

Université Paris II Panthéon-Assas  
Droit - Économie - Sciences Sociales

**Session :** Septembre 2017

**Année d'étude :** 3<sup>e</sup> année de Licence Sciences Économiques

**Discipline :** *Économétrie*  
(Unité d'enseignements fondamentaux 2)

**Titulaire(s) du cours :** M. Alain PIROTTE

Durée : 3h00  
Aucun document autorisé  
Calculatrice autorisée

**Exercice n°1**

À partir d'une coupe transversale de 706 individus, *Biddle* et *Hamermesh* (1990) ont étudié la relation entre le nombre de minutes de sommeil par semaine (*som*) et le nombre de minutes travaillées par semaine (*mtra*). Le modèle est le suivant :

$$som_i = b_0 + b_1 mtra_i + u_i, i = 1, \dots, 706. \quad (1)$$

1. En estimant le modèle (1) par les MCO, on obtient<sup>1</sup> :

$$\widehat{som}_i = \underset{(92,17)}{3586,4} - \underset{(-9,00)}{0,1507} mtra_i \quad (2)$$

$$R^2 = 0,103 \quad \hat{\sigma}_u = 421,14.$$

---

<sup>1</sup>**Pour tous les exercices de cet examen**, les chiffres entre parenthèses en dessous des coefficients estimés correspondent à leurs *t* de *Student* calculés.

Commenter ces résultats ? Comment s'interprète le coefficient associé à la constante ?

2. Si *mtra* augmente de 2 heures par semaine, *toutes choses égales par ailleurs*, comment évolue le nombre de minutes de sommeil par semaine ?
3. Si au lieu de considérer le nombre de minutes travaillées par semaine (*mtra*), on retient le nombre d'heures travaillées par semaine (*htra*), exprimer le modèle (1) en fonction de la variable explicative *htra*.
4. Un modèle moins restrictif consiste à introduire comme variables explicatives supplémentaires, l'âge (*age*) et le niveau d'éducation (*educ*) (ces deux variables sont exprimées en nombre d'années), soit :

$$som_i = b_0 + b_1 mtra_i + b_2 educ_i + b_3 age_i + u_i, i = 1, \dots, 706. \quad (3)$$

Discuter les signes attendus des coefficients  $b_1$ ,  $b_2$  et  $b_3$ .

5. L'application des MCO au modèle (3) a donné les résultats suivants :

$$\widehat{som}_i = 3638,2 - 0,1483 mtra_i - 11,1338 educ_i + 2,1998 age_i \quad (4)$$

$(32,40) \quad (-8,89) \quad (-1,89) \quad (1,52)$

$$R^2 = 0,113 \quad \widehat{\sigma}_u = 419,36.$$

Commenter.

6. Si *mtra* augmente de 5 heures par semaine, *toutes choses égales par ailleurs*, comment évolue le nombre de minutes de sommeil par semaine ? Comparer ce résultat à celui de la question 2. Commenter.
7. Le modèle (4) s'ajuste-t-il mieux au nombre de minutes de sommeil par semaine ? Quelles sont les autres variables explicatives susceptibles d'être introduites ? Certaines d'entre elles peuvent-elles être corrélées avec les variables explicatives déjà présentes ? Si tel est le cas, les estimations des MCO (4) sont-elles fiables ?
8. Serait-il pertinent d'envisager d'effectuer un test pour valider l'hypothèse d'homoscédasticité des perturbations du modèle (3) ? Si oui, pourquoi.

## Exercice n°2

À partir d'une coupe transversale de 136 individus, i.e.  $i = 1, \dots, 136$ , on cherche à expliquer le salaire médian ( $w$ ) que les nouveaux diplômés en droit perçoivent à l'embauche aux États-Unis. Le modèle est le suivant :

$$\ln w_i = b_0 + b_1 lsat_i + b_2 gpa_i + b_3 \ln libvol_i + b_4 \ln cost_i + b_5 rang_i + u_i \quad (5)$$

- $lsat$  = note médiane obtenue par la promotion à un test d'entrée;
- $gpa$  = médiane de la moyenne générale obtenue par la promotion;
- $libvol$  = nombre d'ouvrages disponibles dans la bibliothèque de l'école;
- $cost$  = coût de l'inscription annuelle à l'école;
- $rang$  = position de l'école dans un classement national ( $rang = 1$  désigne la meilleure école).

$\ln$  désigne le logarithme népérien.

1. Expliquer les signes attendus des coefficients  $b_1$ ,  $b_2$ ,  $b_3$ ,  $b_4$  et  $b_5$ ?
2. L'application des MCO au modèle (5) a donné les résultats suivants :

$$\begin{aligned} \widehat{\ln w_i} = & \underset{(15,67)}{8,34} + \underset{(1,17)}{0,0047} lsat_i + \underset{(2,75)}{0,248} gpa_i + \underset{(2,86)}{0,095} \ln libvol_i \\ & + \underset{(1,17)}{0,038} \ln cost_i - \underset{(-9,54)}{0,0033} rang_i + u_i \end{aligned} \quad (6)$$

$$R^2 = 0,842 \quad \hat{\sigma}_u = 0,112.$$

Tester la significativité globale du modèle au seuil de 5 %. Commenter.

