

**UNIVERSITÉ DU QUÉBEC**

**MÉMOIRE PRÉSENTÉ À  
L'UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À TROIS-RIVIÈRES  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN SCIENCES DE L'ACTIVITÉ PHYSIQUE**

**PAR  
LUC BRIÈRE**

**LA COTE DE RENDEMENT AU COLLÉGIAL (CRC) ET LA PRÉDICTION DU  
SUCCÈS UNIVERSITAIRE EN PSYCHOLOGIE, EN ADMINISTRATION ET  
EN ENSEIGNEMENT DE L'ACTIVITÉ PHYSIQUE**

**AOÛT 1998**

Université du Québec à Trois-Rivières

Service de la bibliothèque

Avertissement

L'auteur de ce mémoire ou de cette thèse a autorisé l'Université du Québec à Trois-Rivières à diffuser, à des fins non lucratives, une copie de son mémoire ou de sa thèse.

Cette diffusion n'entraîne pas une renonciation de la part de l'auteur à ses droits de propriété intellectuelle, incluant le droit d'auteur, sur ce mémoire ou cette thèse. Notamment, la reproduction ou la publication de la totalité ou d'une partie importante de ce mémoire ou de cette thèse requiert son autorisation.

## RÉSUMÉ

Le rendement scolaire antérieur est, selon plusieurs auteurs, le facteur le plus déterminant du succès dans les études universitaires. Dans la présente étude, nous nous intéressons à l'efficacité de la nouvelle cote de rendement au collégial (CRC) pour prédire le succès universitaire. Les données proviennent des dossiers scolaires complets, collégiaux et universitaires, de 988 étudiants inscrits dans une université québécoise, répartis dans les programmes de baccalauréat en psychologie, en administration et en enseignement de l'activité physique. Dans la mesure où la performance au collégial présage du succès des études universitaires, nous scrutons l'utilité du dossier collégial et celle, en particulier, d'indices spécifiques basés sur les profils de formation des étudiants. Différents modèles prédictifs sont proposés.

La compilation des résultats nous permet d'énoncer les conclusions suivantes:

a) la CRC s'avère être le meilleur prédicteur parmi ceux basés sur le rendement au collégial pour la performance de l'étudiant à l'université; b) les contributions totales (en termes de  $R^2$ ) des variables prédictives significatives des modèles de régression s'étendent entre 0,03 et 0,47; c) la performance collégiale des étudiants dans des disciplines choisies à l'université permet d'avoir un indice de leur performance éventuelle à l'université, et, par contre, d) la performance au collégial ne permet pas d'anticiper le statut éventuel de l'étudiant à l'université, sa diplomation ou son échec.

## REMERCIEMENTS

L'auteur désire exprimer sa reconnaissance à son directeur de recherche, monsieur Louis Laurencelle, Ph.D., qui a si généreusement partagé son savoir et à qui il est redevable d'une assistance constante et éclairée.

Je remercie aussi MM. Michel Côté, Registraire, et Gilles Leclerc, analyste en informatique à l'Université du Québec à Trois-Rivières: leur concours bienveillant a rendu possible cette recherche.

Enfin, un grand merci à mon épouse Stéphanie pour l'encouragement, le support et la confiance qu'elle m'a toujours manifestés.

## TABLE DES MATIÈRES

	Page
RÉSUMÉ .....	i
REMERCIEMENTS .....	ii
LISTE DES TABLEAUX.....	vi
CHAPITRES	
I. INTRODUCTION.....	1
Prédiction et définition du succès scolaire .....	1
Intérêt de recherche.....	3
Objectifs de recherche .....	4
Divisions du mémoire.....	5
II. REVUE DE LITTÉRATURE .....	6
Évaluation des dossiers scolaires au Québec par des techniques statistiques .....	6
Cote Z .....	7
Cote R, une cote Z ajustée.....	9
Quelques études québécoises.....	14
Quelques études américaines.....	20
III. MÉTHODOLOGIE .....	27
Échantillons .....	27

Mesures.....	28
Procédures .....	28
Les variables et leurs transformations .....	29
Variabes prédictrices .....	30
Variabes critères .....	35
IV. RÉSULTATS .....	40
Données descriptives .....	40
Caractéristiques comparatives entre les trois programmes.....	42
La prédiction des critères de succès universitaire.....	46
Programme de baccalauréat en enseignement de l'activité physique .....	50
Programme de baccalauréat en administration .....	66
Programme de baccalauréat en psychologie.....	82
V. DISCUSSION.....	97
Caractéristiques comparables des étudiants des trois programmes à l'entrée à l'université.....	98
Validité des prédicteurs .....	101
Validité des critères reliés aux résultats académiques.....	114
Validité des critères reliés au statut .....	118
Prédiction et erreur-type d'estimation.....	120
VI. CONCLUSION .....	124
RÉFÉRENCES.....	127

ANNEXES .....	136
A. Lettre à la CRÉPUQ .....	136
B. Lettre à la Commission d'accès à l'information.....	138
C. Lettre au Registraire de l'université étudiée .....	140
D. Regroupements des cours universitaires des trois programmes .....	143
E. Matrice de corrélation des variables des trois programmes .....	150
F. Titres exacts des variables des trois programmes .....	154
G. Moyennes et écarts-types des différents regroupements de cours et fréquences rattachées aux variables dichotomiques .....	156
H. Coefficients de détermination ( $R^2$ et $R^2$ ajustée) des six modèles de regroupements de cours des trois programmes.....	159
I. Analyse discriminante du statut de l'étudiant à l'université et de la variable "Dipnon" en fonction des 6 modèles et pour les trois programmes .....	163
J. Erreurs-types d'estimation pour la moyenne cumulative universitaire et la moyenne de la première année en fonction des 6 modèles et pour les trois programmes.....	172

## LISTE DES TABLEAUX

Tableaux	Page
1. Caractéristiques des trois programmes universitaires.....	41
2. Moyennes, écarts-types et quotient F d'analyse de variance pour les principales caractéristiques du dossier d'études collégiales en fonction des trois programmes de baccalauréat.....	44
3. Analyse du Khi-deux ( $\chi^2$ ) des variables dichotomiques des trois programmes.....	45
4. Corrélations entre les prédicteurs et les critères du programme EAP.....	51
5. Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 1 et 2 du programme EAP.....	55
6. Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 3 et 4 du programme EAP.....	57
7. Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 5 et 6 du Programme EAP .....	60

8. Moyennes, écarts-types et tests des différences pour les variables comparables du dossier collégial en fonction des statuts et de la variable "Dipnon" chez les étudiants du programme EAP .....	63
9. Corrélations entre les prédicteurs et les critères du programme ADM.....	67
10. Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 1 et 2 du programme ADM.....	71
11. Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 3 et 4 du programme ADM.....	73
12. Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 5 et 6 du programme ADM.....	77
13. Moyennes, écarts-types et tests des différences pour les variables comparables du dossier collégial en fonction des statuts et de la variable "Dipnon" chez les étudiants du programme ADM .....	80
14. Corrélations entre les prédicteurs et les critères du programme PSY .....	83

15. Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 1 et 2 du programme PSY .....	84
16. Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 3 et 4 du programme PSY .....	89
17. Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 5 et 6 du programme PSY .....	92
18. Moyennes, écarts-types et tests des différences pour les variables comparables du dossier collégial en fonction des statuts et de la variable "Dipnon" chez les étudiants du programme PSY .....	94
19. Matrice de corrélation des variables du programme EAP .....	151
20. Matrice de corrélation des variables du programme ADM.....	152
21. Matrice de corrélation des variables du programme PSY.....	153
22. Moyennes et écart-types des différents regroupements de cours des trois programmes de baccalauréat.....	157
23. Fréquences rattachées aux variables dichotomiques.....	158

24. Coefficients de détermination ( $R^2$ et $R^2$ ajustée) des six modèles de regroupements de cours du programme EAP .....	160
25. Coefficients de détermination ( $R^2$ et $R^2$ ajustée) des six modèles de regroupements de cours du programme ADM.....	161
26. Coefficients de détermination ( $R^2$ et $R^2$ ajustée) des six modèles de regroupements de cours du programme PSY.....	162
27. Analyse discriminante du statut de l'étudiant à l'université en fonction des 6 modèles du programme EAP .....	166
28. Analyse discriminante de la variable "Dipnon" en fonction des 6 modèles du programme EAP.....	167
29. Analyse discriminante du statut de l'étudiant à l'université en fonction des 6 modèles du programme ADM .....	168
30. Analyse discriminante de la variable "Dipnon" en fonction des 6 modèles du programme ADM.....	169
31. Analyse discriminante du statut de l'étudiant à l'université en fonction des 6 modèles du programme PSY .....	170
32. Analyse discriminante de la variable "Dipnon" en fonction des 6 modèles du programme PSY .....	171

33. Erreurs-types d'estimation pour la moyenne cumulative universitaire et la moyenne de la première année en fonction des 6 modèles et pour les trois programmes.....	173
--	-----

## CHAPITRE I

### INTRODUCTION

Au Québec, les cégeps sont un pont entre la formation secondaire et la formation universitaire. Cet état de fait permet, en principe, de tracer l'évolution continue des étudiants dans le système scolaire. Pourtant, jusqu'à très récemment, il était impossible de suivre une même cohorte d'étudiants du cégep à l'université, les deux établissements n'employant pas un même code d'identification.

Le Comité cégep-université de la Commission des affaires pédagogiques de la Fédération des cégeps (1988) a déjà évoqué la difficulté d'accéder aux curriculums collégiaux et universitaires des étudiants: «le changement d'attitude de leur part serait d'une extrême importance, puisqu'il permettrait de commencer des études sur le suivi des étudiants à travers les structures de l'enseignement supérieur et contribuerait à l'analyse institutionnelle en rapport avec la réussite universitaire des étudiants du collégial» (p. 35). Or, un tel arrimage des normes d'identification et de tenue de dossiers est requis si l'on veut prédire ou tenter de prédire le succès à l'université à partir du dossier d'études du collégial.

#### **Prédiction et définition du succès universitaire**

La prédiction du succès universitaire présente des difficultés, tant pour les

administrateurs des universités que pour les chercheurs. En fait, la principale difficulté réside dans l'isolation des variables ou facteurs qui identifieraient avec précision les étudiants possédant les caractéristiques associées à la réussite à l'université.

Plusieurs facteurs sont impliqués dans le succès scolaire et dans la prédiction du succès scolaire d'un individu. Plus précisément, deux types de prédicteurs sont utilisés dans les différentes recherches: d'une part, les prédicteurs scolaires tels que le bilan antérieur et les mesures d'aptitudes et d'intelligence et, d'autre part, les prédicteurs non scolaires tels que l'entrevue, les mesures de personnalité, l'analyse des données autobiographiques, etc. Ces deux types de prédiction sont exploités en vue de deux types de critères à prédire, soit le succès scolaire à venir, ou les caractéristiques de vie telles que l'assiduité à l'école, la motivation, l'abandon scolaire, etc.

Dans la présente étude, le succès universitaire est caractérisé par le *rendement* dans le curriculum universitaire, et il est manifesté par des facteurs comme l'obtention du diplôme et, surtout, les résultats scolaires.

À la question de ce que signifie avoir du succès à l'université, Willingham et al. (1985) indiquent que des notes élevées sont une importante partie de la réponse. Dans le même sens, Pascarella et Terenzini (1991) considèrent la moyenne pondérée cumulative (*Grade-point average*) comme le plus important indice du succès académique de l'étudiant. Jones et Watson (1990) rapportent que des résultats élevés sont généralement

considérés comme une indication que l'étudiant a mieux réussi les apprentissages dans sa carrière universitaire.

### **Intérêt de recherche**

Parmi l'ensemble des facteurs concernés, nous nous sommes donc principalement intéressé au lien qui existe entre le rendement académique au collégial et celui à l'université et, plus particulièrement, à la nouvelle cote de rendement au collégial (CRC), mise au point pour prédire le succès universitaire.

