Chapitre 03: Aanolyse de la vivince o' un facteur _ ANOVA

Définition et exemb:

1) Déficition et principe de l'ANOVA l'ANOVA a' un facteur permet de tester l'effet d'un facteur quo-litatif (x) agant la modalités au niveaux (la = 3) sur une vorisble quantitative of

=> objectif : Compare les muyennes de la toris-le y pour chaque modelité du facteur

Le principe de l'ANOVA repose our la dispertion des données autour de la mayenne (vorionce) Cette dispertion pout avoir doux du gines:

L'affet de facteur étudié:

Dons ce cos, une partir de la dispertion est upratable au modo-lités au facteur étudié. Cette partie de dispertion ont appellée variabilité factoielle ou variabilité interclosse

Vaus-Rilt résiduelle au ûtre - clone

Il s'agit de le verstilité qui reste los que la vouiatilité fadrelle et sourtraite à la verialilité totale, elle correspond ar la part qui n'est pas expliqué ainsi le pricipe de l'ANOVA est de déterminer à l'aude d'un teste statistique que si les mayennes de la variable quantitative y soit toutes égoles ou run.

3) Exemple:

On considére une êtrede sur les plantation d'arbre dons 3 foits.

on se papare de comparer les houteurs majonnes des arbres.

plan ce faire on dispuse de

forêt 1	िर्मी २	fait 3
333	1819	22,5
کل، 4 کل، 6	31,1	२३,९
24,9	21,1	5317
3613	20,5	34,0
	23,5	2415

soient les forêts les variable qualitatives ayant 3 modalités, 1,2,3.

La houseur des arbres: la variable quentitative y Moblematique: peut-on convidérer que la hauteur mayenne des arbres différe selm les frêts?

1) Modèles statistique et hypothèses:

ANOVA est un modèle de regression linéarie qui s'écrit $\forall j = \mu_i + \epsilon_{ij} \quad \forall j = 1, -, b$ $|j=1, -n_i|$

Avec: N: bot le paramète qui représente l'effet de la modalité i de la variable qualitative on

Eij: « pe sont les résidus caid les écont entre les observations et les moyennes des groupes aurquelles elles pour relative Eij = Jij - Ji

2) Hypothèses de l'ANOVA: H : les résidus E; sont independants to: les résidus sont homogènes on en une homoscédartiques $Pij = N_i + \epsilon_{ij} \qquad \forall \begin{cases} i = 1, \ldots, 3 \end{cases}$ III Notation et calcule de la dispertion totale: 1) Notation: * de facteur étudiés (Mi ici, les forêts) competent 3 moderlités + le nombre d'observation pour cha-aune des medalité est noté $n_i \left(ici, n_1 = n_3 = n_3 = 6 \right)$ * le norbre toto-le d'observations est notés pe le que n=Z, (ici, n = 6+6+6=18) Les observations sont notés y ; les observations sont notés y ; la hairen des arbres) c'est l'observation relative a' la houteurs du j'en anbre dans les modalités * i: let l'indice des mado. Lités telle que i=1,--, b (121 1=1...3) * j: et l'vidice de l'observation au seu d'une madelité tel que j=1,...,n: (ici = j=1,...6) les moyennes des observations de chaque madalité pout Note $y_i = y_i = \frac{1}{n_i} \int_{j=1}^{\infty} y_{ij}$

te la nojenne générale au globale des observations bot not of $- \nu \overline{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{j=1} \left(y_{ij} \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{n_{i}} \overline{y}_{i}$ 2) Calcul de le dispertion toto-le: Loui mesurer la dispersion / vario litité totales on utilise les somme des corrés totals SCT qui correspond o' la somme dis distance au corré entre chaque valeur tectus Observée et la majerne générale ou glabale. La SCT se colab $SCT = \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} (y_{ij} - \overline{y})^{2}$ IV De angrosition de la varions on de la dispertion lotat La voriatitété totale mesura par la SCT est-décomposée en + la variabilité factorielle (due au facteur qualitatif) memi par la somme pres convées factorielle $= 0 \left[SCF = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} \left(\overline{J}_{i} - \overline{J} \right)^{2} \right] = \sum_{i=1}^{\infty} n_{i} \left(\overline{J}_{i} - \overline{J} \right)^{2}$ =0 lavabilité ûterclone. omme des corrés résiduelles noté SCA $= D \leq Q = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} \varepsilon_{ij}^{2}$ $= \sum_{i=1}^{\infty} \left(y_{ij} - \overline{y}_{i} \right)^{2}$ l'équation de l'ANOVA s'équit comme puit: SCT = SC F + SCQ = D $\geq \sum_{i=1}^{n} (y_i - y_i)^2 = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} (y_i - y_j)^2 + \sum_{i=1}^{n} (y_i - y_i)^2 + \sum_{i=1}^{n$

Scanné avec CamScanner

I Teste d'hypothèses: Teste de Fisher

1) Tableau d'ono-type de la variance

scure de arie_tion	Somme des	d.d.l	Cavés negens	Statistique F	de Fisher théorique
actem	> C F = \frac{z}{n! (\bar{y}; -\bar{y})^2}	h -1	CM = SCF	F = CMF CMA	F (b-1, n-b)
Ésidu	50 (4: - 4:)	n_b	CM A = SCA		
Lata	Sct = h ni ZZ (y, -y)	N-1	varian6 chaptrique = SCT n=1		

of Teste de Fisher:

* Hypotheses:

contre H1: il existe au moin um p.

différents des autres.