3. Interpréter le coefficient de la variable explicative  $\ln libvol$ .
4. Construire un intervalle de confiance à 95% pour le coefficient  $b_3$ . Commenter.
5. Quel est l'impact, *toutes choses égales par ailleurs*, d'une amélioration de 10 places d'une école dans le classement national en termes de salaire médian estimé à l'embauche ? Conclusion.

### **Exercice n°3**

Soit le modèle de régression simple :

$$y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (7)$$

où la perturbation  $\varepsilon_t$  est supposée autocorrélée à l'ordre un, soit :

$$\varepsilon_t = \gamma \varepsilon_{t-1} + \eta_t \quad |\gamma| < 1 \quad t = 2, \dots, T, \quad (8)$$

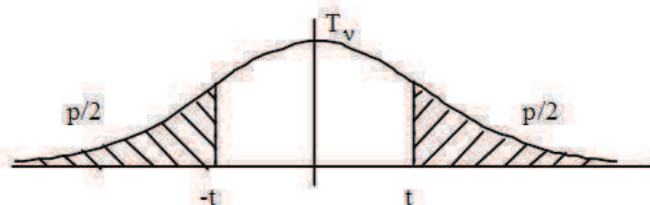
avec  $\varepsilon_1 = (1 - \gamma^2)^{-1/2} \eta_1$ . Le terme  $\eta_t$  est supposée de moyenne nulle, de variance scalaire et non autocorrélée.

1. Calculer  $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t'})$  pour  $t = t'$  et  $t \neq t'$ .
2. Démontrer comment estimer le paramètre  $\mu$  à partir de la méthode de *Cochrane-Orcutt*.

### **Questions**

1. Qu'appelle-t-on borne de FDCR (*Fréchet-Darmois-Cramer-Rao*) ?
2. Définir le critère de l'Erreur Quadratique Moyenne (EQM).

# Variable de STUDENT à $\nu$ degrés de liberté



$$T_v = \frac{U}{\sqrt{Y/\nu}} \quad \text{où } U \approx N(0,1) \text{ et } Y \approx \chi^2(\nu) \text{ sont indépendants en probabilité.}$$

TABLE de  $t$  en fonction du degré de liberté  $\nu$  et de la probabilité  $p$ , tels que  $P(|T_v| > t) = p$  :

