



**HAL**  
open science

## Enquête longitudinale 2, la première année d'études, la réussite, l'abandon, l'échec

Alain Mingat, Jean-Bernard Rasera, Gérard Lassibille, Paul Delannoy,  
Christian Michelot

► **To cite this version:**

Alain Mingat, Jean-Bernard Rasera, Gérard Lassibille, Paul Delannoy, Christian Michelot. Enquête longitudinale 2, la première année d'études, la réussite, l'abandon, l'échec. IREDU, 23, 91 p., 1976, Les Cahiers de l'IREDU, 2-85634-024-5. hal-02043803

**HAL Id: hal-02043803**

**<https://hal.science/hal-02043803v1>**

Submitted on 21 Feb 2019

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



**institut de  
recherche sur  
l'économie de  
l'éducation**

centre national de la  
recherche scientifique

**alain mingat**

**ENQUETE LONGITUDINALE 2**

**LA PREMIERE ANNÉE D'ÉTUDES**

**LA RÉUSSITE, L'ABANDON, L'ÉCHEC**

université de dijon - faculté de science économique et de gestion

adresse postale: centre universitaire - bâtiment sciences mirande  
21000 dijon - tél. (80) 30 94 70

ont participé à cette recherche :

- J.B. RASERA
- G. LASSIBILLE - Economètre
- P. DELANNOY - Programmation  
Assistant M.I.P.C.
- C. MICHELOT - Modèle d'optimisation  
Assistant M.I.P.C.

ENQUETE LONGITUDINALE + 2.

La première année d'études.

La réussite, l'abandon, l'échec.

Alain MINGAT

Novembre 1976

Cahier de l'IREDU N°23  
ISBN N° 2-85634-024-5

+ Recherche financée par le Service d'Etudes et d'Informations  
Statistiques du Secrétariat d'Etat aux Universités.

TABLE DES MATIERES

I - <u>PRESENTATION GLOBALE ET METHODOLOGIQUE</u>		1
I- 1 La méthode d'analyse retenue		2
I--2. Examen global de la réussite et de l'échec		8
I- 3 Note relative à la présentation des résultats		12
II - <u>LES RESULTATS PAR DISCIPLINE</u>		15
II- 1 MEDECINE		15
* résultats des modèles et simulations	16	
* annexe de tableaux	22	
II- 2 SCIENCE ECONOMIQUE		26
* résultats des modèles et simulations	27	
* annexe de tableaux	33	
II- 3 LETTRES MODERNES		37
* résultats des modèles et simulations	38	
* annexe de tableaux	43	
II- 4 M I P C - DEUG A		47
* résultats des modèles et simulations	48	
* annexe de tableaux	55	
II- 5 I.U.T. / G.E.		59
* résultats des modèles et simulations	60	
* annexe de tableaux	63	
II- 6 PSYCHOLOGIE		67
* résultats des modèles et simulations	68	
* annexe de tableaux	74	
II- 7 Ensemble des disciplines		78
* annexe de tableaux		
III- <u>CONCLUSION</u>		82

## ENQUÊTE LONGITUDINALE -2-

---

### . LA PREMIÈRE ANNÉE D'ÉTUDES. LA RÉUSSITE, L'ABANDON, L'ÉCHEC.

Ce texte a pour objet de donner une description des processus de réussite dans les différentes disciplines retenues dans le cadre de l'enquête longitudinale menée à l'Université de Dijon pour le compte du Service d'études et d'informations statistiques - S.E.I.S. - du Secrétariat d'Etat aux Universités. Rappelons que la population étudiée<sup>1</sup> est constituée de l'ensemble des étudiants en première inscription dans les U.E.R. ou disciplines suivantes : Médecine, Deug A de Sciences (Sciences mathématiques et physiques), sciences économiques, lettres modernes, lettres classiques, philosophie et sciences sociales, ainsi que le département gestion des entreprises de l'Institut Universitaire de Technologie de Dijon.

Après avoir examiné, dans un texte précédent, les procédures de choix de filières, nous allons maintenant nous attacher à décrire comment s'est déroulée la première année et quelles variables apparaissent statistiquement responsables de la situation observée.

Sur les 1254 étudiants de la population initiale, 438 ont réussi les épreuves nécessaires pour être autorisés à s'inscrire en deuxième année. Toutefois, si on rapporte les reçus aux inscrits, le chiffre global de 34,9 % cache des différences tout à fait considérables suivant comment on segmente la population ou suivant les groupes que l'on considère - par U.E.R., C.S.P. d'origine, classe d'âge... -. De plus, faire le rapport des reçus aux inscrits n'est pas sans poser de problèmes dans la mesure où les conditions de calcul de ce rapport et la signification même de la réussite sont assez fondamentalement dissemblables suivant les disciplines. C'est

---

<sup>1</sup> On pourra voir les deux premiers textes concernant cette enquête : "Description générale de la recherche" - IREDU, 1975, et "Les premières inscriptions" - IREDU, 1976.

pourquoi, avant de présenter des résultats numériques, nous justifierons la méthode d'analyse que nous avons employée pour mettre en évidence les effets des différentes variables sur le processus de sélection, sachant que la forme n'est pas une donnée identique pour toutes les formations universitaires.

### I - LA METHODE D'ANALYSE RETENUE.

Le caractère statistique et descriptif de la recherche dans sa phase actuelle étant clairement affirmé, il convient de choisir la technique la plus appropriée pour rendre compte de la réalité sans la présenter sous un angle qui en déformerait la nature. Il est clair que toute analyse scientifique, surtout lorsqu'elle prend la forme statistique, vise à organiser l'information dans des termes les plus concentrés, les plus riches et les plus simples possibles. On ne fait pas oeuvre scientifique en "expliquant" parfaitement la réalité à partir d'une somme de cas individuels mal identifiés et non reproductibles. Le but est bien plutôt de déterminer des structures simples qui s'incorporent dans un schéma théorique cohérent en rendant compte de la partie maximum de l'information disponible.

Pratiquement deux méthodes d'analyse, au moins, sont classiquement utilisées. Il s'agit d'une part de la méthode statistique traditionnelle qui consiste à calculer des fréquences sur une distribution univariée (ou éventuellement multivariée ; mais la taille restreinte des échantillons a généralement rapidement raison des possibilités de construire des tableaux multidimensionnels) et d'autre part de méthodes globales qui sous forme de modèles rendent simultanément compte de l'ensemble de l'information disponible pour décrire le phénomène ou pour faire une hiérarchie statistique des variables.

Ces deux méthodes sont inégalement difficiles à mettre en oeuvre ; elles donnent aussi des résultats de nature différente. La première méthode, que nous appellerons celle du "pourcentage" est généralement prônée par ceux qui refusent le raisonnement fondé sur l'hypothèse du "toutes choses égales par ailleurs" (notons alors que la construction de tableaux dont la dimension dépasse 1 tombe aussi éventuellement sous le coup de cette critique) en invoquant que dans la réalité ce raisonnement est établi sur une fiction puisqu'il existe des situations où précisément les choses ne sont jamais

égales. A l'opposé de cette thèse qui, de fait, analyse les phénomènes dans des dimensions réelles puisqu'elles incorporent les relations sous-jacentes inexplicitées, ceux qui défendent le raisonnement marginal du ceteris paribus et construisent des modèles statistiques plaident pour la séparation des effets, en faisant apparaître des variables statistiquement efficaces et significatives d'une part, et des variables dont l'effet univarié n'est que du domaine de l'illusion du fait des relations que ces variables peuvent entretenir avec des variables efficaces, d'autre part.<sup>1</sup>

Pour mieux montrer la nature de cette opposition, autorisons-nous à l'illustrer par un exemple tiré de cette recherche. Les pourcentages en médecine des reçus par rapport aux inscrits sont de 14,1 % pour les étudiants originaires de l'enseignement secondaire privé et de 25,1 % pour les étudiants originaires de l'enseignement secondaire public. L'écart est important, et il est parfaitement justifié de dire que les étudiants d'origine "privé" ont globalement moins de chances de réussir en médecine.

Voyons maintenant ce que devient cette variable à l'intérieur d'un modèle multivarié. Bien que ce ne soit pas la forme qui a été finalement retenue, donnons les résultats dans le cadre d'un modèle de régression linéaire : le coefficient de régression de la variable "origine du secondaire" indique que les étudiants d'origine "public" ont, toutes choses égales par ailleurs, (dans le modèle) seulement 4 % de chances de réussir en plus par rapport aux étudiants d'origine "privé"<sup>2</sup>. Ce résultat semble contredire la conclusion précédente, issue d'un calcul direct, qui indiquait

---

<sup>1</sup> Notons toutefois que cette "séparation" ne vaut qu'à l'intérieur du cadre d'analyse retenu car des variables apparemment efficaces peuvent aussi être caractéristiques d'artefacts du fait de relations avec des variables omises.

<sup>2</sup> De plus, le coefficient n'est que très faiblement significativement différent de 0. En effet, son  $|t|$  de student n'est que 0,6 (Probabilité de l'ordre de 30 % pour que la valeur vraie soit nulle).

un écart de 11 %. La façon de sortir de cette contradiction apparente est de considérer que la variable "origine du secondaire" n'est pas parfaitement indépendante d'autres variables, présentes dans l'analyse multivariée mais bien évidemment absentes dans la distribution unidimensionnelle initiale. Le modèle conduit à la minoration apparente de l'effet de l'origine scolaire et à la prise en compte de l'effet joint de la moyenne d'écrit au baccalauréat (qui est plus faible, en moyenne, dans la population des étudiants issus de l'enseignement privé que dans celle des étudiants originaires de l'enseignement public) et de l'âge d'obtention du baccalauréat (plus élevé pour les bacheliers de l'enseignement privé).

Globalement, si on tient compte de l'effet combiné de ces trois variables, on retrouve un chiffre très proche de l'écart initial de 11 %. Or, si le résultat final est bien le même, il apparaît préférable de connaître aussi l'origine de cet écart et sa décomposition, outre sa mesure quantitative. Par conséquent, l'analyse multivariée autorise une connaissance plus profonde des mécanismes étudiés dans la mesure où on a l'honnêteté de ne pas se contenter de l'analyse partielle des coefficients des variables pris un par un. De plus, elle permet de faire apparaître un éventuel effet pour des variables pour lesquelles les interactions pouvaient cacher l'impact sur le phénomène étudié.<sup>1</sup>

Ces différentes raisons nous ont conduit à construire un assez grand nombre de tableaux statistiques et à "comparer" les résultats avec ceux de modèles de réussite. Cette confrontation a été pour nous très riche dans la connaissance que nous avons acquise du phénomène étudié ; toutefois, et entre autres pour des raisons de place et de simplicité de présentation, nous nous limiterons aux résultats des modèles estimés. Il est alors nécessaire de décrire, même sommairement, la procédure suivie.

Le modèle le plus couramment utilisé est le modèle linéaire par

---

1

Par exemple, la série du baccalauréat : ainsi les taux de réussite des bacs B et C sont proches toutes disciplines confondues (44,5 % et 42,8 % à l'avantage des bacs B) alors que l'origine C dépasse significativement l'origine B dans toutes les disciplines.



lequel on met en relation linéaire la variable à "expliquer" (Y) avec un certain nombre de variables explicatives (X<sub>j</sub>). Sa forme générale est :

$$Y_i = a + \sum_j b_j X_{ij} + \varepsilon_i \text{ avec les hypothèses classiques :}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} - E(\varepsilon_i) = 0 \\ - \text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 = c^{te} \forall i \end{array} \right.$$

Or, dans un certain nombre de cas, la variable Y<sub>i</sub> ne peut prendre que des valeurs particulières. Si la variable dépendante est la réussite ou l'échec, elle ne prend que deux valeurs (0 = l'échec ; et 1 = la réussite). En raison du caractère 0/1 dichotomique, l'estimation de Y sera une probabilité (de réussite). Si on estime un modèle de la forme linéaire, on se trouve dans une situation où la variance de l'erreur  $\varepsilon_i$  n'est pas constante pour tous les individus i, en raison de la structure binomiale de Y. [ $\text{Var}(\varepsilon_i) = p_i (1 - p_i)$ ]. Cette situation est connue sous le terme d'hétéroscédasticité. Dans ce cas, l'estimation directe du modèle linéaire par la méthode habituelle des moindres carrés ordinaires (M.C.O.) ne conduit pas à des estimations efficaces des coefficients.

Le moyen le plus classique pour obtenir de bonnes estimations en cas d'hétéroscédasticité est d'utiliser le modèle linéaire des moindres carrés généralisés qui s'estime de la même façon que le modèle des moindres carrés ordinaires, mais après avoir opéré une transformation des variables. Cette transformation consiste à diviser chacune des variables, pour chacun des individus par son écart-type propre, estimé par un premier passage avec la méthode des M.C.O.<sup>1</sup>

$$\text{Soit :} \quad \frac{Y_i}{\hat{\sigma}_i} = a + \sum_j b_j \frac{X_{ij}}{\hat{\sigma}_i} + \frac{\varepsilon_i}{\hat{\sigma}_i}$$

avec la caractéristique  $\frac{\text{Var } \varepsilon_i}{\hat{\sigma}_i} = c^{te} \forall i$  qui conditionne de bonnes estimations des coefficients.

<sup>1</sup>  $\hat{\sigma}_i = \left[ \hat{p}_i (1 - \hat{p}_i) \right]^{1/2}$  ;  $\hat{\sigma}_i$  est l'estimation de  $\sigma_i$  à partir d'une première estimation M.C.O. sur les variables non transformées.

Toutefois le modèle des moindres carrés généralisés (M.C.G.), s'il est d'une certaine façon plus satisfaisant que le M.C.O., présente comme ce dernier un inconvénient très grave lorsqu'il s'agit d'estimer une probabilité. En effet, une caractéristique fondamentale de la probabilité est d'être comprise entre 0 et 1. ( $[0,1]$ ). Or, rien ne nous assure que la valeur de Y restera comprise dans cet intervalle avec le modèle linéaire. [Une estimation pour l'UER de médecine avec des valeurs de variables tirées de l'échantillon conduit en fait à un intervalle (- 0,5, + 1,8)].

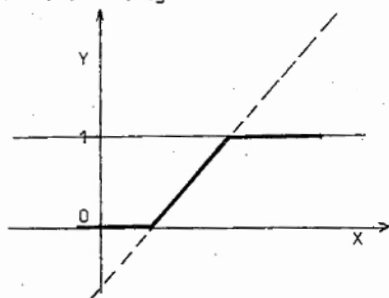


Figure 1 (modèle linéaire)

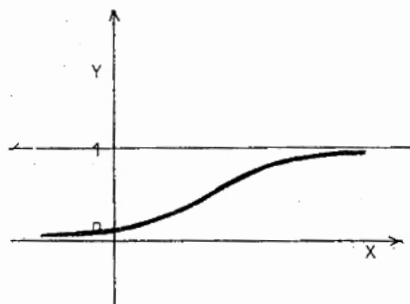


Figure 2 (modèle non linéaire)

Une façon de résoudre cette contrainte est d'estimer un modèle non linéaire (type figure 2). On peut choisir comme forme non linéaire  $[0,1]$ , une fonction de répartition (nécessairement comprise entre 0 et 1) ou bien encore une fonction logistique. C'est ce dernier type de fonction qui a été retenu.

$$\text{Sa forme est : } Y_i = \frac{1}{1 + e^{-[a + \sum_j b_j \cdot X_{ij}]}}$$

Cette forme non linéaire a pour conséquence d'interdire l'estimation des coefficients avec les méthodes habituelles et peu coûteuses des modèles linéaires. Nous devons alors remplacer la méthode des moindres carrés par celle du maximum de vraisemblance. La fonction de vraisemblance s'écrit :

$$V = \prod_{i=1}^n \left( \frac{1}{1 + e^{-[a + \sum_j b_j \cdot X_{ij}]}} \right)^{Y_i} \left( 1 - \frac{1}{1 + e^{-[a + \sum_j b_j \cdot X_{ij}]} } \right)^{1 - Y_i}$$

qui est une forme produit de n termes (n étant le nombre d'individus servant à estimer le modèle).

La fonction V de vraisemblance doit alors faire l'objet d'une méthode d'optimisation numérique pour trouver les coefficients  $b_j$  qui maximisent V. La fonction V est convexe ce qui nous garantit contre les problèmes d'extrema locaux. Par conséquent, la méthode des variations locales est à même de fournir le vecteur  $\hat{b}_j$  au point maximum global avec comme caractéristique que les  $b_j$  sont asymptotiquement normaux et asymptotiquement efficaces.

Les tests<sup>1</sup> d'hypothèse nulle sur les coefficients  $\hat{b}_j$  s'opèrent en calculant la valeur  $V_j$  de la fonction de vraisemblance au point  $b_j = 0$ ;  $b_i = \hat{b}_i$  pour  $i \neq j$ . On calcule alors la quantité  $-2 \ln \frac{V_j}{V_{\max}}$  qui suit une distribution de  $\chi^2$  à 1 degré de liberté. La comparaison de ces valeurs avec les  $\chi^2$  théoriques permet de déterminer la significativité des coefficients  $b_j$  à un seuil donné.

Le coefficient estimé caractérise l'apport marginal de la variable à la probabilité de réussite. Toutefois, la signification est quelque peu différente du modèle linéaire puisque l'apport marginal dépend du niveau de probabilité auquel il s'applique.

$$\begin{aligned}
 \text{Si } y &= \frac{1}{1 + e^{-[a + \sum_j b_j \cdot X_j]}} \\
 dy &= \frac{-(-b_j \cdot dx_j)(e^{-[a + \sum_j b_j \cdot X_j]})}{(1 + e^{-[a + \sum_j b_j \cdot X_j]})^2} \\
 dy &= b_j \cdot dx_j \cdot \frac{1}{1 + e^{-[a + \sum_j b_j \cdot X_j]}} \cdot \frac{e^{-[a + \sum_j b_j \cdot X_j]}}{1 + e^{-[a + \sum_j b_j \cdot X_j]}} \\
 \text{d'où } dy &= b_j \cdot dx_j \cdot y(1-y) \\
 \frac{dy}{dx_j} &= b_j \cdot [(y)(1-y)]
 \end{aligned}$$

<sup>1</sup> A noter que les tests obtenus par la méthode linéaire des M.C.O. ou des M.C.G. sont nécessairement biaisés du fait de la non normalité des erreurs.

