Samir Chergui

STA110 Devoir n°3

Le 20 Mai 2019

A l’attention de Mr Jaupi,

**Exercice 4c3/**

Dans le cadre de cet exercice, nous nous confronterons à une expérience, l’utilisation de trois médicaments sur 24 patients différents. Plus précisément, nous chercherons à vérifier l’effet des médicaments sur le rythme cardiaque à des temps définis qui seront régulièrement espacés.

On aura pour objectif de comparer les moyennes des rythmes cardiaques pour établir quel est le médicament le plus efficace.

Aussi, dans le cadre de cette étude, nous cherchons à déterminer quel modèle (entre le AR(1), le TOEP et le CS) est le plus approprié pour établir les comparaisons et le choix du médicament. Nous retiendrons dans ce but le AIC le plus petit.

L’exercice se déroulera sur le logiciel SAS et la procédure mixed.

Le jeu de donnée étant déjà sous la forme d’un plan d’expérience, nous pouvons l’utiliser tel quel.

Voici la procédure utilisée :

**proc** **mixed** data=WORK.STA110;

class SUJET Prod temps;

model y = prod temps prod\*temps / s;

random sujet(prod);

repeated / type=AR(1) subject=sujet(prod);

**run**;

Nous modifions le type pour obtenir les résultats pour le modèle AR(1) et TOEP.

Nous avons les AIC suivants :

AIC(AR(1))=489,7

AIC(TOEP)=491,7

AIC(CS)= 494,8

Nous considérerons donc le modèle AR(1) que voici :

|  |
| --- |
| Le Système SAS |

La procédure Mixed

| **Informations sur le modèle** | |
| --- | --- |
| **Table** | WORK.STA110 |

|  |
| --- |
| Correspond aux critères de convergence. |

| **Valeur estimée du paramètre de covariance** | | |
| --- | --- | --- |
| **Param. de cov.** | **Sujet** | **Estimation** |
| **SUJET(PROD)** |  | 20.1172 |
| **AR(1)** | **SUJET(PROD)** | 0.5424 |
| **Residual** |  | 12.6439 |

| **Tests d'ajustement** | | | |
| --- | --- | --- | --- |
| **AIC (préférer les petites valeurs)** | | 489.7 | |
| **Solution pour effets fixes** | | | | | | | |
| **Effet** | **PROD** | **temps** | **Estimation** | **Erreur type** | **DDL** | **Valeur du test t** | **Pr > |t|** |
| **Intercept** |  |  | 71.0000 | 2.0236 | 21 | 35.09 | <.0001 |
| **PROD** | **AX23** |  | 2.1250 | 2.8619 | 21 | 0.74 | 0.4660 |
| **PROD** | **BWW9** |  | 8.7500 | 2.8619 | 21 | 3.06 | 0.0060 |
| **PROD** | **CONTROL** |  | 0 | . | . | . | . |
| **temps** |  | **0** | 1.7500 | 1.6299 | 63 | 1.07 | 0.2870 |
| **temps** |  | **2** | 1.3750 | 1.4936 | 63 | 0.92 | 0.3608 |
| **temps** |  | **4** | 0.5000 | 1.2026 | 63 | 0.42 | 0.6790 |
| **temps** |  | **6** | 0 | . | . | . | . |
| **PROD\*temps** | **AX23** | **0** | -4.3750 | 2.3050 | 63 | -1.90 | 0.0623 |
| **PROD\*temps** | **AX23** | **2** | 6.0000 | 2.1123 | 63 | 2.84 | 0.0061 |
| **PROD\*temps** | **AX23** | **4** | 7.3750 | 1.7008 | 63 | 4.34 | <.0001 |
| **PROD\*temps** | **AX23** | **6** | 0 | . | . | . | . |
| **PROD\*temps** | **BWW9** | **0** | 0.2500 | 2.3050 | 63 | 0.11 | 0.9140 |
| **PROD\*temps** | **BWW9** | **2** | 2.8750 | 2.1123 | 63 | 1.36 | 0.1783 |
| **PROD\*temps** | **BWW9** | **4** | -1.6250 | 1.7008 | 63 | -0.96 | 0.3430 |
| **PROD\*temps** | **BWW9** | **6** | 0 | . | . | . | . |
| **PROD\*temps** | **CONTROL** | **0** | 0 | . | . | . | . |
| **PROD\*temps** | **CONTROL** | **2** | 0 | . | . | . | . |
| **PROD\*temps** | **CONTROL** | **4** | 0 | . | . | . | . |
| **PROD\*temps** | **CONTROL** | **6** | 0 | . | . | . | . |