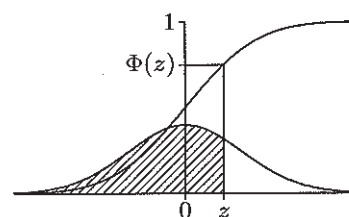
| $\nu$ P | 0,90    | 0,70    | 0,50    | 0,40    | 0,30    | 0,20    | 0,10    | 0,05    | 0,02    | 0,01    |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1       | 0,158   | 0,510   | 1,000   | 1,376   | 1,963   | 3,078   | 6,314   | 12,706  | 31,821  | 63,657  |
| 2       | 0,142   | 0,445   | 0,816   | 1,061   | 1,386   | 1,886   | 2,920   | 4,303   | 6,965   | 9,925   |
| 3       | 0,137   | 0,424   | 0,765   | 0,978   | 1,250   | 1,638   | 2,353   | 3,182   | 4,541   | 5,841   |
| 4       | 0,134   | 0,414   | 0,741   | 0,941   | 1,190   | 1,533   | 2,132   | 2,776   | 3,747   | 4,604   |
| 5       | 0,132   | 0,408   | 0,727   | 0,920   | 1,156   | 1,476   | 2,015   | 2,571   | 3,365   | 4,032   |
| 6       | 0,131   | 0,404   | 0,718   | 0,906   | 1,134   | 1,440   | 1,943   | 2,447   | 3,143   | 3,707   |
| 7       | 0,130   | 0,402   | 0,711   | 0,896   | 1,119   | 1,415   | 1,895   | 2,365   | 2,998   | 3,499   |
| 8       | 0,130   | 0,399   | 0,706   | 0,889   | 1,108   | 1,397   | 1,860   | 2,306   | 2,896   | 3,355   |
| 9       | 0,129   | 0,398   | 0,703   | 0,883   | 1,100   | 1,383   | 1,833   | 2,262   | 2,821   | 3,250   |
| 10      | 0,129   | 0,397   | 0,700   | 0,879   | 1,093   | 1,372   | 1,812   | 2,228   | 2,764   | 3,169   |
| 11      | 0,129   | 0,396   | 0,697   | 0,876   | 1,088   | 1,363   | 1,796   | 2,201   | 2,718   | 3,106   |
| 12      | 0,128   | 0,395   | 0,695   | 0,873   | 1,083   | 1,356   | 1,782   | 2,179   | 2,681   | 3,055   |
| 13      | 0,128   | 0,394   | 0,694   | 0,870   | 1,079   | 1,350   | 1,771   | 2,160   | 2,650   | 3,012   |
| 14      | 0,128   | 0,393   | 0,692   | 0,868   | 1,076   | 1,345   | 1,761   | 2,145   | 2,624   | 2,977   |
| 15      | 0,128   | 0,393   | 0,691   | 0,866   | 1,074   | 1,341   | 1,753   | 2,131   | 2,602   | 2,947   |
| 16      | 0,128   | 0,392   | 0,690   | 0,865   | 1,071   | 1,337   | 1,746   | 2,120   | 2,583   | 2,921   |
| 17      | 0,128   | 0,392   | 0,689   | 0,863   | 1,069   | 1,333   | 1,740   | 2,110   | 2,567   | 2,898   |
| 18      | 0,127   | 0,392   | 0,688   | 0,862   | 1,067   | 1,330   | 1,734   | 2,101   | 2,552   | 2,878   |
| 19      | 0,127   | 0,391   | 0,688   | 0,861   | 1,066   | 1,328   | 1,729   | 2,093   | 2,539   | 2,861   |
| 20      | 0,127   | 0,391   | 0,687   | 0,860   | 1,064   | 1,325   | 1,725   | 2,086   | 2,528   | 2,845   |
| 21      | 0,127   | 0,391   | 0,686   | 0,859   | 1,063   | 1,323   | 1,721   | 2,080   | 2,518   | 2,831   |
| 22      | 0,127   | 0,390   | 0,686   | 0,858   | 1,061   | 1,321   | 1,717   | 2,074   | 2,508   | 2,819   |
| 23      | 0,127   | 0,390   | 0,685   | 0,858   | 1,060   | 1,319   | 1,714   | 2,069   | 2,500   | 2,807   |
| 24      | 0,127   | 0,390   | 0,685   | 0,857   | 1,059   | 1,318   | 1,711   | 2,064   | 2,492   | 2,797   |
| 25      | 0,127   | 0,390   | 0,684   | 0,856   | 1,058   | 1,316   | 1,708   | 2,060   | 2,485   | 2,787   |
| 26      | 0,127   | 0,390   | 0,684   | 0,856   | 1,058   | 1,315   | 1,706   | 2,056   | 2,479   | 2,779   |
| 27      | 0,127   | 0,389   | 0,684   | 0,855   | 1,057   | 1,314   | 1,703   | 2,052   | 2,473   | 2,771   |
| 28      | 0,127   | 0,389   | 0,683   | 0,855   | 1,056   | 1,313   | 1,701   | 2,048   | 2,467   | 2,763   |
| 29      | 0,127   | 0,389   | 0,683   | 0,854   | 1,055   | 1,311   | 1,699   | 2,045   | 2,462   | 2,756   |
| 30      | 0,127   | 0,389   | 0,683   | 0,854   | 1,055   | 1,310   | 1,697   | 2,042   | 2,457   | 2,750   |
| —       | 0,12566 | 0,38532 | 0,67449 | 0,84162 | 1,03643 | 1,28155 | 1,64485 | 1,95996 | 2,32634 | 2,57582 |

La loi limite, lorsque  $\nu$  tend vers l'infini, est une loi Normale centrée réduite.



# LOI NORMALE $\mathcal{N}(0, 1)$

*Fonction de répartition de la loi Normale.* — La fonction de répartition  $\Phi$  de la loi Normale  $\mathcal{N}(0, 1)$  est définie par  $\Phi(z) = \int_{-\infty}^z e^{-u^2/2} du / \sqrt{2\pi}$ ,  $z \in \mathbb{R}$ . Pour tout  $z \in \mathbb{R}$ , on a  $\Phi(z) = 1 - \Phi(-z)$ .