* Statistique et lis :

Mus Ho maie ona
$$F_c = \frac{8CF/h-1}{SCR/n-h} = \frac{\sum_{i=1}^{n} n_i (\overline{y_i} - \overline{y})^2 h-1}{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} |y_i - \overline{y}|^2 h-1} \sim \frac{\sum_{i=1}^{n} n_i (\overline{y_i} - \overline{y})^2 h-1}{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} |y_i - \overline{y}|^2 h-1}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{k} n_{i} (\overline{y}_{i} - \overline{y})^{2} h_{-1}}{\sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{n_{i}} |y_{ij} - \overline{y}_{i}|^{2} h_{-1}} \sim \sqrt{h_{-1} n_{-1} h_{-1}}$$

* Règle de décision

e de decision
. Si
$$F_c \leq F_t = F_a(b_{-1}, n-b)$$
 alos Ho est viais

I Application a l'exemple:

$$\overline{y}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{\infty} (y_{ij})$$

*
$$\overline{y}_{1} = \frac{1}{n_{1}} \sum_{j=1}^{n_{1}} (y_{+j})$$

$$* \overline{y}_{2} = \frac{1}{n_{2}} \sum_{j=1}^{n_{2}} (y_{2j})$$

$$* \overline{y}_3 = \frac{1}{n_3} \sum_{j=1}^{n_3} \left(y_{3j} \right)$$

magenne générale des observations:

$$y = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} |y_{ij}|$$

$$SCT = SCF + SCA (=)$$

$$\sum_{i=1}^{h} \sum_{j=1}^{n_i} (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^{h} n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^{f} \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$$

* SCF =
$$\sum_{i=1}^{3} ni(\bar{y}_i - \bar{y})^2$$

= $\sum_{i=1}^{3} ni(\bar{y}_i - \bar{y})^2$

=
$$\sum_{x} SCF = n_x (y_1 - \bar{y})^2 + n_3 (\bar{y}_2 - \bar{y})^3 + n_3 (\bar{y}_3 - \bar{y})^2$$

$$SCF = 31,592$$

$$SCR = \frac{5}{1-1} \sum_{j=1}^{3} (y_{ij} - \overline{y}_{i})^{2}$$

$$= \frac{3}{1-1} \sum_{j=1}^{3} (y_{ij} - \overline{y}_{i})^{2}$$

$$= 31,593 + 19,707$$

* Tableau d'anolyse de la vaviance:

zeur C de variation	Somme des, corres	d. d. L	Carrées may ens	atodistique de Fisher calculés théorique
facteur	ScF = 31,592	2	CH = 1517 96	$F_{c} = 12,031$ $F_{c} = \frac{F_{s}}{5\%} (3.15)$ = 3.68
rísian	SC12 = 19,707	15	CM a =	*
lotale	SCT= 51,3	13	3,018	

* Teste de Fisher:

4 Hypothèses

Ho:
$$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$
 centre H_4 : il existe au moins un μ_1 .

différent des aentres

a Sous Hy mais, on a:

$$F_0 = \frac{SCF/h-1}{Scn/n-h} \rightarrow F_d(h-1,n-h) = F_d(a,15)$$

* Règle de déabin

Conclusion:

Donc H, et marie = 0 aui, lo howen moyenne des arbres affire selon la forêt.

Question a ex chapite a:

Test d'hypothèse jouiss
+
$$\frac{\hat{\beta}_1 - a\hat{\beta}_2}{\sqrt{\hat{V}(\hat{\beta}_1 - a\hat{\beta}_2)}}$$
 $\sim 4(T-i)$ $\leq 4(20)$

$$=bt^{T-K} = t^{20}_{0,025} = 2,086$$

$$\cdot \hat{V} \left(\hat{\beta}_{1} - 9 \hat{\beta}_{2} \right) = \hat{V} \left(\hat{\beta}_{1} \right) + 4 \hat{V} \left(\hat{\beta}_{2} \right) - 4 \hat{G} \hat{V} \left(\hat{\beta}_{1} \right)$$

$$\int_{3}^{3} = \sqrt{2}(x'x)^{-1}$$

et