Les études québécoises, principalement celles du Comité de gestion des bulletins d'études collégiales (BEC) et celles du Service Régional des Admissions du Montréal métropolitain (SRAM), qui ont conduit à l'établissement de nos fondements théoriques et de nos objectifs de recherche, laissent apparaître maintes ambiguïtés dans les conclusions, voire des relations non élucidées dans les données mêmes que nous avons recensées.

Dans ce contexte global, certaines questions spécifiques nous semblent mériter une attention particulière. Ainsi, dans la mesure où la performance au collégial présage du succès des études universitaires, quel rôle particulier jouent les cours obligatoires du curriculum collégial, notamment le français, la philosophie et, particulièrement, l'éducation physique, qui est totalement écartée des systèmes prédictifs et pour laquelle on ne calcule ni cote Z ni cote de rendement? De plus, à l'admission dans un

programme de baccalauréat en psychologie, en administration et en enseignement de l'activité physique, il semble que les étudiants présentent des profils collégiaux spécifiques. Quels sont les profils spécifiques pour chacun des programmes mentionnés, et quelle est la prédictivité de la performance établie sur ces profils? Enfin, comment la cote CRC, exploitée à l'échelle nationale, se compare-t-elle à d'autres prédicteurs tels que la moyenne des cours obligatoires du cégep ou la moyenne du profil spécifique pour chaque baccalauréat visé?

### **Objectifs de recherche**

Notre objectif général sera donc de démontrer l'utilité du dossier collégial et, particulièrement, de la cote de rendement au collégial (CRC), pour prédire le succès universitaire. À titre auxiliaire, nous poursuivons les objectifs spécifiques suivants:

- Comparer la capacité prédictive relative d'indices spécifiques basés sur les profils de formation collégiale en psychologie, en enseignement de l'activité physique et en administration, par rapport à la prédiction de la CRC;
- Définir les prédicteurs spécifiques optimums pour le succès universitaire en psychologie, en enseignement de l'activité physique et en administration;
- Vérifier l'utilité prédictive des cours obligatoires du curriculum collégial, notamment les cours d'éducation physique, ignorés dans la cote de rendement au collégial (CRC).

### **Divisions du mémoire**

Dans le but de préciser la problématique ayant amorcé cette étude, le deuxième chapitre de ce mémoire brosse une vue d'ensemble du problème. Le chapitre s'articule autour d'une recension des écrits pertinents dans le domaine de la prédiction du succès scolaire à partir du rendement scolaire antérieur.

Le troisième chapitre concerne la méthodologie de la recherche et permet d'en bien saisir la mise en œuvre. Toutes les étapes de la recherche sont explicitées: l'échantillonnage, l'identification et la transformation des variables, les mesures et les procédures.

Le chapitre 4 précise les types d'analyses statistiques effectuées et présente l'analyse des résultats. Le chapitre 5 fournit des éléments d'explication et une synthèse des résultats et, enfin, le chapitre 6 présente une conclusion générale.

## CHAPITRE II

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

Nous nous baserons sur les enquêtes faites au Québec sur l'évaluation des dossiers scolaires afin de mettre en place nos fondements théoriques et de préciser nos objectifs de recherche. Quelques études américaines seront aussi présentées, impliquant et corroborant l'efficacité du rendement scolaire antérieur comme déterminant du succès dans les études.

#### **Évaluation des dossiers scolaires au Québec par des techniques statistiques**

Au milieu des années 70, la plupart des instruments de testing et d'évaluation firent l'objet de contestations, de remises en question. On vit alors se dessiner un certain déclin de la psychométrie, attribué en partie à l'incapacité pour les tests de produire des résultats concluants et significatifs. La mesure est retournée dans les laboratoires de recherche et la formation appliquée en mesure et testing a été grandement réduite (Boucher, 1994).

Au Québec, à l'époque de ce déclin de la psychométrie, les dossiers scolaires des candidats étaient surtout évalués et classés selon des techniques statistiques. L'idée générale était de présager du succès universitaire à partir des performances scolaires de niveau collégial.

Le relevé de notes du collégial, avec ses évaluations par matière, ne fournit pas directement des notes standardisées, car chaque enseignant applique les modalités d'évaluation et de notation de son choix. C'est ainsi que, dans un esprit de standardisation, la «cote Z» fut introduite afin de décrire et de discriminer équitablement ceux qui présentaient des demandes d'admission à l'université.

### **Cote Z**

Selon le Comité de gestion des bulletins d'études collégiales (1988), la cote Z, utilisée jusqu'à très récemment, est «une unité de mesure qui permet d'exprimer la position de la note ( $x$ ) d'un étudiant dans une distribution de notes en considérant deux éléments fondamentaux de cette distribution, à savoir la moyenne des notes ( $m$ ) et l'écart-type ( $s$ )». La formule de la cote Z est:

$$Z = \frac{x - m}{s};$$

de fait, la cote Z transmise était additionnée de la constante 50, afin d'occulter les valeurs négatives. Pour simplifier l'exposé, nous omettrons ici cette constante de 50.

À ce moment, le Ministère de l'éducation du Québec calculait, pour chaque étudiant du collégial, une cote Z individuelle correspondant à chacun des cours qu'il avait suivis, les notes des étudiants du groupe-cours servant à fournir les données  $m$  et  $s$  appliquées. Les cours d'éducation physique, les cours d'appoint et les cours portant la remarque «abandon» ou «incomplet» étaient exclus de cette cote Z. C'est à l'université

qu'était calculée ensuite, pour chaque candidat à l'admission, la moyenne simple des cotes  $Z$  obtenues. Cette moyenne, désignée «score  $Z$ », indiquait la performance globale au collège.

Comme nous le verrons dans quelques études effectuées sur le rôle de la performance antérieure, un lien significatif existe entre le score  $Z$  et la réussite dans les études universitaires.

Par contre, lorsque l'on regarde de plus près le score  $Z$  et la cote  $Z$  sous-jacente au score  $Z$ , certaines faiblesses apparaissent. En fait, le score  $Z$  n'a vraiment de sens et de comparabilité que s'il est basé sur des cotes  $Z$  en même nombre et provenant de cours identiques et semblables au collégial; de même, pour comparer équitablement la cote  $Z$  d'un étudiant dans un groupe-cours à celle d'un autre étudiant du même cours mais dans un autre groupe, il faut que les deux groupes d'étudiants impliqués soient eux-mêmes globalement semblables.

Or, les enseignants ont tendance à considérer chaque groupe avec qui ils ont à faire comme une norme et à opérer des appréciations relatives et des évaluations selon cette norme flottante. S'il est placé dans un groupe-cours ou dans une institution où les étudiants forts sont en nombre, le bon étudiant est généralement désavantagé par l'évaluation et, presque nécessairement, par la cote  $Z$ . Ainsi, supposons que deux étudiants, placés dans des groupes, voire des collèges différents, soient soumis à des

contenus de cours et des conditions d'apprentissage semblables. À performances égales, ces deux étudiants n'obtiendront pas la même cote  $Z$ , sauf si les niveaux de réussite dans les deux groupes et l'étalement des résultats dans ces cours sont semblables. Le bon étudiant, placé dans un groupe plus fort, obtiendra une cote  $Z$  moindre, ce qui adviendra aussi si l'étalement des résultats dans son groupe est plus grand.

Ces difficultés liées au calcul du score  $Z$  sont connues<sup>1</sup> et nuisent certainement à la prédiction efficace du succès universitaire.

### **Cote R, une cote $Z$ ajustée**

Il y a quelque temps, un groupe de travail composé de membres de différentes institutions éducatives proposait l'implantation d'une cote de rendement au collégial (CRC). L'étude de cette nouvelle cote de rendement a par la suite été confiée au Comité de gestion des bulletins d'études collégiales (BEC). Ce comité note dans son rapport (1995) que la proposition visait à ajuster la cote  $Z$  à l'aide d'un indicateur de la force du groupe (d'étudiants) basé sur les résultats obtenus au secondaire. Et ce, afin de tenir compte des caractéristiques propres au groupe dans lequel chaque étudiant se retrouve au moment de l'évaluation d'un cours au collège, quelle que soit la nature de ce groupe (homogène, hétérogène, enrichi, régulier, etc.).

---

<sup>1</sup> On raconte que certains étudiants, désireux d'obtenir l'admission dans un programme contingenté à l'université, avaient pris l'option de s'inscrire dans un collège de réputation moindre mais leur permettant d'espérer l'obtention d'un score  $Z$  élevé en raison du bas niveau général des notes.

Les simulations effectuées en utilisant cette nouvelle technique d'analyse et d'évaluation des dossiers scolaires semblent démontrer que son usage permet de corriger certains problèmes qu'entraînait l'utilisation de la cote Z simple.

La formule de calcul de cette nouvelle cote de rendement au collégial est composée de quatre parties:

$$\text{CRC} = (Z + \text{IFG} + C) \times D;$$

soit la cote Z correspondant à la note obtenue par un étudiant dans son groupe-cours, un indicateur (IFG) de la force du groupe, une constante (C) égale à 5 et un facteur de multiplication (D) égal à 5. Les constantes C et D permettent de placer les valeurs de la CRC sur une échelle ayant pour bornes (inatteignables) les valeurs 0 et 50<sup>2</sup>.

Une seule partie de la formule reste à définir, soit l'indicateur de la force du groupe (IFG). La formule proposée est:

$$\text{IFG} = \frac{Ms - 75}{A(Ms)};$$

dans cette formule, Ms correspond à la moyenne des performances au secondaire obtenues par le groupe d'étudiants composant le groupe-cours collégial concerné.

---

<sup>2</sup> Le calcul de la CRC peut être effectué de manière équivalente par la formule suivante:

$$\text{CRC} = (Z_E + BZ_G + C) \times D.$$

Dans cette formule, Z<sub>E</sub> désigne encore la cote Z que se mérite l'étudiant par sa note obtenue, comparativement aux notes des étudiants du groupe-cours, et Z<sub>G</sub> désigne la cote Z que le groupe-cours obtient grâce à la grande moyenne de 4<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup> secondaire gagnée par les étudiants du groupe-cours, comparativement aux autres groupes-cours du système collégial. La "moyenne" générale au secondaire appliquée pour l'ensemble des groupes-cours est de 75; nous avons estimé l'écart-type à environ 4,2 (Comité de gestion des BEC, octobre 1995). Tenant compte du diviseur de 14 dans la formule officielle de l'indice correctif IFG, nous obtenons la valeur estimative B = 4,2/14 = 0,3 pour le poids accordé à la "force du groupe", relativement au poids de "1,0" implicitement donné à la note de l'étudiant considéré.

L'ingrédient de cette moyenne  $M_s$  est la moyenne des notes finales des cours suivis en secondaire 4 et 5, qu'il s'agisse d'examens ministériels ou non (Comité de gestion des BEC, octobre 1996); ces notes finales sont pondérées selon le nombre d'unités accordées au bulletin. En ce qui a trait à la quantité  $A(M_s)$  apparaissant au dénominateur, elle représente un ajustement empirique de l'indice IFG à partir des diverses expérimentations qui ont été menées. Préalablement, trois différentes valeurs de  $A(M_s)$  étaient appliquées, soit 18 si  $M_s \leq 75$ , 14 si  $75 < M_s \leq 88$  et 10 si  $M_s > 88$ . Toutefois, suite aux résultats d'une première cohorte d'étudiants, les membres du Comité de gestion des BEC ont constaté "que la correction qu'apporte un IFG obtenu avec un diviseur égal à 10 est trop généreuse par rapport aux objectifs initiaux (...) et qu'à l'opposé un diviseur égal à 18 a pour effet de générer des CRC relativement généreuses pour des étudiants appartenant à des groupes dont la  $M_s$  est inférieure à 75" (Comité de gestion des BEC, novembre 1996). Ainsi, pour ne plus faire de particularité pour les groupes-cours dont la moyenne au secondaire est supérieure à 88 ou inférieure à 75, il fut proposé d'uniformiser la valeur du dénominateur dans le calcul de l'IFG et de le fixer à 14 pour tous les groupes d'étudiants.