| $z$ | 0,00   | 0,01   | 0,02   | 0,03   | 0,04   | 0,05   | 0,06   | 0,07   | 0,08   | 0,09   |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0,0 | 0,5000 | 0,5040 | 0,5080 | 0,5120 | 0,5160 | 0,5199 | 0,5239 | 0,5279 | 0,5319 | 0,5359 |
| 0,1 | 0,5398 | 0,5438 | 0,5478 | 0,5517 | 0,5557 | 0,5596 | 0,5636 | 0,5675 | 0,5714 | 0,5753 |
| 0,2 | 0,5793 | 0,5832 | 0,5871 | 0,5910 | 0,5948 | 0,5987 | 0,6026 | 0,6064 | 0,6103 | 0,6141 |
| 0,3 | 0,6179 | 0,6217 | 0,6255 | 0,6293 | 0,6331 | 0,6368 | 0,6406 | 0,6443 | 0,6480 | 0,6517 |
| 0,4 | 0,6554 | 0,6591 | 0,6628 | 0,6664 | 0,6700 | 0,6736 | 0,6772 | 0,6808 | 0,6844 | 0,6879 |
| 0,5 | 0,6915 | 0,6950 | 0,6985 | 0,7019 | 0,7054 | 0,7088 | 0,7123 | 0,7157 | 0,7190 | 0,7224 |
| 0,6 | 0,7257 | 0,7291 | 0,7324 | 0,7357 | 0,7389 | 0,7422 | 0,7454 | 0,7486 | 0,7517 | 0,7549 |
| 0,7 | 0,7580 | 0,7611 | 0,7642 | 0,7673 | 0,7704 | 0,7734 | 0,7764 | 0,7794 | 0,7823 | 0,7852 |
| 0,8 | 0,7881 | 0,7910 | 0,7939 | 0,7967 | 0,7995 | 0,8023 | 0,8051 | 0,8078 | 0,8106 | 0,8133 |
| 0,9 | 0,8159 | 0,8186 | 0,8212 | 0,8238 | 0,8264 | 0,8289 | 0,8315 | 0,8340 | 0,8365 | 0,8389 |
| 1,0 | 0,8413 | 0,8438 | 0,8461 | 0,8485 | 0,8508 | 0,8531 | 0,8554 | 0,8577 | 0,8599 | 0,8621 |
| 1,1 | 0,8643 | 0,8665 | 0,8686 | 0,8708 | 0,8729 | 0,8749 | 0,8770 | 0,8790 | 0,8810 | 0,8830 |
| 1,2 | 0,8849 | 0,8869 | 0,8888 | 0,8907 | 0,8925 | 0,8944 | 0,8962 | 0,8980 | 0,8997 | 0,9015 |
| 1,3 | 0,9032 | 0,9049 | 0,9066 | 0,9082 | 0,9099 | 0,9115 | 0,9131 | 0,9147 | 0,9162 | 0,9177 |
| 1,4 | 0,9192 | 0,9207 | 0,9222 | 0,9236 | 0,9251 | 0,9265 | 0,9279 | 0,9292 | 0,9306 | 0,9319 |
| 1,5 | 0,9332 | 0,9345 | 0,9357 | 0,9370 | 0,9382 | 0,9394 | 0,9406 | 0,9418 | 0,9429 | 0,9441 |
| 1,6 | 0,9452 | 0,9463 | 0,9474 | 0,9484 | 0,9495 | 0,9505 | 0,9515 | 0,9525 | 0,9535 | 0,9545 |
| 1,7 | 0,9554 | 0,9564 | 0,9573 | 0,9582 | 0,9591 | 0,9599 | 0,9608 | 0,9616 | 0,9625 | 0,9633 |
| 1,8 | 0,9641 | 0,9649 | 0,9656 | 0,9664 | 0,9671 | 0,9678 | 0,9686 | 0,9693 | 0,9699 | 0,9706 |
| 1,9 | 0,9713 | 0,9719 | 0,9726 | 0,9732 | 0,9738 | 0,9744 | 0,9750 | 0,9756 | 0,9761 | 0,9767 |
| 2,0 | 0,9772 | 0,9778 | 0,9783 | 0,9788 | 0,9793 | 0,9798 | 0,9803 | 0,9808 | 0,9812 | 0,9817 |
| 2,1 | 0,9821 | 0,9826 | 0,9830 | 0,9834 | 0,9838 | 0,9842 | 0,9846 | 0,9850 | 0,9854 | 0,9857 |
| 2,2 | 0,9861 | 0,9864 | 0,9868 | 0,9871 | 0,9875 | 0,9878 | 0,9881 | 0,9884 | 0,9887 | 0,9890 |
| 2,3 | 0,9893 | 0,9896 | 0,9898 | 0,9901 | 0,9904 | 0,9906 | 0,9909 | 0,9911 | 0,9913 | 0,9916 |
| 2,4 | 0,9918 | 0,9920 | 0,9922 | 0,9925 | 0,9927 | 0,9929 | 0,9931 | 0,9932 | 0,9934 | 0,9936 |
| 2,5 | 0,9938 | 0,9940 | 0,9941 | 0,9943 | 0,9945 | 0,9946 | 0,9948 | 0,9949 | 0,9951 | 0,9952 |
| 2,6 | 0,9953 | 0,9955 | 0,9956 | 0,9957 | 0,9959 | 0,9960 | 0,9961 | 0,9962 | 0,9963 | 0,9964 |
| 2,7 | 0,9965 | 0,9966 | 0,9967 | 0,9968 | 0,9969 | 0,9970 | 0,9971 | 0,9972 | 0,9973 | 0,9974 |
| 2,8 | 0,9974 | 0,9975 | 0,9976 | 0,9977 | 0,9977 | 0,9978 | 0,9979 | 0,9979 | 0,9980 | 0,9981 |
| 2,9 | 0,9981 | 0,9982 | 0,9982 | 0,9983 | 0,9984 | 0,9984 | 0,9985 | 0,9985 | 0,9986 | 0,9986 |

*Exemples.* —  $\Phi(0,25) \approx 0,5987$ ,  $\Phi(-0,32) = 1 - \Phi(0,32) \approx 1 - 0,6255 = 0,3745$ .