Pour un coefficient  $b_j$  donné, on voit donc que l'apport marginal est fonction du niveau de probabilité. Cet apport est maximum si la probabilité est 0,50 et décroît de part et d'autre de cette valeur pour tendre vers zéro lorsque  $Y$  est proche de 0 ou de 1.

Notons enfin que la compréhension de la valeur numérique d'un coefficient  $b_j$  doit prendre en compte l'unité ou l'échelle avec laquelle la variable a été mesurée. (à  $b_j$  correspondent à une variable mesurée en F correspond un  $b'_j = b_j \times 1000$  si la variable est mesurée en Unité de 1000 F).

Après avoir défini la forme du modèle retenu pour l'estimation des fonctions de réussite, il nous faut indiquer sur quelles populations nous ferons porter ces analyses. La question ici n'est pas tant de caractériser la réussite qui pose relativement peu de problèmes, mais de caractériser la notion d'échec.

## II - EXAMEN GLOBAL DE LA REUSSITE ET DE L'ECHEC.

Numériquement, les taux de réussite sont très différents d'une discipline à l'autre, mais peut-être plus importantes encore sont les différences quant à la manière avec laquelle la réussite a été obtenue.

	Eco.	Méd.	MIPC	$\Psi$	$\phi$	IUT	L.C.	L.M.	TOTAL
rien passé* (1)	18,4	9,3	17,6	37,4	43,3	0,7	6,7	29,3	17,4
seulement 1 partiel (2)	14,5	0	7,4	5,5	3,3	24,8	0	1,0	7,3
juin et/ou sept. échec (3)	24,3	68,7	46,1	20,9	23,3	2,8	26,7	21,2	37,6
réussite (4)	42,8	22,1	28,9	36,2	30,0	71,7	66,6	48,5	37,8
TOTAL (5)	100	100	100	100	100	100	100	100	100

\* ces étudiants sont ceux qui n'ont passé aucun partiel, et aucun examen.

Les taux de réussite sont particulièrement faibles en médecine et en M.I.P.C. qui attirent majoritairement pourtant des étudiants originaires des séries du baccalauréat les plus sélectives (C et D). De plus, dans ces disciplines, les non réussites ont principalement pour cause ce que nous pourrions appeler des "échecs pédagogiques", c'est-à-dire des échecs suite à de mauvaises notes à un contrôle de connaissances effectivement subi. A l'opposé, les réussites en lettres, même si les taux ne sont pas globalement très élevés (sauf lettres classiques) bien que supérieurs à ceux de médecine et M.I.P.C., sont, pour une part beaucoup plus importante, obtenues avec un taux de "rien passé" relativement plus élevé, ce qui signifie que l'élimination "pédagogique" sur examen joue un rôle moindre.

Le tableau ci-dessous donne les taux de réussite/échec sur la population des étudiants ayant au moins passé un partiel ou un examen :

	Eco.	Méd.	MIPC	ψ	Ø	IUT	L.C.	L.M.	TOTAL
Echec	47,6	75,7	64,9	42,2	47,1	27,8	28,6	31,4	54,2
Réussite	52,4	24,3	35,1	57,8	52,9	72,2	71,4	68,6	45,8
T O T A L	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Par conséquent, si on considère le taux global de réussite en faisant le rapport entre ceux qui ont été reçus et la totalité de ceux qui ont été inscrits, on risque de "mélanger" les deux types de phénomènes de nature différente : celui de l'abandon, immédiatement ou peu de temps après l'inscription universitaire d'une part et celui de l'échec "pédagogique" sur contrôles de connaissances subis et résultats insuffisants d'autre part. C'est pourquoi, bien qu'ayant opté pour une "description modélisée" du cursus de la première année, nous avons estimé le modèle de réussite sur quatre types de population.

- Modèle I : explication de la réussite (1) par rapport à l'échec (0) sur la totalité des inscrits.
- Modèle II : explication de la "présence" sur la scène universitaire ("a passé au moins un partiel" (1) par rapport à "n'a rien passé" (0)). sur la totalité des inscrits.

- Modèle III : explication de la réussite (1), par rapport à l'échec (0) sur la population des étudiants ayant passé au moins un partiel ou un examen.
- Modèle IV : explication de la note moyenne finale d'écrit pour les étudiants ayant passé l'ensemble des contrôles de connaissances.

L'estimation de ces modèles a mis en correspondance la variable dépendante que nous venons de définir avec un certain nombre de variables supposées en rendre compte. Toutefois, un problème pratique se pose dans la mesure où nous ne disposons pas de connaissances complètes de toutes les variables pour tous les individus de la population étudiée. En particulier, nous disposons presque toujours des variables "initiales" (questionnaires, tests, résultats détaillés au baccalauréat), mais à raison seulement des deux tiers pour les conditions de vie au cours de la première année universitaire.

Comme les conditions de vie sont plus souvent absentes pour ceux des étudiants n'ayant rien passé ou ayant seulement passé un partiel, nous avons parfois adopté la stratégie suivante qui consiste à dupliquer l'estimation du modèle. Ainsi, nous avons d'une part retenu la population la plus nombreuse et la plus proche de la population initiale, mais avec les variables de base (questionnaires, tests, résultats au baccalauréat) et d'autre part la population ayant répondu au questionnaire sur les conditions de vie, mais avec la totalité des variables.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> La prise en compte simultanée des variables de "base" et des variables de conditions de vie pose un problème dans la mesure où dans ce groupe de variables, il y a des différences importantes quant à la précision avec laquelle les variables sont quantifiées. En effet, par exemple, la série du baccalauréat ou l'âge sont connus sans erreur, alors que lorsqu'on demande à un étudiant combien d'heures il consacre à un travail universitaire hors cours, T.P., T.D., on doit s'attendre plus à une "tendance" ou à une estimation grossière qu'à une mesure précise. Une conséquence probable de cette situation est une minoration de l'effet (en termes d'impact sur la réussite - valeur du coefficient et significativité) relatif des variables mal mesurées par rapport aux variables connues avec précision.

Après avoir défini quelle forme a revêtu l'exploitation statistique des renseignements collectés, nous pouvons présenter les résultats obtenus. Nous avons estimé les modèles dans chacune des disciplines (à l'exception de philosophie et lettres classiques, car les effectifs étaient trop peu nombreux). Les résultats seront présentés discipline par discipline et un examen global comparatif clôturera le présent texte.

## NOTE RELATIVE À LA PRÉSENTATION DES RÉSULTATS.

---

Les modèles qui ont été estimés sont du type marginaliste, et la mesure de l'influence des variables doit se comprendre à l'intérieur du cadre d'analyse du "toutes choses égales par ailleurs" pour des variations petites de la valeur des variables. La présentation des résultats a généralement été faite sous deux formes : la première consiste à donner les résultats bruts - valeur des coefficients et valeur des tests de chacun des coefficients - et la seconde consiste à les donner sous une forme plus sensible en simulant des variations dont on comprend la signification mais qui ne sont généralement plus "infinitésimales".

Reprenons ces différents points dans le but de mieux comprendre l'analyse qui a été majoritairement utilisée dans ce texte.

1. Il s'agit d'une analyse marginale toutes choses égales par ailleurs. Cela signifie que les coefficients des variables, qui en caractérisent l'effet, ne renvoient pas directement aux écarts visibles obtenus dans un tableau statistique classique. En effet, dans l'analyse, l'influence indirecte des autres variables a été neutralisée si bien que du fait des interactions non prises en compte dans un tableau carré, on peut se trouver dans une situation dans laquelle il y a un effet apparent (tableau carré) et aucun effet marginal après normalisation des autres variables ou dans laquelle il y a un effet marginal sans que les apparences du tableau carré n'aient pu le déceler.

Ce premier point étant noté, il faut prendre en considération l'effet des variables à l'intérieur de leur domaine de variation réel. Cela signifie que les extrapolations des résultats à des domaines extérieurs à ceux qui ont contribué à l'analyse doivent être faites avec la plus grande prudence. Dit de cette façon cela ne porte pas à contestation ; pourtant, on risque implicitement, si on n'y prend garde, de tomber dans ce piège. Prenons un exemple avec une variable telle que nombre d'heures de travail universitaire hors cours, T.P., T.D. par semaine. Cette variable a priori est ambiguë dans la mesure où il est délicat de savoir quel est son effet



si on se limite à un certain intervalle (parmi ceux des étudiants qui travaillent effectivement - par exemple entre 12 et 22 heures par semaine en DEUG A 1), alors que globalement, si on prend tous les étudiants, il est évident que si certains ne fournissent aucun travail, ils vont échouer. Si on considère les étudiants "travailleurs" (entre 12 et 22 heures de travail hors cours par semaine), ne risque-t-on pas en effet d'avoir un effet négatif de cette variable dans la mesure où ceux qui travaillent le plus sont peut-être moins efficaces et/ou moins organisés que ceux qui peuvent se contenter de travailler moins. Si tel est le cas, l'observation d'un coefficient négatif n'indique pas du tout que moins on travaille plus on réussit et qu'il suffit de ne rien faire pour obtenir un succès. Le coefficient de cette variable prend donc en compte de façon simultanée et de façon inséparable un effet quantité de travail (qui est sans nul doute positif) et un effet qualité du travail (qui peut être négativement corrélé avec la quantité de travail d'une part et avec la réussite d'autre part), mais qui est explicitement absent de l'analyse.

## 2. Présentation des résultats bruts de l'analyse (coefficients et tests) :

A chacune des variables est associé un coefficient et un test de significativité du coefficient. La valeur du test  $\chi^2$  indique si le coefficient estimé (dont la valeur est l'espérance d'une variable aléatoire) est ou non significativement différent de zéro à un seuil donné (\*\* = 1 % ; \* = 5 % ; \* = 10 %). Si un coefficient n'est pas significatif, cela indique qu'il est très peu probable que la variable correspondante joue effectivement dans le processus envisagé ; ici la sélection. Dans le cas contraire (si le  $\chi^2$  est suffisamment élevé) la variable apporte une contribution au phénomène.

La valeur brute du coefficient  $b_j$  permet de simuler des cas individuels et de calculer l'estimation de la probabilité correspondante.

$$Y_i = \frac{1}{1 + e^{-(a + \sum_j b_j \cdot X_{ij})}}$$

Toutefois, l'effet d'une variable  $X_j$  sera mieux perçu si on donne une variation sensible à  $X_j$  et si on calcule la variation correspondante sur  $Y$  la probabilité de réussite.

### 3. Analyse des variations.

Nous avons indiqué précédemment qu'il était possible de passer du modèle brut à une analyse des variations. Si la variation sur  $X_j$  est petite, nous avons établi que  $dy = b_j \cdot dx_j \cdot y (1 - y)$  ou  $\Delta y = b_j \cdot \Delta X_j \cdot y (1 - y)$ . On voit donc qu'une variation  $\Delta X_j$  sur  $X_j$  a un impact sur  $Y$  qui est fonction du niveau  $Y$  de probabilité auquel on se trouve (effet d'autant plus faible que  $Y$  est proche de 0 ou de 1). Par conséquent, on voit que le calcul aux variations est d'autant plus licite que les variations sont petites. Or, et cela est surtout vrai pour les variables dichotomiques, les variations qui ont un sens compréhensible, ne sont pas "petites". Toutefois, nous avons opté pour ce choix sachant que le "biais" entre l'écart vrai et l'écart "estimé" est d'autant plus grand que l'écart sur  $Y$  est important. Néanmoins, cette déformation si elle élimine un classement cardinal des effets des variables, conserve la vérité d'un classement ordinal.

DISCIPLINE : MÉDECINE

335 étudiants se sont inscrits pour la première fois en médecine à la rentrée 1974. 74 étudiants ont été autorisés à s'inscrire en deuxième année soit 22,1 % de l'effectif initial. (le pourcentage d'échec de 77,9 % se répartit entre 68,7 % qui ont obtenu des résultats insuffisants et 9,3 % qui n'ont pas eu une assiduité suffisante, n'ont pas été autorisés à passer les épreuves).

Dans la mesure où un nombre faible d'étudiants inscrits n'a pas passé les épreuves de contrôle des connaissances, seul le modèle I a été estimé.

A. EXPLICATION DE LA REUSSITE (1) ET DE L'ECHEC (0) SUR LA TOTALITE DES INSCRITS.(Variables de base).

VARIABLE X <sub>j</sub>	COEFFICIENT	X <sup>2</sup> (2)	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur X <sub>j</sub> →	Sur Y réussite
Taille de la commune	- 0,317	19,8***	ville 20-100000 habitants/rural	- 10,9 %
Etudes précédentes Sup./terminale	+ 1,851	5,4**	Sup/Termineale	+ 31,8 %
Test D 48	+ 0,012	3,6*	5 points	+ 1,0 %
Moyenne d'écrit au bac.	+ 0,535	591,6***	1 point	+ 9,2 %
Origine du secondaire Public/privé	+ 0,368	3,4*	Public/Privé	+ 6,3 %
Ressources des parents (1 000 F.)	+ 0,118	13,6***	1000,00 F.	+ 2,0 %
EPI-N  écart à la moyenne	- 0,252	28,2***	3 points	- 13,0 %
Age	- 0,361	1224***	1 an	- 6,2 %
Bac C/Bac D	+ 1,41	25,2***	Bac C/Bac D	+ 24,3 %
Bac ABFG/Bac D	- 15,1	5,4**	Bac ABFG/Bac D	-260,0 %
Constante	- 0,496	7,4***	-	-

(1) Les estimations sont effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne (22,1 %)

(2) \*: significatif à 10 %

\*\* : significatif à 5 %

\*\*\* : significatif à 1 %

. Les variables les plus importantes dans la sélection en en faculté de médecine sont le baccalauréat (série et moyenne à l'écrit) ainsi que l'âge de l'étudiant.

La série du baccalauréat est assez déterminante puisque la probabilité des étudiants des séries A, B, F, ou G est quasiment nulle (en fait aucun des étudiants titulaires du baccalauréat dans ces séries n'a effectivement réussi). Entre les séries C et D, l'avantage est significativement en faveur de la série C dont la probabilité moyenne, toutes choses égales par ailleurs, dépasse celle de la série D de 24,3 %. Par contre, la moyenne d'écrit au baccalauréat vient éventuellement perturber cette hiérarchie des sections puisqu'un point de moyenne à l'écrit du baccalauréat augmente la probabilité de 9,2 %. Ainsi, pour un étudiant, le handicap du bac D, par rapport au bac C peut être compensé par une moyenne d'écrit au bac de 3,5 points supérieure (par exemple un bac D avec 13,5 de moyenne à l'écrit du bac se trouve dans des conditions comparables à un bac C dont la moyenne d'écrit n'aurait été que 10,0).

A côté du baccalauréat, l'âge joue de façon très significative avec une probabilité d'autant plus faible que l'étudiant est plus âgé (- 6,2 % par année). Une autre variable est d'une certaine façon non indépendante de l'âge : il s'agit de la variable "études précédentes". En effet, en moyenne, les étudiants qui s'inscrivent immédiatement après l'obtention du baccalauréat sont plus jeunes que ceux qui ont déjà été inscrits dans d'autres études supérieures. On observe alors que ces étudiants bénéficient (après une année passée généralement en classe préparatoire scientifique) d'un avantage qui se chiffre à 31,8 %, ce qui est tout à fait considérable. (Encore qu'il est plus convenable de défalquer 6,2 % de ces 31,8 % - soit 25,6 % - pour tenir compte de la différence d'âge).

. A côté de ces variables, nous trouvons essentiellement trois autres variables apportant une contribution significative à l'explication statistique de la sélection. Il s'agit de la taille de la commune, avec des réussites d'autant plus probables que l'étudiant

vient d'une agglomération de petite taille (écart de 10 % entre une origine rurale et une origine moyenne urbaine -20/100 000 habitants à l'avantage de la première). En second lieu, il faut noter l'influence notable des ressources des parents sur la réussite avec un écart de près de 15 % entre des étudiants dont les parents ont un revenu mensuel de 10.000 F ou de 3.000 F. Enfin, et sans qu'il nous soit possible de comprendre immédiatement l'effet de cette variable notons que la variable écart à la moyenne à l'EPI de Eysenck dans sa dimension N apporte une contribution négative et significativement élevée à la réussite en médecine première année.

Le tableau ci-après donne les résultats de quelques simulations portant principalement sur la série du baccalauréat, la moyenne à l'écrit et l'âge de l'étudiant. (les calculs ont été effectués pour des étudiants originaires de l'enseignement public, originaires d'une agglomération de 20 à 100 000 habitants, entrés à la faculté de médecine l'année de leur baccalauréat ; l'ensemble des autres variables étant assignées à leurs valeurs moyennes.

AGE (entrée)	17 ANS			18 ANS			19 ANS		
	Moyenne écrit bac	BAC C.	BAC D.	BAC A. B. F. G.					
Moyenne écrit bac	8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0
BAC C.	18,9	50,3	84,9	13,6	41,4	79,6	9,5	33,1	73,6
BAC D.	5,1	19,8	58,1	3,7	14,7	49,0	2,7	10,7	40,5
BAC A. B. F. G.	0	0	0	0	0	0	0	0	0

*Ce chiffre devient 81,8 %  
pour ceux des étudiants ayant pré-  
alablement fait une classe prépa-  
ratoire.*

*Ce chiffre devient 57,1 %  
pour les étudiants d'origine  
rurale plutôt qu'urbaine.*

Examinons maintenant comment ce schéma se modifie, ou plutôt se module, suivant les conditions de vie de l'étudiant au cours de l'année universitaire.

B. "EXPLICATION" DE LA RÉUSSITE ET DE L'ÉCHEC SUR L'ENSEMBLE  
DES INSCRITS. (Variables de base + conditions de vie).

L'estimation de ce modèle conduit à des résultats semblables à ceux du modèle précédent pour les variables de base mais permet de préciser les prévisions de réussite et de mesurer l'impact des "conditions de vie". Trois groupes de variables apparaissent avoir une contribution significative.