De plus, certaines règles sont à prendre en compte lors du calcul de la cote de rendement au collégial:

- Aucun calcul de la CRC pour les cours d'éducation physique: valeur Z manquante, notée 99,999;

- Note inférieure à 30%: valeur Z attribuée de 5,000;
- Impossibilité du calcul de la cote Z: valeur Z manquante, notée 99,999;
- IFG absent ou Ms insuffisante, basée sur moins de 6 étudiants: valeur IFG = 0.

L'étude réalisée par le comité de gestion des BEC montre clairement qu'il existait d'importantes variations entre les établissements dans les pourcentages d'étudiants ayant un score Z supérieur à 1,0. Par exemple, en sciences de la nature, les pourcentages variaient entre 9% et 31% d'un collège à l'autre. Avec la cote de rendement au collégial (CRC), les pourcentages d'étudiants ayant un résultat supérieur à 1,0 (en unités correspondantes) varient entre 30% et 41%, les différents collèges étant donc représentés plus équitablement. Ce nouveau scoring caractéristique du rendement des étudiants au collégial devrait permettre de corriger les iniquités présumées du score Z et ainsi discriminer plus efficacement ceux qui présentent les meilleures chances de réussite.

En terminant, il est à noter que le score Z, utilisé encore comme ingrédient principal dans la nouvelle cote CRC, est une moyenne de  $n$  cotes Z individuelles, chacune de moyenne 0 et de variance 1. Le nombre ( $n$ ) de cotes Z (ou cours) moyennées de même que le faisceau de corrélations entre les cotes Z varie d'un dossier à l'autre.

Basé sur les cotes Z, le score Z a pour espérance:

$$\begin{aligned}
 E(\text{score } Z) &= 1/n E(\sum \text{cote } Z_i) \\
 &= 1/n \times 0 \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

et pour variance:

$$\begin{aligned}\sigma^2(\text{score } Z) &= 1/n^2 \left[ \sum \sigma^2(\text{cote } Z_i) + 2 \sum \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \right] \\ &= 1/n^2 [n + n(n-1)]\bar{\rho} \\ &= \frac{1 + (n-1)\bar{\rho}}{n}\end{aligned}$$

où  $\bar{\rho}$  indique la moyenne des corrélations entre les cotes  $Z_i$  appliquées.

Le score  $Z$  correspondrait à une cote  $Z$  si et seulement si tous les ingrédients étaient parfaitement corrélés, i.e. si  $\bar{\rho} = 1$ . En fait, il est vraisemblable que  $0 < \bar{\rho} < 1$  dans tous les cas; que les valeurs de  $n$  et de  $\bar{\rho}$  soient approximativement égales pour tous les étudiants ayant des profils de formation semblables au collégial et, enfin, que les valeurs de  $n$  et, surtout de  $\bar{\rho}$  diffèrent substantiellement pour des étudiants issus de profils de formation différents au collégial.

Les remarques statistiques précédentes, basées sur les cotes  $Z$  et sur le score  $Z$  utilisé antérieurement, s'appliquent globalement aussi aux cotes CRC et au score CRC du régime actuel.

Nous n'avons pas trouvé d'informations sur ces questions, ni de références à des études sur celles-ci dans la documentation disponible.

## Quelques études québécoises

### Secondaire/collégial

L'ensemble des études répertoriées ici, concernant le lien entre les résultats scolaires du secondaire et les résultats scolaires du collégial, ont surtout été réalisées par Terrill (1986, 1990, 1994 et 1997), attaché au Service régional d'admission du Montréal métropolitain (SRAM).

Une première étude très intéressante a été réalisée par Terrill, en 1986, sur les liens entre la réussite au secondaire et la réussite au collégial de cohortes d'étudiants des cégeps affiliés du SRAM. L'auteur de cette étude présente cinq arrangements d'indicateurs de la réussite scolaire du secondaire et du collégial. De façon générale, les résultats de cette étude font voir avec assez d'évidence que la réussite à la première session ainsi que la probabilité pour un étudiant de compléter avec succès ses études sont étroitement liées aux deux dernières années du secondaire. Pour Terrill, "la courbe des graphiques est caractérisée non seulement par une grande régularité, due à une forte corrélation entre les variables en cause, mais aussi par une inclinaison (pente) très accentuée" (p. 17).

Il semble également que les résultats obtenus aux examens terminaux en français et en mathématiques de la cinquième année du secondaire sont de bons prédictors de la réussite au collégial. "À rang centile équivalent, les étudiants de la voie enrichie

réussissent nettement mieux au collégial que ceux de la voie régulière. On trouve même des cas (en mathématique) où les plus faibles (aux rangs centiles 0 à 25) de la voie enrichie réussissent aussi bien que les plus forts (RC = 76-99) de la voie régulière" (Terrill 1986, p. 17). Dans une étude semblable, Primeau, Dallaire et Gagnon (1994) justifient que "tant à la formation préuniversitaire qu'à la formation technique, les élèves qui obtiennent de meilleurs résultats aux examens officiels du secondaire sont aussi ceux qui réussissent le mieux leurs cours au premier trimestre d'études collégiales" (p. 125).

Enfin, le profil des cours de mathématiques (M), de chimie (C) et de physique (P) réussis en 4<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup> secondaire est aussi un bon prédicteur du taux de réussite moyen à la première session au collégial. En effet, l'ensemble des 29623 étudiants de trois cohortes ayant les profils M5C5P4 et M5C5P5 obtiennent un taux de réussite moyen de l'ordre de 86%, comparativement à 69% pour l'ensemble des 40679 autres étudiants. Il semble donc que les étudiants qui ont un "profil sciences" au secondaire réussissent mieux au collégial.

Une deuxième étude de Terrill (1990) s'intéresse aux résultats scolaires des étudiants des cohortes de 1980 à 1986 inscrits en sciences et en sciences humaines dans 22 collèges différents. Encore là, les résultats de l'étude ont montré que la performance scolaire collégiale était étroitement liée à celle du secondaire, caractérisée cette fois-ci par la simple moyenne brute des notes de 4<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup> secondaire. Par exemple, la moyenne des 22 coefficients de corrélation entre cette moyenne et la moyenne des notes des

quatre premières sessions du collégial est de 0,72 pour les sciences et elle est de 0,67 pour les étudiants en sciences humaines.

Terrill et Ducharme (1994) ont réalisé une recherche d'envergure portant sur les liens entre les caractéristiques individuelles et sociales et le rendement scolaire. Pour notre part, les seuls résultats explicités sont ceux reliés au lien qui existe entre la moyenne des notes de 4<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup> secondaire et la moyenne des notes obtenues à la première session des études collégiales. Par exemple, parmi 3467 étudiants du secondaire se situant dans le premier quartile (notes de 60 à 70), 55% se sont classés dans le premier quartile (notes de 50 à 63) au collégial et 3% dans le quatrième quartile (notes de 78 et plus). Au niveau des 3261 se situant dans le quatrième quartile au secondaire (notes de 82 et plus), 65% se sont classés dans le quatrième quartile (notes de 78 et plus) au collégial contre 4% dans le premier quartile (notes de 50 à 63). Parmi les multiples variables prises en compte, le rendement des étudiants du secondaire permet d'expliquer à lui seul jusqu'à 46% de la variance de leur moyenne en première session.

Dans une étude portant sur la validation du modèle de la cote de rendement au collégial aux fins de l'admission dans les universités, le Comité de gestion des bulletins d'études collégiales (1996) présente, pour 6422 diplômés de trois années des programmes de sciences de la nature au collégial, les cotes de rendement au collégial selon la moyenne au secondaire. Ainsi, parmi l'ensemble des diplômés, les 1408 étudiants qui ont obtenu une moyenne de moins de 75 au secondaire possèdent une cote

de rendement au collégial moyenne de 23,2, tandis que les 3395 qui ont obtenu une moyenne de 90 et plus au secondaire possèdent une cote de rendement moyenne de 33,0. Chez les diplômés qui avaient les plus faibles moyennes au secondaire (notes inférieures à 75) les pourcentages de ceux obtenant des CRC supérieures ou égales à 31.0, 32.0, 33.0, 34.0 et 35.0 sont respectivement de 0,4%, 0,1%, 0,0%, 0,0% et 0,0%, et pour ceux qui avaient les plus fortes moyennes au secondaire (notes supérieures à 90), les pourcentages de ces diplômés sont respectivement de 83,4%, 71,2%, 54,1%, 35,0% et 18,8%.

Également, Terrill (1997) a comparé les taux de diplomation au collégial par programme (ou famille de programmes) en utilisant, comme mesure de la qualité des dossiers, la moyenne des notes finales au secondaire (*Ms*). Les résultats démontrent que la *Ms* se situe généralement autour de 71 ou 72 pour les étudiants des divers programmes au collège, à l'exception du programme des Sciences de la nature, où elle est de l'ordre de 80. De plus, 86% des étudiants qui avaient commencé en Sciences de la nature ont obtenu leur DEC comparativement à 63% pour ceux qui avaient débuté en Sciences humaines, ou 51% pour ceux qui avaient choisi les Lettres. Finalement, de la même manière que dans l'étude de 1986, Terrill a montré la relation linéaire qui existe entre la *Ms* et les taux de réussite dans certains cours collégiaux tels que le français, la philosophie et l'ensemble des autres cours, en ne considérant pas les cours d'éducation physique.

### **Collégial/universitaire**

Une première étude intéressante a été réalisée par Dagenais (1982) sur l'utilisation d'un modèle de régression probit pour la validation d'un protocole de sélection. Le critère de succès retenu pour cette analyse était l'admission en deuxième année d'un programme de baccalauréat en administration des affaires. Le taux de réussite observé des gens qui ont les scores Z les plus élevés (cinquième quintile) est de 82% (la probabilité estimée était de 85%) alors que celui du premier quintile est de 65%, égal à la probabilité estimée. De plus, les étudiants obtenant des scores Z aux quintiles supérieurs réussissent mieux que ceux des quintiles inférieurs. Par exemple, la moyenne générale au baccalauréat à la première année est de 64,0% pour les étudiants du premier quintile et de 73,4% pour ceux du cinquième quintile.

Ainsi, il semble qu'au niveau des résultats à l'université, plus le score Z est élevé, plus la moyenne académique obtenue à l'université est élevée. Gagnon (1984) a vérifié la validité prédictive de trois procédures de sélection des étudiants au module de psychologie, soit à partir d'une cote d'entrevue, du score Z et d'une cote Delta. La corrélation globale des trois variables prédictrices, calculée pour tous les sujets avec la moyenne universitaire après une année d'études, est, pour le score Z de 0,26 ( $p < 0,01$ ), pour la cote Delta de 0,34, ( $p < 0,001$ ) et pour la cote d'entrevue de 0,12, ( $p > 0,05$ ).

Un autre résultat intéressant de l'étude de Gagnon concerne le regroupement de cinq variables prédictrices: le score Z, la cote d'entrevue, la cote Delta, l'âge et le sexe,

dans une analyse de régression multiple du succès scolaire universitaire. L'auteur constate que la cote Delta est le meilleur prédicteur de la moyenne des notes ( $R = 0,34$ ;  $p < 0,01$ ), que l'ajout du score Z n'améliore que très peu la prédiction ( $R = 0,36$ ;  $p < 0,01$ ) et que la contribution du score d'entrevue et de l'âge est à peu près nulle. La cote Delta, qui est le meilleur prédicteur de la moyenne des notes de cette étude, n'est en fait que le calcul de la somme des écarts à la moyenne des cours suivis au cégep. Cette investigation fut inspirée à l'auteur par un commentaire de Allaire (*in* Gagnon, 1976), à l'effet que cette mesure peut efficacement remplacer le traditionnel score Z, présentant une fidélité et une validité souvent supérieures à ce dernier.