| **Tests des effets fixes de type 3** | | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Effet** | **DDL num.** | **DDL den.** | **Valeur F** | **Pr > F** |
| **PROD** | 2 | 21 | 6.16 | 0.0078 |
| **temps** | 3 | 63 | 15.24 | <.0001 |
| **PROD\*temps** | 6 | 63 | 12.87 | <.0001 |

Compte tenu des solutions pour effets fixes, l’intercept est très significatif tout comme le médicament BWW9 en revanche , le médicament AX23 n’est pas significatif.

Le dernier effet et les dernières ligne et colonne de la matrice d’interaction sont égales à zéro(contraintes SAS).

Ensuite, on observe que le médicament AX23 est de plus en plus significatif en fonction du temps qui passe.

Le médicament BWW9 n’est pas significatif en fonction du temps, il n’est donc pas efficace en fonction du temps.

Le modèle est donc :

Y= Intercept + AX23 (au temps 4) (pour le médicament AX23) = 71 + 7,375 (AX23\*T4)

On utilise le médicament AX23 car le médicament BWW9 n’est pas efficace en fonction du temps.

Aussi, le test des effets fixes de type 3 nous montre l’efficacité de l’association du médicament en fonction du temps.

Pour conclure, on peut affirmer que le modèle de covariance AR(1) nous permet de dire que le médicament AX23 est le plus efficace lorsqu’il est utilisé au temps T4.

**Exercice 5a6/**

Nous utiliserons le logiciel statgraphics pour réaliser cet exercice.

Après chargement des données, nous allons dans décrire, données de survie et table de survie(Temps).

En sélectionnant transformateur comme variable dépendante et censor comme variable censuré, nous obtenons les résultats suivants.

**Tables de survie (Temps) - transformateur**

Variable des données: transformateur

Variable de censure: censor

Estimations de Kaplan-Meier

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  | *Nombre de* | *Survie* | *Erreur* | *Risque* |
| *Ligne* | *Temps* | *Statut* | *présents* | *cumulée* | *type* | *cumulé* |
| 1 | 10,0 | DEFAILLANCE | 179 | 0,9944 | 0,0055 | 0,0056 |
| 2 | 314,0 | DEFAILLANCE | 178 | 0,9889 | 0,0078 | 0,0112 |
| 3 | 730,0 | DEFAILLANCE | 177 | 0,9833 | 0,0095 | 0,0168 |
| 4 | 740,0 | DEFAILLANCE | 176 | 0,9778 | 0,0110 | 0,0225 |
| 5 | 990,0 | DEFAILLANCE | 175 | 0,9722 | 0,0122 | 0,0282 |
| 6 | 1046,0 | DEFAILLANCE | 174 | 0,9667 | 0,0134 | 0,0339 |
| 7 | 1570,0 | DEFAILLANCE | 173 | 0,9611 | 0,0144 | 0,0397 |
| 23 | 1796,0 | CENSURE | 172 |  |  |  |
| 24 | 1831,0 | CENSURE | 171 |  |  |  |
| 25 | 1840,0 | CENSURE | 170 |  |  |  |
| 8 | 1870,0 | DEFAILLANCE | 169 | 0,9555 | 0,0154 | 0,0456 |
| 26 | 1890,0 | CENSURE | 168 |  |  |  |
| 27 | 1927,0 | CENSURE | 167 |  |  |  |
| 28 | 1944,0 | CENSURE | 166 |  |  |  |
| 29 | 1956,0 | CENSURE | 165 |  |  |  |
| 30 | 1982,0 | CENSURE | 164 |  |  |  |
| 31 | 1982,0 | CENSURE | 163 |  |  |  |
| 32 | 1990,0 | CENSURE | 162 |  |  |  |
| 33 | 2002,0 | CENSURE | 161 |  |  |  |
| 34 | 2012,0 | CENSURE | 160 |  |  |  |
| 9 | 2020,0 | DEFAILLANCE | 159 | 0,9495 | 0,0164 | 0,0518 |
| 35 | 2022,0 | CENSURE | 158 |  |  |  |
| 10 | 2040,0 | DEFAILLANCE | 157 | 0,9435 | 0,0174 | 0,0582 |
| 36 | 2052,0 | CENSURE | 156 |  |  |  |
| 37 | 2053,0 | CENSURE | 155 |  |  |  |
| 38 | 2073,0 | CENSURE | 154 |  |  |  |
| 11 | 2096,0 | DEFAILLANCE | 153 | 0,9374 | 0,0183 | 0,0647 |
| 12 | 2110,0 | DEFAILLANCE | 152 | 0,9312 | 0,0192 | 0,0713 |
| 39 | 2115,0 | CENSURE | 151 |  |  |  |
| 13 | 2177,0 | DEFAILLANCE | 150 | 0,9251 | 0,0200 | 0,0779 |
| 40 | 2271,0 | CENSURE | 149 |  |  |  |
| 14 | 2306,0 | DEFAILLANCE | 148 | 0,9188 | 0,0208 | 0,0846 |
| 41 | 2341,0 | CENSURE | 147 |  |  |  |
| 42 | 2371,0 | CENSURE | 146 |  |  |  |
| 43 | 2375,0 | CENSURE | 145 |  |  |  |
| 44 | 2381,0 | CENSURE | 144 |  |  |  |
| 45 | 2392,0 | CENSURE | 143 |  |  |  |
| 46 | 2394,0 | CENSURE | 142 |  |  |  |
| 47 | 2399,0 | CENSURE | 141 |  |  |  |
| 48 | 2403,0 | CENSURE | 140 |  |  |  |
| 49 | 2404,0 | CENSURE | 139 |  |  |  |
| 50 | 2411,0 | CENSURE | 138 |  |  |  |