# Test de Durbin et Watson

Test unilatéral de  $\rho = 0$  contre  $\rho > 0$

(Valeurs critiques  $d_L^*$  et  $d_U^*$  pour un risque de première espèce  $\alpha = 5\%$ )

| n   | k = 1 |       | k = 2 |       | k = 3 |       | k = 4 |       | k = 5 |       |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|     | $d_L$ | $d_U$ | $d_L$ | $d_U$ | $d_L$ | $d_U$ | $d_L$ | $d_U$ | $d_L$ | $d_U$ |
| 15  | 1,08  | 1,36  | 0,95  | 1,54  | 0,82  | 1,75  | 0,69  | 1,97  | 0,56  | 2,21  |
| 16  | 1,10  | 1,37  | 0,98  | 1,54  | 0,86  | 1,73  | 0,74  | 1,93  | 0,62  | 2,15  |
| 17  | 1,13  | 1,38  | 1,02  | 1,54  | 0,90  | 1,71  | 0,78  | 1,90  | 0,67  | 2,10  |
| 18  | 1,16  | 1,39  | 1,05  | 1,53  | 0,93  | 1,69  | 0,82  | 1,87  | 0,71  | 2,06  |
| 19  | 1,18  | 1,40  | 1,08  | 1,53  | 0,97  | 1,68  | 0,86  | 1,85  | 0,75  | 2,02  |
| 20  | 1,20  | 1,41  | 1,10  | 1,54  | 1,00  | 1,68  | 0,90  | 1,83  | 0,79  | 1,99  |
| 21  | 1,22  | 1,42  | 1,13  | 1,54  | 1,03  | 1,67  | 0,93  | 1,81  | 0,83  | 1,96  |
| 22  | 1,24  | 1,43  | 1,15  | 1,54  | 1,05  | 1,66  | 0,96  | 1,80  | 0,86  | 1,94  |
| 23  | 1,26  | 1,44  | 1,17  | 1,54  | 1,08  | 1,66  | 0,99  | 1,79  | 0,90  | 1,92  |
| 24  | 1,27  | 1,45  | 1,19  | 1,55  | 1,10  | 1,66  | 1,01  | 1,78  | 0,93  | 1,90  |
| 25  | 1,29  | 1,45  | 1,21  | 1,55  | 1,12  | 1,66  | 1,04  | 1,77  | 0,95  | 1,89  |
| 26  | 1,30  | 1,46  | 1,22  | 1,55  | 1,14  | 1,65  | 1,06  | 1,76  | 0,98  | 1,88  |
| 27  | 1,32  | 1,47  | 1,24  | 1,56  | 1,16  | 1,65  | 1,08  | 1,76  | 1,01  | 1,86  |
| 28  | 1,33  | 1,48  | 1,26  | 1,56  | 1,18  | 1,65  | 1,10  | 1,75  | 1,03  | 1,85  |
| 29  | 1,34  | 1,48  | 1,27  | 1,56  | 1,20  | 1,65  | 1,12  | 1,74  | 1,05  | 1,84  |
| 30  | 1,35  | 1,49  | 1,28  | 1,57  | 1,21  | 1,65  | 1,14  | 1,74  | 1,07  | 1,83  |
| 31  | 1,36  | 1,50  | 1,30  | 1,57  | 1,23  | 1,65  | 1,16  | 1,74  | 1,09  | 1,83  |
| 32  | 1,37  | 1,50  | 1,31  | 1,57  | 1,24  | 1,65  | 1,18  | 1,73  | 1,11  | 1,82  |
| 33  | 1,38  | 1,51  | 1,32  | 1,58  | 1,26  | 1,65  | 1,19  | 1,73  | 1,13  | 1,81  |
| 34  | 1,39  | 1,51  | 1,33  | 1,58  | 1,27  | 1,65  | 1,21  | 1,73  | 1,15  | 1,81  |
| 35  | 1,40  | 1,52  | 1,34  | 1,58  | 1,28  | 1,65  | 1,22  | 1,73  | 1,16  | 1,80  |
| 36  | 1,41  | 1,52  | 1,35  | 1,59  | 1,29  | 1,65  | 1,24  | 1,73  | 1,18  | 1,80  |
| 37  | 1,42  | 1,53  | 1,36  | 1,59  | 1,31  | 1,66  | 1,25  | 1,72  | 1,19  | 1,80  |
| 38  | 1,43  | 1,54  | 1,37  | 1,59  | 1,32  | 1,66  | 1,26  | 1,72  | 1,21  | 1,79  |
| 39  | 1,43  | 1,54  | 1,38  | 1,60  | 1,33  | 1,66  | 1,27  | 1,72  | 1,22  | 1,79  |
| 40  | 1,44  | 1,54  | 1,39  | 1,60  | 1,34  | 1,66  | 1,29  | 1,72  | 1,23  | 1,79  |
| 45  | 1,48  | 1,57  | 1,43  | 1,62  | 1,38  | 1,67  | 1,34  | 1,72  | 1,29  | 1,78  |
| 50  | 1,50  | 1,59  | 1,46  | 1,63  | 1,42  | 1,67  | 1,38  | 1,72  | 1,34  | 1,77  |
| 55  | 1,53  | 1,60  | 1,49  | 1,64  | 1,45  | 1,68  | 1,41  | 1,72  | 1,38  | 1,77  |
| 60  | 1,55  | 1,62  | 1,51  | 1,65  | 1,48  | 1,69  | 1,44  | 1,73  | 1,41  | 1,77  |
| 65  | 1,57  | 1,63  | 1,54  | 1,66  | 1,50  | 1,70  | 1,47  | 1,73  | 1,44  | 1,77  |
| 70  | 1,58  | 1,64  | 1,55  | 1,67  | 1,52  | 1,70  | 1,49  | 1,74  | 1,46  | 1,77  |
| 75  | 1,60  | 1,65  | 1,57  | 1,68  | 1,54  | 1,71  | 1,51  | 1,74  | 1,49  | 1,77  |
| 80  | 1,61  | 1,66  | 1,59  | 1,69  | 1,56  | 1,72  | 1,53  | 1,74  | 1,51  | 1,77  |
| 85  | 1,62  | 1,67  | 1,60  | 1,70  | 1,57  | 1,72  | 1,55  | 1,75  | 1,52  | 1,77  |
| 90  | 1,63  | 1,68  | 1,61  | 1,70  | 1,59  | 1,73  | 1,57  | 1,75  | 1,54  | 1,78  |
| 95  | 1,64  | 1,69  | 1,62  | 1,71  | 1,60  | 1,73  | 1,58  | 1,75  | 1,56  | 1,78  |
| 100 | 1,65  | 1,69  | 1,63  | 1,72  | 1,61  | 1,74  | 1,59  | 1,76  | 1,57  | 1,78  |