Dans une autre étude de Dagenais (1986), il est montré que certaines caractéristiques des étudiants à leur entrée à l'université, particulièrement leur cheminement académique antérieur (i.e. le type de profil de formation au cégep), seraient associées à la réussite des étudiants. En effet, l'auteure démontre que l'étudiant qui a choisi une concentration en sciences au cégep réussit en général mieux dans tous ses cours au baccalauréat en administration des affaires à l'université. Ainsi, pour une même valeur de score Z, l'étudiant qui a une concentration en sciences obtient en moyenne, dans ses cours, une note plus élevée de sept points que celui qui a choisi une concentration en sciences humaines.

En outre, il semble que les étudiants qui abandonnent le baccalauréat avant la diplomation aient eu, en général, une moins bonne performance dans leurs études

collégiales. En effet, Lussier et Rivest (1990) ont démontré, dans une étude sur les résultats au collégial et les études universitaires, que la proportion de ceux qui terminent leurs études de premier cycle universitaire en trois ans (la durée normale) est de 13% pour ceux dont le score Z est de -1,0 ou moins, et de 42% pour ceux dont le score Z est de plus de +1,0, soit une proportion trois fois plus forte. Quant à la moyenne cumulative à l'université, elle s'établit à 2,6 sur 4,0 pour ceux qui avaient un score Z de moins de -1,0 et elle atteint 3,6 sur 4,0 pour ceux dont le score Z était de plus de +1,0. Finalement, 54% de ceux dont le score Z était de moins de -1,0 ont abandonné leurs études dans le programme initialement choisi, alors que cette proportion n'était que de 28% chez ceux dont la moyenne était de plus de +1,0.

Lussier et Rivest en arrivent à la conclusion que les résultats scolaires, toujours disponibles, demeurent des données plus fiables, dans l'ensemble, que tous les tests spécifiques ou généraux qui ont été développés pour mesurer l'aptitude à compléter des études universitaires, tant au niveau des probabilités d'abandon, de la complétion des études dans la durée normale que de la moyenne académique.

### **Quelques études américaines**

Un nombre considérable d'études américaines ont été réalisées sur la prédiction du succès scolaire, utilisant différents instruments et différents types de mesure. Parmi les études utilisant le rendement scolaire antérieur, les chercheurs le combinent souvent à

différents tests psychométriques (*Scholastic Aptitude Test (SAT)*, *American College Testing Program (ACT)*, *Learning Ability Profile (LAP)*, *Graduate Record Examination National Program (GRE)*, *Student Descriptive Questionnaire (SDQ)*).

Quoi qu'il en soit, de toute l'information disponible sur l'étudiant à son entrée à l'université, l'ensemble des résultats scolaires antérieurs est le meilleur indicateur de son éventuelle performance (Lavin, 1965; Astin, 1971). Selon Hardesty (1980), la majorité des études indique que la mesure du rendement scolaire antérieur obtient des coefficients de corrélation plus élevés et plus constants avec la performance universitaire.

Garrett (1949), faisant la revue de 300 études américaines, rapporte que la majorité de celles-ci conclut que le rendement scolaire antérieur est le meilleur prédicteur de la performance universitaire. Dans cette rétrospective, l'auteur obtient un coefficient de corrélation moyen de 0,55, les coefficients s'étendant de 0,18 à 0,83.

Stankovich (1977) a réalisé une étude pour déterminer si le succès des étudiantes (n = 130) en nursing pouvait être prédit par les caractéristiques à l'admission telles que la moyenne cumulative, l'état civil, l'âge, l'*American College Testing Program (ACT)*, la note moyenne obtenue en biologie au secondaire, la note moyenne obtenue en mathématiques au secondaire et la note moyenne obtenue dans les cours de physiologie et d'anatomie au collège. La question que l'auteure s'est posée était de savoir s'il existe une relation entre les variables prédictives et le succès des étudiantes en nursing à

l'université. Elle a donc abordé la question en termes de diplomation et de non diplomation. Les résultats ont indiqué que la moyenne cumulative au secondaire (MCs) et la note moyenne obtenue dans les cours de physiologie et d'anatomie sont les deux variables prédictrices qui donnent la plus forte probabilité que les étudiants soient diplômés ou non; ces variables représentent respectivement des corrélations de 0,35 ( $p < 0,001$ ) et de 0,52 ( $p < 0,001$ ). Ensuite, Stankovich a vérifié l'importance de la relation qui existe entre les variables prédictrices et le succès des étudiantes, mais en utilisant cette fois la moyenne pondérée cumulative finale à l'université. Comme pour le critère précédent, les variables prédictrices significatives sont la moyenne pondérée cumulative au secondaire (0,59,  $p < 0,001$ ) et la note moyenne obtenue dans les cours de physiologie et d'anatomie (0,72,  $p < 0,001$ ).

En 1981, Halpin, Halpin et Shaer ont réalisé une étude portant sur la prédiction de la moyenne cumulative de la première année universitaire (MCu) de 1453 étudiants. Les variables prédictrices incluaient le *Scholastic Aptitude Test (SAT)*, l'*American College Testing Program (ACT)*, le *California Achievement Tests (CAT)* et la moyenne cumulative du secondaire (MCs). Respectivement, les coefficients de corrélation de ces prédicteurs avec la moyenne de la première année universitaire sont de 0,42, 0,37, 0,38 et 0,49. Le coefficient de corrélation multiple est de 0,53 pour chacune des combinaisons de la MCs avec chacun des tests, et chaque combinaison permet ainsi

d'expliquer 28% de la variance de la moyenne des notes durant la première année universitaire, comparativement à 24% si l'on utilise seulement la MCs.

Houston (1983) a étudié la validité prédictive du rang percentile au secondaire (RPs) et de trois tests (le *Scholastic Aptitude Test Verbal* (SAT-V), le *Scholastic Aptitude Test Mathematic* (SAT-M) et l'*Ammons Quick Test* (AQT)) sur un échantillon de 63 étudiantes noires. Les coefficients de corrélation entre la moyenne pondérée cumulative calculée après le premier trimestre et les quatre variables prédictrices (le RPs, le SAT-V, le SAT-M et le AQT) sont respectivement de 0,52, 0,28, 0,22 et de 0,19. De plus, la procédure de régression multiple démontre un coefficient de détermination total ( $R^2$ ) de 0,36 pour l'ensemble des quatre variables prédictrices. De cette valeur, le rang percentile au secondaire (RPs) permet d'expliquer à lui seul 27% de la variance des résultats des étudiantes au premier trimestre.

Milner, Mcneil, et King (1984) ont étudié, parmi 145 étudiants gradués en travail social, la validité prédictive de deux prédicteurs tels que le *Graduate Record Examinations* (GRE) et la moyenne cumulative au secondaire (MCs). Selon les quatre critères mesurés, il s'est avéré que seul celui relié à la moyenne cumulative universitaire (MCu) obtenait des coefficients de corrélation significatifs en regard des variables prédictrices reliées au GRE et à la MCs. Également, à la lumière des résultats, la MCs est plus fortement corrélée avec la MCu ( $r = 0,30; p < 0,001$ ) que ne l'est le GRE ( $r = 0,24; p < 0,01$ ).

Thornell et Jones (1986) ont vérifié la valeur de l'*American College Testing Program (ACT)* et de la performance au secondaire exprimée en rang percentile (RPs), comme prédicteurs du succès académique en regard de la moyenne cumulative universitaire (MCu) de 100 étudiants qui ont complété la première année. Les résultats démontrent tout d'abord des corrélations de 0,44 entre l'ACT et la MCu et de 0,60 entre le RPs et la MCu. Le test des coefficients de régression montre, pour le rang au secondaire, une relation significative ( $p < 0,001$ ) et non significative pour l'ACT ( $p > 0,05$ ). La variance de la MPCu de la première année à l'université est expliquée par le rang au secondaire dans une proportion de 28% et par l'ACT dans une proportion de 10%. Thornell et Jones en arrivent à la conclusion que la performance au secondaire est un meilleur prédicteur que l'ACT pour la prédiction de la MCu.

Avec la moyenne cumulative universitaire (MCu) du premier trimestre comme critère, Coyne (1988) a vérifié la validité prédictive du *Rockeach Value Survey (RVS)*, des données scolaires antérieures, soit le *Washington Pre-college (WPC)*, composé du *English Composite Score (ECS)* et du *Quantitative Composite Score (QCS)*, et de la moyenne pondérée au secondaire (MCs). Un total de 518 étudiants admis en psychologie dans une université composait l'échantillon, soit 185 hommes et 333 femmes. Sommairement, les résultats indiquent, parmi les données scolaires antérieures, que la MCs est le prédicteur le plus efficace de la MCu du premier trimestre à l'université. Dans la combinaison des variables prédictrices, les coefficients de

corrélations multiples obtenues à partir de la procédure Stepwise sont, respectivement, pour les étudiants de  $R = 0,66$  et pour les étudiantes de  $R = 0,70$ . De ces valeurs, la MCs représente à elle seule  $R = 0,57$  pour les hommes et  $R = 0,62$  pour les femmes.

Thornell, Jones et House (1994) ont appliqué l'*American College Testing Program (ACT)* et le rang percentile au secondaire (RPs) à la prédiction de la moyenne cumulative (MCu) après un an, après deux ans et après quatre ans; et du statut étudiant après deux ans et après quatre ans. Les résultats de 7 377 nouveaux étudiants inscrits dans une université démontrent que le prédicteur relié au rang au secondaire engendre les plus grandes corrélations avec la moyenne cumulative après différentes années complétées. Ainsi, les corrélations après 1, 2 et 4 ans sont, pour le RPs et l'ACT, respectivement de 0,48, 0,47, et 0,46 et de 0,32, 0,34, et 0,29. L'équation de régression multiple totale est significative ( $p < 0,001$ ) et rend compte de 26,4% de la variance de la MCu après quatre ans. De cette valeur, le rang au secondaire ( $p < 0,001$ ) explique à lui seul 20,8% de la variance de la MCu.

Les données recensées montrent que les meilleurs prédicteurs de la performance scolaire à un niveau d'études se trouvent dans les résultats de performance aux niveaux antérieurs. Il reste à découvrir quels modèles de prédiction sont les plus efficaces, ceux basés sur les indices de performance globaux ou ceux liés aux profils spécifiques de formation des étudiants. Il reste aussi à savoir si tous les cours de collège, ou les

regroupements de cours, ont une valeur prédictive comparable. La recherche décrite au chapitre suivant donnera quelques éléments de réponse.

## CHAPITRE III

### MÉTHODOLOGIE

#### Échantillons

Les dossiers d'étudiants proviennent de fichiers informatiques confidentiels. Pour avoir accès à ces fichiers, une demande a préalablement été faite et agréée auprès de la Commission d'Accès à l'Information du Québec (CAIQ), en vertu de la Loi 65 sur la confidentialité des fichiers informatiques.

Ainsi, pour effectuer cette analyse, les cohortes retenues sont les nouveaux inscrits des sessions d'automne 1990, 1991 et 1992, dans une université du réseau québécois. De ces trois cohortes, les étudiants acceptés pour les fins de l'étude ont tous été admis sur la base d'un diplôme d'études collégiales (DEC). De plus, pour qu'un étudiant soit considéré dans l'étude, nous avons établi à sept le nombre minimal de cours complétés par un étudiant à l'intérieur des trois premières sessions universitaires. Au total, 988 étudiants sont retenus pour l'analyse, soit 167 admis au baccalauréat en enseignement de l'activité physique, 392 au baccalauréat en administration et 429 au baccalauréat en psychologie<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Au départ, nous visions également une discipline universitaire fortement contingentée comme la médecine, mais malgré les accords de principe consentis par les autorités compétentes de trois universités, celles-ci ont postérieurement dénoncé leurs accords en raison des récentes et graves compressions budgétaires imposées par l'État. Nous nous sommes alors plutôt concentré sur les trois disciplines mentionnées, lesquelles sont approximativement comparables en termes de scolarité antérieure.

Les fichiers informatisés des étudiants sont constitués par l'informaticien détaché au Registraire de l'université concernée, avec le concours de la Conférence des Recteurs et Principaux des Universités du Québec (CRÉPUQ) et du Ministère de l'Éducation du Québec (MEQ). Les données ont été par la suite déchargées dans l'ordinateur central de l'université.