L’objectif de ce tableau est d’estimer le nombre de transformateurs qui cesserait de fonctionner compte tenu du temps.

Chaque estimation a une probabilité qui lui est associée.

Nous nous contenterons ici de décrire les 50 premiers transformateurs.

1/ Compte tenu de ces estimations, on peut dire qu’il faudrait produire 2 transformateurs supplémentaires pour couvrir une garantie de 500 heures. La probabilité qui lui est associée est de 0,0168 soit un degré de confiance de (1-0,0168) 98,32%.

2/ Dans la mesure où le taux de défaillance est constant, et que les défaillances sont distribuées selon une loi de poisson, la loi de survie doit suivre une loi exponentielle.

**Exercice 5c1/**

Dans le cadre de cet exercice, nous utiliserons un modèle de Cox avec le logiciel Statgraphics.

Combien de personnes retournent en prison après avoir été libérés ?

**Tables de survie (Temps) - week**

Variable des données: week

Variable de censure: arrSTATG

Estimations de Kaplan-Meier

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  | *Nombre de* | *Survie* | *Erreur* | *Risque* |
| *Ligne* | *Temps* | *Statut* | *présents* | *cumulée* | *type* | *cumulé* |
| 314 | 1,0 | DEFAILLANCE | 431 | 0,9977 | 0,0023 | 0,0023 |
| 101 | 2,0 | DEFAILLANCE | 430 | 0,9954 | 0,0033 | 0,0046 |
| 184 | 3,0 | DEFAILLANCE | 429 | 0,9931 | 0,0040 | 0,0070 |
| 417 | 4,0 | DEFAILLANCE | 428 | 0,9907 | 0,0046 | 0,0093 |
| 80 | 5,0 | DEFAILLANCE | 427 | 0,9884 | 0,0051 | 0,0116 |
| 61 | 6,0 | DEFAILLANCE | 426 | 0,9861 | 0,0056 | 0,0140 |
| 226 | 7,0 | DEFAILLANCE | 425 | 0,9838 | 0,0061 | 0,0163 |
| 119 | 8,0 | DEFAILLANCE | 424 |  |  |  |
| 131 | 8,0 | DEFAILLANCE | 423 |  |  |  |
| 139 | 8,0 | DEFAILLANCE | 422 |  |  |  |
| 236 | 8,0 | DEFAILLANCE | 421 |  |  |  |
| 422 | 8,0 | DEFAILLANCE | 420 | 0,9722 | 0,0079 | 0,0282 |
| 173 | 9,0 | DEFAILLANCE | 419 |  |  |  |
| 339 | 9,0 | DEFAILLANCE | 418 | 0,9676 | 0,0085 | 0,0329 |
| 43 | 10,0 | DEFAILLANCE | 417 | 0,9653 | 0,0088 | 0,0353 |
| 144 | 11,0 | DEFAILLANCE | 416 |  |  |  |
| 317 | 11,0 | DEFAILLANCE | 415 | 0,9606 | 0,0094 | 0,0401 |
| 259 | 12,0 | DEFAILLANCE | 414 |  |  |  |
| 427 | 12,0 | DEFAILLANCE | 413 | 0,9560 | 0,0099 | 0,0450 |
| 134 | 13,0 | DEFAILLANCE | 412 | 0,9537 | 0,0101 | 0,0474 |
| 210 | 14,0 | DEFAILLANCE | 411 |  |  |  |
| 233 | 14,0 | DEFAILLANCE | 410 |  |  |  |
