

**Le Comportement des doublants en première  
année à l'ESC d'Alger:  
Un modèle logit séquentiel.**

**Badia HALFAOUI & Mohamed TOUATI-TLIBA**  
Enseignants chercheurs, Ecole Supérieure de Commerce  
ESC, Alger, Algérie

***Abstract :***

Cet article traite le comportement des doublants en première année universitaire et analyse leurs itinéraires après la première année d'inscription. Les estimations menées sur quatre cohortes d'étudiants de l'Ecole Supérieure de Commerce d'Alger montrent qu'en présence des résultats des épreuves ordinaires de juin de la première année d'inscription, les variables pédagogiques, à l'entrée du système (performance au baccalauréat et origine scolaire), ont peu ou pas d'influence. De même, les variables extra pédagogiques, à l'exception du lieu de résidence, perdent totalement leurs influences.

***Mots clés :*** *Capital humain, Abandon scolaire, Réussite après un premier échec, Modèle logit séquentiel.*

**Introduction**

La question abordée dans cet article concerne le comportement des étudiants doublants après la première inscription universitaire. La politique actuelle d'évaluation permet à l'étudiant de terminer l'année après les premières épreuves annuelles ordinaires de juin ou celles de la session de rattrapage en septembre. Les étudiants non admis après cette série d'examens ne peuvent doubler qu'une seule fois en première année. Un deuxième échec implique, donc, la réorientation vers d'autres disciplines. Toutefois, l'étudiant peut décider de ne pas s'inscrire une autre fois dès son premier échec. En résumé, nous avons trois comportements possibles: l'abandon, un deuxième échec et réorientation ou réussite après le premier échec.

En Algérie, devant l'importance des échecs répétés qui se manifestent surtout au niveau du tronc commun à l'université, la question de l'abandon

et de l'échec scolaire est pertinente pour établir une politique éducative adéquate qui permet de réduire l'inefficacité interne des institutions universitaires. L'Objectif recherché, ici, est de rationaliser la décision de faire doubler un étudiant.

En effet, on se demande quelles sont les caractéristiques des étudiants qui abandonnent et qui échouent? Faire doubler un étudiant lui permet-t-il d'augmenter sa chance de réussite par la suite? Faut-il exiger une note minimale pour pouvoir redoubler? Quand est-ce que la réorientation vers une autre discipline s'avère nécessaire?

Le problème de la performance et de la persévérance dans un programme de premier cycle universitaire est abordé dans plusieurs études notamment celles de Dagenais & Dagenais (1988) au Canada et de Krupa (1988) en France ainsi que celles de Ferroukhi (1989) et de Halfaoui & Touati-Tliba (2004) en Algérie. Les résultats montrent, essentiellement, que les variables pédagogiques, surtout l'origine scolaire, jouent un rôle clé dans l'explication de la performance et de la persévérance. L'influence de ces variables pédagogiques diminue d'intensité lorsqu'il s'agit de la persévérance, mais restent néanmoins significatives. Pour ce qui est de l'âge de l'étudiant, c'est les plus jeunes qui sont les plus performants. Certains chercheurs (Krupa (1988), Ferroukhi (1989)) se sont intéressés à la modélisation du comportement des doublants en première année. Ferroukhi (1989) étudie le comportement des bacheliers en première année de technologie et trouve que seule la moyenne annuelle obtenue à la session de juin de l'année précédente est significative et explique de la réussite des doublants.

Krupa (1988), quant à elle, analyse le problème des réussites et des échecs tout au long d'un cursus pour les trois filières A.E.S, Droit, et sciences économiques durant la période 1982-1990. Elle trouve que les taux moyens de succès des doublants et celui de la réussite en première

---

2- Pour le système éducatif ou une institution éducative particulière, on distingue, généralement, deux notions d'efficacité. L'efficacité externe concerne la manière dont ont été préparés les étudiants pour accomplir leur rôle dans la société

année sans redoublement sont relativement proches. Dans le modèle de réussite en première année après redoublement, l'influence de la série du baccalauréat sur la probabilité d'être reçu diminue, le reste des variables y contribuent moins fortement. Elle commente que « ce résultat ne confirme pas les idées usuelles selon lesquels le redoublant i) fournit la seconde année l'effort qu'il aurait du consentir dès sa première inscription ou ii) répartit son effort de façon uniforme sur deux ans.