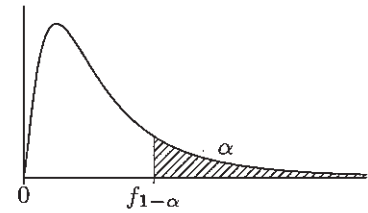
(n : nombre d'observations ; k : nombre de variables explicatives autres que la constante)

# LOI DE FISHER-SNEDECOR ( $\alpha = 0,05$ )

Si  $F$  est une variable aléatoire suivant la loi de Fisher-Snedecor à  $(\nu_1, \nu_2)$  degrés de liberté, la table donne la valeur  $f_{1-\alpha}$  telle que

$$\mathbb{P}\{F \geq f_{1-\alpha}\} = \alpha = 0,05.$$

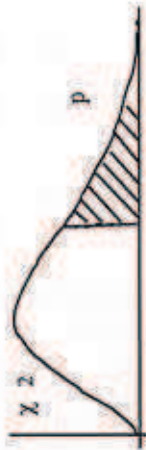
Ainsi,  $f_{1-\alpha}$  est le quantile d'ordre  $1 - \alpha = 0,95$  de la loi de Fisher-Snedecor à  $(\nu_1, \nu_2)$  degrés de liberté.



| $\nu_2 \backslash \nu_1$ | 1    | 2    | 3    | 4    | 5    | 6    | 8    | 10   | 15   | 20   | 30   | $\infty$ |
|--------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|----------|
| 1                        | 161  | 200  | 216  | 225  | 230  | 234  | 239  | 242  | 246  | 248  | 250  | 254      |
| 2                        | 18,5 | 19,0 | 19,2 | 19,2 | 19,3 | 19,3 | 19,4 | 19,4 | 19,4 | 19,4 | 19,5 | 19,5     |
| 3                        | 10,1 | 9,55 | 9,28 | 9,12 | 9,01 | 8,94 | 8,85 | 8,79 | 8,70 | 8,66 | 8,62 | 8,53     |
| 4                        | 7,71 | 6,94 | 6,59 | 6,39 | 6,26 | 6,16 | 6,04 | 5,96 | 5,86 | 5,80 | 5,75 | 5,63     |
| 5                        | 6,61 | 5,79 | 5,41 | 5,19 | 5,05 | 4,95 | 4,82 | 4,74 | 4,62 | 4,56 | 4,50 | 4,36     |
| 6                        | 5,99 | 5,14 | 4,76 | 4,53 | 4,39 | 4,28 | 4,15 | 4,06 | 3,94 | 3,87 | 3,81 | 3,67     |
| 7                        | 5,59 | 4,74 | 4,35 | 4,12 | 3,97 | 3,87 | 3,73 | 3,64 | 3,51 | 3,44 | 3,38 | 3,23     |
| 8                        | 5,32 | 4,46 | 4,07 | 3,84 | 3,69 | 3,58 | 3,44 | 3,35 | 3,22 | 3,15 | 3,08 | 2,93     |
| 9                        | 5,12 | 4,26 | 3,86 | 3,63 | 3,48 | 3,37 | 3,23 | 3,14 | 3,01 | 2,94 | 2,86 | 2,71     |
| 10                       | 4,96 | 4,10 | 3,71 | 3,48 | 3,33 | 3,22 | 3,07 | 2,98 | 2,85 | 2,77 | 2,70 | 2,54     |
| 11                       | 4,84 | 3,98 | 3,59 | 3,36 | 3,20 | 3,09 | 2,95 | 2,85 | 2,72 | 2,65 | 2,57 | 2,40     |
| 12                       | 4,75 | 3,89 | 3,49 | 3,26 | 3,11 | 3,00 | 2,85 | 2,75 | 2,62 | 2,54 | 2,47 | 2,30     |