| 264 | 14,0 | DEFAILLANCE | 409 | 0,9468 | 0,0108 | 0,0547 |
| 205 | 15,0 | DEFAILLANCE | 408 |  |  |  |
| 423 | 15,0 | DEFAILLANCE | 407 | 0,9421 | 0,0112 | 0,0596 |
| 181 | 16,0 | DEFAILLANCE | 406 |  |  |  |
| 204 | 16,0 | DEFAILLANCE | 405 | 0,9375 | 0,0116 | 0,0645 |
| 2 | 17,0 | DEFAILLANCE | 404 |  |  |  |
| 174 | 17,0 | DEFAILLANCE | 403 |  |  |  |
| 245 | 17,0 | DEFAILLANCE | 402 | 0,9306 | 0,0122 | 0,0720 |
| 88 | 18,0 | DEFAILLANCE | 401 |  |  |  |
| 261 | 18,0 | DEFAILLANCE | 400 |  |  |  |
| 328 | 18,0 | DEFAILLANCE | 399 | 0,9236 | 0,0128 | 0,0795 |
| 357 | 19,0 | DEFAILLANCE | 398 |  |  |  |
| 425 | 19,0 | DEFAILLANCE | 397 | 0,9190 | 0,0131 | 0,0845 |
| 1 | 20,0 | DEFAILLANCE | 396 |  |  |  |
| 48 | 20,0 | DEFAILLANCE | 395 |  |  |  |
| 272 | 20,0 | DEFAILLANCE | 394 |  |  |  |
| 286 | 20,0 | DEFAILLANCE | 393 |  |  |  |
| 363 | 20,0 | DEFAILLANCE | 392 | 0,9074 | 0,0139 | 0,0972 |
| 106 | 21,0 | DEFAILLANCE | 391 |  |  |  |
| 308 | 21,0 | DEFAILLANCE | 390 | 0,9028 | 0,0143 | 0,1023 |
| 85 | 22,0 | DEFAILLANCE | 389 | 0,9005 | 0,0144 | 0,1048 |
| 7 | 23,0 | DEFAILLANCE | 388 | 0,8981 | 0,0146 | 0,1074 |
| 23 | 24,0 | DEFAILLANCE | 387 |  |  |  |
| 96 | 24,0 | DEFAILLANCE | 386 |  |  |  |
| 271 | 24,0 | DEFAILLANCE | 385 |  |  |  |
| 316 | 24,0 | DEFAILLANCE | 384 | 0,8889 | 0,0151 | 0,1178 |
| 3 | 25,0 | DEFAILLANCE | 383 |  |  |  |
| 15 | 25,0 | DEFAILLANCE | 382 |  |  |  |
| 242 | 25,0 | DEFAILLANCE | 381 | 0,8819 | 0,0155 | 0,1256 |
| 102 | 26,0 | DEFAILLANCE | 380 |  |  |  |
| 294 | 26,0 | DEFAILLANCE | 379 |  |  |  |
| 388 | 26,0 | DEFAILLANCE | 378 | 0,8750 | 0,0159 | 0,1335 |
| 81 | 27,0 | DEFAILLANCE | 377 |  |  |  |
| 411 | 27,0 | DEFAILLANCE | 376 | 0,8704 | 0,0162 | 0,1388 |
| 17 | 28,0 | DEFAILLANCE | 375 |  |  |  |
| 202 | 28,0 | DEFAILLANCE | 374 | 0,8657 | 0,0164 | 0,1442 |
| 351 | 30,0 | DEFAILLANCE | 373 |  |  |  |
| 374 | 30,0 | DEFAILLANCE | 372 | 0,8611 | 0,0166 | 0,1495 |
| 285 | 31,0 | DEFAILLANCE | 371 | 0,8588 | 0,0168 | 0,1522 |
| 250 | 32,0 | DEFAILLANCE | 370 |  |  |  |
| 273 | 32,0 | DEFAILLANCE | 369 | 0,8542 | 0,0170 | 0,1576 |
| 141 | 33,0 | DEFAILLANCE | 368 |  |  |  |
| 322 | 33,0 | DEFAILLANCE | 367 | 0,8495 | 0,0172 | 0,1631 |
| 333 | 34,0 | DEFAILLANCE | 366 |  |  |  |
| 343 | 34,0 | DEFAILLANCE | 365 | 0,8449 | 0,0174 | 0,1685 |
| 335 | 35,0 | DEFAILLANCE | 364 |  |  |  |