Dans les deux cas, les variables individuelles devraient jouer pour les redoublements exactement comme pour ceux qui sont reçu dès la première tentative. Or l'impact des capacités initiales sur la réussite est moins important ici. C'est donc une présomption en faveur de la substitution : les redoublants substitueraient du temps de travail aux autres inputs personnels ».

Les résultats de l'A.F.C.M de Moinard (1989) menée sur une cohorte d'étudiants inscrits en première année de démographie à l'université de Strasbourg font ressortir quatre groupes d'individus. On s'intéressera en particulier à deux d'entre eux. Un groupe d'étudiants dits « fantômes » composé d'étudiants inscrits mais qui ne se sont présentés à aucun examen. Ces individus sont généralement plus âgés, mariés, ont un ou plusieurs enfants et exercent une activité salariale. L'autre groupe concerne les étudiants qui échouent, ils sont habituellement de nationalité étrangère, des doublants ou dispensés des contrôles continus.

Motivés essentiellement par le problème d'orientation des nouveaux bacheliers, Halfaoui & Touati-Tliba (2004) présentent une analyse du cheminement des étudiants de l'Ecole Supérieure de Commerce (ESC), durant le premier cycle à travers le suivi de deux cohortes, les données de cette étude se distinguent par deux faits. Le premier est lié au choix des variables. Pour expliquer les résultats d'une étape du cheminement, uniquement les caractéristiques individuelles disponibles à l'entrée du système ont été prises en compte. En particulier, en expliquant le comportement des étudiants après la deuxième inscription, les résultats de la première année d'inscription ont été ignorés. Le second fait concerne le choix des individus statistiques. En effet, l'échantillon

comprend seulement les inscrits dont les noms figurent sur la liste officielle d'orientation des bacheliers de l'année. Les Bacheliers inscrits en dehors de la liste officielle, ceux qui ont procédé à un transfert ainsi que les absents aux examens finaux de la première année sont exclus de l'échantillon.

Contrairement à l'étude citée ci-dessus, dans ce présent article, l'échantillon comprend tous les doublants durant leurs premières années d'inscription. Ce choix est motivé par la nature des questions posées. De même, les variables liées aux résultats de la première année d'inscription sont prises en compte.

### **Les données**

Ce travail a pour objectif l'étude du comportement des étudiants doublants après la première inscription universitaire. Il porte sur le suivi de quatre cohortes de taille totale de 644 étudiants doublants à l'ESC durant les années universitaires de 1999/2000 à 2002/2003.

Pour chaque étudiant, on observe, à l'entrée du système, des caractéristiques pédagogiques telles que la moyenne et la série du baccalauréat, ainsi que des caractéristiques non pédagogiques telles que l'âge, le sexe et le lieu de résidence. On observe également, durant le séjour en première année, les résultats des sessions de juin et de septembre.

Le tableau n°1 indique la répartition des étudiants selon leurs origines scolaires et leurs comportements après le premier échec. On constate que parmi les littéraires 55% abandonnent leurs études et 21% sont réorientés. Quant aux comptables, 48% sont admis après leur premier échec.

**Tableau :1**

| Série Bac | C             | G             | L             | M            | S             | T            | Total         |
|-----------|---------------|---------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| Abandon   | 31<br>24,4%   | 52<br>33,8%   | 102<br>54,8%  | 7<br>53,8%   | 45<br>31,3%   | 5<br>25,0%   | 242<br>37,6%  |
| Admis     | 61<br>48,0%   | 68<br>44,2%   | 45<br>24,2%   | 4<br>30,8%   | 74<br>51,4%   | 10<br>50,0%  | 262<br>40,7%  |
| Réorienté | 35<br>27,6%   | 34<br>22,1%   | 39<br>21,0%   | 2<br>15,4%   | 25<br>17,4%   | 5<br>25,0%   | 140<br>21,7%  |
| Total     | 127<br>100,0% | 154<br>100,0% | 186<br>100,0% | 13<br>100,0% | 144<br>100,0% | 20<br>100,0% | 644<br>100,0% |

Le tableau n°2 présente quelques résumés statistiques concernant l'âge de l'étudiant, la moyenne du baccalauréat ainsi que la moyenne de juin. Il est à signaler que parmi les 242 étudiants ayant abandonnés leurs études, 59 ont été déjà absents durant les épreuves de juin de leur première année.