. Le mode de prise des repas. Le coefficient (significatif) de cette variable indique que, toutes choses égales par ailleurs, plus le nombre de repas pris au restaurant universitaire est élevé, plus probable est la réussite. Une hypothèse suivant laquelle la qualité des restaurants universitaires pourrait favoriser les études ou bien une hypothèse suivant laquelle la nourriture des restaurants universitaires laisserait les idées claires à l'étudiant ne serait pas infirmée par ce résultat. Toutefois, il est plus vraisemblable, comme cela a été démontré dans d'autres études, que d'une part cette variable matérialise la présence effective de l'étudiant à l'université, et que d'autre part la prise de repas au restaurant universitaire (par rapport à d'autres possibilités) a pour conséquence de faire gagner du temps à l'étudiant, temps qui est particulièrement précieux en première année d'études médicales. Cette variable a un impact non négligeable puisqu'il y a un écart positif de 8,5 % entre un étudiant qui utiliserait ces services 11 fois par semaine et un étudiant, qui toutes choses égales par ailleurs, ne les utiliserait que 6 fois.

. L'utilisation du temps. Il est sans doute un truisme de dire que les étudiants en première année de médecine travaillent beaucoup, et ce n'est pas cette enquête qui va le démentir, puisque, en moyenne ils consacrent 33 heures par semaine au travail universitaire, en dehors des cours, T.P. ou T.D. Mais, autour de cette moyenne très élevée, on observe que les écarts ont encore un effet significatif sur la réussite avec une augmentation de la probabilité de réussite d'environ 1 % par heure de travail hebdomadaire supplémentaire. A l'opposé, et avec une valeur absolue comparable, l'étudiant renonce à 1 % de probabilité de réussite par heure de loisir (sport, culture, ...).

VARIABLE X <sub>1</sub>	COEFFICIENT	X <sup>2</sup>	VARIATIONS "MARGINALES"	
			sur X <sub>j</sub> →	sur Y-réussite
Taille de la commune	- 0,324	18,6***	ville 20/100000 habitants/rural	- 10,7 %
Etudes précédentes sup/terminale	+ 1,656	10,2***	Sup/Terminale	+ 28,5 %
Test O 48	+ 0,054	52,4***	5 points	+ 4,2 %
Moyenne d'écrit au bac	+ 0,597	649,4***	1 point	+ 10,3 %
Origine du secondaire Public/Privé	+ 0,299	1,8	-	-
Ressources des parents (1.000 F.)	+ 0,118	11,6**	1 000,00 F	+ 2,0 %
EPI.N  écart à la moyenne	- 0,234	21,0***	3 points	- 12,0 %
EPI.E  écart à la moyenne	- 0,021	0,2	-	-
Age	- 0,563	2200***	1 an	- 9,6 %
BAC C/BAC D	+ 1,393	22,0***	Bac C/Bac D	+ 24,0 %
BacABFG/Bac D	-15,44	6,6***	Bac ABFG/Bac D	-265,6 %
Repas restaurant universitaire/semaine	+ 0,097	12,2***	1repas/semaine	+ 1,7 %
Logement App <sup>t</sup> en ville /logement chez parents	- 0,848	5,2**	Appartement en ville/parents	- 14,6 %
Logement CROUS/ logement parents	- 1,029	11,2***	CROUS/Parents	- 17,7 %
Heures de travail hors cours/semaine	+ 0,054	96,4***	5heures/semaine	+ 4,6 %
% temps passé en bibliothèque	+ 0,010	2,0	-	-
Heures de loisirs par semaine	- 0,071	3,0*	1heure/semaine	- 1,2 %
budget de l'étudiant par mois (100 F)	+ 0,108	8,0***	100,00 F / Mois	+ 1,8 %
Constante	- 0,832	18,0***	-	-



. Le mode de logement. On observe ici un écart entre ceux qui logent chez leurs parents et ceux qui logent soit dans une résidence du CROUS, soit dans un appartement en ville avec peu de différence entre ces deux derniers modes de logement. Entre ceux qui logent chez leurs parents et les autres, l'écart est de l'ordre de 15 %.

---

DISCIPLINE : MEDECINE

I - SERIE DU BACCALAUREAT

Série du bac.	A	B	C.E	D	F.G	Autres é- quivalences
rien passé	57,2	16,6	7,4	6,0	16,6	50,0
seulement 1 partiel	0	0	0	0	0	0
juin et/ou septem. échec	42,8	83,4	52,8	78,4	83,4	50,0
réussite	0	0	39,8	15,6	0	0
T O T A L	100	100	100	100	100	100

II - MOYENNE A L'ECRIT DU BACCALAUREAT

Moyenne à l'écrit du baccalauréat	< 10	10 - 12	> 12	non connue
rien passé	10,9	8,9	5,7	15,8
seulement 1 partiel	0	0	0	0
juin et/ou septem. échec	79,0	68,9	51,1	73,7
réussite	10,1	22,2	43,2	10,5
T O T A L	100	100	100	100

III - ANNEE D'OBTENTION DU BACCALAUREAT

Année du bac.	1974	1973	<1972
rien passé	7,0	19,1	46,2
seulement 1 partiel	0	0	0
juin et/ou septembre échec	70,4	66,7	30,8
réussite	22,6	14,3	23,1
T O T A L	100	100	100



## VII - ACTIVITE EN 1973-1974

%

Activité en 73/74	Salarié	Lycéen	Etudiant
rien passé	33,3	6,7	31,0
seulement 1 partiel	0	0	0
juin et/ou septemb. échec	66,7	70,7	48,3
réussite	0	22,7	20,7
T O T A L	100	100	100

## VIII - RESULTAT AU TEST D.48 (Test "logique")

Résultat D.48	< 26	26-34	> 34	Pas de test
rien passé	12,7	8,7	1,8	28,6
seulement 1 partiel	0	0	0	0
juin et/ou septembre échec	69,0	68,2	69,1	71,4
réussite	18,3	23,1	29,1	0
T O T A L	100	100	100	100

## IX - RESULTAT AU TEST BV 17 (Test "verbal")

%

Résultat B.V.17	< 85	85-95	> 95	Pas de test
rien passé	9,7	5,8	9,1	28,6
seulement 1 partiel	0	0	0	0
juin et/ou septembre échec	66,9	72,4	67,3	71,4
réussite	23,4	21,8	23,6	0
T O T A L	100	100	100	100

## X - DRIGINE OU SECONDAIRE.

Origine du secondaire	Public	Privé	Inconnue
rien passé	9,2	12,5	10,7
seulement 1 partiel	0	0	0
juin et/ou septemb. échec	66,7	73,4	75,0
réussite	25,1	14,1	14,3
T O T A L	100	100	100

## XI - MODE DE LOGEMENT.

Mode de logement	chez les parents	Appartement en ville	C.R.O.U.S.	Inconnu
rien passé	4,6	2,5	0,9	39,3
seulement 1 partiel	0	0	0	0
juin et/ou septemb. échec	72,4	65,4	75,6	59,0
réussite	23,0	32,1	25,5	1,6
T O T A L	100	100	100	100

## XII - UTILISATION DES RESTAURANTS UNIVERSITAIRES.

Nbre de repas R.U. / semaine	0-4	5-9	10-14	Inconnu
rien passé	2,1	1,9	4,3	39,3
seulement 1 partiel	0	0	0	0
juin et/ou septemb. échec	77,3	72,0	60,0	59,9
réussite	20,6	26,2	35,7	1,6
T O T A L	100	100	100	100

DISCIPLINE ; SCIENCE ECONOMIQUE.

- 152 étudiants français se sont inscrits pour la première fois en science économique à la rentrée 1974 à l'Université de Dijon. 65 ont été autorisés à s'inscrire en deuxième année, soit 42,8 % de l'effectif initial. (Le pourcentage de non réussite -57,2 %- se répartit en trois classes : 18,4 % avaient abandonné avant le passage des premiers partiels ; 14,5 % ont abandonné entre les premiers partiels (décembre 74) et le mois de juin, donc sans passer aucun examen de juin ou septembre ; enfin 24,3 % ont échoué par notes insuffisantes à des examens effectivement passés).

Deux modèles ont été estimés : le modèle type I qui cherche à "expliquer" la réussite (1) par rapport à l'échec (0) sur l'ensemble de la population en "première inscription", et le modèle type III qui est semblable, mais limité à la population des étudiants ayant passé au moins une épreuve de contrôle des connaissances (partiel ou examen).

A. "EXPLICATION" DE LA REUSSITE SUR L'ENSEMBLE DE LA POPULATION.  
(variables de base).

VARIABLES $X_j$	COEFFICIENTS	$\chi^2$ (2)	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			sur $X_j$ →	Sur Y réussite
Catégorie socio-professionnelle des parents	+ 0,664	3,8*	Cadre / non cadre	+ 16,3 %
"Etudes précédentes"	+ 2,418	31,4***	Non terminale (sup)/terminale	+ 59,2 %
Autre inscription	- 1,027	4,4**	Autre inscrit / pas d'autre inscrit.	- 25,1 %
Test BV.17	+ 0,018	51,4***	10 points	+ 4,4 %
Test D. 48	- 0,048	43,4***	5 points	- 5,9 %
Moyenne d'écrit au bac	+ 0,322	192,4***	1 point	+ 7,9 %
Sexe	+ 1,188	10,8***	féminin / masculin	+ 29,8 %
Bac C.E / Autres séries	+ 1,711	15,0***	Bac C.E / autres séries	+ 41,9 %
Origine du secondaire	+ 0,598	6,2**	Public/privé	+ 14,6 %
E P I.-N  écart à la moyenne	- 0,089	3,8*	3 points	- 6,4 %
E P I.-E  écart à la moyenne	+ 0,216	12,2***	3 points	+ 15,8 %
Age	- 0,272	456,4***	1 an	- 6,7 %
Ressources des parents ...1.000.F.	- 0,158	9,8***	1.000 F.	- 3,9 %
Bac ≤ 72 / Bac 73.74	- 1,781	7,0***	Bac ≤ 72 / Bac 73.74	- 43,6 %
Constante	+ 0,398	3,2*	-	-

(1) Les estimations sont effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne (42,8 %).

(2) \* : significatif au seuil de 10 %

\*\* : significatif au seuil de 5 %

\*\*\* : significatif au seuil de 1 %

Cette discipline est caractérisée par l'influence significative d'un nombre important de variables, avec des possibilités nombreuses de se trouver dans une zone de fortes probabilités ou de faibles probabilités de réussir. Dans cet ensemble de variables, le groupe qui apparaît avoir les effets les plus importants et les plus significatifs, est constitué des variables de type scolaire : Moyenne au baccalauréat, série du baccalauréat, année du baccalauréat et "études précédentes".

Les bacheliers de la série C (ou E) réussissent significativement mieux que ceux des autres séries (avec peu d'écart entre séries non C à l'exception des séries F et G qui sont marquées par des taux extrêmement faibles). La différence entre les bacs C et les autres est très importante (41,9 %). Elle est plus forte que celle qui apparaît dans un tableau de réussite par série de bac car les bacs C en Science économique ont en moyenne une note d'écrit au bac plus faible, ont plus souvent une autre inscription et sont plus souvent originaires de l'enseignement secondaire privé. Si l'effet de la série du bac est important, la façon avec laquelle le bac a été obtenu l'est aussi. Ainsi, avec 7,9 % de différence dans la probabilité de réussir, par point à la moyenne d'écrit, on arrive à un écart de 39,5 % entre un étudiant ayant 9 à l'écrit du bac et un étudiant ayant eu 14.

De plus, en Science économique, une partie non négligeable (1/3) des "premiers inscrits" dans cette discipline n'est pas un bachelier "de l'année". On observe alors en prenant en compte simultanément la variable "études précédentes", qui distingue les bacheliers de l'année des autres, la variable année du bac et la variable Age, que les étudiants qui ne viennent pas de terminale (mais majoritairement de classes préparatoires et de la faculté des sciences) ont un avantage très important (+ 59,2 %). Toutefois, cet avantage est normalement amputé de l'effet de l'âge (- 6,7 % par année) et surtout de l'effet de la variable "année du bac". On arrive alors à la conclusion que les bacheliers de 73 (bac 73 n'est pas significativement différent de bac 74) qui ont fait des études scientifiques et qui se réorientent en économie ont de très grandes chances de réussir. Toutefois, cet avantage est annulé si deux ans ou plus (généralement deux échecs ou plus) séparent le baccalauréat de l'inscription en économie.



Cette mauvaise réussite, sur la population globale, s'explique sans doute par l'effet psychologique des échecs multiples antérieurs et par le découragement. En effet, ces étudiants échouent majoritairement par l'absence aux épreuves de contrôle des connaissances.

A côté de ces variables, nous trouvons le sexe, avec une réussite significativement plus élevée pour les filles que pour les garçons, toutes choses égales par ailleurs. A noter que les garçons échouent spécialement plus par abandon puisque 60 % des garçons passent les épreuves de juin ou septembre, alors que ce même chiffre est supérieur à 80 % pour les filles. Nous trouvons également comme variables significatives les résultats aux tests avec des écarts relativement peu élevés.

Enfin, le coefficient de la variable "autre inscription" indique que toutes choses égales par ailleurs, les étudiants qui prennent une autre inscription simultanément à celle prise en économie, ont une probabilité plus faible de réussir. Cette notion de probabilité ayant "uniquement un sens statistique descriptif externe" car la majorité des étudiants ayant une autre inscription réussit lorsqu'elle passe les épreuves alors que sa façon d'échouer est essentiellement "par l'absence".

Le tableau ci-après donne les résultats de quelques simulations portant principalement sur la série du bac, la moyenne au bac et l'âge pour des étudiants bacheliers de l'année, d'origine modeste, de sexe masculin, originaires de l'enseignement public, l'ensemble des autres variables étant assignées à leurs valeurs moyennes.

AGE ENTREE		18 ANS			19 ANS			20 ANS		
		8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0
Moyenne écrit bac.		8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0
B	Série C.	53,5	68,6	88,8	48,0	62,5	86,5	41,3	57,3	82,9
A	Série non C.	17,2	28,4	58,9	14,3	23,2	53,6	11,3	19,5	46,8

Ces 2 chiffres calculés pour des garçons deviennent respectivement 87,7 % et 56,5 % pour les filles.

Ces 2 chiffres calculés pour des bacheliers de l'année deviennent respectivement 94,9 % et 77,2 % pour des bacheliers de 73 ayant fait des études scientifiques l'année précédente.

Cette mauvaise réussite, sur la population globale, s'explique sans doute par l'effet psychologique des échecs multiples antérieurs et par le découragement. En effet, ces étudiants échouent majoritairement par l'absence aux épreuves de contrôle des connaissances.

A côté de ces variables, nous trouvons le sexe, avec une réussite significativement plus élevée pour les filles que pour les garçons, toutes choses égales par ailleurs. A noter que les garçons échouent spécialement plus par abandon puisque 60 % des garçons passent les épreuves de juin ou septembre, alors que ce même chiffre est supérieur à 80 % pour les filles. Nous trouvons également comme variables significatives les résultats aux tests avec des écarts relativement peu élevés.

Enfin, le coefficient de la variable "autre inscription" indique que toutes choses égales par ailleurs, les étudiants qui prennent une autre inscription simultanément à celle prise en économie, ont une probabilité plus faible de réussir. Cette notion de probabilité ayant "uniquement un sens statistique descriptif externe" car la majorité des étudiants ayant une autre inscription réussit lorsqu'elle passe les épreuves alors que sa façon d'échouer est essentiellement "par l'absence".

Le tableau ci-après donne les résultats de quelques simulations portant principalement sur la série du bac, la moyenne au bac et l'âge pour des étudiants bacheliers de l'année, d'origine modeste, de sexe masculin, originaires de l'enseignement public, l'ensemble des autres variables étant assignées à leurs valeurs moyennes.

AGE ENTREE		18 ANS			19 ANS			20 ANS		
		8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0
Moyenne écrit bac.		8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0
B	Série C.	53,5	68,6	88,8	48,0	62,5	86,5	41,3	57,3	82,9
A	Série non C.	17,2	28,4	58,9	14,3	23,2	53,6	11,3	19,5	46,8

Ces 2 chiffres calculés pour des garçons deviennent respectivement 87,7 % et 56,5 % pour les filles.

Ces 2 chiffres calculés pour des bacheliers de l'année deviennent respectivement 94,9 % et 77,2 % pour des bacheliers de 73 ayant fait des études scientifiques l'année précédente.

Après ce modèle de réussite sur la population totale des premiers inscrits, examinons les résultats d'un modèle semblable sur la population limitée à ceux des premiers inscrits qui ont passé au moins une épreuve de contrôle des connaissances.

**B. "EXPLICATION" DE LA REUSSITE SUR LA POPULATION DES ETUDIANTS  
AYANT PASSE AU MOINS UNE EPREUVE DE CONTROLE DES CONNAISSANCES.**  
(variables de base + conditions de vie).

VARIABLES $X_j$	COEFFICIENTS	$\chi^2$	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur $X_j$ →	Sur Y réussite
"Etudes précédentes"	+ 3,321	128,2***	non terminale/ terminale	+ 82,8 %
Test BV.17	+ 0,027	55,9***	10 points	+ 6,8 %
Moyenne d'écrit au bac	+ 0,550	257,7***	1 point	+ 13,7 %
Sexe	+ 0,695	1,8	Féminin/ masculin	-
Bac C.E/Autres séries	+ 3,559	23,1***	Bac C.E/ autres séries	+ 88,8 %
Heures de cours, TP, TD / semaine	+ 0,120	48,2***	1 heure/Semaine	+ 3,0 %
Heures de travail univer- sitaire hors cours/semaine	- 0,073	16,1***	1 heure/Semaine	- 1,8 %
Travail en bibliothèque	+ 0,613	11,2***	20 % du travail univers.hors cours en bibliothèque	+ 15,2 %
Ressources parents 1000 F	- 0,380	31,9***	1000 F. / mois	- 9,5 %
Bac 73/74	- 1,519	21,4***	Bac 73/74	- 37,7 %
Appartement ville/parents	- 1,543	10,7***	Appartement ville / Autres	- 38,5 %
Cité universitaire/parents	- 0,664	1,7	Cité Universi./ parents	-
Heures de loisirs organi- sés par semaine	- 0,169	15,7***	1 heure/semaine	- 4,2 %
Constante	- 6,066	362,8***	-	-

(1) Les estimations ont été effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne (52,4 %). La variable âge a été omise dans l'analyse.

