÈME : Examen

Lors d'un examen INRA, des candidats sont convoqués par un jury. On veut tester l'hypothèse selon laquelle la probabilité d'être reçu ne dépend pas du jury.

	Jury 1	Jury 2	Jury 3
Nombre de reçus	50	47	56
Nombre de refusés	5	14	8

Examen

Sortie et Programme Splus (test du Khi2)

```
        Pearson's chi-square test without Yates'
        continuity correction

data:  conc
X-squared = 4.8444, df = 2, p-value = 0.0887
```

****

```
conc_matrix(c(50,47,56,5,14,8),ncol=3,byrow=T)
dimnames(conc)_list(c("recu","refuse"),
                c("jury1","jury2","jury3"))
conc.chisq_chisq.test(conc)
print(conc.chisq)
```

Examen

Sortie SAS (test du Khi2)

```
          TABLE OF A BY B

A         B

Frequency|
Percent  |
Row Pct  |
Col Pct  |       1|       2|       3|  Total
---------+--------+--------+--------+
       1 |     50 |     47 |     56 |    153
         |  27.78 |  26.11 |  31.11 |  85.00
         |  32.68 |  30.72 |  36.60 |
         |  90.91 |  77.05 |  87.50 |
---------+--------+--------+--------+
       2 |      5 |     14 |      8 |     27
         |   2.78 |   7.78 |   4.44 |  15.00
         |  18.52 |  51.85 |  29.63 |
         |   9.09 |  22.95 |  12.50 |
---------+--------+--------+--------+
Total          55       61       64      180
            30.56    33.89    35.56   100.00


       STATISTICS FOR TABLE OF A BY B

Statistic                     DF      Value        Prob
------------------------------------------------------
Chi-Square                     2      4.844       0.089
Likelihood Ratio Chi-Square    2      4.720       0.094
Mantel-Haenszel Chi-Square     1      0.179       0.672
Phi Coefficient                       0.164
Contingency Coefficient               0.162
Cramer's V                            0.164

Sample Size = 180
```

Examen

Programme SAS (test du Khi2)

```
data concours;
 do a=1 to 2;
  do b=1 to 3;
    input nb @@;
    output;
    end;
  end;
 cards;
 50 47 56
 5 14 8
;


proc freq data=concours order=data;
  weight nb;
  tables a*b /chisq ;
  title 'test du khi2';
run;
```

PROBLÈME : Activité manuelle

Afin d'étudier l'influence d'un handicap sur la vitesse d'exécution d'une activité manuelle, un psychologue note le temps (en seconde) nécessaire à la réalisation d'un exercice manuel pour deux échantillons de personnes handicapées et non handicapées.

Non Handicapés	204	218	197	183	227	299	191	
Handicapés	243	228	261	202	343	242	220	239

Peut-on considérer que ces temps suivent la même répartition ?

Activité manuelle

Sortie SAS (test du Kolmogorov - Smirnov)

```
   N P A R 1 W A Y  P R O C E D U R E

    Kolmogorov-Smirnov Test for Variable TEMPS
           Classified by Variable TYPE

                                                  Deviation
                                  EDF              from Mean
TYPE                 N         at maximum         at maximum

1                    7        0.857142857         0.856719472
2                    8        0.250000000         -.801387685
--------          ----        -----------
                    15        0.533333333

Maximum Deviation occurred at Observation    5
Value of TEMPS    at maximum  227.000000

    Kolmogorov-Smirnov 2-Sample Test (Asymptotic)
           KS = 0.302896     D = 0.607143
      KSa =  1.17311     Prob > KSa =   0.1275

          N P A R 1 W A Y  P R O C E D U R E

     Cramer-von Mises Test for Variable TEMPS
           Classified by Variable TYPE

                                Summed
                               Deviation
TYPE                 N         from Mean

1                    7        0.258835979
2                    8        0.226481481


       Cramer-von Mises Statistic (Asymptotic)
          CM = 0.032354     CMa = 0.485317
```

Activité manuelle

Programme SAS (test du Kolmogorov - Smirnov)

```
data manuel;
input temps type;
cards;
204 1
218 1
197 1
183 1
227 1
299 1
191 1
243 2
228 2
261 2
202 2
343 2
242 2
220 2
239 2
;
```

```
proc print data=manuel;
run;
proc npar1way;
   class type;
   var temps;
run;
```

PROBLÈME : Exercice sur une variété de haricots

On croise une variété de haricots à graines blanches avec une variété à graines rouges (croisement BBrr $\times$ bbRR). On sait que chez le haricot, la rencontre de 2 allèles dominants (B et R) donne des graines noires alors que la rencontre des 2 allèles récessifs (b et r) donne des graines blanches. En F2 (2nde génération après le croisement), on observe 42 individus à graines noires, 19 individus à graines rouges et 15 individus à graines blanches. La ségrégation observée correspond-elle aux lois de Mendel ?