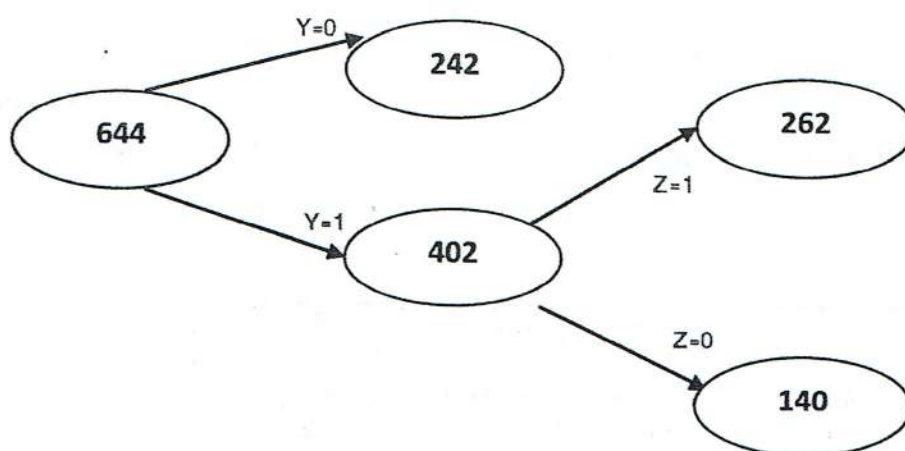
**Tableau :2**

| Comp .<br>Doub lants |            | Age   | Moy Bac | Moyj   |
|----------------------|------------|-------|---------|--------|
| Abandon              | Moy        | 20,16 | 12,0686 | 4,2762 |
|                      | N          | 242   | 242     | 242    |
|                      | Ecart Type | 1,37  | 1,3145  | 2,9934 |
| Admis                | Moy        | 20,05 | 11,9427 | 7,6593 |
|                      | N          | 262   | 262     | 262    |
|                      | Ecart Type | 1,03  | 1,4056  | 1,3524 |
| Réorienté            | Moy        | 20,18 | 11,6738 | 5,9794 |
|                      | N          | 140   | 140     | 140    |
|                      | Ecart Type | 1,17  | 1,4763  | 1,8259 |
| Total                | Moy        | 20,12 | 11,9316 | 6,0228 |
|                      | N          | 644   | 644     | 644    |
|                      | Ecart Type | 1,20  | 1,3937  | 2,6573 |

Il paraît que le risque d'un second échec est pris en compte dans la décision de l'abandon des études, cela est vérifiée par la variable Moyj (moyenne de juin de l'année de la première inscription) qui a une moyenne inférieure pour les étudiants ayant abandonné leurs études. De même, cette décision d'abandon semble être influencée par des opportunités de réinscription dans d'autres établissements. En effet, cela pourrait expliquer le fait que la moyenne du baccalauréat des étudiants qui ne se réinscrivent pas n'est pas inférieure en moyenne à celle des autres étudiants. La moyenne de la variable Moyj des étudiants admis est, comme attendu, supérieure à celle des réorientés.

## Comportement des doublants: modélisation, estimation et interprétation des résultats

Pour la modélisation économétrique du comportement des étudiants doublants en première année, nous considérons un modèle logit séquentiel<sup>3</sup>. Le choix de ce modèle est motivé par la nature du phénomène étudié. En effet, le doublant décide dans un premier temps l'abandon ( $Y=0$ ) ou la poursuite des études ( $Y=1$ ). En cas de réinscription pour une deuxième fois en première année, l'étudiant peut être soit admis ( $Z=1$ ) soit recalé et réorienté ( $Z=0$ ). L'itinéraire des doublants suit donc le schéma suivant :



L'estimation du modèle séquentiel se fait en deux étapes. La première concerne l'estimation de la probabilité d'abandon, elle se fait sur la base de l'échantillon complet (644 étudiants). La seconde concerne l'estimation de la probabilité de réussite, ce phénomène touche uniquement les étudiants réinscrits pour la deuxième fois en première année. A cette étape, l'estimation se fait, donc, sur le sous échantillon des 402 étudiants réinscrits. Les principaux résultats du modèle pour les deux étapes sont regroupés dans les tableaux n°1 et n°2.