On observe par rapport au modèle précédent un renforcement de l'effet scolaire par l'intermédiaire des variables série du baccalauréat, moyenne à l'écrit du baccalauréat et "études précédentes".

Ce renforcement vient du fait des différences dans les populations de référence avec une origine à un moindre degré scolaire des causes de l'abandon sans notes. On remarquera aussi la disparition de la variable sexe avec des réussites semblables pour les garçons et pour les filles. (La différence significative au niveau de la population globale s'explique exclusivement par des abandons beaucoup plus fréquents chez les garçons).

Les autres variables n'ont pas d'effets inattendus ni d'effets très marquants, à l'exception de la variable "heures de travail universitaire hors cours, T.P., T.D./semaine" qui a un coefficient négatif. Nous avons déjà abordé ce problème dans la note introductive et nous n'y reviendrons pas. Les conditions de logement, et notamment le logement dans une chambre en ville, semblent avoir un effet sur la probabilité de réussite. Ce type de logement "libéral" est éventuellement susceptible de "distraire" l'étudiant de ses études. En effet, le type de logement est connu avec une bonne précision alors que l'utilisation du temps supporte une large imprécision, ce qui est susceptible de faire apparaître cette première variable très significative et de "perturber" les coefficients relatifs aux variables d'utilisation du temps.

Enfin notons que le travail en bibliothèque (généralement bibliothèque de section) est récompensé avec un coefficient relativement élevé (+ 15 % sur la probabilité lorsqu'on substitue un travail en bibliothèque à un travail en dehors des locaux universitaires pour une quantité représentant 20 % du travail universitaire hors cours, T.P., T. D. par semaine) et très significatif.

C. "EXPLICATION" DE LA NOTE D'ECRIT EN JUIN POUR LES ETUDIANTS AYANT PASSE L'ENSEMBLE DES EPREUVES. (Variable âge omise)

Outre la variable âge, qui est absente de l'analyse, et qui apporterait manifestement une contribution à l'explication statistique du phénomène, trois variables rendent compte d'une part relativement importante de la variance de la note moyenne obtenue. Ces variables sont celles que nous avons relevées dans les deux modèles précédents, à

savoir, la série du baccalauréat, la moyenne à l'écrit du bac et la variable "études précédentes".

VARIABLES	COEFFICIENT	t  DE STUDENT
Bac C/non C	+ 2,89	5,4 ***
Moyenne à l'écrit du bac	+ 0,56	3,8 ***
Activité 73/74 non terminale/terminale	+ 1,93	3,7 ***
Constante	+ 3,29	

$R^2 = 0,426$

DISCIPLINE : SCIENCE ECONOMIQUE

I - SERIE DU BACCALAUREAT

Série du bac.	A	B	C.E	D	F.G	Autres é- quivalences
rien passé	16,6	8,3	23,1	23,3	22,7	-
seulement 1 partiel	16,7	13,9	7,7	9,3	22,7	-
juin et/ou septem. échec	33,3	30,6	7,7	23,3	50,0	-
réussite	33,3	47,2	61,5	44,2	4,6	-
T O T A L	100	100	100	100	100	100

II - MOYENNE A L'ECRIT DU BACCALAUREAT

Moyenne à l'écrit du baccalauréat	< 10	10 - 12	> 12	non connue
rien passé	13,7	22,5	9,5	46,7
seulement 1 partiel	15,1	5,0	14,3	33,3
juin et/ou septem. échec	32,9	25,0	14,3	0
réussite	38,4	47,5	61,9	20,0
T O T A L	100	100	100	100

III - ANNEE D'OBTENTION DU BACCALAUREAT

Année du bac.	1974	1973	≤1972
rien passé	9,3	12,5	57,1
seulement 1 partiel	13,4	16,7	14,3
juin et/ou septembre échec	35,0	8,3	3,6
réussite	42,3	62,5	25,0
T O T A L	100	100	100



## VII - ACTIVITE EN 19/3-19/4

Activité en 73/74	Salarié	Lycéen	Etudiant
rien passé	50,0	8,5	35,3
seulement 1 partiel	25,0	11,7	17,7
juin et/ou septemb. échec	0	36,2	5,9
réussite	25,0	43,6	41,2
T O T A L	100	100	100

## VIII - RESULTAT AU TEST D.48 (Test "logique")

Résultat D.48	< 26	26-34	> 34	Pas de test
rien passé	8,0	18,6	4,3	60,0
seulement 1 partiel	20,0	10,5	21,7	13,3
juin et/ou septembre échec	28,0	26,7	21,7	13,3
réussite	44,0	44,2	52,2	13,3
T O T A L	100	100	100	100

## IX - RESULTAT AU TEST BV 17 (Test "verbal")

Résultat B.V.17	< 85	85-95	> 95	Pas de test
rien passé	18,3	13,2	8,3	60,0
seulement 1 partiel	13,3	15,8	13,9	13,3
juin et/ou septembre échec	33,3	21,1	19,4	13,3
réussite	35,0	50,0	58,3	13,3
T O T A L	100	100	100	100



## X - ORIGINE DU SECONDAIRE.

Origine du secondaire	Public	Privé	Inconnue
rien passé	17,3	7,1	63,6
seulement 1 partiel	9,1	28,6	27,3
juin et/ou septemb. échec	27,3	25,0	0
réussite	46,4	39,3	9,1
T O T A L	100	100	100

## XI - MODE DE LOGEMENT.

Mode de logement	chez les parents	Appartement en ville	C.R.O.U.S.	Inconnu
rien passé	6,7	2,2	14,3	59,4
seulement 1 partiel	6,7	15,6	9,5	25,0
juin et/ou septemb. échec	20,0	28,9	31,0	15,6
réussite	66,7	53,3	45,2	0
T O T A L	100	100	100	100

## XII - UTILISATION DES RESTAURANTS UNIVERSITAIRES.

Nbre de repas R.U. / semaine	0-4	5-9	10-14	Inconnu
rien passé	17,4	0	4,0	59,4
seulement 1 partiel	8,7	13,0	12,0	25,0
juin et/ou septemb. échec	26,1	23,9	36,0	15,6
réussite	47,8	63,0	48,0	0
T O T A L	100	100	100	100

DISCIPLINE : LETTRES MODERNES

- 99 étudiants français se sont inscrits pour la première fois en Lettres modernes à l'Université de Dijon à la rentrée 1974.\*  
48 étudiants ont été autorisés à s'inscrire en deuxième année soit 48,5 % de l'effectif initial. (Le pourcentage de non réussite - 51,5 % - se répartit en deux classes : 29,3 % n'ont passé aucune épreuve et 22,2 % ont échoué suite à des notes insuffisantes).

---

\* Non comptés les étudiants s'étant inscrit au Centre de Téléenseignement universitaire.

Deux types de modèles ont été estimés.

- . Le modèle type I sur l'ensemble des inscrits - "Explication" de la réussite/échec.
- . Le modèle type II sur l'ensemble des inscrits - "Explication" de la passation d'épreuves par rapport à l'abandon sans aucune note.

Nous examinerons successivement les résultats.

A. "EXPLICATION" DE LA REUSSITE (1) PAR RAPPORT A L'ECHEC (0) SUR L'ENSEMBLE DES INSCRITS.

VARIABLES $X_j$	COEFFICIENT	$x^2$ (2)	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur $X_j$	Sur Y réussite
Distance à Dijon (100 km)	- 0,543	2,4*	100 km	- 13,6 %
Catégorie socio-professionnelle des parents	+ 1,594	18,6***	Cadre/ non cadre	+ 39,8 %
"Etudes précédentes"	+ 0,691	4,3**	non terminale/ terminale	+ 17,3 %
Moyenne d'écrit au bac.	+ 0,316	127,1***	1 point	+ 7,9 %
Âge	- 0,575	563,5***	1 an	- 14,4 %
Origine du secondaire	- 1,348	17,3***	Public/privé	- 33,7 %
Constante	11,47	649,3***	-	-

(1) Les estimations ont été effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne (48,5 %).

(2) \* : significatif à 10 %

\*\* : significatif à 5 %

\*\*\* : significatif à 1 %

Le tableau ci-dessus donne l'impression d'une structure "heurtée" marquée par l'influence d'un nombre faible de variables ayant des effets très marqués dans un sens comme dans l'autre.

Les variables qui sont caractérisées par des effets à la fois importants et très significatifs sont l'âge et la moyenne d'écrit au

bac. L'âge est sans doute la variable la plus importante avec une probabilité d'autant plus faible que l'étudiant est âgé. L'écart - 14,4 % par année d'âge - entre un étudiant de 18 ans et un étudiant de 21 ans, est, toutes choses étant égales par ailleurs, supérieur à 40 % ce qui est tout à fait considérable.

De façon très significative également, la moyenne d'écrit au baccalauréat est associée à la probabilité de réussite. Ainsi, avec 7,9 % par point d'écart à l'écrit du baccalauréat, cette variable assez strictement scolaire à ce niveau d'analyse, marque une différence de 23 % entre un baccalauréat obtenu avec 9 à l'écrit et un baccalauréat obtenu avec 12 à l'écrit, à l'avantage de ce dernier. On notera que la série du baccalauréat est absente des résultats. Cela tient au fait que dans la population, les baccalauréats non A d'une part sont très peu nombreux et d'autre part ne se distinguent pas statistiquement de façon significative des bacs de la série A. Toutefois, on voit ici les interactions entre les procédures d'accès et celles de réussite, et on ne peut pas directement au vu des résultats affirmer que la série du bac ne "joue" pas ou ne "jouerait" pas si la population était différente.

La catégorie socio-professionnelle d'origine est également très associée à la probabilité de réussite avec un handicap de près de 40 % pour les étudiants de milieu modeste (ouvriers, employés agriculteurs, artisans-commerçants), par rapport aux étudiants de milieu favorisé (cadres moyens, cadres supérieurs, professions libérales). Il s'agit là d'un écart, toutes choses égales d'ailleurs, car les fils (filles) des C.S.P. modestes, qui sont en lettres modernes, ont en moyenne des résultats meilleurs à l'écrit du bac que les fils (filles) issus des C.S.P. élevées (ce qui explique que l'écart marginal mesuré dans ce modèle soit supérieur à l'écart global apparent dans un tableau de la réussite par catégorie socio-professionnelle).

A côté de ces trois variables qui sont les plus importantes dans le processus de sélection de première année, nous trouvons la distance entre le domicile des parents et Dijon avec un handicap à la réussite pour les étudiants originaires des zones géographiques éloignées de Dijon (13,6 % de baisse de la probabilité,

toutes choses égales par ailleurs, par "tranche" de 100 km). On observe également que les étudiants originaires de l'enseignement privé réussissent significativement mieux que ceux de l'enseignement public avec un écart important. On pourra noter que cette discipline est la seule (dans notre échantillon) dans laquelle les étudiants originaires du secondaire privé réussissent mieux que les étudiants venant du secondaire public. Enfin, la variable baptisée "études précédentes", qui distingue les étudiants qui étaient en terminale l'année précédant leur entrée en Lettres modernes et les autres, a un coefficient positif. Toutefois, bien sûr, cette variable n'est pas indépendante de l'âge, car en moyenne les étudiants qui avaient interrompu leurs études pour les reprendre, ou les étudiants qui se ré-orientent vers lettres modernes après généralement un échec dans une autre discipline, sont plus âgés que les bacheliers qui s'inscrivent immédiatement après leur bac. Le caractère significatif de cette variable ne doit pas faire croire que ces étudiants (anciens étudiants ou salariés) réussissent mieux que les bacheliers de l'année. En effet, si on examine ensemble cette variable "études précédentes" et la variable âge, on arrive plutôt à la conclusion suivante : il n'y a pas de handicap pour l'étudiant qui n'a "perdu" qu'un an depuis son bac  $[ + 17,3 \% \text{ (études précédentes)} - 14,4 \% \text{ (1 an d'âge)} = + 2,9 \% ]$  alors que le handicap (solde d'études précédentes et d'Age) croît très vite lorsque l'écart d'avec l'année du bac augmente. Cette prise en compte simultanée indique aussi que des étudiants qui ont arrêté leurs études pour les reprendre, ont, toutes choses égales d'ailleurs, et notamment le même âge, plus de chance de réussir que des étudiants qui s'inscrivent directement après un bac obtenu tardivement.

Le tableau ci-après donne le résultat de quelques simulations portant principalement sur l'âge, la moyenne d'écrit au baccalauréat et la catégorie socio-professionnelle d'origine. [Les calculs ont été effectués pour des étudiants originaires de l'enseignement secondaire public, inscrits immédiatement après leur baccalauréat, et originaires d'une localité située à 68 km de Dijon (distance moyenne dans la population)].

MOYENNE ECRIT BAC		8,0		10,0		14,0	
ORIGINE SOCIALE		Cadre	non cadre	Cadre	non cadre	Cadre	non cadre
A G E (En- trée)	18 ANS	65,2	28,5	63,1	50,0	93,9	72,4
	19 ANS	52,5	18,3	73,4	35,9	88,1	58,9
	20 ANS	38,4	11,2	60,8	24,0	80,5	45,8
	21 ANS	26,1	6,6	46,7	15,1	72,2	35,7

*Ce chiffre, calculé pour une distance à Dijon moyenne, devient 43 % pour des dijonnais et 19 % pour des étudiants de Nevers (200 km).*

**B. "EXPLICATION" DE LA PASSATION D'EPREUVES PAR RAPPORT A  
L'ABANDON SANS NDTE. - population : ensemble des inscrits -**

L'examen de la réussite et de l'échec sur l'ensemble des inscrits est intéressant, car au niveau de la prévision ex ante nous ne disposons d'aucune information sur la participation des étudiants à la vie universitaire. Toutefois, au niveau de la description, nous observons qu'il y a deux manières de non réussir. La première consiste à ne pas passer les épreuves, la seconde à passer les épreuves et à y échouer.

Nous avons cherché quelles variables pouvaient rendre compte du phénomène de l'abandon sachant que nous ne disposons que de certains types de variables. En particulier, nous n'avons aucune information concernant les "conditions de vie" des étudiants ayant abandonné, or, nous pouvons penser que celles-ci sont en fait présentes dans l'explication de l'abandon. Cependant, nous avons estimé le modèle caractérisant l'abandon à partir des variables disponibles.

VARIABLES $X_j$	COEFFICIENT	$\chi^2$	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur $X_j$ →	Sur Y réussite
Catégorie socio-prof. des parents.	+ 0,848	3,4*	Cadre/ non cadre	+ 17,6 %
Moyenne d'écrit au bac	+ 0,263	82,6***	1 point	+ 5,4 %
Age	- 0,236	75,3***	1 an	- 4,9 %
Sexe	- 1,152	6,8***	Fille/garçon	- 23,9 %
Origine du secondaire	- 0,50	94,5***	Public/privé	- 10,3 %
Constante	+10,025	653,4***	-	-

(1) Les estimations ont été effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne de ne pas abandonner (70,7 %).

La structure de ce modèle est assez semblable à celle du modèle précédent à savoir que les variables qui globalement sont associées à l'échec le sont aussi à sa forme particulière qu'est l'abandon. Il y a donc un certain continuum (si on fait abstraction des conditions de vie absentes de l'analyse) avec l'impact des variables "moyenne de l'écrit du baccalauréat", "age", "catégorie socio-professionnelle d'origine" et "origine de l'enseignement secondaire". Toutefois, apparaît également l'effet significatif de la variable sexe avec des abandons moindres pour les filles que pour les garçons.

DISCIPLINE : LETTRES MODERNES.

I - SERIE DU BACCALAUREAT

Série du bac.	A	B	C.E	D	F.G	Autres é- quivalences
rien passé	26,8	50,0	0	40,0	66,7	50,0
seulement 1 partiel	0	0	33,3	0	0	0
juin et/ou septem. échec	19,5	50,0	0	40,0	33,3	25,0
réussite	53,7	0	66,7	20,0	0	25,0
T O T A L	100	100	100	100	100	100

II - MOYENNE A L'ECRIT DU BACCALAUREAT

Moyenne à l'écrit du baccalauréat	< 10	10 - 12	> 12	non connue
rien passé	26,9	20,6	13,0	75,0
seulement 1 partiel	0	0	0	6,2
juin et/ou septem. échec	34,6	17,6	17,4	12,5
réussite	38,5	61,8	69,6	6,3
T O T A L	100	100	100	100

III - ANNEE D'OBTENTION DU BACCALAUREAT

Année du bac.	1974	1973	≤1972
rien passé	16,9	16,7	72,7
seulement 1 partiel	0	8,3	0
juin et/ou septembre échec	23,1	25,0	13,7
réussite	60,0	50,0	13,6
T O T A L	100	100	100





## VII - ACTIVITE EN 1973-1974

Activité en 73/74	Salarié	Lycéen	Etudiant
rien passé	91,7	15,9	33,3
seulement 1 partiel	8,3	0	0
juin et/ou septemb. échec	0	22,2	29,2
réussite	0	61,9	37,5
T O T A L	100	100	100

## VIII - RESULTAT AU TEST D.48 (Test "logique")

Résultat D.48	< 26	26-34	> 34	Pas de test
rien passé	28,1	22,2	9,1	44,8
seulement 1 partiel	0	0	0	3,4
juin et/ou septembre échec	12,5	48,1	9,1	10,4
réussite	59,4	29,7	81,8	41,4
T O T A L	100	100	100	100

## IX - RESULTAT AU TEST BV 17 (Test "verbal")

Résultat B.V.17	< 85	85-95	> 95	Pas de test
rien passé	25,9	15,0	26,1	44,8
seulement 1 partiel	0	0	0	3,4
juin et/ou septembre échec	25,9	30,0	21,7	10,4
réussite	48,2	55,0	52,2	41,4
T O T A L	100	100	100	100

X - ORIGINE DU SECONDAIRE.