| 13                       | 4,67 | 3,81 | 3,41 | 3,18 | 3,03 | 2,92 | 2,77 | 2,67 | 2,53 | 2,46 | 2,38 | 2,21     |
| 14                       | 4,60 | 3,74 | 3,34 | 3,11 | 2,96 | 2,85 | 2,70 | 2,60 | 2,46 | 2,39 | 2,31 | 2,13     |
| 15                       | 4,54 | 3,68 | 3,29 | 3,06 | 2,90 | 2,79 | 2,64 | 2,54 | 2,40 | 2,33 | 2,25 | 2,07     |
| 16                       | 4,49 | 3,63 | 3,24 | 3,01 | 2,85 | 2,74 | 2,59 | 2,49 | 2,35 | 2,28 | 2,19 | 2,01     |
| 17                       | 4,45 | 3,59 | 3,20 | 2,96 | 2,81 | 2,70 | 2,55 | 2,45 | 2,31 | 2,23 | 2,15 | 1,96     |
| 18                       | 4,41 | 3,55 | 3,16 | 2,93 | 2,77 | 2,66 | 2,51 | 2,41 | 2,27 | 2,19 | 2,11 | 1,92     |
| 19                       | 4,38 | 3,52 | 3,13 | 2,90 | 2,74 | 2,63 | 2,48 | 2,38 | 2,23 | 2,16 | 2,07 | 1,88     |
| 20                       | 4,35 | 3,49 | 3,10 | 2,87 | 2,71 | 2,60 | 2,45 | 2,35 | 2,20 | 2,12 | 2,04 | 1,84     |
| 22                       | 4,30 | 3,44 | 3,05 | 2,82 | 2,66 | 2,55 | 2,40 | 2,30 | 2,15 | 2,07 | 1,98 | 1,78     |
| 24                       | 4,26 | 3,40 | 3,01 | 2,78 | 2,62 | 2,51 | 2,36 | 2,25 | 2,11 | 2,03 | 1,94 | 1,73     |
| 26                       | 4,23 | 3,37 | 2,98 | 2,74 | 2,59 | 2,47 | 2,32 | 2,22 | 2,07 | 1,99 | 1,90 | 1,69     |
| 28                       | 4,20 | 3,34 | 2,95 | 2,71 | 2,56 | 2,45 | 2,29 | 2,19 | 2,04 | 1,96 | 1,87 | 1,65     |
| 30                       | 4,17 | 3,32 | 2,92 | 2,69 | 2,53 | 2,42 | 2,27 | 2,16 | 2,01 | 1,93 | 1,84 | 1,62     |
| 40                       | 4,08 | 3,23 | 2,84 | 2,61 | 2,45 | 2,34 | 2,18 | 2,08 | 1,92 | 1,84 | 1,74 | 1,51     |
| 50                       | 4,03 | 3,18 | 2,79 | 2,56 | 2,40 | 2,29 | 2,13 | 2,03 | 1,87 | 1,78 | 1,69 | 1,44     |
| 60                       | 4,00 | 3,15 | 2,76 | 2,53 | 2,37 | 2,25 | 2,10 | 1,99 | 1,84 | 1,75 | 1,65 | 1,39     |
| 80                       | 3,96 | 3,11 | 2,72 | 2,49 | 2,33 | 2,21 | 2,06 | 1,95 | 1,79 | 1,70 | 1,60 | 1,32     |
| 100                      | 3,94 | 3,09 | 2,70 | 2,46 | 2,31 | 2,19 | 2,03 | 1,93 | 1,77 | 1,68 | 1,57 | 1,28     |
| $\infty$                 | 3,84 | 3,00 | 2,60 | 2,37 | 2,21 | 2,10 | 1,94 | 1,83 | 1,67 | 1,57 | 1,46 | 1,00     |