En ce qui concerne la décision d'être présent pour la deuxième fois en première année, on note l'importance déterminante de la variable liée directement à la performance de l'année antérieure de l'étudiant ( $Moyj$ ) et avec un degré moindre l'origine scolaire ( $Dbac1$  et  $Dbacg$ ), la mention du baccalauréat ( $Dmenbacp$ ) et le lieu de résidence ( $DwilAlger$ ).

3- Pour plus de détails sur le modèle logit ordinaire et séquentiel, voir Maddala (1983).

En effet, par exemple pour un étudiant ayant des chances égales d'abandon ou de réinscription, l'impact d'une augmentation d'un point dans la variable Moyj est le changement de la probabilité d'abandonner les études de 50% à 38,75%. De même, par rapport aux séries témoins (C, S, M, et T) les coefficients qui affectent les séries G et L sont significativement négatifs. On peut affirmer, toutes choses égales par ailleurs, que la probabilité individuelle d'abandon pour un étudiant d'origine G est inférieure à celle d'un étudiant de série L, mais supérieure à celles des autres étudiants. On note également, que la probabilité d'abandonner les études augmente pour un étudiant résidant hors Alger.

**Tableau n°3 :** Estimation de la probabilité de réinscription.

| Variable  | B       | S.E.  | Wald     | df | Sig   |
|-----------|---------|-------|----------|----|-------|
| DWILALGER | ,6996   | ,2118 | 10,9081  | 1  | ,0010 |
| DBACL     | -,9364  | ,2310 | 16,4263  | 1  | ,0001 |
| DBACG     | -,5253  | ,2527 | 4,3226   | 1  | ,0376 |
| DMENBACP  | ,5071   | ,2302 | 4,8522   | 1  | ,0276 |
| MOYJ      | ,4568   | ,0442 | 106,6049 | 1  | ,0000 |
| Constant  | -2,1441 | ,3099 | 47,8570  | 1  | ,0000 |

$$-2 \text{ Log Likelihood}=852,62 \quad \chi^2(5)=217,56 \quad \alpha_m \leq 10^{-4}$$

Quant à l'estimation des probabilités individuelles de réussite des doublants, les résultats du modèle logit estimé dans la deuxième étape sont indiqués dans les tableaux n°2.

A ce niveau, en présence de la variable Moyj et contrairement à l'estimation de l'étape précédente, les variables pédagogiques à l'entrée du système sont absentes, ce qui confirme les résultats de Krupa (1988) et de Ferroukhi (1989). Toutefois, le lieu de résidence demeure significatif mais de moindre degré.

**Tableau n°4 :** Estimation de la probabilité de réussite des doublants

| Variable  | B       | S.E.   | Wald    | df | Sig   |
|-----------|---------|--------|---------|----|-------|
| DWILALGER | ,4858   | ,2444  | 3,9488  | 1  | ,0469 |
| MOYJ      | ,8055   | ,0946  | 72,4501 | 1  | ,0000 |
| DABS      | 4,7244  | 1,1384 | 17,2213 | 1  | ,0000 |
| Constant  | -5,2299 | ,6836  | 58,5277 | 1  | ,0000 |