| 350 | 35,0 | DEFAILLANCE | 363 |  |  |  |
| 393 | 35,0 | DEFAILLANCE | 362 |  |  |  |
| 406 | 35,0 | DEFAILLANCE | 361 | 0,8356 | 0,0178 | 0,1795 |
| 325 | 36,0 | DEFAILLANCE | 360 |  |  |  |
| 366 | 36,0 | DEFAILLANCE | 359 |  |  |  |
| 419 | 36,0 | DEFAILLANCE | 358 | 0,8287 | 0,0181 | 0,1879 |
| 13 | 37,0 | DEFAILLANCE | 357 |  |  |  |
| 150 | 37,0 | DEFAILLANCE | 356 |  |  |  |
| 246 | 37,0 | DEFAILLANCE | 355 |  |  |  |
| 362 | 37,0 | DEFAILLANCE | 354 | 0,8194 | 0,0185 | 0,1991 |
| 269 | 38,0 | DEFAILLANCE | 353 | 0,8171 | 0,0186 | 0,2020 |
| 338 | 39,0 | DEFAILLANCE | 352 |  |  |  |
| 352 | 39,0 | DEFAILLANCE | 351 | 0,8125 | 0,0188 | 0,2076 |
| 231 | 40,0 | DEFAILLANCE | 350 |  |  |  |
| 287 | 40,0 | DEFAILLANCE | 349 |  |  |  |
| 303 | 40,0 | DEFAILLANCE | 348 |  |  |  |
| 389 | 40,0 | DEFAILLANCE | 347 | 0,8032 | 0,0191 | 0,2191 |
| 292 | 42,0 | DEFAILLANCE | 346 |  |  |  |
| 383 | 42,0 | DEFAILLANCE | 345 | 0,7986 | 0,0193 | 0,2249 |
| 77 | 43,0 | DEFAILLANCE | 344 |  |  |  |
| 229 | 43,0 | DEFAILLANCE | 343 |  |  |  |
| 315 | 43,0 | DEFAILLANCE | 342 |  |  |  |
| 359 | 43,0 | DEFAILLANCE | 341 | 0,7894 | 0,0196 | 0,2365 |
| 154 | 44,0 | DEFAILLANCE | 340 |  |  |  |
| 347 | 44,0 | DEFAILLANCE | 339 | 0,7847 | 0,0198 | 0,2424 |
| 195 | 45,0 | DEFAILLANCE | 338 |  |  |  |
| 416 | 45,0 | DEFAILLANCE | 337 | 0,7801 | 0,0199 | 0,2483 |
| 16 | 46,0 | DEFAILLANCE | 336 |  |  |  |
| 230 | 46,0 | DEFAILLANCE | 335 |  |  |  |
| 324 | 46,0 | DEFAILLANCE | 334 |  |  |  |
| 395 | 46,0 | DEFAILLANCE | 333 | 0,7708 | 0,0202 | 0,2603 |
| 300 | 47,0 | DEFAILLANCE | 332 | 0,7685 | 0,0203 | 0,2633 |
| 107 | 48,0 | DEFAILLANCE | 331 |  |  |  |
| 361 | 48,0 | DEFAILLANCE | 330 | 0,7639 | 0,0204 | 0,2693 |
| 69 | 49,0 | DEFAILLANCE | 329 |  |  |  |
| 104 | 49,0 | DEFAILLANCE | 328 |  |  |  |
| 122 | 49,0 | DEFAILLANCE | 327 |  |  |  |
| 397 | 49,0 | DEFAILLANCE | 326 |  |  |  |
| 400 | 49,0 | DEFAILLANCE | 325 | 0,7523 | 0,0208 | 0,2846 |
| 36 | 50,0 | DEFAILLANCE | 324 |  |  |  |
| 54 | 50,0 | DEFAILLANCE | 323 |  |  |  |
| 331 | 50,0 | DEFAILLANCE | 322 | 0,7454 | 0,0210 | 0,2939 |
| 65 | 52,0 | DEFAILLANCE | 321 |  |  |  |
| 156 | 52,0 | DEFAILLANCE | 320 |  |  |  |
| 415 | 52,0 | DEFAILLANCE | 319 |  |  |  |
| 418 | 52,0 | DEFAILLANCE | 318 | 0,7361 | 0,0212 | 0,3064 |
| 4 | 52,0 | CENSURE | 317 |  |  |  |