TABLE DU CHI-DEUX :  $\chi^2(n)$



| n  | p | 0.90   | 0.80   | 0.70   | 0.50   | 0.30   | 0.20   | 0.10   | 0.05   | 0.02   | 0.01   |
|----|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1  |   | 0,0158 | 0,0642 | 0,148  | 0,455  | 1,074  | 1,642  | 2,706  | 3,841  | 5,412  | 6,635  |
| 2  |   | 0,211  | 0,446  | 0,713  | 1,386  | 2,408  | 3,219  | 4,605  | 5,991  | 7,824  | 9,210  |
| 3  |   | 0,584  | 1,005  | 1,424  | 2,366  | 3,665  | 4,642  | 6,251  | 7,815  | 9,837  | 11,341 |
| 4  |   | 1,064  | 1,649  | 2,195  | 3,357  | 4,878  | 5,989  | 7,779  | 9,488  | 11,668 | 13,277 |
| 5  |   | 1,610  | 2,343  | 3,000  | 4,351  | 6,064  | 7,289  | 9,236  | 11,070 | 13,388 | 15,086 |
| 6  |   | 2,204  | 3,070  | 3,828  | 5,348  | 7,231  | 8,558  | 10,645 | 12,592 | 15,033 | 16,812 |
| 7  |   | 2,833  | 3,822  | 4,671  | 6,346  | 8,383  | 9,803  | 12,017 | 14,067 | 16,622 | 18,475 |
| 8  |   | 3,490  | 4,594  | 5,527  | 7,344  | 9,524  | 11,030 | 13,362 | 15,507 | 18,168 | 20,090 |
| 9  |   | 4,168  | 5,380  | 6,393  | 8,343  | 10,656 | 12,242 | 14,684 | 16,919 | 19,679 | 21,666 |
| 10 |   | 4,865  | 6,179  | 7,267  | 9,342  | 11,781 | 13,442 | 15,987 | 18,307 | 21,161 | 23,209 |
| 11 |   | 5,578  | 6,989  | 8,148  | 10,341 | 12,899 | 14,631 | 17,275 | 19,675 | 22,618 | 24,725 |
| 12 |   | 6,304  | 7,807  | 9,034  | 11,340 | 14,011 | 15,812 | 18,549 | 21,026 | 24,054 | 26,217 |
| 13 |   | 7,042  | 8,634  | 9,926  | 12,340 | 15,119 | 16,985 | 19,812 | 22,362 | 25,472 | 27,688 |
| 14 |   | 7,790  | 9,467  | 10,821 | 13,339 | 16,222 | 18,151 | 21,064 | 23,685 | 26,873 | 29,141 |
| 15 |   | 8,547  | 10,307 | 11,721 | 14,339 | 17,322 | 19,311 | 22,307 | 24,996 | 28,259 | 30,578 |
| 16 |   | 9,312  | 11,152 | 12,624 | 15,338 | 18,418 | 20,465 | 23,542 | 26,296 | 29,633 | 32,000 |
| 17 |   | 10,085 | 12,002 | 13,531 | 16,338 | 19,511 | 21,615 | 24,769 | 27,587 | 30,995 | 33,409 |
| 18 |   | 10,865 | 12,857 | 14,440 | 17,338 | 20,601 | 22,760 | 25,989 | 28,869 | 32,346 | 34,805 |
| 19 |   | 11,651 | 13,716 | 15,352 | 18,338 | 21,689 | 23,900 | 27,204 | 30,144 | 33,687 | 36,191 |
| 20 |   | 12,443 | 14,578 | 16,266 | 19,337 | 22,775 | 25,038 | 28,412 | 31,410 | 35,020 | 37,566 |
| 21 |   | 13,240 | 15,445 | 17,182 | 20,337 | 23,858 | 26,171 | 29,615 | 32,671 | 36,343 | 38,932 |
| 22 |   | 14,041 | 16,314 | 18,101 | 21,337 | 24,939 | 27,301 | 30,813 | 33,924 | 37,659 | 40,289 |
| 23 |   | 14,848 | 17,187 | 19,021 | 22,337 | 26,018 | 28,429 | 32,007 | 35,172 | 38,968 | 41,638 |
| 24 |   | 15,659 | 18,062 | 19,943 | 23,337 | 27,096 | 29,553 | 33,196 | 36,415 | 40,270 | 42,980 |
| 25 |   | 16,473 | 18,940 | 20,867 | 24,337 | 28,172 | 30,675 | 34,382 | 37,652 | 41,566 | 44,314 |
| 26 |   | 17,292 | 19,820 | 21,792 | 25,336 | 29,246 | 31,795 | 35,563 | 38,885 | 42,856 | 45,642 |
| 27 |   | 18,114 | 20,703 | 22,719 | 26,336 | 30,319 | 32,912 | 36,741 | 40,113 | 44,140 | 46,963 |
| 28 |   | 18,939 | 21,588 | 23,647 | 27,336 | 31,391 | 34,027 | 37,916 | 41,337 | 45,419 | 48,278 |
| 29 |   | 19,768 | 22,475 | 24,577 | 28,336 | 32,461 | 35,139 | 39,087 | 42,557 | 46,693 | 49,588 |
| 30 |   | 20,599 | 23,364 | 25,508 | 29,336 | 33,530 | 36,250 | 40,256 | 43,773 | 47,962 | 50,892 |

Pour  $n > 30$ , on peut admettre que  $\sqrt{2\chi^2} - \sqrt{2n-1} \approx N(0,1)$