Origine du secondaire	Public	Privé	Inconnue
rien passé	20,6	20,0	75,0
seulement 1 partiel	0	0	6,5
juin et/ou septemb. échec	23,5	26,7	6,2
réussite	55,9	53,3	12,5
T O T A L	100	100	100

XI - MODE DE LOGEMENT.

Mode de logement	chez les parents	Appartement en ville	C.R.O.U.S.	Inconnu
rien passé	4,2	15,4	18,2	69,0
seulement 1 partiel	0	7,7	0	0
juin et/ou septemb. échec	12,5	30,8	27,3	17,2
réussite	83,3	46,1	54,5	13,8
T O T A L	100	100	100	100

XII - UTILISATION DES RESTAURANTS UNIVERSITAIRES.

Nbre de repas R.U. / semaine	0-4	5-9	10-14	Inconnu
rien passé	15,1	0	50,0	66,7
seulement 1 partiel	1,9	0	0	0
juin et/ou septemb. échec	15,1	42,9	50,0	20,0
réussite	67,9	57,1	0	13,3
T O T A L	100	100	100	100

DISCIPLINE : M.I.P.C.

(Deug "A" de Sciences)

- 204 étudiants se sont inscrits pour la première fois dans l'U. E. R. de Mathématiques, Informatique, Physique, Chimie (M.I.P.C.). 59 étudiants ont été autorisés à s'inscrire en deuxième année soit 28,9 % de l'effectif initial. (Le pourcentage d'échec de 71,1 % se répartit en trois groupes : 17,6 % n'ont passé aucun partiel ni aucun examen, 7,4 % ont "disparu" après le premier partiel et 46,1 % ont échoué suite à des notes insuffisantes).

Trois types de modèle ont été estimés. Il s'agit d'une part du modèle I de réussite sur l'ensemble des inscrits et du modèle II sur la population qui a effectivement passé des épreuves de contrôle des connaissances et d'autre part du modèle III qui oppose les étudiants ayant passé des épreuves à ceux qui ont "abandonné" rapidement ou qui n'ont passé aucun contrôle.

I. ESTIMATION DE MODELES TYPE I SUR L'ENSEMBLE DES INSCRITS.

A. ANALYSE SUR LA POPULATION GLOBALE AVEC LES  
VARIABLES DE "BASE" SEULES.

VARIABLE X <sub>j</sub>	COEFFICIENT	χ <sup>2</sup> (2)	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur X <sub>j</sub> →	Sur Y réussite
Distance à Dijon (100 km)	- 0,250	3,2*	100 km	- 5,1 %
Nombre d'enfants à charge des parents	- 1,062	8,0***	3/1	- 21,8 %
Diplôme du père	- 0,027	0,2	-	-
Études précédentes Sup./Terminale	- 0,512	0,6	-	-
Autre inscription	- 0,496	4,2**	oui/non	- 25,1 %
Test BV 17	+ 0,040	227,8***	10 points	+ 8,2 %
Test D 46	- 0,037	34,2***	5 points	- 4,0 %
EPI.N écart à la moyenne	+ 0,480	1,2	-	-
EPI.E	- 0,129	50,6***	5 points	- 13,3 %
Moyenne d'écrit au bac	+ 0,341	266,0***	1 point	+ 7,0 %
Age	- 0,313	712,2***	1 an	- 6,4 %
Bac C.E./Bac ABDFG	+ 5,769	430,0***	BacC.E./BacABDFG	+118,6 %
Bac 73/Bac 74	- 1,484	1,8	-	-
Bac 72.71.../Bac 74	+ 0,785	1,2	-	-
Origine du secondaire Public/Privé	+ 0,613	8,8***	Public/privé	+ 12,6 %
Constante	- 5,543	639,6***	-	-

(1) Les estimations sont effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne (28,9 %).

(2) \* significatif à 10 %. \*\* significatif à 5 %. \*\*\* significatif à 1 %.

Les variables qui apparaissent avoir les effets les plus significatifs sont la série du baccalauréat, la moyenne d'écrit au Baccalauréat et l'âge.

La série du baccalauréat est tout à fait déterminante, non pas vraiment de la réussite mais de l'échec puisqu'aucun étudiant titulaire d'un baccalauréat d'une série autre que C n'a pu valider son année. Toutefois, à l'intérieur de cette population sélectionnée les écarts restent importants avec une fréquence moyenne de réussite de 35,1 % et des différences notamment en fonction de la "qualité" de la réussite au baccalauréat. Ainsi, 1 point supplémentaire à la moyenne d'écrit au bac augmente de 7,0 % la probabilité de réussir (un bac C avec 13 de moyenne à l'écrit, par exemple, a une probabilité supérieure de 28 % par rapport à un même bac C mais avec 9 de moyenne à l'écrit).

A côté du baccalauréat, l'âge joue de façon complémentaire dans la mesure où il y a une certaine relation entre cette variable et le "brio" de la réussite au bac. (Ainsi, il y a une corrélation négative et significative entre l'âge et la note moyenne obtenue à l'écrit du bac). Toutes choses égales par ailleurs, il y a une probabilité de réussir d'autant plus faible que l'étudiant est âgé. Cette prime à la jeunesse qui est une constante dans toutes les disciplines vaut ici 6,4 % par année.

Les résultats aux tests apportent également une part à l'explication statistique de la réussite. Si on considère le groupe des tests (logique) D.48 et (verbal) BV.17, on se trouve dans la situation inverse de celle à laquelle on aurait pu éventuellement s'attendre puisque le coefficient du test verbal est positif et celui du test logique négatif. De plus, en dépit de la valeur absolue relativement faible des coefficients ceux-ci sont très significatifs. Quant au résultat au test de personnalité, il ressort de façon très affirmée, tant par la valeur du coefficient que par sa significativité, que la probabilité de réussite est d'autant plus élevée que l'étudiant est introverti ou d'autant plus faible que l'étudiant est extraverti. L'écart en termes de probabilité est supérieur à 25 % entre un étudiant ayant 5 comme résultat à l'EPIE. et un étudiant ayant 15, qui sont deux valeurs relativement très courantes. Il est assez frappant de

constater à quel point ce trait de personnalité peut éventuellement être un substitut à un baccalauréat obtenu avec justesse (à condition bien sûr qu'il s'agisse de la série C).

On observera aussi que les étudiants issus de l'enseignement privé ont, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité inférieure de 12,3 % de réussir, par rapport à ceux issus de l'enseignement public (l'écart réel est en fait de 17,7 % - 31,1 % contre 13,4 % - mais une partie de la différence est "absorbée" par les variables Age et Moyenne à l'écrit du baccalauréat).

Enfin, et cela renvoie vraisemblablement à d'autres variables non prises en compte dans cette analyse, il est à noter qu'il y a un handicap lourd et significatif pour les familles devant supporter la charge d'entretien de nombreux enfants généralement à un âge où cette charge est spécialement importante.

Le tableau ci-après donne les résultats de quelques simulations opérées à partir du modèle précédent. Les calculs ont été effectués pour des étudiants issus de l'enseignement public, d'une famille dans laquelle il y a 2 enfants à charge, l'ensemble des variables, à l'exception de celles mentionnées, étant assignées à leur valeur moyenne dans la population.

AGE ENTREE		17 ANS			18 ANS			19 ANS		
MOYENNE ECRIT BAC		8,0	11,0	14,0	8,0	11,0	14,0	8,0	11,0	14,0
B	EPIE = 5	45,1	69,3	92,3	36,5	61,6	85,9	29,3	53,4	75,9
A	EPIE = 10	29,5	53,6	76,2	23,3	45,8	70,1	17,7	38,2	63,7
C	EPIE = 15	18,0	38,4	63,5	15,2	30,7	54,4	11,9	25,0	47,9
Bac A B D F G		0	0	0,6	0	0,3	0,7	0	0	0

Ce chiffre est calculé pour l'enseignement public. Le chiffre équivalent pour l'enseignement privé serait 31,4 %

Ce chiffre est calculé pour des étudiants dont les parents habitent à 85 km de Dijon. Devient 50,7 % pour les dijonnais et 38,8 % pour les étudiants originaires de Nevers (200 km).

Ce chiffre calculé pour un résultat de 88 au test BV.17 devient 39,1 % pour un score de 80 et 57,8 % pour un score de 100.

B. ANALYSE SUR L'ENSEMBLE DE LA POPULATION QUI A PASSE AU MOINS UN PARTIEL OU UN EXAMEN AVEC LES VARIABLES DE "BASE" ET LES CONDITIONS DE VIE.

Comme nous l'avons déjà souligné, l'analyse globale sur l'ensemble des inscrits prend en compte deux phénomènes de sélection de façon simultanée : celui de l'abandon dès le début de l'année universitaire (sans avoir passé ni partiel ni examen) et celui de l'échec par notes insuffisantes. Une estimation du modèle type II [(1) pour "a passé des épreuves" contre (0) "n'a rien passé"] a été faite. Elle révèle que s'il y a un certain continuum entre ces deux types de non réussite, il y a aussi des différences assez notables. Le tableau ci-dessous résume l'analyse aux variations faite à partir de ce modèle :

VARIABLE $X_j$	VARIATIONS "MARGINALES"	
	Sur $X_j$ →	Sur Y Probabilité de ne pas abandonner
Nombre d'enfants à charge des parents	3 enfants / 1 enfant	- 11,1 % **
Catégorie socio-professionnelle des parents	cadre / non cadre	+ 11,4 % ***
Etudes précédentes	Sup./terminale	- 26,9 % ***
Test BV.17	10 points	- 1,8 % ***
Test D. 48	5 points	+ 1,7 % ***
Test EPI.E	5 points	- 11,2 % *
Moyenne d'écrit au bac	1 point	+ 1,0 % ***
Age	1 an	- 4,3 % ***
Bac C.E/Bac ABOFG	Bac C.E/Bac ABOFG	+ 10,1 % ***
Origine du secondaire	Public/privé	- 31,6 % ***

Les variables dont l'impact est le plus fort sont des variables économiques (par l'intermédiaire de la C.S.P. et de la taille de la famille) des variables d'âge (par l'intermédiaire des études précédentes et d'âge) et une variable "pédagogique" (série du bac)



sachant que l'abandon est plus fréquent chez les étudiants originaires de familles modestes et nombreuses, chez les étudiants âgés et ayant déjà fait une année au moins d'études supérieures dans une autre discipline et chez les étudiants titulaires d'un baccalauréat d'une série non C. Enfin, les étudiants qui viennent de l'enseignement privé échouent rarement par "abandon".

Après avoir examiné les caractéristiques essentielles du modèle d'abandon, nous pouvons nous attacher aux résultats du modèle de réussite pour les "rescapés" qui ont effectivement passé les épreuves.

VARIABLES $x_j$	COEFFICIENTS	$\chi^2$	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur $x_j$	Sur Y réussite
Test BV 17	+ 0,058	262,1***	10 points	+ 13,2 %
Test D.48	- 0,062	50,0***	5 points	- 7,0 %
Test EPI.E	- 0,236	93,0***	5 points	-26,9 %
Moyenne d'écrit au bac	+ 0,303	142,2***	1 point	+ 6,9 %
Age	- 0,184	151,6***	1 an	- 4,2 %
Bac CE/Bac ABDFG	+ 6,941	376,5***	Bac CE/Bac ABDFG	+158,1 %
Origine du secondaire	+ 1,464	27,1***	Public/privé	+ 33,3 %
Activité salariée	+ 2,173	10,9***	Salarié/non sala.	+ 49,5 %
logement, app <sup>t</sup> . en ville / chez les parents	- 1,757	12,5***	appt. ville/ parents	- 40,0 %
CROUS/chez les parents	- 1,957	20,1***	CROUS/ parents	- 44,6 %
Repas au rest. univers. / semaine	+ 0,208	22,4***	1 repas/semaine	+ 4,7 %
Heures de loisir/ semaine	+ 0,143	7,1***	1 heure/semaine	+ 3,3 %
Constante	-10,211	869,5***	-	-

{1} les estimations ont été effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne (35,1 %).

Par rapport à l'estimation du modèle I qui prenait en compte la totalité des inscrits avec uniquement les variables de "base", les différences portent essentiellement sur l'influence des résultats au test EPI.E et de la variable origine de l'enseignement

modèle, tiennent à l'introduction des variables de conditions de vie et majoritairement aux conditions de logement. Globalement, il apparaît nettement que le logement ailleurs que chez les parents (qu'il soit CROUS ou chambre en ville) est un handicap assez sérieux à la réussite en première année de M.I.P.C. Il est alors intéressant de noter la concomitance de coefficients très élevés et de signe contraire pour le logement d'une part, pour le mode de prise de repas d'autre part. En effet, la variable "nombre de repas par semaine pris au restaurant universitaire" est sans doute un bon indicateur de la présence effective (au moins pour les non-dijonnais) sur la "scène" universitaire. On observe alors que celui qui est très présent compense pour une bonne part le handicap du logement, alors que les étudiants extérieurs à Dijon qui sont moins présents<sup>1</sup> dans la ville universitaire abandonnent des chances de réussir. Quant à l'augmentation de l'écart entre l'origine publique et l'origine privée par rapport au modèle I, il apparaît qu'elle tient au fait que les étudiants originaires de l'enseignement privé sont beaucoup plus souvent des dijonnais que les étudiants qui ont fait leur secondaire dans le public. Par conséquent, ils bénéficiaient en moyenne d'un avantage, qui une fois supprimé par "normalisation" des autres variables (et en particulier du logement) conduit à un écart net plus important.

Pour terminer, il est nécessaire de faire mention de l'effet statistique de la variable "activité salariée de l'étudiant". En effet, l'ampleur et le signe du coefficient vont à l'encontre de l'hypothèse maintes fois vérifiée par ailleurs suivant laquelle une activité salariée est un handicap à la réussite. La raison de cet état de fait est double. En premier lieu, en dépit du taux de réponse relativement élevé au questionnaire sur les conditions de vie (81,9%), on ne peut éliminer la possibilité d'une sous représentation des salariés, et en second lieu, il faut noter qu'une majorité des salariés sont en fait des élèves-enseignants de l'Ecole Normale, qui n'ont de salariés que le salaire qu'ils touchent sans

---

<sup>1</sup> Les possibilités d'une vie "sociale" sur le campus sont relativement très limitées, ce qui, manifestement, est de nature à handicaper les non-dijonnais.

subir les contraintes liées à l'utilisation du temps. Qui plus est, ces élèves salariés sont à la fois motivés à réussir et aidés par un encadrement pédagogique compétent extérieur à l'encadrement universitaire. Le coefficient positif de la variable "salarié" est alors le reflet de la qualité de ce type d'organisation et ne doit pas être perçu comme un avantage dont pourraient bénéficier les salariés "ordinaires" qui viennent s'inscrire en MIPC.

---

DISCIPLINE : M. I. P. C. Deug AI - SERIE DU BACCALAUREAT

Série du bac.	A	B	C.E	D	F.G	Autres é- quivalences
rien passé	-	-	16,2	20,8	36,4	-
seulement 1 partiel	-	-	6,0	12,5	18,2	-
juin et/ou septem. échec	-	-	42,5	66,7	45,4	-
réussite	-	-	35,3	0	0	-
T O T A L	100	100	100	100	100	100

II - MOYENNE A L'ECRIT DU BACCALAUREAT

Moyenne à l'écrit du baccalauréat	< 10	10 - 12	> 12	non connue
rien passé	13,8	18,5	18,1	33,3
seulement 1 partiel	12,1	10,8	1,4	0
juin et/ou septem. échec	58,6	46,1	36,1	44,4
réussite	15,5	24,6	44,4	22,3
T O T A L	100	100	100	100

III - ANNEE D'OBTENTION DU BACCALAUREAT

Année du bac.	1974	1973	≤1972
rien passé	14,4	18,2	47,4
seulement 1 partiel	7,5	0	10,5
juin et/ou septembre échec	46,3	63,6	15,8
réussite	29,8	18,2	26,3
T O T A L	100	100	100



## VII - ACTIVITE EN 1973-1974

Activité en 73/74	Salarisé	Lycéen	Etudiant
rien passé	25,0	14,3	42,9
seulement 1 partiel	25,0	7,4	0
juin et/ou septemb. échec	50,0	48,0	28,6
réussite	0	30,3	28,5
T O T A L	100	100	100

## VIII - RESULTAT AU TEST D.48 (Test "logique")

Résultat D.48	< 26	26-34	> 34	Pas de test
rien passé	15,4	12,2	18,6	41,4
seulement 1 partiel	19,2	9,1	2,3	0
juin et/ou septembre échec	38,5	54,1	48,8	34,5
réussite	26,9	24,5	30,3	24,1
T O T A L	100	100	100	100

## IX - RESULTAT AU TEST BV 17 (Test "verbal")

Résultat B.V.17	< 85	85-95	>95	Pas de test
rien passé	15,3	14,9	10,2	41,4
seulement 1 partiel	8,5	11,9	4,1	0
juin et/ou septembre échec	61,0	40,3	42,8	34,5
réussite	15,2	32,9	42,9	24,1
T O T A L	100	100	100	100

## X - ORIGINE DU SECONDAIRE.

Origine du secondaire	Public	Privé	Inconnue
rien passé	16,4	20,0	50,0
seulement 1 partiel	7,1	13,3	0
juin et/ou septemb. échec	45,4	53,3	50,0
réussite	31,1	13,4	0
T O T A L	100	100	100

## XI - MODE DE LOGEMENT.

Mode de logement	chez les parents	Appartement en ville	C.R.O,U.S.	Inconnu
rien passé	16,3	8,5	10,0	44,7
seulement 1 partiel	4,1	6,4	5,7	15,8
juin et/ou septemb. échec	34,7	53,2	61,4	23,7
réussite	44,9	31,9	22,9	15,8
T O T A L	100	100	100	100

## XII - UTILISATION DES RESTAURANTS UNIVERSITAIRES.

Nbre de repas R.U. / semaine	0-4	5-9	10-14	Inconnu
rien passé	15,9	8,5	8,0	43,6
seulement 1 partiel	2,9	7,0	8,0	15,4
juin et/ou septemb. échec	43,5	54,9	60,0	25,6
réussite	37,7	29,6	24,0	15,4
T O T A L	100	100	100	100

INSTITUT UNIVERSITAIRE DE TECHNOLOGIE.