Compte tenu du tableau ci-dessus, on peut dire qu’il y aurait environ 113 détenus qui retourneront en prison après avoir été libérés.

Après quel laps de temps ?

Ces détenus retourneraient en prison sous 52 semaines.

Quels facteurs contribuent le plus à un retour en prison ?

Nous allons dans relier, données de survie puis régression de Cox.

La variable à expliquer est week, la variable de censure est arrSTATG, les facteurs quantitatifs sont l’age et prio représentant le nombre de condamnations précédentes, les variables qualitatives sont la fin, la race, l’expérience professionnelle, mar(état marital), edu(éducation) et paro(libéré sous parole ou non).

Nous avons les résultats suivants :

**Modèle de régression estimé**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | *Erreur* | *LC inf. à 95,0%* | *LC sup. à 95,0%* |
| *Paramètre* | *Estimation* | *type* |  |  |
| age | -0,0511839 | 0,00445006 | -0,0599059 | -0,042462 |
| prio | 0,0794511 | 0,00890947 | 0,0619888 | 0,0969134 |
| fin=1 | -0,408921 | 0,0491482 | -0,50525 | -0,312592 |
| race=1 | 0,363523 | 0,076141 | 0,214289 | 0,512757 |
| wexp=1 | -0,1212 | 0,0563119 | -0,23157 | -0,0108305 |
| mar=1 | -0,424008 | 0,0773278 | -0,575568 | -0,272448 |
| paro=1 | -0,10063 | 0,0509636 | -0,200517 | -0,000742738 |
| educ=3 | 0,688139 | 0,111183 | 0,470223 | 0,906054 |
| educ=4 | 0,423764 | 0,116511 | 0,195405 | 0,652122 |
| educ=5 | -0,024533 | 0,13208 | -0,283406 | 0,23434 |
| educ=6 | 0,000184972 | 0,184721 | -0,361862 | 0,362232 |

Log de la vraisemblance = -656,502

**Tests sur les rapports de vraisemblance**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| *Facteur* | *Khi-carré* | *Ddl* | *Proba.* |
| age | 6,11697 | 1 | 0,0134 |
| prio | 6,5509 | 1 | 0,0105 |
| fin | 4,74601 | 1 | 0,0294 |
| race | 1,49288 | 1 | 0,2218 |
| wexp | 0,371685 | 1 | 0,5421 |
| mar | 1,33751 | 1 | 0,2475 |
| paro | 0,252988 | 1 | 0,6150 |
| educ | 5,23719 | 4 | 0,2638 |

h(t|x)=h(t|0)\*exp(-0,0511839\*age + 0,0794511\*prio - 0,408921\*fin=1 + 0,363523\*race=1 - 0,1212\*wexp=1 -

0,424008\*mar=1 - 0,10063\*paro=1 + 0,688139\*educ=3 + 0,423764\*educ=4 - 0,024533\*educ=5 +

0,000184972\*educ=6)

Compte tenu des p-values de paro, race, educ, wexp et mar, on décide de les retirer du modèle. Leurs p-values sont en effet supérieures à 0,05.