### **Mesures**

Une fois toutes les données en main (dossiers scolaires antérieurs et universitaires complets), celles-ci sont alors analysées à l'aide de la version 6.11 du progiciel SAS (Statistical Analysis System), sur système d'exploitation Neptune. En quelques mots, ce progiciel permet d'effectuer la majorité des analyses statistiques sur un ou plusieurs ensembles de données expérimentales: statistiques descriptives, évaluation des relations entre certaines variables (ex.: la corrélation linéaire) ainsi qu'entre des combinaisons de variables (ex.: la régression multiple).

### **Procédures**

Comme l'on s'intéresse à prédire le succès scolaire à partir d'une base de données complexe, l'approche multivariée (régression multiple et analyse discriminante) a été privilégiée pour élaborer les systèmes prédictifs. Plus précisément, notre étude a la structure suivante:

- Dans un premier temps, nous constituons l'ensemble prédictif formé de toute l'information préalable sur les étudiants, c'est-à-dire: le cégep de

provenance, le sexe, l'âge, la durée de scolarité, les regroupements de cours suivis, les notes obtenues et les cotes CRC associées. Ces données sont bien entendu dénominalisées, selon l'entente conclue avec la Commission d'accès à l'information du Québec.

- Deuxièmement, nous identifions les différents contingents universitaires ainsi que les données figurant aux dossiers afin de créer l'ensemble critère.
- Troisièmement et quatrièmement, nous traitons chaque ensemble de données (l'ensemble prédicteur et l'ensemble critère) de manière à dégager pour chacun les facteurs de variance essentiels, ce par différentes méthodes incluant l'analyse de corrélation, l'analyse de régression et l'analyse discriminante, dans le but d'élucider la valeur prédictive du dossier collégial sous une forme ou sous une autre.

### **Les variables et leurs transformations**

Dans cette section, les variables étudiées sont présentées et brièvement décrites, et ce, tant du côté des variables prédictrices, issues principalement du dossier collégial, que du côté des variables critères, issues du dossier universitaire. Aussi, les modalités de recodification de certaines d'entre elles sont exposées. Il convient de noter que le choix des variables constituées dans cette étude repose exclusivement sur les données disponibles dans le dossier scolaire des étudiants.

### **Variables prédictrices**

**Cégep de provenance.** Cette variable indique l'institution collégiale fréquentée par les étudiants avant leur entrée à l'université. Une transformation a été faite pour alléger la base de données. En tout, 56 institutions différentes ont été répertoriées lors de la compilation. Pour les fins de l'analyse, nous avons simplifié cette donnée pour en faire une variable dichotomique, qui permet de distinguer les étudiants selon qu'ils proviennent d'une institution *privée* ou *publique*.

**Durée de scolarité au cégep.** Dans le fichier de cours, la session associée à chacun des cours a permis d'établir la "durée de scolarité" au cégep, en termes du nombre de sessions de cours accumulées, que ce soit selon un rythme d'études à temps plein (minimum de 12 heures par semaine ou 4 cours) ou un rythme d'études à temps partiel (moins de 12 heures ou de 4 cours par semaine), pour chaque étudiant.

**Formation au cégep.** Cette variable de type dichotomique représente le type de formation choisi par les étudiants au cégep, et sous lequel ils ont été admis à l'université: soit la concentration Sciences, ou sciences de la nature, qui comprend les sciences de la santé et les sciences pures, ou la concentration Sciences humaines, qui englobe aussi les sciences administratives, et le Diplôme d'études collégiales (DEC) professionnel<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> Le DEC en Lettres a été exclu de l'analyse étant donné que moins de 1% des étudiants de l'échantillon ont été admis sur cette base.

**Moyenne des notes et moyenne des CRC pour les différents regroupements de cours du cégep.** Tout d'abord, dans le cadre du DEC, qu'il soit général ou professionnel, l'étudiant est soumis à un ensemble de blocs de cours obligatoires (français, philosophie, éducation physique). C'est au niveau des cours de concentration que se dessinent les différents profils de formation. À cet effet, chaque institution a la responsabilité d'établir elle-même la structure de chacun des profils qu'elle dispense. Il convient également de noter que, dans le fichier ministériel des cours, aucune codification n'indique s'il s'agit de cours obligatoires, de cours de concentration ou de cours complémentaires. De là, une certaine difficulté à organiser une base de données homogène, selon des regroupements précis de cours.

Ensuite, seuls les cours obligatoires de philosophie sont de description commune à tous les établissements. À propos des cours obligatoires de français, chaque collège établit les cours qui seront offerts dans cette discipline. Donc, dans notre regroupement des cours de français, ce sont tous les cours qui ont été suivis par les étudiants dans cette discipline qui apparaissent, peu importe qu'ils soient des cours obligatoires ou, en de rares cas, des cours complémentaires. Le même phénomène se produit avec les cours d'éducation physique pour lesquels les sigles de cours sont différents d'un collège à l'autre et où l'étudiant, en outre, établit son propre choix de cours.

Étant donné ce défaut d'équivalence stricte de la composition des profils à l'intérieur de la base de données du ministère, les cours suivis au cégep sont classés selon cinq groupes:

- 1- Les cours obligatoires de philosophie qui se retrouvent dans chaque programme et collège;
- 2- Les cours de français quels qu'ils soient et tels qu'établis dans chaque collège;
- 3- Les cours d'éducation physique quels qu'ils soient et tels qu'établis dans chaque collège;
- 4- Les cours de sciences humaines et sociales, incluant les disciplines telles que la sociologie, la psychologie, la philosophie (comme cours de concentration), l'anthropologie, l'histoire, la géographie, les civilisations anciennes, les religions, la science politique, l'administration, l'économie et les cours multidisciplinaires;
- 5- Les cours de sciences pures et de la santé, incluant les disciplines telles que la chimie, la physique, les mathématiques, la biologie et la géologie.

Deux sous-regroupements de cours de sciences humaines et sociales ont été créés pour les étudiants du programme de baccalauréat en administration, incluant les cours d'administration et d'économie, ainsi que pour les étudiants du baccalauréat en psychologie, incluant les cours de psychologie. Pour ces deux programmes, les cours inclus dans les sous-regroupements ne figurent pas dans le regroupement de cours de

sciences humaines et sociales, et ce, afin d'éviter le recouplement de la même information lors des analyses statistiques.

D'autres types de regroupements de cours ont été réalisés par disciplines spécifiques (sociologie, économie, histoire, etc.), ainsi que selon les différents profils du Renouveau de l'enseignement collégial (i.e. profil relié à l'individu, relié à l'administration ou relié à la société et monde), mais tous ces essais se sont révélés impraticables étant donné le nombre important de données manquantes encourues. En fait, il est très rare que les étudiants aient suivi le même cheminement de cours et donc qu'ils soient comparables entre eux.

Un dernier regroupement a été tenté selon les structures d'accueil aux études universitaires des trois programmes considérés, mais encore une fois, ce regroupement était utopique. Par exemple, on exige en psychologie de détenir un DEC et d'avoir complété l'un des trois cours de mathématique, l'un des quatre cours de biologie et l'un des deux cours de psychologie, ou leurs équivalents. Dans les faits, tous les étudiants respectent ces exigences, à quelques exceptions près (encourant l'admission conditionnelle), mais presque personne ne présente le même "profil" de structures d'accueil. Autrement dit, certains n'ont qu'un cours de mathématiques parmi les trois, certains en ont deux, certains trois, etc.

Alors, pour le regroupement des cours de sciences, nous avons introduit une variable dichotomique (Cscrcus) selon que les étudiants avaient le nombre de cours réussis à la médiane (approximative) de tous les cours réussis de chacun des sous-échantillons, soit 3 cours réussis pour le baccalauréat en enseignement de l'activité physique, 3 cours réussis pour le baccalauréat en psychologie et 5 cours réussis pour le baccalauréat en administration.

Donc, hormis les cours de sciences pures qui engendraient un trop grand nombre de données manquantes, une moyenne de toutes les notes et une moyenne de toutes les CRC<sup>5</sup> des différents regroupements et sous-regroupements ont été calculées et ce, peu importe que des cours aient été échoués ou repris. La seule restriction était qu'un étudiant devait posséder au moins deux cours dans un regroupement particulier pour qu'une moyenne lui soit attribuée.

**Moyenne cumulative des notes au cégep et cote de rendement collégial global (CRC).** Une moyenne de toutes les notes (excluant les cours portant la note 0) ainsi qu'une moyenne de toutes les CRC ont été calculées pour chaque étudiant, concernant tous les cours effectués au cégep avant leur première session d'admission à l'université.

---

<sup>5</sup> Selon les règles du calcul de la CRC, il n'y a pas de calcul de la moyenne des CRC pour le regroupement des cours d'éducation physique. De plus, dans de rares cas, le nombre de CRC brutes peut être moindre par rapport au nombre de notes brutes d'un même regroupement de cours étant donné certaines restrictions déjà évoquées dans les règles particulières du calcul de la CRC.

**Nombre de cours échoués (Nbrecec).** L'étudiant se voit attribuer la mention "EC" dans son dossier si la note de passage de 60% n'est pas atteinte. Cette variable nous indique donc le nombre d'échecs de chaque étudiant pendant sa scolarité au cégep. Pour notre part, la quantité retenue pour analyse est donnée par la transformation  $x = \sqrt{\text{Nbrecec} + 0,5}$ . En effet, la distribution de fréquence du prédicteur "Nbrecec" accuse une forte asymétrie positive, caractéristique d'une loi de Poisson et pour laquelle les auteurs (Sokal et Rohlf, 1981) proposent la transformation indiquée.

### **Variables critères**

#### **Moyenne des notes pour les différents regroupements de cours à l'université.**

Dans un premier temps, des valeurs numériques ont été attribuées aux lettres de la notation pour chacun des cours universitaires suivis par les étudiants de l'échantillon.

Voici ce que représente la notation littérale:

A+ = 4.3,	A = 4.0,	A- = 3.7,
B+ = 3.3,	B = 3.0,	B- = 2.7,
C+ = 2.3,	C = 2.0,	C- = 1.7,
D+ = 1.3,	D = 1.0,	
	E = 0.0.	

Cette notation particulière n'est en place que depuis la session d'automne 1992. En fait, jusqu'à cette session, seulement cinq lettres simples pouvaient apparaître sur le bulletin, A,B,C,D et E, correspondant aux valeurs 4, 3, 2, 1 et 0. Alors, afin de respecter

la façon de procéder de l'université dans le calcul de la moyenne cumulative pour des étudiants présentant un relevé de notes enjambant les deux systèmes de notation, un calcul particulier a été établi en quatre étapes:

- 1- addition de la valeur de chacun des cours dont la notation est sur 4, multiplication du total obtenu par  $4.3 / 4.0$  et arrondissement à la première décimale;
- 2- addition de la valeur de chacun des cours dont la notation est sur 4.3;
- 3- addition des totaux en (1) et en (2);
- 4- division du total obtenu en (3) par le nombre total de cours utilisés dans la calcul de la moyenne, puis arrondissement à la deuxième décimale.

En ce qui a trait aux regroupements de cours universitaires, ils ont été établis en fonction de l'annuaire de cours ainsi qu'à partir des plans de formation de chacun des programmes. La méthode de classification consistait à prendre la définition de chacun des cours et de classer ceux-ci selon des disciplines communes ou des affinités de contenus entre eux. Une rencontre avec les responsables de chaque programme dans l'université concernée a permis de reviser et de sanctionner la classification des cours.

Voici les différents regroupements établis par programme:

1. Baccalauréat en enseignement de l'activité physique
  - Cours de fondement
  - Cours de pédagogie

- Laboratoires
  - Stages
2. Baccalauréat en administration
- Cours de fondement
  - Cours à caractère quantitatif
  - Cours fonctionnels (disciplines et fonctions d'entreprise spécifiques)
3. Baccalauréat en psychologie
- Cours de fondement
  - Cours d'intervention et de préparation professionnelle
  - Cours de recherche, d'évaluation et de mesure en psychologie

Les titres des cours de chacune des catégories et pour chaque programme sont donnés à l'annexe D. Pour chacun de ces regroupements, une moyenne des notes a finalement été calculée.