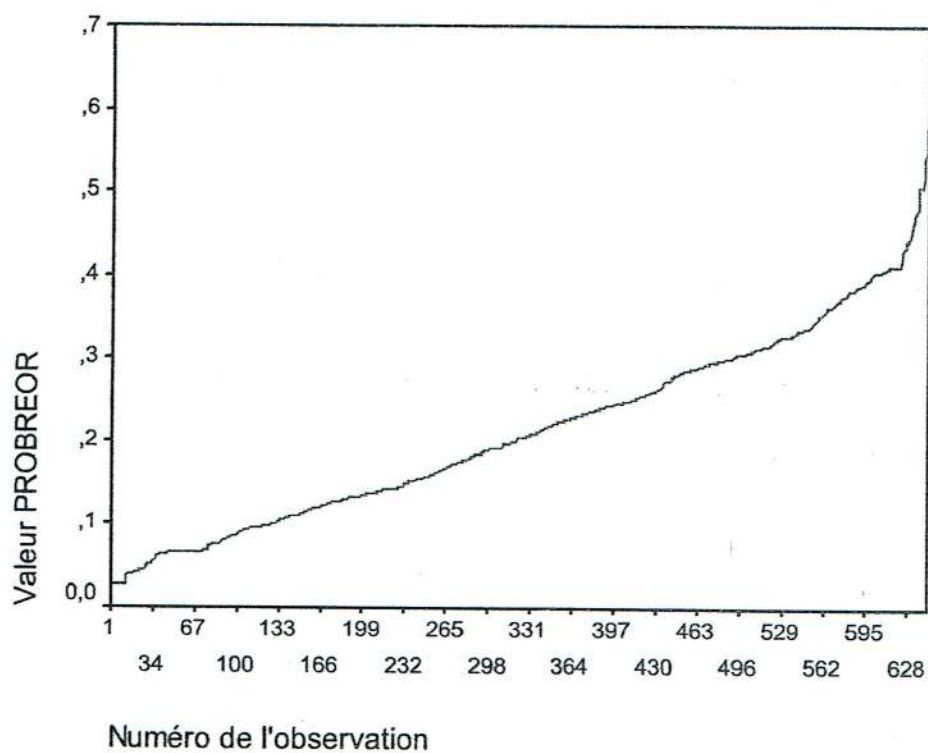
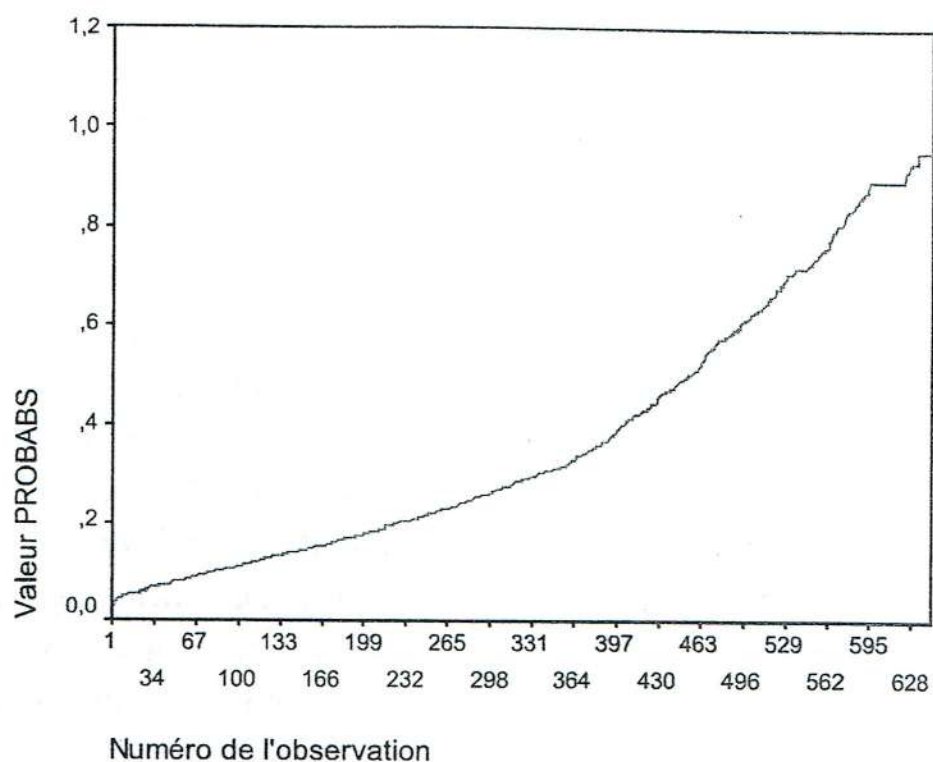
$$-2 \text{ Log Likelihood}=410,45 \quad \chi^2(2)=109,218 \quad \alpha_m \leq 10^{-4}$$

En ce qui concerne le taux de bonne classification globale du modèle séquentiel (voir tableau n°3), 62,73% des étudiants sont classés dans leur groupe d'appartenance. En particulier, 59,9% et 87,4% des abandons et des admis respectivement sont bien classés, alors que 21,4% seulement des étudiants réorientés sont reconnus comme tels. En résumé, le coefficient de MacFadden est de 42%.