GESTION DES ENTREPRISES

150 étudiants ont été inscrits à la rentrée universitaire pour la première fois à l'I.U.T.-département Gestion des entreprises, à la rentrée 1974. 104 étudiants ont été autorisés à s'inscrire en deuxième année soit 71,7 % de l'effectif initial.



Dans la mesure où la quasi totalité des étudiants a passé au moins les partiels de décembre, seul le modèle type I "expliquant" la réussite par rapport à l'échec sur la population globale inscrite, a été estimé.

A. "EXPLICATION" DE LA REUSSITE (1) ET DE L'ECHEC (0) SUR LA TOTALITE DES INSCRITS. (Variables de base).

VARIABLES $X_j$	COEFFICIENTS	$\chi^2$ (2)	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur $X_j$	Sur Y réussite
Diplôme père	- 0,102	0,82	-	-
Ressources des parents 1000F	- 0,052	0,84	-	-
"Etudes précédentes"	+ 1,211	2,87*	non terminale/ terminale	+ 23,0 %
Test D.48	+ 0,163	526,1***	5 points	+ 15,8 %
Test EPI.E	- 0,070	13,6***	5 points	- 6,7 %
Moyenne d'écrit au bac	+ 0,227	12,8***	1 point	+ 4,3 %
Age	+ 0,003	0,1	-	-
Sexe	+ 0,231	0,4	-	-
Série du bac	+ 1,145	7,6***	Bac C.D.E/ Autres séries	+ 22,3 %
Origine du secondaire	+ 0,914	17,1***	Public/privé	+ 17,4 %
Constante	- 6,349	197,6***	-	-

(1) les estimations ont été effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne (71,7 %)

(2) \* : significatif au seuil de 10 %  
 \*\* : significatif au seuil de 5 %  
 \*\*\* : significatif au seuil de 1 %.

Un nombre relativement faible de variables intervient dans l'explication statistique de la réussite. Ceci est sans doute dû pour partie à la probabilité globale de réussite qui est assez élevée en regard des autres disciplines universitaires de l'échantillon choisi.

La variable qui apparaît la plus significative est le résultat au test logique D.48. La variation envisagée sur le résultat (5 points) est inférieure à un écart-type dans la distribution du score brut obtenu, ce qui atteste de l'impact de cette variable (près de 25 % d'écart dans la probabilité de réussite entre la note brute de 26 et la note brute de 34). Le résultat au test logique n'est pas parfaitement indépendant d'autres variables. On peut noter deux relations principales, bien que relativement faibles entre termes de corrélation.

1. Relation avec la variable sexe avec une réussite meilleure pour les filles que pour les garçons, ce qui explique que le coefficient de la variable sexe n'est pas significatif dans ce modèle alors qu'on observe un écart assez important dans un tableau univarié (Réussite/sexe- (65,8 % pour les garçons et 78,8 % pour les filles).

2. La deuxième relation est avec la variable série du bac, avec des notes en moyenne supérieures pour les bacheliers des séries C, D et E. Toutefois, outre cette relation, il y a un effet net de la part de la série du bac avec un écart de plus de 20 % dans la probabilité de réussite entre les séries scientifiques et les autres à l'avantage des premières. La qualité de la réussite au bac mesurée par la moyenne obtenue à l'écrit intervient aussi dans l'explication des différences interindividuelles en matière de réussite. Avec 4,3 % par point, la différence est 17,2 % entre un étudiant ayant eu 9 à l'écrit du bac et un étudiant ayant eu 13.

A côté de ces variables, nous trouvons les résultats au test de personnalité dans sa dimension Introversiion-Extraversiion avec des résultats meilleurs pour les étudiants introvertis que pour les étudiants extravertis. Nous trouvons également l'origine du secondaire avec des résultats significativement inférieurs pour les étudiants originaires de l'enseignement privé. Ce type de résultat n'est pas propre à cette discipline, mais, il nous est difficile à cette étape de la recherche de comprendre la raison de cet écart. (à noter que l'écart dans ce modèle est inférieur à celui observé dans un tableau univarié Réussite/origine du secondaire ; ceci est dû à la relation de cette variable avec la moyenne d'écrit au bac qui est inférieure pour les étudiants originaires de l'enseignement privé).

Enfin, et de façon assez faiblement significative, les étudiants qui opèrent une réorientation vers l'I.U.T., généralement après un

échec dans une autre discipline plus traditionnelle, réussissent mieux que les "bacheliers de l'année".

Le tableau ci-après donne les résultats de quelques simulations portant principalement sur les résultats au test D.48, sur la série du baccalauréat et sur la moyenne obtenue à l'écrit de cet examen. Les estimations ont été effectuées pour des garçons originaires de l'enseignement public entrés à l'I.U.T. l'année où ils ont obtenu le baccalauréat. L'ensemble des autres variables étant assignées à leurs valeurs moyennes.

Série du bac		Séries C. D. E.			Autres séries		
Moyenne écrit bac		8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0
Résultat au D.48	26,0	56,3	67,0	83,4	28,0	39,3	61,6
	30,0	71,2	79,5	90,6	44,0	55,3	75,4
	34,0	82,6	88,2	94,9	60,1	70,3	85,5

B. "EXPLICATION" DE LA REUSSITE (1) ET DE L'ECHEC (0) SUR LA TOTALITE DES INSCRITS. (Variables de base + conditions de vie).

L'estimation du modèle de réussite avec les variables de base et les conditions de vie n'apporte pas d'amélioration aux estimations. La seule variable qui apparaît de façon significative est le loisir avec un coefficient négatif (plus les étudiants consacrent de temps au loisir, moins ils réussissent), mais cette apparition de loisir entraîne l'élimination de l'effet du test EPI dans sa dimension Introversif/Extroversif. (cette substitution provenant de la corrélation entre l'extroversif et le loisir).

DISCIPLINE : I.U.T. / G.E.

I - SERIE DU BACCALAUREAT

Série du bac.	A	B	C.E	D	F.G	Autres é- quivalences
rien passé	0	2,0	0	0	0	0
seulement 1 partiel	14,3	34,5	10,0	11,1	37,0	33,3
juin et/ou septem. échec	0	2,0	5,0	5,6	0	0
réussite	85,7	61,5	85,0	83,3	63,0	66,7
T O T A L	100	100	100	100	100	100

II - MOYENNE A L'ECRIT DU BACCALAUREAT

Moyenne à l'écrit du baccalauréat	< 10	10 - 12	> 12	non connue
rien passé	1,8	0	0	0
seulement 1 partiel	21,4	26,3	25,0	50,0
juin et/ou septem. échec	0	5,3	3,6	0
réussite	76,8	68,4	71,4	50,0
T O T A L	100	100	100	100

III - ANNEE D'OBTENTION DU BACCALAUREAT

Année du bac.	1974	1973	≤1972
rien passé	1,0	0	0
seulement 1 partiel	29,1	10,7	21,4
juin et/ou septembre échec	1,9	0	14,3
réussite	68,0	89,3	64,3
T O T A L	100	100	100



## VII - ACTIVITE EN 1973-1974

Activité en 73/74	Salaarié	Lycéen	Etudiant
rien passé	12,5	0	0
seulement 1 partiel	25,0	28,8	12,1
juin et/ou septemb. échec	12,5	1,9	3,0
réussite	50,0	69,3	84,9
T O T A L	100	100	100

## VIII - RESULTAT AU TEST D.48 (Test "logique")

Résultat D.48	< 26	26-34	> 34	Pas de test
rien passé	0	0	0	7,7
seulement 1 partiel	43,5	20,0	14,7	46,2
juin et/ou septembre échec	13,0	1,3	0	0
réussite	43,5	78,7	85,3	46,1
T O T A L	100	100	100	100

## IX - RESULTAT AU TEST BV 17 (Test "verbal")

Résultat B.V.17	< 85	85-95	> 95	Pas de test
rien passé	0	0	0	7,7
seulement 1 partiel	20,5	27,3	23,1	46,2
juin et/ou septembre échec	2,7	3,0	3,8	0
réussite	76,8	69,7	73,1	46,1
T O T A L	100	100	100	100

X - ORIGINE DU SECONDAIRE.

Origine du secondaire	Public	Privé	Inconnue
rien passé	0	0	16,7
seulement 1 partiel	21,0	40,0	50,0
juin et/ou septemb. échec	2,5	5,0	0
réussite	76,5	55,0	33,3
T O T A L	100	100	100

XI - MODE DE LOGEMENT.

Mode de logement	chez les parents	Appartement en ville	C.R.O.U.S.	Inconnu
rien passé	0	0	0	10,0
seulement 1 partiel	24,1	26,5	15,3	90,0
juin et/ou septemb. échec	0	5,9	2,8	0
réussite	75,9	67,6	81,9	0
T O T A L	100	100	100	100

XII - UTILISATION DES RESTAURANTS UNIVERSITAIRES.

Nbre de repas R.U. / semaine	0-4	5-9	10-14	Inconnu
rien passé	0	0	0	10,0
seulement 1 partiel	18,8	19,6	21,1	90,0
juin et/ou septemb. échec	0	2,2	5,3	0
réussite	81,2	78,2	73,6	0
T D T A L	100	100	100	100

DISCIPLINE : PSYCHOLOGIE.

- 163 étudiants français se sont inscrits pour la première fois en psychologie à l'Université de Dijon à la rentrée 1974.<sup>1</sup> 59 ont été autorisés à s'inscrire en deuxième année à l'issue d'une année universitaire, soit 36,2 % de l'effectif initial. Sur les 104 étudiants ayant "échoué", 61 n'ont passé aucune épreuve de contrôle des connaissances (ni partiel, ni examen) soit 37,4 % de l'effectif initial total (ou 58,6 % de ceux qui n'ont pas réussi), 9 n'ont passé qu'un seul partiel et 34 ont échoué suite à des notes insuffisantes.

---

<sup>1</sup> Etudiants inscrits dans l'enseignement "classique" à l'exclusion de ceux inscrits au Centre de Télé-enseignement Universitaire.



Les modèles de réussite appliqués à cette discipline n'ont pris en compte que les variables de "base", dans la mesure où le questionnaire sur les conditions de vie n'a pas été rempli. Les modèles type I (sur l'ensemble des inscrits - Explication de la réussite/échec) type II (sur l'ensemble des inscrits - Explication de la "passation" d'épreuves de contrôle des connaissances/abandon "sans note") et type III (sur l'ensemble des étudiants ayant eu des notes - Explication de la réussite/échec) ont été estimés.

A. "EXPLICATION" DE LA RÉUSSITE SUR L'ENSEMBLE DES INSCRITS. Modèle I

VARIABLE $X_j$	COEFFICIENTS	$\chi^2$ (2)	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur $X_j$	Sur Y réussite
Catégorie socio-Professionnelle des parents	+ 0,632	2,8*	Cadres/ non/cadres	+ 14,6 %
Test BV.17	+ 0,016	44,6***	10 points	+ 3,7 %
Test EPI.E	- 0,121	22,7***	5 points	- 14,0 %
Moyenne d'écrit au bac.	+ 0,289	169,2***	1 point	+ 6,7 %
Age	- 0,127	135,6***	1 an	- 2,9 %
Sexe (fille/garçon)	+ 0,496	4,4**	Fille/garçon	+ 11,5 %
Bac B ou Equi./ACDEFG	- 2,290	8,6***	Bac B ou Equi. /A C D E F G	- 52,9 %
Bac 72.71.70.../73 ou 74	- 1,16	12,4***	-	- 26,8 %
Constante	- 1,23	35,2***	-	-

(1) Les estimations ont été effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne. (36,2 %)

(2) \* = significatif à 10 %

\*\* = significatif à 5 %

\*\*\* = significatif à 1 %.

Un nombre relativement faible de variables intervient globalement dans "l'explication" statistique de la réussite. Trois groupes de

variables apparaissent particulièrement importants : il s'agit en premier lieu des variables liées à l'âge, en second lieu, des variables scolaires caractérisant le baccalauréat et en troisième lieu des variables mesurées par les résultats aux tests.

Les variables les plus importantes sont tout d'abord l'âge et surtout l'année d'obtention du baccalauréat. Bien que d'une certaine façon non indépendantes, ces deux variables ont des apports originaux indiquant que pour une même année de passation du bac, l'âge est un facteur défavorable. Toutefois son amplitude (bien que le coefficient soit très significatif) est faible par rapport à la variable année d'obtention du bac. Ainsi, les baccalauréats obtenus depuis deux années ou plus ont un handicap de 26,8 % [qui s'ajoute au handicap propre à l'âge - 2,9 % par année, soit  $(26,8 + 3 \times 2,9) = 35,5$  % d'écart entre un étudiant de 16 ans bachelier de l'année et un étudiant de 21 ans ayant obtenu son baccalauréat 2 ou 3 ans auparavant].

A côté de l'année d'obtention du baccalauréat, la façon dont a été obtenu le baccalauréat n'est pas indifférente. Ainsi, la probabilité de réussir est, toutes choses égales par ailleurs, d'autant meilleure que la moyenne à l'écrit du baccalauréat est élevée, avec des écarts substantiels (+ 6,7 % par point à l'écrit du bac ou 26,8 % entre un bachelier ayant 9 à l'écrit du bac et un bachelier ayant eu la note de 13, à l'avantage du second).

Les séries du baccalauréat semblent jouer un rôle modeste dans le processus de sélection si ce n'est la série B qui est caractérisée par des résultats spécialement faibles par rapport aux autres séries.

Les résultats aux tests logique et verbal apportent une contribution très modeste à l'explication de la réussite avec un petit effet significatif pour le résultat au BV 17. Par contre, la caractéristique Introversion-Extraversion mesurée par l'Inventaire de Personnalité de Eysenck marque des écarts à la fois importants et significatifs entre étudiants. Globalement, les étudiants introvertis, réussissent toutes choses égales par ailleurs, beaucoup mieux que les étudiants extravertis. L'écart est de 2,8 % par point à l'échelle E de l'E P I ce qui conduit à une différence considérable de 28 % entre un étu-

à l'avantage du premier. Si on ajoute que l'inventaire de Eysenck ne peut pas constituer une mesure très fiable, on est encore conforté dans l'idée que les caractéristiques de personnalité ont un effet certain sur le processus de sélection.

A côté de ces variables, il faut noter l'influence de la catégorie socio-professionnelle d'origine qui majore de près de 15 % la probabilité de réussite des étudiants fils ou filles de cadres par rapport aux étudiants d'origine plus modeste (ouvrier-employé agriculteur) ainsi que l'influence du sexe qui se manifeste par une réussite plus forte pour les filles.

Le tableau ci-après donne les résultats de quelques simulations portant principalement sur la moyenne d'écrit au bac, l'année du bac et la caractéristique de personnalité Introversiion/Extraversiion (les calculs ont été effectués pour des filles de milieu modeste, titulaires du bac non B, l'ensemble des autres variables étant assignées à leurs valeurs moyennes).

Année du bac		74 - 73			≥ 72 - 71		
Age à l'entrée		18	19	20	19	20	21
Moyenne écrit au bac 8,0	Introverti E P I.E.=5	52,0	48,8	45,7	23,0	20,9	18,8
	Extraverti E P I.E.=10	37,2	34,3	31,5	14,0	12,6	11,2
	Extraverti E P I.E.=15	24,4	22,2	20,0	8,2	7,3	6,5
Moyenne écrit au bac 10,0	Introverti E P I.E.= 5	65,9	63,0	60,0	34,8	32,0	29,3
	Extraverti E P I.E.=10	48,7	45,9	42,3	20,7	18,7	16,6
	Extraverti E P I.E.=15	36,8	33,6	30,9	13,7	12,3	11,0
Moyenne écrit au bac 14,0	Introverti E P I.E.= 5	86,0	84,4	82,6	62,9	59,9	56,8
	Extraverti E P I.E.=10	77,0	74,7	72,2	48,1	44,9	41,8
	Extraverti E P I.E.=15	64,7	61,7	58,7	33,6	30,8	28,2

Ce chiffre calculé pour les filles de milieu modeste devient 64% pour les filles de milieu aisé.

Ce chiffre calculé pour les filles de milieu modeste titulaires d'un bac non B devient 8,7 % pour les mêmes titulaires du bac B.

Ce chiffre calculé pour les filles de milieu modeste devient 36,6 % pour les garçons de même milieu.

Après avoir examiné les résultats globaux sur l'ensemble des inscrits, nous nous attacherons à un modèle semblable appliqué à la sous population des étudiants ayant obtenu au moins une note au cours de l'année universitaire. Toutefois, dans la mesure où le phénomène d'abandon sans note constitue un mode d'échec important en psychologie, nous examinerons tout d'abord ce qui oppose les échecs par abandons aux étudiants ayant subi au moins un contrôle de connaissances.

A. "EXPLICATION" DE LA PASSATION D'ÉPREUVE DE CONTRÔLE DES  
CONNAISSANCES PAR RAPPORT À L'ABANDON. ENSEMBLE DES INSCRITS.

VARIABLES $X_j$	COEFFICIENT	$\chi^2$	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur $X_j$	Sur Y réussite
Catégorie socio-professionnelle des parents	+ 0,219	0,3	-	-
Études précédentes Sup/Terminale	+ 1,340	4,7**	Sup/Terminale	+ 31,4 %
Test BV 17	- 0,005	3,6*	10 points	- 1,1 %
Test D 48	- 0,046	24,9***	5 points	- 5,3 %
Test E P I.E	- 0,083	15,6***	5 points	- 9,7 %
Moyenne d'écrit au bac	+ 0,078	12,2***	1 point	+ 1,9 %
Age	- 0,004	0,1	-	-
Sexe fille/garçon	+ 1,500	32,0***	Fille/garçon	+ 35,1 %
Bac B ou Equi/ Bac C ou E	- 2,508	15,9***	Bac B ou Equi/ Bac C ou E	- 58,7 %
Bac A D F G/ Bac C ou E	- 0,818	7,5***	Bac A D F G/ Bac C ou E	- 19,1 %
Bac 73 / Bac 74	- 1,098	3,1	Bac 73 / Bac 74	- 25,7 %
Bac $\leq 72$ / Bac 74	- 4,316	34,9***	Bac $\leq 72$ / Bac 74	- 101,0 %
Constante	+ 3,156	209,9***	-	-

(1) Les estimations ont été effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne (62,6 %).