**Moyenne de la première année universitaire.** Cet indicateur, noté Moyprem, correspond, pour chaque étudiant, à la moyenne de toutes les notes apparaissant au dossier au cours des trois premières sessions (incluant la session d'été) suivant leur admission à l'université.

**Moyenne cumulative universitaire.** C'est la moyenne calculée à partir de toutes les notes<sup>6</sup> obtenues dans un programme, notée Moyuniv. En cas de reprise d'un cours, seule la dernière note obtenue est utilisée dans le calcul de cette moyenne<sup>7</sup>. Par contre, étant donné l'intérêt de cette recherche pour prédire la valeur du succès universitaire en termes de rendement académique, en cas de reprise de cours, pour ce qui est des différentes moyennes de regroupement de cours ainsi que de la moyenne de la première année universitaire, la première note sera utilisée dans les calculs.

**Statut de l'étudiant.** Cette variable correspond au statut de dossier en regard du programme dans lequel l'étudiant a posé sa candidature et a été admis à une session donnée. Il y a trois statuts possibles après qu'un étudiant ait validé son admission par une inscription, en complétant un choix de cours:

1- Actif. Un étudiant est actif dans son programme à partir du moment où il s'inscrit à la première session. Cette session correspond à son admission au programme. Un étudiant demeure actif tant et aussi longtemps qu'il s'inscrit dans son programme (ex.: 3 ans pour un baccalauréat). L'étudiant qui cesse de s'inscrire demeure toutefois actif pendant deux ans après sa dernière inscription au programme.

2- Diplômé. Un étudiant est diplômé dans son programme lorsqu'il a complété

---

<sup>6</sup> Selon un article du Règlement des études de premier cycle, les cours hors programme (H), d'appoint (P), les exemptions (K), la mention "I" et la note "S" n'entrent pas dans le calcul de la moyenne cumulative.

<sup>7</sup> Cette façon de faire s'effectue selon les dispositions d'un article du Règlement des études de premier cycle.

tous les crédits du programme dans lequel il a été admis (ex.: 90 crédits pour un baccalauréat). Normalement, un étudiant à temps complet met trois ans pour compléter son Baccalauréat. Par contre, il y a plusieurs exceptions, car il y a des étudiants à temps partiel, d'autres qui ont acquis des cours en équivalence ou des exemptions de cours, etc.

- 3- Inactif. Un étudiant devient inactif dans son programme lorsqu'il cesse de s'inscrire (après deux ans), lorsqu'il change d'orientation, lorsqu'il est expulsé pour conditions d'admission non rencontrées ou exclu pour des restrictions académiques (ex.: moyenne cumulative trop faible), lorsque la durée maximale est atteinte (ex.: 10 ans pour un Bac.), et enfin, les autres cas (ex.: décès, abandon du programme).

**Diplômé ou non selon le rythme normal des études prévu pour un baccalauréat.** À partir de l'indication de la session du statut, nous avons pu identifier le rythme des études des étudiants qui ont été diplômés. Cette variable tient compte d'un article du Règlement des études de premier cycle, affirmant que: "Un programme de baccalauréat s'échelonne normalement sur trois ans à raison de deux sessions d'inscription par année à un nombre de cours totalisant quinze (15) crédits à chaque session". Pour notre part, le statut de l'étudiant a été remanié selon une variable dichotomique de façon à considérer les étudiants qui ont été diplômés ou non après 3 ans d'études suivant leur admission. Contrairement à l'article cité, les sessions d'été sont incluses.

## **CHAPITRE IV**

### **RÉSULTATS**

Dans ce chapitre, sont présentés les résultats compilés à la suite de la cueillette des données et les analyses qui en ont été faites. Les données de nature descriptive arrivent d'abord afin d'établir un portrait général des sujets faisant partie de l'étude et de camper les caractéristiques particulières de chacun des programmes. Les résumés des analyses statistiques proprement dites sont ensuite donnés en regard des objectifs de notre recherche.

#### **Données descriptives**

Le tableau 1 décrit globalement les trois programmes d'études pour l'ensemble des sujets, en fonction des variables: sexe, âge, statut de l'étudiant à l'université, provenance collégiale et diplôme présenté à l'admission, et ce, indépendamment des cohortes visées.

L'échantillon total compte 988 étudiants, dont 494 femmes et 494 hommes. Leur distribution selon les programmes d'études est la suivante: 167 admis au baccalauréat en enseignement de l'activité physique (EAP), 392 au baccalauréat en administration (ADM) et 429 au baccalauréat en psychologie (PSY).

La variable sexe laisse entrevoir des différences dans la répartition des sujets à l'intérieur des programmes. Une plus forte proportion de sujets masculins est

Tableau 1  
Caractéristiques des trois programmes universitaires

Variables	Fréquence par programme							
	EAP	%	ADM	%	PSY	%	TOTAL	%
<b>SEXE</b>								
Homme	131	78,4	237	60,5	126	29,4	494	50,0
Femme	36	21,6	155	39,5	303	70,6	494	50,0
<b>ÂGE MOYEN</b>								
	20,7		20,9		20,7		20,8	
(écart-type)	(1,3)		(2,2)		(2,4)		(2,2)	
<b>STATUT</b>								
Diplômé	130	77,8	316	80,6	339	79,0	785	79,5
Actif	15	9,0	38	9,7	40	9,3	93	9,4
Inactif	22	13,2	38	9,7	50	11,7	110	11,1
<b>COLLÈGE</b>								
Privé	14	8,4	66	16,8	54	12,6	134	13,6
Public	153	91,6	326	83,2	375	87,4	854	86,4
<b>DIPLÔME</b>								
DEC professionnel	10	6,0	42	10,7	17	3,9	69	7,0
DEC science humaines	151	90,4	316	80,6	373	86,9	840	85,0
DEC sciences pures	6	3,6	32	8,2	39	9,1	77	7,8

représentée dans le programme en enseignement de l'activité physique ainsi que dans le programme en administration, avec des taux de 78,4% et de 60,5% respectivement,

contrairement au programme de psychologie où les femmes représentent 70,6% de l'ensemble des sujets.

Selon les différents programmes, la moyenne d'âge varie peu, soit entre 20,7 ans et 20,9 ans. L'âge moyen des 988 étudiants est de 20,8 ans.

Au niveau du statut de l'étudiant, la proportion des diplômés est de 79,5%, le nombre d'étudiants inactifs est de 11,1% et le nombre d'étudiants considérés encore actifs (i.e. 12 sessions, ou 4 ans, après la première inscription) représente 9,4% de l'ensemble des trois cohortes. La majorité des étudiants proviennent de collèges publics, soit 86,4% de l'échantillon global, par rapport à 13,6% pour les étudiants provenant de collèges privés. De plus, la provenance des étudiants est largement répartie entre de nombreux cégeps pour les trois programmes considérés<sup>8</sup>.

Quant au diplôme présenté à l'admission, le DEC en sciences humaines est fortement majoritaire pour les trois programmes, avec une proportion moyenne de 85,0%. Le DEC professionnel et le DEC en sciences représentent pour leur part des proportions équivalentes, soit respectivement 7,0% et 7,8%.

### **Caractéristiques comparatives entre les trois programmes**

Nous présentons dans cette section les caractéristiques comparatives des groupes,

---

<sup>8</sup> Pour le programme EAP, les étudiants proviennent à 25,7% des institutions de la ville universitaire, 32,4% dans le cas du programme ADM et 13,3% pour le programme PSY. D'autre part, plus de 50% des étudiants proviennent de 4 institutions différentes dans le cadre du programme EAP, et de 5 et 15 institutions différentes pour les programmes ADM et PSY respectivement.

afin d'évaluer l'importance des différences entre les variables, celles qui sont comparables d'un programme à l'autre.

Le tableau 2 présente, en synopsis, les principales caractéristiques du dossier collégial pour les étudiants admis aux trois programmes de baccalauréat, soit en enseignement de l'activité physique (EAP), en administration (ADM) et en psychologie (PSY). Le quotient F de l'analyse de variance, avec sa probabilité associée, indique si la différence entre les moyennes des étudiants d'un baccalauréat à l'autre, pour chaque variable, est significative.

Pour la moyenne du nombre de sessions de cours au collégial (dursco), les différences observées entre les trois programmes ne sont pas significatives. Ensuite, à l'exception de la variable "Moyedphy", la moyenne des cours d'éducation physique ( $F = 4,61, p < 0,05$ ), les différences entre les moyennes d'un programme à l'autre sont fortement significatives ( $p < 0,001$ ).

Globalement, ces résultats permettent de constater, pour le programme de baccalauréat en enseignement de l'activité physique, des moyennes substantiellement plus basses que pour les deux autres programmes, ce qui rend compte des différences significatives obtenues.

Maintenant, de manière à évaluer l'ampleur des différences observées quant aux variables dichotomiques, comparables d'un programme à l'autre, nous avons utilisé le

Tableau 2

Moyennes, écarts-types et quotient F d'analyse de variance<sup>†</sup> pour les principales caractéristiques du dossier d'études collégiales en fonction des trois programmes de baccalauréat

Variables	EAP			ADM			PSY			<i>F</i>	<i>p</i>
	n	Moy.	É.-T	n	Moy.	É.-T	n	Moy.	É.-T		
Moycoll	167	70,3	4,64	392	74,2	5,68	429	74,3	5,67	47,23	0,001
Crcg	167	22,2	2,46	392	24,5	2,96	429	24,9	2,86	72,78	0,001
Moyob	167	71,9	5,02	392	75,3	5,56	429	75,6	5,52	39,17	0,001
Crcob	167	22,3	2,89	392	24,8	3,52	429	25,5	3,17	73,05	0,001
Nbrecec	167	1,82	0,76	392	1,40	0,75	429	1,39	0,71	30,80	0,001
Dursco	167	6,02	1,46	392	5,95	2,09	429	5,93	1,92	<1	n.s.
Moyedphy	164	81,9	5,67	390	80,8	4,99	418	80,5	5,95	4,61	0,05
Moyh	164	70,5	5,36	375	75,4	6,50	422	76,6	6,44	78,89	0,001
Crch	164	22,7	2,67	375	25,3	3,11	422	25,8	3,15	79,83	0,001
Moyf	167	66,9	7,08	392	72,4	7,41	429	72,6	6,96	56,30	0,001
Crcf	167	22,3	3,39	392	24,8	3,79	428	25,4	3,45	58,21	0,001
Moyph	167	67,4	6,69	391	72,8	7,52	429	74,1	7,25	65,91	0,001
Crcph	167	22,4	3,01	391	25,0	3,64	429	25,8	3,37	74,37	0,001

<sup>†</sup> Les degrés de liberté du F sont respectivement de 2 et 959 à 985, selon la variable analysée.

test d'indépendance khi-deux. Ce test permet de comparer  $k$  échantillons entre eux selon les  $r$  modalités d'un caractère. Les résultats sont présentés au tableau 3 de la page 42.

Tableau 3  
Analyse du khi-deux ( $\chi^2$ ) des variables dichotomiques des trois programmes

Variables	EAP		ADM		PSY		$\chi^2$	$p$
	0	1	0	1	0	1		
Sexe (1 = Masculin)	36	131	155	237	303	126	144,22	0,001
Statut (A+I vs D)	37	130	76	316	90	339	0,64	n.s.
Dipnon (1 = Diplômé)	86	81	160	232	115	314	36,73	0,001
Provcoll (1 = Privé)	153	14	326	66	375	54	7,75	0,001
Decs (1 = Oui)	161	6	360	32	390	39	20,09	0,05
Dech (1 = Oui)	16	151	76	316	56	373		
Decp (1 = Oui)	156	10	350	42	312	17		
Cscreus (1 = Md et +)	81	86	187	205	17	312	173,92	0,001

Ainsi, à l'exception du statut (Actif +Inactif vs Diplômé) et de la variable du diplôme présenté à l'admission (Decs, Dech ou Decp) significative à 5%, on observe pour les autres variables (Sexe, Dipnon, Provcoll, Cscreus) des différences fortement significatives ( $p < ,001$ ) dans la distribution des fréquences. Néanmoins, les variables pour lesquelles les différences entre les programmes sont les plus importantes correspondent au nombre de cours de sciences réussis (Cscreus) et au sexe avec des valeurs respectives de  $\chi^2 = 173,92$  et de  $\chi^2 = 144,22$  ( $p < 0,001$ ).