Tableau n°5

| G REEL    | G PREVU     |             |            |            |
|-----------|-------------|-------------|------------|------------|
|           | Abandon     | Admis       | Réorienté  | TOTAL      |
| Abandon   | 145 (59,9%) | 68 (28,1%)  | 29 (12%)   | 242 (100%) |
| Admis     | 9 (3,4%)    | 229 (87,4%) | 24 (9,2%)  | 262 (100%) |
| Réorienté | 38 (27,1%)  | 72 (51,4%)  | 30 (21,4%) | 140 (100%) |
| TOTAL     | 192 (29,8%) | 369 (57,3%) | 83 (12,9%) | 644 (100%) |

Les probabilités individuelles estimées de l'abandon pour les doublants, indiquées dans le graphe N°1, varient d'un minimum de 2.9% à un maximum de 95.6%. Quant aux probabilités d'un deuxième échec (voir graphe N°2), elles varient d'un minimum de 2.7% à un maximum de 58,1%



## Conclusion

Le but de cette étude est d'analyser l'itinéraire des étudiants doublants en première année et de déterminer les caractéristiques individuelles susceptibles d'influencer leur comportement. Les résultats des estimations menées sur quatre cohortes d'étudiants de l'ESC montrent qu'en présence des résultats des épreuves ordinaires de juin de la première année d'inscription, l'influence des variables pédagogiques à l'entrée du système (performance au baccalauréat et origine scolaire) diminue d'intensité lorsqu'il s'agit de la décision d'abandon. Néanmoins, quelques unes restent quand même significatives. Toutefois, elles perdent totalement de leurs influences lorsqu'il s'agit de l'explication de la réussite après un premier échec. Quant aux variables extra pédagogiques, à l'exception du lieu de résidence, elles sont totalement absentes. Ces résultats impliquent qu'une note minimale exigée pour la réinscription est souhaitable et la réorientation peut se faire, donc, pour certains, dès la fin de la première année d'inscription.

## Annexe : Le modèle logit séquentiel

On associe aux deux variables (observables)  $Y_i$  et  $Z_i$  deux variables latentes (non observables)  $Y_i^*$  et  $Z_i^*$  telles que :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad \text{et} \quad Z_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } Z_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Où

$Y_i^*$  et  $Z_i^*$  peuvent s'exprimer respectivement par les deux modèles linéaires suivants :

$$Y_i^* = \beta'X^i + \mu_i \quad \text{et} \quad Z_i^* = \alpha'X^i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$\beta$  et  $\alpha$  sont des vecteurs de paramètres à estimer

$X^i$  est un vecteur de caractéristiques individuelles

$\mu_i$  et  $\varepsilon_i$  sont des termes d'erreurs aléatoires

Dans un modèle séquentiel, chaque étape nécessite l'estimation par la maximisation de la fonction de vraisemblance. Pour la première étape<sup>4</sup>, on peut écrire :

$$\begin{aligned} P(Y_i=1) &= P(Y_i^* > 0) = P(\beta' X^i + u_i > 0) \\ &= P(u_i > -\beta' X^i) = 1 - F(-\beta' X^i) \end{aligned}$$

où  $F(.)$  est la fonction de répartition de

La fonction de vraisemblance est donc définie par :

$$L(\beta; X^i) = \prod_{y_i=0} F(-\beta' X^i) \prod_{y_i=1} (1 - F(-\beta' X^i))$$

$$L(\beta; X^i) = \prod_{i=1}^n (F(-\beta' X^i))^{(1-y_i)} (1 - F(-\beta' X^i))^{y_i}$$

On peut alors exprimer le logarithme de la fonction de vraisemblance

$$l(\beta; X^i) = \ln(L) = \sum_{i=1}^n (1-Y_i) \ln(F(-\beta' X^i)) + \sum_{i=1}^n Y_i \ln(1 - F(-\beta' X^i))$$

La forme fonctionnelle de  $F(.)$  dépend des conditions supposées sur le terme d'erreur  $\mu_i$ . On utilise soit la fonction de distribution associée à une variable normale, soit une fonction logistique. Bien que les deux approches donnent des estimateurs de proportionnels, c'est le modèle logit qui est le plus utilisé car il permet, entre autre, d'exprimer explicitement la fonction de répartition en une forme fermée.