Nous avons donc les résultats suivants :

**Modèle de régression estimé**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | *Erreur* | *LC inf. à 95,0%* | *LC sup. à 95,0%* |
| *Paramètre* | *Estimation* | *type* |  |  |
| age | -0,0669641 | -0,128094 | 0,184095 | -0,318024 |
| prio | 0,096552 | -0,435596 | 0,950306 | -0,757202 |
| fin=1 | -0,346351 | 0,684063 | -1,68709 | 0,99439 |

Log de la vraisemblance = -661,233

**Tests sur les rapports de vraisemblance**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| *Facteur* | *Khi-carré* | *Ddl* | *Proba.* |
| age | 12,5121 | 1 | 0,0004 |
| prio | 10,6891 | 1 | 0,0011 |
| fin | 3,3611 | 1 | 0,0667 |

h(t|x)=h(t|0)\*exp(-0,0669641\*age + 0,096552\*prio - 0,346351\*fin=1).

Ici, la variable « fin » n’est pas significative à un seuil de 95% par conséquent on la retire.

**Modèle de régression estimé**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | *Erreur* | *LC inf. à 95,0%* | *LC sup. à 95,0%* |
| *Paramètre* | *Estimation* | *type* |  |  |
| age | -0,0691492 | -8,99465 | 17,5601 | -17,6984 |
| prio | 0,0944002 | 0,0 | 0,0944002 | 0,0944002 |

Log de la vraisemblance = -662,913

**Tests sur les rapports de vraisemblance**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| *Facteur* | *Khi-carré* | *Ddl* | *Proba.* |
| age | 13,5967 | 1 | 0,0002 |
| prio | 10,3482 | 1 | 0,0013 |

Ici, on conserve « prio » car dans la mesure où sa p-value est inférieure à 0,05, elle est significative à un niveau de confiance de 95%.

Le modèle final s’écrit :

h(t|x)=h(t|0)\*exp(-0,0691492\*age + 0,0944002\*prio)

Les deux facteurs contributifs à un retour en prison sont l’âge et le nombre de condamnations précédentes (prio).

Ce modèle nous indique deux choses :

🡺Pour chaque année supplémentaire, le risque relatif de réincarcération diminue de 6,9% environ.

🡺Pour chaque condamnation supplémentaire passée, le risque de réincarcération augmente d’environ 9,44%

Nous venons de voir le modèle de Cox, dans le cadre du modèle logistique, nous avons le modèle final qui suit :

**Régression logistique - arrest**

**Modèle estimé de régression (Maximum de vraisemblance)**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  |  | *Erreur* | *Rapports des chances* |
| *Paramètre* | *Estimation* | *type* | *estimées* |
| CONSTANTE | 0,502177 | 0,565868 |  |
| prio | 0,104646 | 0,0359849 | 1,11032 |
| age | -0,0779574 | 0,023027 | 0,925004 |

**Analyse de l'écart**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| *Source* | *Ecart* | *Ddl* | *Proba.* |
| Modèle | 24,333 | 2 | 0,0000 |
| Résidu | 474,269 | 429 | 0,0647 |
| Total (corr.) | 498,602 | 431 |  |

Pourcentage d'écart expliqué par le modèle = 4,88024

Pourcentage ajusté = 3,67687

**Tests sur les rapports de vraisemblance**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| *Facteur* | *Khi-carré* | *Ddl* | *Proba.* |
| prio | 8,41833 | 1 | 0,0037 |
| age | 13,6941 | 1 | 0,0002 |

arrest = exp(eta)/(1+exp(eta))

où

eta = 0,502177 + 0,104646\*prio - 0,0779574\*age

Comme dans le modèle de Cox, on a les variables prio et age qui sont les seules à être hautement significatives.