### La prédiction des critères de succès universitaire

Les résultats des caractéristiques relationnelles entre les critères et les prédicteurs, relativement aux objectifs de notre recherche, seront présentés par programme d'études. Tout d'abord, le calcul des coefficients de corrélation linéaire permet de rendre compte des relations entre les critères et les prédicteurs individuels. Ensuite, des analyses de régression multiple sont réalisées pour mesurer les liens de prédictivité entre des ensembles d'indicateurs de performance collégiale et les résultats à l'université. La méthode de régression multiple, contrairement à la simple corrélation linéaire, permet de considérer simultanément et conjointement deux ou plusieurs prédicteurs, assemblés linéairement, et de mesurer la corrélation de cet agrégat (par un coefficient R multiple) avec le critère à prédire.

Pour chacun des prédicteurs analysés, le modèle général que nous avons utilisé est un modèle de régression multiple de forme:

$$\hat{Y} = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_kX_k,$$

où le vecteur  $\hat{Y}$  (critère) représente le résultat prédit par chacun des étudiants aux regroupements des cours universitaires considérés, la matrice  $\mathbf{X}$  comprend l'ensemble des variables explicatives (prédicteurs),  $b_0$  l'ordonnée à l'origine et  $b_1, b_2, \dots, b_k$  sont les coefficients de régression bruts.

Il est à noter que tous les prédicteurs ne peuvent pas être réunis dans un même modèle, puisque certains sont mutuellement incompatibles et recourent la même

information. Ainsi, les prédicteurs reliés à la Crcg (cote de rendement global au collégial) et ceux reliés à la Moycoll (moyenne collégiale) sont deux moyennes réunissant à peu près les mêmes cours, tout comme Crcob (cote de rendement au collégial des cours obligatoires) et Moyob (moyenne des cours obligatoires), etc. De plus, en raison de leurs liens de co-linéarité, il est statistiquement contre-indiqué de les faire apparaître dans le même modèle.

Plus explicitement, six modèles génériques de régression ont été développés pour étudier la capacité prédictive des regroupements de cours du curriculum collégial. Ainsi, en plus des variables compatibles, celles qui sont présentes dans chacun des six modèles, on retrouve également des variables spécifiques, soit: 1) la moyenne collégiale (Moycoll); 2) la CRC globale (CRCg) et la moyenne des cours d'éducation physique (Moyedphy); 3) la moyenne des cours obligatoires (Moyob); 4) la moyenne des CRC des cours obligatoires (CRCob) et la moyenne des cours d'éducation physique (Moyedphy); 5) les différentes moyennes disciplinaires; 6) les différentes CRC disciplinaires ainsi que la moyenne des cours d'éducation physique (Moyedphy). Il est à noter que les modèles sont comparables deux à deux (1 et 2; 3 et 4; 5 et 6) en termes de regroupements de cours; l'utilisation de la CRC fait seule la différence, à l'exception, bien entendu, de cas particuliers dus aux règles de calcul de la CRC déjà évoquées. Par exemple, étant donné que les cours d'éducation physique ne sont pas dotés de CRC, la moyenne des cours d'éducation physique est incluse avec la CRC globale, avec la

moyenne des CRC obligatoires ainsi qu'avec la moyenne des différentes CRC disciplinaires.

Ainsi, à partir des six modèles génériques considérés, des régressions multiples utilisant l'option "Forward" de SAS (1990) ont été réalisées pour vérifier l'importance des indicateurs collégiaux dans la prédiction des moyennes universitaires des différents regroupements de cours. En bref, cette méthode permet de déterminer les relations spécifiques entre des sous-ensembles optimaux de prédicteurs et chaque critère. Ainsi, à partir de tous les prédicteurs rendus disponibles dans un modèle générique, la procédure appliquée va sélectionner le prédicteur restant ayant la contribution prédictive la plus forte, à condition que celle-ci soit significative au seuil convenu de 0,10. Pour notre part, étant donné le nombre des régressions "Forward" pouvant être effectuées et toutes les étapes que chacune comporte, seul le tableau sommaire sera présenté afin de visualiser les résultats qui nous intéressent. Ainsi, pour chacune des régressions effectuées, nous avons relevé les coefficients de détermination partiels, c'est-à-dire ceux reliés aux prédicteurs significatifs, les coefficients de détermination totaux ( $R^2$  tot.), et les coefficients de détermination ajustés ( $R^2$  aj.), et ce, afin d'en comparer l'importance d'un modèle à l'autre.

De plus, dans la présentation des résultats, les critères tels que la moyenne cumulative universitaire et la moyenne de la première année universitaire, qui nous

intéressent plus spécifiquement, seront précisément décrites, contrairement aux différents regroupements de cours disciplinaires qui, eux, seront présentés globalement.

Finalement, l'analyse discriminante, une variante en quelque sorte de la régression multiple (voir Kruskal et Tanur, 1978), est introduite afin d'étudier les relations entre les critères nominaux et les prédicteurs. Le but de cette méthode est de discriminer les valeurs possibles d'une variable dépendante polytomique, en fonction de combinaisons linéaires des variables prédictives  $x_1, x_2, \dots, x_q$ . Plus précisément, nous tenterons d'établir, à partir des prédicteurs du dossier collégial, un classement des étudiants parmi les trois types de statut universitaire ainsi que parmi les deux catégories de la variable Dipnon (Diplômé ou non selon le rythme normal des études).

## **Programme de baccalauréat en enseignement de l'activité physique**

**Relations entre les prédicteurs individuels et les critères.** Le tableau 4 a été réalisé à partir de la matrice de corrélations (annexe E) des variables du programme de baccalauréat en enseignement de l'activité physique.

Tout d'abord, les prédicteurs descriptifs (Provcoll, DEC<sub>s</sub>, DECh, DEC<sub>p</sub>, et Dursco) sont faiblement corrélés avec les critères. La seule variable qui mérite qu'on s'y attarde est le diplôme présenté à l'admission à l'université, plus particulièrement, le diplôme d'études collégiales en sciences humaines (DECh) et le diplôme d'études collégiales professionnel (DEC<sub>p</sub>). Pour ces deux diplômes, une relation faible existe avec les critères, à l'exception de la moyenne des stages (Moysta): une relation négative dans le cas du DECh et une relation positive dans le cas du DEC<sub>p</sub>. Donc, les étudiants admis sur la base d'un DECh tendent à avoir des résultats universitaires plus faibles aux différentes moyennes de regroupements de cours que les étudiants admis sur la base d'un DEC<sub>p</sub>.

Les prédicteurs quantitatifs et, plus particulièrement, les moyennes de regroupements de cours collégiaux permettent d'observer des relations positives et assez fortes avec les différentes moyennes universitaires, à l'exception de la moyenne des stages (Moysta). Les coefficients de corrélation entre les prédicteurs et la moyenne des laboratoires (Moylab) sont généralement plus faibles que ceux avec les autres critères. Font également exception, la moyenne des cours d'éducation physique (Moyedphy)

Tableau 4

Corrélations entre les prédicteurs et les critères du programme EAP<sup>†</sup>

Prédicteurs	Critères					
	Moyuniv	Moyprem	Moypeda	Moyfon	Moysta	Moylab
Provcoll						
DECs			137			
DECh	-183	-189	-185	-163		-196
DECp	157	157	121	169		186
Dursco			-104			
Nbrecec	-360 **	-384 **	-244 *	-408 **		-270 **
Moycoll	488 **	508 **	424 **	492 **	170	363 **
CRCg	564 **	576 **	476 **	590 **	171	362 **
Moyob	429 **	463 **	395 **	433 **	184	362 **
CRCob	485 **	513 **	407 **	525 **	168	322 **
Moyedphys	195	218 *	204	172	127	209 *
Cscreus	113	137	135	147		
Moyh	381 **	382 **	331 **	392 **	192	221 *
CRCh	485 **	469 **	379 **	511 **	144	249 *
Moyf	347 **	383 **	299 **	428 **	122	206 *
CRCf	434 **	459 **	347 **	506 **	146	275 **
Moyph	326 **	357 **	323 **	307 **	127	295 **
CRCph	430	452	383 **	421 **	163	299 **

\*  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,001$ 

† La virgule décimale ainsi que les coefficients de corrélation inférieurs à 0,1 en valeur absolue sont omis. La grandeur échantillonnale varie entre 141 et 167.

présentant des corrélations beaucoup plus faibles, quoique significatives, avec la moyenne de la première année universitaire (Moyprem) et la moyenne des laboratoires (Moylab), avec des coefficients de corrélation  $r = 0,218$  ( $p < 0,01$ ) et  $r = 0,209$  ( $p < 0,01$ ), respectivement.

La variable reliée au nombre de cours échoués au collégial (Nbrecec) obtient pour sa part une valeur de corrélation avec les critères assez importante, excepté celle reliée à la moyenne des stages. Plus précisément, les différents coefficients de corrélation qui y sont rattachés varient entre  $r = -0,244$  ( $p < 0,01$ ) et  $r = -0,408$  ( $p < 0,001$ ). Pour ce qui est du nombre de cours de sciences réussis (Cscreus), il présente des relations très faibles et non significatives avec les critères.

Pour l'essentiel, cependant, le tableau 4 montre que la performance académique à l'université est fortement reliée à celle au cégep.

#### **Examen des régressions optimales entre les prédicteurs et chaque critère.**

Tout d'abord, tel que mentionné précédemment, différents assemblages de prédicteurs dans les six modèles de régression ont été développés pour étudier la capacité prédictive des regroupements de cours du curriculum collégial. Les prédicteurs retenus pour le programme de baccalauréat en enseignement de l'activité physique (EAP) sont:

$x_1 = \text{Provcoll}$	$x_5 = \text{Nbrecec}$	$x_9 = \text{CRCg}$	$x_{13} = \text{Moyf}$	$x_{17} = \text{CRCph}$
$x_2 = \text{Decs}^9$	$x_6 = \text{Cscreus}$	$x_{10} = \text{Moyob}$	$x_{14} = \text{Moyph}$	
$x_3 = \text{Decp}$	$x_7 = \text{Moycoll}$	$x_{11} = \text{CRCob}$	$x_{15} = \text{CRCh}$	
$x_4 = \text{Dursco}$	$x_8 = \text{Moyedphy}$	$x_{12} = \text{Moyh}$	$x_{16} = \text{CRCf}$	

<sup>9</sup> L'utilisation de variables dichotomiques exige l'élimination d'une catégorie par classe. C'est pourquoi, dans la classe des diplômes d'études collégiales (DEC), le DEC en sciences humaines a été omis. La catégorie manquante se trouve implicitement incluse dans les k-1 catégories restantes de l'ensemble.

Les variables  $x_1$  à  $x_6$  se trouvent dans les six modèles génériques. On a donc, pour une observation donnée et pour chaque regroupement de cours:

Modèle 1 (avec Moycoll):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7 ]$$

Modèle 2 (avec Moyedphy et CRCg):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_9 ]$$

Modèle 3 (avec Moyob):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_{10} ]$$

Modèle 4 (avec Moyedphy et CRCob):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_{11} ]$$

Modèle 5 (avec Moyedphy, Moyh, Moyf et Moyph):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_{12}, x_{13}, x_{14} ]$$

Modèle 6 (avec Moyedphy, CRCh, CRCf et CRCph):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_{15}, x_{16}, x_{17} ]$$

Nous exposerons les résultats qui concernent les relations dans les six modèles, lesquels sont présentés deux à deux, selon l'équivalence des regroupements de cours, aux tableaux 5, 6 et 7.