On suppose ici que le terme d'erreur suit une loi logistique dont la fonction de répartition est donnée par :

$$F(u) = \frac{\exp(u)}{1 + \exp(u)}$$

On peut vérifier les relations suivantes où  $f(.)$  est la densité de la loi logistique :

---

4- L'estimation de la deuxième étape ne sera pas présentée car elle est identique à la première.

$$F(-u) = 1 - F(u)$$

$$f(u) = F(u)(1 - F(u))$$

$$F(u) = \frac{f(-u)}{F(-u)}$$

$$\therefore P(Y_i = 1) = 1 - F(-\beta' X^i) = F(\beta' X^i)$$

$$\text{D'où } l(\beta; X^i) = \sum_{i=1}^n (1 - Y_i) \ln(F(-\beta' X^i)) + \sum_{i=1}^n Y_i \ln(F(\beta' X^i))$$

Le système d'équation suivant représente les conditions du premier ordre

$$\frac{\partial l(\beta; X^i)}{\partial \beta} = - \sum_{i=1}^n (1 - Y_i) X^i F(\beta' X^i) + \sum_{i=1}^n Y_i X^i F(-\beta' X^i) = 0$$

$$\text{On a alors } \sum_{i=1}^n X^i F(\beta' X^i) = \sum_{i=1}^n Y_i X^i$$

Ce système d'équations est non linéaire en  $\beta$ , sa résolution peut être accomplie par une méthode itérative telle que l'algorithme de Newton-Raphson. Il possède les particularités suivantes :

Si un terme constant est inclus dans le modèle on a :  $\sum_{i=1}^n F(\beta' X^i) = \sum_{i=1}^n Y_i$

Ce qui implique que la moyenne des probabilités estimées est égale au pourcentage observé. Si le modèle inclut une variable dichotomique, on déduit un résultat similaire pour les deux modalités.

Les conditions du deuxième ordre sont :

$$\frac{\partial^2 l(\beta; X^i)}{\partial \beta \partial \beta'} = \sum_{i=1}^n -(X^i)(X^i)' F(\beta' X^i) (1 - F(\beta' X^i))$$

La matrice  $(X^i)(X^i)'$  est définie positive, par conséquent la matrice  $\frac{\partial^2 l(\beta; X^i)}{\partial \beta \partial \beta'}$  est définie négative. On conclut que la fonction vraisemblance

de  $\beta$  est concave. L'estimateur de maximum de vraisemblance de suit asymptotiquement une loi normale multi variée de moyenne  $\beta$  et de matrice de variance covariance  $(I(\beta))^{-1}$  où  $I(\beta) = E\left(\frac{\partial^2 l(\beta; X^i)}{\partial \beta \partial \beta'}\right)$

Pour estimer les probabilités de performance et de non persévérance à l'aide d'un modèle logit séquentiel, on écrit :

$$P(Y_i = 1) = F(\beta'X^i)$$

$$P(Y_i = 0, Z_i = 1) = F(\alpha'X^i)F(-\beta'X^i)$$

$$P(Z_i = 0) = F(-\alpha'X^i)F(-\beta'X^i)$$

Comme dans le modèle logit ordinaire, pour le modèle séquentiel l'impact d'une variable explicative sur les probabilités individuelles d'appartenir à un groupe donnée n'est pas linéaire en  $\beta$  et  $\alpha$  mais dépend des caractéristiques individuelles. Pour déterminer cet impact on écrit :

$$\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial X_k^i} = \beta_k F(\beta'X^i)F(-\beta'X^i)$$

$$\frac{\partial P(Z_i = 0)}{\partial X_k^i} = -F(-\beta'X^i)F(-\alpha'X^i) [\beta_k F(\beta'X^i) + \alpha_k F(\alpha'X^i)]$$

La qualité d'ajustement d'un modèle peut être testée par le rapport du maximum de vraisemblance :

$$W = -2Ln(L_0/L) \sim \chi_d^2 \quad \text{où :}$$

$L_0$  = La valeur maximale de la vraisemblance sous l'hypothèse que les coefficients des variables sont nuls.