Cette estimation fait ressortir un petit nombre de variables importantes avec principalement l'influence de l'ancienneté du baccalauréat. En effet, les étudiants titulaires d'un baccalauréat ancien (qui sont souvent des salariés reprenant des études) abandonnent beaucoup plus souvent que les étudiants "ordinaires" titulaires d'un baccalauréat de l'année ou de l'année précédente.

Outre cette variable qui est très importante, nous trouvons les séries du baccalauréat avec de moindres abandons pour les bacheliers de la série C et le sexe avec une probabilité beaucoup plus faible d'abandonner sans note pour les filles que pour les garçons. Enfin il faut noter l'influence des résultats à l'inventaire de personnalité d'Eysenck dans sa dimension Introversiion/ Extraversiion avec un écart très significatif de près de 20 % entre l'étudiant extraverti (E P I.E = 15) et l'étudiant introverti (E P I.E = 5) avec des abandons plus fréquents pour le premier. Enfin, la variable "études précédentes" marque des écarts importants entre les étudiants qui viennent directement de l'enseignement secondaire et les autres (enseignement supérieur ou activité salariée) mais il faut garder à l'esprit l'interaction avec l'année du bac qui ôte pratiquement son importance à cette variable.

Nous pouvons maintenant présenter les résultats du modèle de réussite sur la population des étudiants ayant passé au moins une épreuve de contrôle des connaissances.

C. "EXPLICATION" DE LA REUSSITE SUR LA POPULATION AYANT EU AU MOINS UNE NOTE. Modèle III.

La comparaison de ce modèle avec le modèle précédent est intéressante car de nombreuses variables jouent dans un sens différent avec l'apparition des variables scolaires [écart de 34 % entre un bac "juste" (9 de moyenne à l'écrit) et un bac brillant (13 de moyenne à l'écrit)] et des résultats aux tests BV 17 et D.48. La différence la plus saisissante concerne l'"ancienneté du bac". Ainsi, si les bacs anciens ont une très grande probabilité d'abandonner sans suivre vraiment les enseignements, lorsque ces étudiants surmontent la difficulté de présence, ils réussissent spécialement bien. On voit aussi l'influence de l'origine sociale avec un avantage appréciable bien que peu significatif pour les étudiants de milieu aisé. Certaines variables telles que le sexe n'ont ici, dans le processus à proprement parlé pédagogique, plus aucune influence alors qu'il y a une grande convergence entre l'effet sur l'abandon et sur l'échec pédagogique de la caractéristique de personnalité introversiion/extraversiion. Ainsi, les étudiants extravertis abandonnent plus souvent que les étudiants introvertis et lorsqu'ils passent des

épreuves, ils y réussissent également beaucoup moins bien (écart de 32 % entre un étudiant extraverti - E P I.E = 15 - et un étudiant introverti - E P I.E = 5-.)

VARIABLES $X_j$	COEFFICIENT	$\chi^2$	VARIATIONS "MARGINALES" (1)	
			Sur $X_j$ →	Sur Y réussite
Catégorie socio-professionnelle des parents	+ 0,754	2,5*	Cadre/ non cadre	+ 18,4 %
"Etudes" précédentes	- 0,505	0,3	-	-
Test BV.17	+ 0,029	101,1***	10 points	+ 7,1 %
Test D. 48	+ 0,024	7,1***	5 points	+ 2,9 %
Test E P I.E	- 0,132	34,3***	5 points	- 16,1 %
Moyenne d'écrit au bac	+ 0,353	195,8***	1 point	+ 8,6 %
Age	- 0,195	166,2***	1 an	- 4,8 %
Sexe	- 0,053	0,1	-	-
Bac B/ Bac C - E	- 1,644	3,9**	Bac B/ Bac C.E	- 45,0 %
Bac ADFG/Bac C E	+ 0,154	0,3	-	-
Bac 73/Bac 74	+ 1,141	2,6*	Bac 73/Bac 74	+ 27,8 %
Bac ≤ 72/Bac 74	+14,439	3,6**	Bac ≤ 72/Bac 74	+352,3 %
Constante	- 1,547	34,9***	-	-

(1) Les estimations ont été effectuées au point correspondant à la probabilité moyenne (57,8 %).

DISCIPLINE : PSYCHOLOGIEI - SERIE DU BACCALAUREAT

Série du bac.	A	B	C.E	D	F.G	Autres. é- quivalences
rien passé	28,4	48,7	46,7	40,6	47,1	60,0
seulement 1 partiel	5,4	20,0	6,6	0	0	20,0
juin et/ou septem. échec	24,3	26,7	6,7	21,6	17,6	0
réussite	41,9	6,6	40,0	37,8	35,3	20,0
T O T A L	100	100	100	100	100	100

II - MOYENNE A L'ECRIT DU BACCALAUREAT

Moyenne à l'écrit du baccalauréat	< 10	10 - 12	> 12	non connue
rien passé	37,5	44,0	15,4	53,3
seulement 1 partiel	6,9	6,0	3,8	0
juin et/ou septem. échec	27,8	18,0	15,4	6,7
réussite	27,8	32,0	65,4	40,0
T O T A L	100	100	100	100

III - ANNEE D'OBTENTION DU BACCALAUREAT

Année du bac.	1974	1973	<1972
rien passé	22,4	36,8	81,1
seulement 1 partiel	6,5	10,6	0
juin et/ou septembre échec	28,0	15,8	0
réussite	42,1	36,8	18,9
T O T A L	100	100	100





## VII - ACTIVITE EN 1973-1974

Activité en 73/74	Salarie	Lycéen	Etudiant
rien passé	46,2	23,6	72,5
seulement 1 partiel	0	7,3	2,5
juin et/ou septemb. échec	7,7	26,2	5,0
réussite	46,1	40,9	20,0
T D T A L	100	100	100

## VIII - RESULTAT AU TEST D. 46 (Test "logique")

Résultat D.46	< 26	26-34	> 34	Pas de test
rien passé	26,9	29,7	30,8	70,6
seulement 1 partiel	7,7	4,7	0	5,9
juin et/ou septembre échec	30,8	23,4	7,7	5,9
réussite	34,6	42,2	61,5	17,6
T D T A L	100	100	100	100

## IX - RESULTAT AU TEST BV 17 (Test "verbal")

Résultat B.V.17	< 85	85-95	> 95	Pas de test
rien passé	27,8	31,7	25,7	72,7
seulement 1 partiel	5,6	4,9	5,7	6,1
juin et/ou septembre échec	37,0	17,9	14,3	6,1
réussite	29,6	46,3	54,3	15,1
T D T A L	100	100	100	100

X - ORIGINE DU SECONDAIRE.

Origine du secondaire	Public	Privé	Inconnue
rien passé	26,3	40,0	68,0
seulement 1 partiel	7,6	0	0
juin et/ou septemb. échec	24,6	20,0	4,0
réussite	41,5	40,0	8,0
T O T A L	100	100	100

XI - MODE DE LOGEMENT.

Mode de logement	chez les parents	Appartement en ville	C.R.O.U.S.	Inconnu
rien passé	-	-	-	-
seulement 1 partiel	-	-	-	-
juin et/ou septemb. échec	-	-	-	-
réussite	-	-	-	-
T O T A L	100	100	100	100

XII - UTILISATION DES RESTAURANTS UNIVERSITAIRES.

Nbre de repas R.U. / semaine	0-4	5-9	10-14	Inconnu
rien passé	-	-	-	-
seulement 1 partiel	-	-	-	-
juin et/ou septemb. échec	-	-	-	-
réussite	-	-	-	-
T O T A L	100	100	100	100

DISCIPLINE : ENSEMBLE DES DISCIPLINES.I - SERIE DU BACCALAUREAT

Série du bac.	A	B	C.E	D	F.G	Autres é- quivalences
rien passé	27,0	11,6	14,7	13,0	24,1	31,6
seulement 1 partiel	3,0	23,2	4,8	3,2	19,5	26,3
juin et/ou septem. échec	24,1	20,5	37,7	55,9	28,7	15,8
réussite	46,0	44,6	42,8	28,0	27,6	26,3
T O T A L	100	100	100	100	100	100

II - MOYENNE A L'ECRIT DU BACCALAUREAT

Moyenne à l'écrit du baccalauréat	< 10	10 - 12	> 12	non connue
rien passé	16,8	17,6	11,2	41,5
seulement 1 partiel	7,9	7,8	4,2	11,0
juin et/ou septem. échec	45,8	35,7	30,5	26,8
réussite	29,5	38,9	54,0	20,7
T O T A L	100	100	100	100

III - ANNEE D'OBTENTION DU BACCALAUREAT

Année du bac.	1974	1973	≤1972
rien passé	11,0	16,1	58,0
seulement 1 partiel	7,1	8,9	6,3
juin et/ou septembre échec	43,8	25,8	9,8
réussite	38,1	49,2	25,9
T O T A L	100	100	100



VII - ACTIVITE EN 1973-1974

Activité en 73/74	Salaridé	Lycéen	Etudiant
rien passé	47,2	10,8	37,7
seulement 1 partiel	11,3	7,0	7,1
juin et/ou septemb. échec	20,8	43,6	17,0
réussite	20,8	38,7	38,2
T O T A L	100	100	100

VIII - RESULTAT AU TEST D.48 (Test "logique")

Résultat D.48	< 26	26-34	> 34	Pas de test
rien passé	16,7	12,5	8,6	48,6
seulement 1 partiel	9,8	6,3	6,3	7,5
juin et/ou septembre échec	38,0	41,9	37,9	19,9
réussite	35,5	39,3	47,1	24,0
T O T A L	100	100	100	100

IX - RESULTAT AU TEST BV 17 (Test "verbal")

Résultat B.V.17	< 85	85-95	> 95	Pas de test
rien passé	13,5	12,7	12,2	48,9
seulement 1 partiel	7,6	8,4	5,3	7,6
juin et/ou septembre échec	42,5	38,5	38,8	20,0
réussite	36,4	40,4	43,8	23,4
T O T A L	100	100	100	100

## X - ORIGINE DU SECONDAIRE.

Origine du secondaire	%		
	Public	Privé	Inconnue
rien passé	13,7	14,8	53,9
seulement 1 partiel	6,6	10,7	6,9
juin et/ou septemb. échec	37,9	42,6	27,5
réussite	41,9	31,9	11,8
T O T A L	100	100	100

## XI - MODE DE LOGEMENT.

Mode de logement	%			
	chez les parents	Appartement en ville	C.R.O.U.S.	Inconnu
rien passé	7,4	4,0	6,6	42,0
seulement 1 partiel	4,8	8,8	5,7	9,1
juin et/ou septemb. échec	39,7	43,4	43,7	27,2
réussite	48,0	43,9	44,0	21,7
T O T A L	100	100	100	100

## XII - UTILISATION DES RESTAURANTS UNIVERSITAIRES.

Nbre de repas R.U. / semaine	%			
	0-4	5-9	10-14	Inconnu
rien passé	9,8	2,8	3,9	42,4
seulement 1 partiel	4,4	7,0	9,5	9,6
juin et/ou septemb. échec	42,1	47,2	39,1	27,2
réussite	43,8	43,0	47,5	20,9
T O T A L	100	100	100	100

## CONCLUSION

### RÉSUMÉ DES PRINCIPAUX RÉSULTATS GLOBAUX

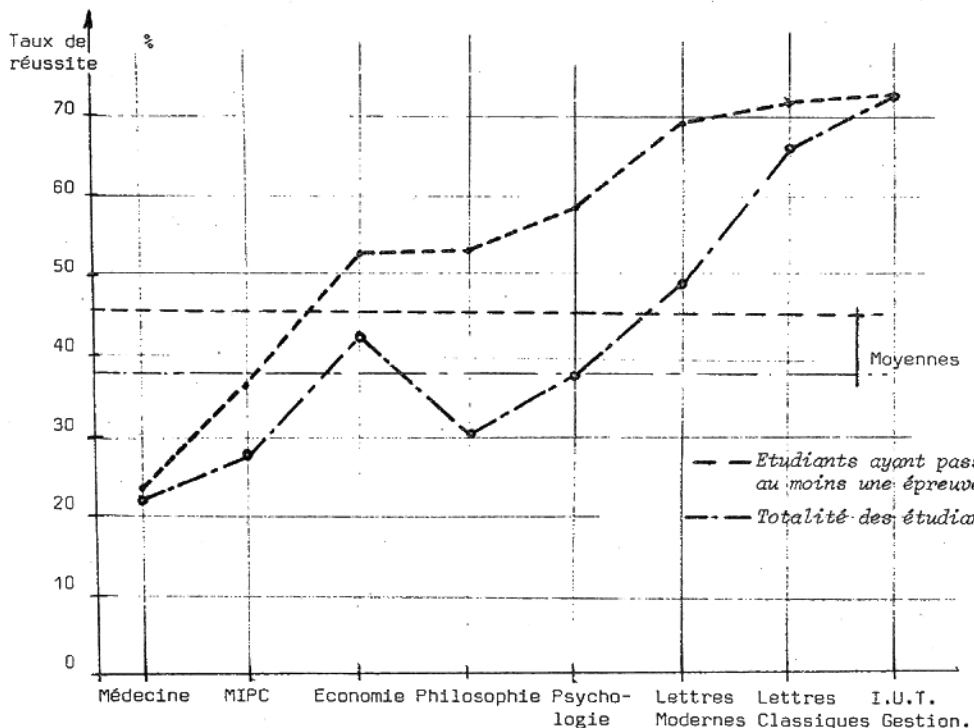
La première conclusion que l'on peut tirer de l'analyse qui a été présentée est que l'Université n'est pas une institution monolithique dans ses processus de sélection. En effet, on observe que les taux de réussite globaux (rapport des reçus aux inscrits) sont très différents d'une discipline à l'autre d'une part et que la manière de réussir, et aussi d'échouer, varie considérablement suivant l'U.E.R. d'inscription d'autre part.

DISCIPLINE	Economie	Médecine	M.I.P.C.	Psychologie	Philosophie	I.U.T. gestion	Lettres classi.	Lettres Modernes	Ensemble
rien passé*	18,4	9,3	17,6	37,4	43,3	0,7	6,7	29,3	17,4
seulement un partiel	14,5	0	7,4	5,5	3,3	24,8	0	1,0	7,3
Juin et/ou sept.-échec	24,3	68,7	46,1	20,9	23,3	2,8	26,7	21,2	37,6
Réussite	42,8	22,1	28,9	36,2	30,0	71,7	66,6	48,5	37,8
TOTAL	100	100	100	100	100	100	100	100	100

\* Ces étudiants sont ceux qui n'ont passé aucun partiel, ni aucun examen.

Ce tableau montre clairement les écarts globaux de réussite entre disciplines avec des taux particulièrement faibles pour les U.E.R. qui attirent majoritairement les étudiants des séries de baccalauréat les plus sélectives. (M.I.P.C., médecine, et dans une moindre mesure, économie). Cette situation est encore accentuée si on s'attache à l'examen des taux de réussite sur la population des étudiants réduite à ceux qui ont subi au moins une épreuve de contrôle des connaissances. En effet, ces disciplines à faible réussite globale sont aussi caractérisées par un taux "d'absence de la scène universitaire" relativement faible. Le tableau ci-après donne les taux de réussite sur la population qui a passé au moins une épreuve :

DISCIPLINE	Economie	Médecine	M.I.P.C	Psychologie	Philosophie	I.U.T. gestion	Lettres classiq.	Lettres Modern.	Ensemble
Echec	47,6	75,7	64,9	42,2	47,1	27,8	28,6	31,4	54,2
Réussite	52,4	24,3	35,1	57,8	52,9	72,2	71,4	68,6	45,8
TOTAL	100	100	100	100	100	100	100	100	100



Ces taux de réussite sont différents, mais les caractéristiques des populations inscrites dans les différentes disciplines le sont aussi<sup>1</sup>, ainsi que les variables qui en rendent compte.

<sup>1</sup> A.MINGAT. Enquête Longitudinale I : "Les premières inscriptions" IREDU, Avril 1976.



Si on s'attache un moment à l'examen de la réussite suivant les origines -séries du baccalauréat-, on arrive toutes disciplines confondues au tableau suivant :

(totalité des inscrits)

%

Série du bac	A	B	C.E.	D	F.G.	Autres équivalences
rien passé	27,0	11,6	14,7	13,0	24,1	31,6
seulement 1 partiel	3,0	23,2	4,8	3,2	19,5	26,3
juin et/ou septem. échec	24,1	20,5	37,7	55,9	28,7	15,8
Réussite	46,0	44,6	42,8	28,0	27,6	26,3
TOTAL	100	100	100	100	100	100

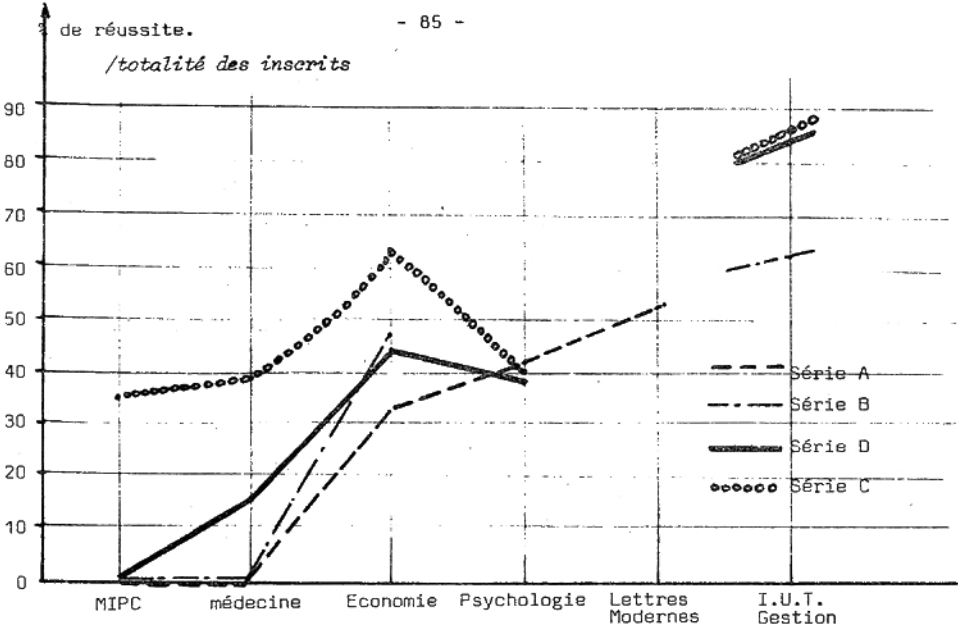
Ce tableau qui donne une hiérarchie de la réussite "dans l'ordre de l'alphabet" avec des taux élevés pour A puis B et C et des taux relativement faibles pour D, F et G, renvoie pour partie à la structure de la réussite par discipline, mais aussi à la structure de réussite à l'intérieur même de chacune de ces disciplines. Si maintenant on examine la "hiérarchie" des séries de baccalauréat à l'intérieur des U.E.R. de l'échantillon, on arrive à une image tout à fait différente.