$L$  = La valeur maximale de la vraisemblance du modèle

$d$  = Nombre de variables du modèle

Lorsque  $W > \chi_d^2(1 - \alpha)$ , le modèle est significatif à un seuil  $\alpha$ .

La qualité d'ajustement d'un modèle à variables qualitatives est souvent mesurée par le coefficient de MacFadden (MFC) :

$$MFC = \left[ \sum_{m=1}^M (N_{mm}/N) - (N_m/N)^2 \right] / \left[ 1 - \sum_{m=1}^M (N_m/N)^2 \right]$$

où :

$N$  = Nombre total d'observations

$N_{mm}$  = Nombre d'individus correctement prédits par le modèle pour le groupe  $m$ .

$N_m$  = Nombre d'individus pour lesquels le groupe est effectivement  $m$ .

## Bibliographie

- Amemiya T.** (1981), "Qualitative Response Models: A Survey", *Journal of Economic Literature*.
- Becker G.** (1962), "Investment in Human Capital", *Journal of Political Economy*.
- Blaug M.** (1970), "Economics of Education", *Penguin Books*.
- Blaug M.** (1976), "The Empirical Statues of Human Capital Theory: A Slightly Jaundiced Survey", *Journal of Economic Literature*.
- Cannings K., Montmarquette C. & Mahseredjian S.** (1993), "Major Choices, undergraduate Concentrations and the Probability of Graduation", *CNRS/IREDU*.
- Dagenais L.** (1984), "The Use of Probit Model for the Validation of Selection Procedures", *Educational and Psychological Measurement*.
- Dagenais L. & Dagenais G.** (1988), "Modèle d'Analyse du Cheminement des Etudiants dans un Programme du Premier Cycle", *Annales d'économie et de statistique*.
- Duru-Bellat M. & Mingat A.** (1979), "Comportement des bacheliers: Modèle de choix de disciplines", *Consommation*.
- Duru-Bellat M. & Mingat A.** (1988), Les disparités de carrières individuelles à l'université: une dialectique de la sélection et de l'autosélection» *L'année Sociologique*.
- Duru-Bellat M. & Mingat A.** (1988), "Analyse de la Genèse Temporelle des Trajectoires Scolaires", *CNRS/IREDU*.
- Ferroukhi D.** (1989), "Modélisation des Comportements des Bacheliers en Première Année de l'Université et Tests d'Adéquation des Conditions d'Accès avec les Programmes du Supérieur", *Collections statistiques, O.N.S.*
- Halfaoui B. & Touati-Tliba M.** (2004), "Modélisation séquentielle du cheminement des étudiants en 1er cycle universitaire et test d'adéquation des conditions d'accès.", *Revue des Sciences de Commerciales et de Gestion, LEPSCSG, ESC*.

- Hanushek E.** (1979), "Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions", *the Journal of Human Resources*.
- Hartog J.** (2000), "Human Capital as an Instrument of Analysis for the Economics of Education ", *European Journal of Education*.
- Krupa S.** (1993), "Réussites et Echecs à l'Université : Analyse Théorique et Empirique", *thèse de doctorat, Université des Sciences Sociales de Toulouse*.
- Madala G. S.** (1983), "Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics", *Cambridge University Press*.
- Millot B. & Orivel F.** (1980), « L'économie de l'enseignement supérieur », *Cuja, Paris*.
- Mingat A.** (1976), « Enquête longitudinale 2. La première année d'études, la réussite, l'abandon, l'échec » I.R.E.D.U, Dijon.
- Mingat A. & Rasera** (1981), « Enquête longitudinale 3. Après la première année d'études, Réorientation, réussite, Scolarité » I.R.E.D.U, Dijon.
- Moinard A.** (1989), « Les Conditions de la Réussite en Première Année de Démographie » Mémoire de maîtrise de sociologie, Strasbourg II.
- Nieradzic C.** (1995), "Probabilité Individuelle de Réussite et Choix de Scolarité : une Etude Empirique", *C.R.E.S.E.P.-Université d'Orléans*.
- Psacharopoulos G. & Woodhall M.** (1985), "Education for Development: an Analysis of Investment Choices", *Oxford University Press*.