(totalité des inscrits)

%

Série du bac	A	B	C.E.	D	F.G.	Autres équivalences
Economie	33,3 *	47,2	61,5	44,2	4,6	-
Médecine	0	0	39,8	15,6	0	0
M.I.P.C.	-	-	35,3	0	0	-
Psychologie	41,9	6,6 *	40,0	37,8	35,3	20,0 *
I.U.T./G.E	85,7 *	61,5	85,0	83,3	63,0	66,7 *
Lettres Modernes	53,7	0 *	66,7 *	20,0 *	-	25,0 *

\* Petit effectif.



Le tableau précédent et le graphique qui l'illustre, viennent perturber le tableau toutes disciplines confondues en faisant ressortir des taux beaucoup plus élevés pour les bacheliers séries C que pour les autres séries. La différence d'avec les séries A et B est ici assez saisissante. De même, la série D qui était caractérisée (dans l'échantillon) par un taux beaucoup plus faible que A et B, par exemple, se distingue par une supériorité assez nette sur ces deux séries lorsqu'on examine chacune des disciplines séparément. La seconde remarque que suggère le graphique ci-dessus concerne l'effet de la série du baccalauréat. Ainsi, on observe que cette variable scolaire joue un rôle plus élevé dans les disciplines scientifiques (surtout M.I.P.C. puis médecine) et plus réduit dans les disciplines littéraires (surtout psychologie) avec une situation intermédiaire pour les disciplines d'économie et de gestion (U.E.R. d'économie et I.U.T./gestion des entreprises).

Toutefois, s'il paraissait évident, ou pour le moins probable que la série du baccalauréat était un "prédicteur" efficace de la réussite universitaire, il était aussi clair que d'autres caractéristiques avaient une part dans l'explication statistique de la sélection. Ces variables sont nombreuses, et il était tout à fait exclu et inefficace de les examiner successivement. C'est pourquoi, nous avons opté pour une analyse

estimations sont consignés dans le tableau ci-après. Celui-ci donne les effets marginaux sur la probabilité de réussite correspondent aux écarts attribués sur les variables "explicatives". (Ces effets marginaux, toutes choses égales par ailleurs - la valeur des autres variables étant fixée - ont été estimés au point correspondant à la probabilité moyenne de réussite dans chacune des disciplines).

L'examen de ce tableau laisse apparaître des différences assez grandes entre les disciplines dans l'"explication" de la réussite. Les variables qui ont une importance dans chacune des U.E.R. sont essentiellement d'ordre scolaire à savoir la *série au baccalauréat* avec les réserves que nous avons déjà faites, la *moyenne d'écrit au baccalauréat* avec ces réussites toujours significativement meilleures si le bac a été obtenu de façon plus brillante et *l'activité en 73-74* avec une "prime à la réussite" pour les étudiants déjà inscrits dans l'enseignement supérieur l'année précédant leur "première inscription" dans les U.E.R. considérées. Nous avons montré dans le texte concernant les "premières inscriptions" comment s'opéraient les réorientations par un "déclassement" dans la hiérarchie des difficultés de réussite universitaire, ce qui explique l'impact de cette variable. Toutefois, cette variable n'est pas indépendante de *l'âge de l'étudiant* à l'entrée et l'effet négatif de l'âge (plus on est jeune, toutes choses égales par ailleurs, plus on réussit), est également une constante très significative dans l'analyse de la réussite

A côté de ces variables qui jouent dans l'ensemble des disciplines, nous noterons l'influence sélective du *statut social des parents* et du *statut de l'établissement secondaire* fréquenté (privé/public). Le rôle de la catégorie sociale d'origine semble avoir une action complémentaire à celle des séries du baccalauréat. En effet, un rôle très faible ou nul dans les disciplines scientifiques (médecine - M.I.P.C.), un rôle assez peu important en économie (avec "compensation" de l'effet C.S.P. et de l'effet revenu) et un rôle significativement important en lettres (psychologie et surtout lettres modernes). Plus ou moins dans le même sens quant à la nature de la variable, on remarquera l'influence de l'origine du secondaire. Globalement, les étudiants originaires de l'enseignement privé réussissent significativement moins bien que ceux de l'enseignement public, mais cette relation globale ne se vérifie pas à la faculté de lettres. Ainsi, il n'y a pas de différence significative en psychologie et une différence significative et importante à l'avantage de l'enseignement privé en lettres modernes.

## TOTALITÉ DE LA POPULATION (1) réussite - (0) échec (variables de base)

%

VARIABLE	ECART	MEDECINE	I.U.T.	LETTRES MODERN.	PSYCHOLOGIE	SC.ECONOMIQUE	M.I.P.C.
taille de la commune	Grande ville/rural	- 10,9***	-	-	-	-	-
activité 73.74	Sup./Terminale	+ 31,8**	+ 23,0*	+ 17,3*	-	+ 59,2***	-
est D.48	5 points	+ 1,0*	+ 15,8***	-	-	- 5,9***	- 4,0***
est BV.17	10 points	-	-	-	+ 3,2***	+ 4,4***	+ 8,2***
cote moyenne écrit Bac	1 point	+ 9,2***	+ 4,3***	+ 7,9***	+ 6,2***	+ 7,9***	+ 7,0**
origine du secondaire	Public/privé	+ 6,3*	+ 17,4***	- 33,6***	-	+ 14,6**	+ 12,6***
ressources parents	1.000 F.	+ 2,0***	-	-	-	- 3,9***	-
S.P. D'origine	non cadre/cadre	-	-	- 39,8***	- 14,6*	- 16,3*	-
sexe	Fille/garçon	-	-	-	+ 11,5***	+ 29,8***	-
EST E.P.I.N	3 points	-	-	-	-	-	-
EPI.N - M	3 points	- 13,0***	-	-	-	- 6,4*	-
EST E.P.I.E	3 points	-	- 8,7***	-	- 8,4***	-	- 8,0***
EPI.E - M	3 points	-	-	-	-	+ 15,8***	-
AGE	1 an	- 6,2***	-	- 14,4***	- 2,9***	- 6,7***	- 6,4***
Bac C.E./Bac D	Bac C.E./Bac D	+ 24,3***	-	-	-	-	-
Bac A.B.F.G./Bac D	Bac A.B.F.G./Bac D	-260,0**	-	-	-	-	-
Bac C.E./Autres	Bac C.E./Autres	-	-	-	-	+ 41,9***	+118,6***
Bac C.D.E/A.B.F.G.	Bac C.D.E/A.B.F.G.	-	+ 22,3***	-	-	-	-
Bac B./Autres	Bac B./Autres	-	-	-	- 52,9***	-	-
distance de Dijon	100 km	-	-	- 13,6*	-	-	- 5,1*
nombre d'enfants/parents	3/1	-	-	-	-	-	- 21,8***
autre inscription	Autre inscription/ pas d'autre inscription	-	-	-	-	- 25,1**	- 25,1*
Bac 73/Bac 74	Bac 73/Bac 74	-	-	-	-	-	-
Bac 72.71.../Bac 74	Bac 72.71.../Bac 74	-	-	-	- 26,8***	- 43,6***	-

\* Significatif au seuil de 10 %

\*\* Significatif au seuil de 5 %

\*\*\* Significatif au seuil de 1 %

*Les résultats aux tests* apportent une contribution relativement modeste à l'explication statistique de la réussite universitaire bien que des différences assez importantes existent suivant le score obtenu. En effet, l'influence des tests logique et verbal est en fait prise en compte par la corrélation de ces tests avec la série du baccalauréat, la moyenne du baccalauréat et l'âge si bien que l'influence nette est relativement faible. Par contre les résultats au test de personnalité et notamment dans la dimension introversion/extraversion semblent avoir un rôle dans l'explication de la sélection. Ainsi, dans trois disciplines (I.U.T psychologie et M.I.P.C.) les étudiants introvertis réussissent significativement mieux que les étudiants extravertis, marquant des écarts non négligeables dans la probabilité de réussite<sup>1</sup>.

Le tableau ci-après donne les résultats de simulations des modèles estimés par discipline/série du baccalauréat/âge à l'entrée à l'Université/et moyenne d'écrit au baccalauréat, pour des étudiants bacheliers de l'année (entrant directement à l'Université l'année du baccalauréat), l'ensemble des autres variables étant assignées à leur valeur moyenne.

Si on s'attache maintenant à l'influence des conditions de vie de l'étudiant, nous sommes relativement handicapés avec cette enquête qui porte sur un nombre important d'individus, et cela pour deux raisons :

1) la première tient à la collecte des renseignements ; en effet, bien que le taux de réponse soit relativement élevé globalement, il apparaît que ceux qui n'ont pas répondu ont vraisemblablement des caractéristiques particulières à ce niveau d'une part et que les taux de réponse sont spécialement bas en lettres d'autre part, faculté dans laquelle les conditions de vie sont supposées avoir le plus d'importance.

2) en second lieu, il faut noter que les variables de conditions de vie

---

<sup>1</sup> Ce résultat est fondé sur un test de personnalité assez "frustré" (E P I de Eysenck), c'est pourquoi cette direction de recherche des causes d'échec à l'Université devrait être poursuivie avec des méthodes d'investigation plus précises.

TOTALITÉ DES INSCRITS

AGE ENTREE		17 ANS			18 ANS			19 ANS			20 ANS		
MOYENNE ECRIT BAC		8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0	8,0	10,0	14,0
B A C	Médecine	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	I.U.T./G.E	45,2	56,6	76,3	45,2	56,5	76,3	45,2	56,5	76,3	45,2	56,5	76,3
	Lettres Modernes	57,6	74,7	88,6	44,0	63,5	81,2	32,3	51,3	71,5	22,3	39,2	60,0
	Psychologie	38,5	52,7	78,0	35,5	49,5	75,7	32,7	46,4	73,3	29,9	43,2	70,7
	Economie	*2	*2	*2	*2	*2	*2	*2	*2	*2	*2	*2	*2
	M.I.P.C.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
B A C	Médecine	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	IUT/GE	45,2	56,5	76,3	45,2	56,5	76,3	45,2	56,5	76,3	45,2	56,5	76,3
	Lettres Modernes	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1
	Psychologie	6,0	10,1	26,4	5,3	9,0	24,0	4,7	8,0	21,8	4,1	7,2	19,7
	Economie	36,4	52,1	79,8	30,3	45,3	75,0	24,9	38,7	69,6	20,2	32,5	63,6
	M.I.P.C.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
B A C	Médecine	18,9	50,3	84,9	13,6	41,4	79,6	9,5	33,1	73,6	6,4	25,9	66,3
	I.U.T./G.E.	72,1	80,3	91,0	72,1	80,3	91,0	72,1	80,3	91,0	72,1	80,3	91,0
	Lettres Modernes	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1
	Psychologie	38,5	52,7	78,0	35,5	49,5	75,7	32,7	46,4	73,3	29,9	43,2	70,7
	Economie	76,0	85,8	95,6	70,7	82,1	94,3	64,7	77,8	92,6	56,3	72,7	90,7
	M.I.P.C.	29,5	44,2	76,2	23,3	37,8	70,1	17,7	30,9	63,7	13,4	24,8	56,1
B A C	Médecine	5,1	19,8	58,1	3,7	14,7	49,0	2,7	10,7	40,5	2,1	7,9	32,2
	I.U.T./G.E.	72,1	80,3	91,0	72,1	80,3	91,0	72,1	80,3	91,0	72,1	80,3	91,0
	Lettres Modernes	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1	*1
	Psychologie	38,5	52,7	78,0	35,5	49,5	75,7	32,7	46,3	73,3	29,9	43,2	70,7
	Economie	36,4	52,1	79,8	30,3	45,3	75,0	24,9	38,7	69,6	20,2	32,5	63,6
	M.I.P.C.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Probabilité de réussite pour des étudiants entrant à l'Université  
l'année de leur baccalauréat.

\*1 - renvoie à ligne bac A (lettres modernes) mais estimation peu fiable pour bac non A.

\*2 - renvoie à la ligne Bac B (Economie) mais estimation peu fiable pour Bac A.

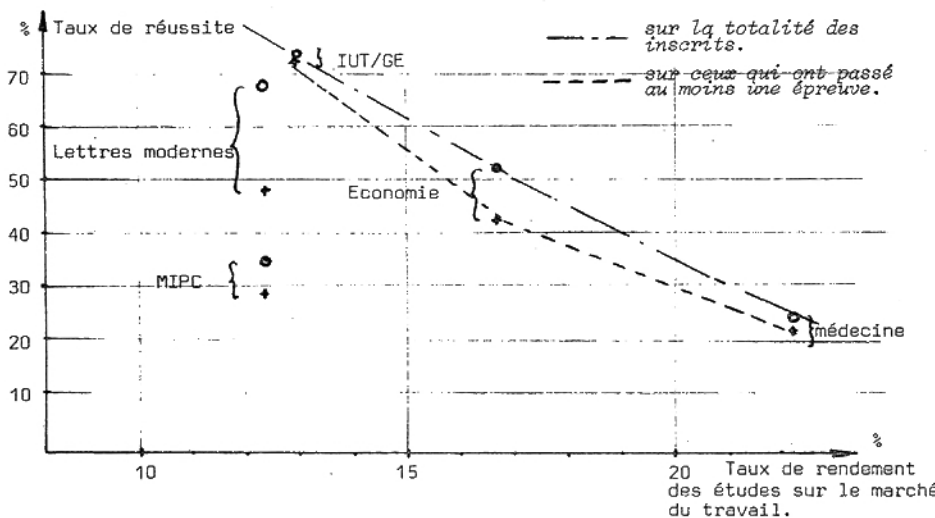
sont mesurées avec imprécision au contraire de la majorité des variables de base. En effet, par exemple, le sexe, la série du bac ou l'âge sont des variables connues sans erreur, alors que des variables telles que nombre d'heures de travail universitaire hors cours par semaine, ou fréquentation des restaurants universitaires, sont le résultat d'une estimation ex post mémorisée de la part de l'étudiant, donc relativement imprécise. Une conséquence de cette imprécision est que ces variables perdent de ce fait une part de l'importance (valeur du coefficient et significativité) qu'elles auraient si elles étaient connues sans erreur. C'est sans doute, ce qui explique, pour partie, la part relativement modeste de ces variables, de façon apparente, dans les modèles multivariés "expliquant" la réussite.

Les seules variables qui apparaissent importantes sont les conditions de logement et le mode de prise des repas avec une relation entre ces deux types de variables. Les conditions de logement qui paraissent les meilleures sont lorsque l'étudiant habite chez ses parents. En fait, il apparaît vraisemblable que les conditions de logement renvoient à une variable omise dans l'analyse à savoir : Etudiant originaire de Dijon/ étudiant non originaire de Dijon. Cette variable caractérise entre autres le "déracinement" social des étudiants et des conditions de vie universitaire fondamentalement différentes suivant que l'étudiant reste dans sa famille ou bien doit s'en séparer pour entrer dans une organisation sociale nouvelle et collective. On peut penser, mais cela n'a pas été testé dans ce sens qu'il y a une interaction entre le "déracinement" d'une part et les caractéristiques individuelles de personnalité d'autre part dont l'interaction pourrait être responsable d'une partie des échecs universitaires.

Pour terminer la conclusion de ce texte, nous nous contenterons de poser la question de savoir dans quelle mesure les procédures d'accès à l'Université et les procédures de réussite sont liées. En effet, il apparaît évident que réciproquement ces deux procédures sont corrélées. Les étudiants sont sans doute conscients de la sélection et "arbitrent" entre les différentes disciplines en en tenant compte et la sélection s'exerce vraisemblablement en fonction des caractéristiques de la population étudiante inscrite dans chacune des disciplines. Toutefois, dans la mesure où

l'enseignement supérieur n'est pas uniquement une consommation, mais présente aussi un caractère d'investissement, les étudiants attachent aussi une valeur à l'emploi qu'ils occuperont ou souhaitent occuper à l'issue de leurs études.

Le graphique ci-dessous met en relation le taux de rendement monétaire des différentes disciplines de l'enseignement supérieur<sup>1</sup> (en 1970) avec le taux de réussite en première année d'études universitaires.



Bien que la mise en regard de ces taux ne soit pas tout à fait licite en raison de la période de calcul des taux d'une part et surtout de la sélection limitée à une année d'études d'autre part, il apparaît très nettement que les études en M.I.P.C. sont tout à fait atypiques. En effet, les étudiants y cumulent un taux de sélection élevé avec des espérances de gain relativement modestes sachant que ces étudiants sont majoritairement titulaires de baccalauréat de la série la plus sélective C. Cette accumulation est-elle responsable des échecs de tous les plans de l'enseignement supérieur visant à développer les études scientifiques ? Toujours est-il que la réussite en Sciences est très aléatoire, surtout face aux espérances de gains des diplômés et à la qualité des étudiants qui s'engagent dans cette filière.

<sup>1</sup> L. Lévy-Garboua et A. Mingat, *Les taux de rendements privés et sociaux*