Tout d'abord, au tableau 5, la moyenne collégiale ( $x_7$ ) au modèle 1 et la cote de rendement collégial globale ( $x_9$ ) au modèle 2 sont les prédicteurs permettant d'expliquer la plus grande part de variance des résultats des différentes moyennes de regroupements

de cours universitaires. De plus, pour tous les critères, les différentes valeurs de coefficients de détermination partiels associés à la CRC globale ( $x_9$ ) du modèle 2 sont plus élevées que celles associées à la moyenne collégiale ( $x_7$ ) du modèle 1.

Plus précisément, pour le critère de la moyenne cumulative universitaire (Moyuniv), la valeur du coefficient de détermination partiel relié à la CRC globale ( $x_9$ ) au modèle 2 est passablement plus élevée ( $R^2 = 0,313$ ;  $p < 0,001$ ) que la moyenne collégiale globale ( $R^2 = 0,238$ ;  $p < 0,001$ ). La variable reliée à la durée de scolarité ( $x_4$ ) au modèle 1 et la variable reliée au diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ) au modèle 2 sont faiblement significatives, mais permettent d'ajouter à la prédiction. Ainsi, les prédicteurs  $x_7$  et  $x_4$  du modèle 1, et les prédicteurs  $x_9$  et  $x_3$  du modèle 2, permettent d'expliquer respectivement 26,4 % et 32,7% de la variance des résultats de la moyenne cumulative universitaire.

Par ailleurs, pour la moyenne de la première année universitaire (Moyprem), les prédictions associées à la moyenne collégiale ( $x_7$ ) au modèle 1 et à la CRC globale ( $x_9$ ) au modèle 2 expriment une plus grande part de variance que celles associées à la moyenne cumulative universitaire. Plus particulièrement, le coefficient de détermination partiel de la moyenne collégiale ( $x_7$ ) est de 0,258 ( $p < 0,001$ ) et celui de la CRC globale ( $x_9$ ), est de 0,326 ( $p < ,001$ ). De plus, au modèle 1, les variables prédictrices reliées à la durée de scolarité ( $x_4$ ) et celles reliées au nombre de cours de sciences réussis ( $x_6$ ) affichent des valeurs respectives de  $R^2 = 0,031$  ( $p < 0,10$ ) et de

Tableau 5

Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 1 et 2 du programme EAP

MODÈLE 1									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>7</sub>	R <sup>2</sup> tot.	
Moyuniv				,026*			,238***	,264	
Moyprem				,031*		,012*	,258***	,301	
Moypeda					,047**	,017*	,179***	,243	
Moyfon				,038**		,014*	,242***	,294	
Moysta							,029*	,029	
Moylab				,035**			,132***	,167	
MODÈLE 2									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>9</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv			,014*					,313***	,327
Moyprem			,014*					,326***	,340
Moypeda					,018**		,020*	,222***	,260
Moyfon				,022*			,011*	,345***	,378
Moysta								,029*	,029
Moylab			,027*				,017*	,126***	,170

\*  $p < 0,10$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

$R^2 = 0,012$  ( $p < 0,10$ ). Quant au modèle 2, la variable prédictrice reliée au diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ), avec un  $R^2 = 0,014$  ( $p < 0,10$ ), ajoute à la prédiction de la moyenne de la première année universitaire. Ainsi, les prédicteurs  $x_7$ ,  $x_4$  et  $x_6$  du modèle 1 ainsi que les prédicteurs  $x_9$  et  $x_3$  du modèle 2 expliquent respectivement 30,1% et 34,0% de la variance des résultats du critère Moyprem.

Au niveau des différents regroupements de cours universitaires, le niveau de prédiction est comparable pour ce qui est des moyennes de cours de fondement et de cours de pédagogie, par rapport à ce que nous avons trouvé pour la moyenne cumulative universitaire et la moyenne de la première année universitaire. Au contraire, la prédictivité des cours de stages et des cours-laboratoires est beaucoup plus faible.

Au tableau 6, la moyenne des cours obligatoires ( $x_{10}$ ) au modèle 3 et la moyenne des cotes de rendement correspondantes ( $x_{11}$ ) au modèle 4 permettent d'expliquer la plus grande part de variance dans les différentes régressions. De plus, la CRC des cours obligatoires obtient des coefficients de détermination plus élevés que la moyenne brute, sauf en ce qui concerne la régression associée à la moyenne des laboratoires, légèrement plus faible.

Précisément, au niveau de la régression appliquée à la moyenne cumulative universitaire (Moyuniv) des deux modèles, le  $R^2$  partiel relié à la CRC des cours obligatoires ( $x_{11}$ ) et celui relié à la moyenne des cours obligatoires ( $x_{10}$ ) sont 0,233

Tableau 6

Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 3 et 4 du programme EAP

MODÈLE 3									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>10</sub>	R <sup>2</sup> tot.	
Moyuniv			,014*				,184***		,198
Moyprem						,015*	,215***		,230
Moypeda						,015*	,156***		,171
Moyfon				,035	,020	,013*	,188***		,256
Moysta							,034*		,034
Moylab			,023*				,131***		,254
MODÈLE 4									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>11</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv			,019*				,014*	,233***	,266
Moyprem			,014*				,024*	,259***	,297
Moypeda							,023*	,159***	,182
Moyfon			,022*					,276***	,298
Moysta								,032*	,032
Moylab			,031*				,023*	,097***	,151

\*  $p < 0,10$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

( $p < 0,001$ ) et 0,184 ( $p < 0,001$ ) respectivement. La variable associée au diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ) aux modèles 3 et 4 ainsi que la moyenne des cours d'éducation physique ( $x_8$ ) au modèle 4 ajoutent à la prédiction. De cette façon, les prédicteurs  $x_3$  et  $x_{10}$  du modèle 3 et les prédicteurs  $x_3$ ,  $x_8$  et  $x_{11}$  du modèle 4 permettent d'expliquer respectivement 19,8 % et 26,6% de la variance de la moyenne cumulative universitaire.

Comme pour les modèles 1 et 2, la moyenne des cours obligatoires ( $x_{10}$ ) au modèle 3 et la CRC des cours obligatoires ( $x_{11}$ ) au modèle 4 contrôlent une plus grande part de variance dans la prédiction de la moyenne de la première année universitaire (Moyprem) que dans le cas de la moyenne cumulative universitaire. Les  $R^2$  partiels sont de 0,215 ( $p < 0,001$ ) pour la moyenne des cours obligatoires ( $x_{10}$ ) au modèle 3, et de 0,259 ( $p < 0,001$ ) pour ce qui est de la CRC des cours obligatoires ( $x_{11}$ ) au modèle 4. À cela, s'ajoutent dans le modèle 3, la valeur du prédicteur associé au nombre de cours de sciences réussis ( $x_6$ ) et, dans le modèle 4, la valeur du prédicteur associé à la moyenne des cours d'éducation d'éducation physique ( $x_8$ ) et celle du diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ). Donc, les prédicteurs  $x_6$  et  $x_{10}$  du modèle 3 et les prédicteurs  $x_3$ ,  $x_8$  et  $x_{11}$  du modèle 4 permettent d'expliquer respectivement 23,0% et 29,7% de la variance des résultats.

Les régressions des regroupements de cours disciplinaires des modèles 3 et 4 permettent également de constater des valeurs de prédiction passablement élevées en ce

qui a trait à la moyenne des cours de fondement ainsi qu'à la moyenne des cours de pédagogie. Pour ce qui est de la moyenne des stages et des laboratoires, les valeurs de prédiction sont plus faibles, voire nulles, par rapport aux autres regroupements de cours.

En ce qui a trait aux modèles 5 et 6 présentés au tableau 7, plusieurs prédicteurs sont significatifs dans les différentes régressions. Les coefficients de détermination partiels associés à la moyenne des cours de sciences humaines ( $x_{12}$ ) au modèle 5, ainsi que ceux associés à la moyenne des CRC de sciences humaines ( $x_{15}$ ) au modèle 6, sont généralement les prédicteurs qui ont le plus d'influence dans les différentes régressions, sauf pour ce qui est, encore une fois, des critères "Moysta" et "Moylab".

Tout d'abord, les prédicteurs retenus dans les régressions associées à la moyenne cumulative universitaire (Moyuniv) sont les mêmes pour les modèles 5 et 6. Parmi les indicateurs explicatifs de ce critère, la moyenne des cours de sciences humaines ( $x_{12}$ ) au modèle 5 a un impact de 0,144 ( $p < 0,001$ ) comparativement à 0,229 ( $p < 0,001$ ) pour ce qui est de la moyenne des CRC de sciences humaines ( $x_{15}$ ) au modèle 6. Pour les modèles 5 et 6 respectivement, les variables qui permettent d'ajouter à la prédiction sont les mêmes, soit le diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ) et la moyenne des cours de français ( $x_{13}$  et  $x_{16}$ ), la contribution de cette dernière étant légèrement plus forte. La variance expliquée par les prédicteurs ( $x_3$ ), ( $x_{12}$ ) et ( $x_{13}$ ) au modèle 5 est de 20,9%, et celle associée aux prédicteurs ( $x_3$ ), ( $x_{15}$ ) et ( $x_{16}$ ) au modèle 6 est de 28,6%.

Tableau 7

Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 5 et 6 du programme EAP

MODÈLE 5											
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>12</sub>	x <sub>13</sub>	x <sub>14</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv			,021*					,144***	,044**		,209
Moyprem			,021*					,144***	,061***		,226
Moypeda								,106***	,030*		,136
Moyfon				,027*			,014*	,062***	,180***		,283
Moysta								,040*			,040
Moylab			,035*				,017*			,080***	,132
MODÈLE 6											
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>15</sub>	x <sub>16</sub>	x <sub>17</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv			,019*					,229***	,038**		,286
Moyprem			,013*				,020*	,214***	,054***	,013*	,314
Moypeda								,141***		,032*	,173
Moyfon			,019*					,257***	,075***		,351
Moysta										,028*	,028
Moylab			,035*				,018*			,080***	,133

\*  $p < 0,10$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

Ensuite, pour ce qui est de la prédiction de la moyenne de la première année universitaire (Moyprem), les prédicteurs du modèle 5 sont les mêmes que ceux associés à la moyenne cumulative universitaire, avec les mêmes  $R^2$  partiels. Seule la moyenne des cours de français ( $x_{13}$ ) voit sa valeur augmentée ( $R^2 = 0,061, p < 0,01$ ). Ainsi, les prédicteurs ( $x_3$ ), ( $x_{12}$ ) et ( $x_{13}$ ) rattachés à la régression du critère "Moyprem" permettent d'expliquer 22,6% de la variance. Pour le modèle 6, les variables telles que la CRC des cours de sciences humaines et la CRC des cours de français ont des  $R^2$  partiels respectifs de 0,214 ( $p < 0,001$ ) et de 0,054 ( $p < 0,001$ ), expliquant donc 26,8% de la variance des résultats de la moyenne de la première année universitaire. À cette part de variance, s'ajoutent trois autres prédicteurs qui sont faiblement significatifs ( $p < 0,10$ ), soit le diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ), la CRC des cours d'éducation physique ( $x_8$ ) ainsi que la CRC des cours de philosophie ( $x_{17}$ ), avec une contribution totale de 4,6% à la variance expliquée des résultats du critère "Moyprem", pour un total de 31,4%.

Comme pour les autres modèles, les résultats de la prédiction de la performance aux différents regroupements de cours disciplinaires sont élevés pour ce qui est de la moyenne des cours de pédagogie (Moypeda) et très élevés pour ce qui est des cours de fondement (Moyfon). La variance des critères reliés aux stages et aux laboratoires reste par ailleurs peu influencée par les différents prédicteurs.

**Examen des relations entre les prédicteurs et les critères nominaux.** Tout d'abord, une analyse de variance a été réalisée afin de vérifier si, pour chaque prédicteur, il existe des différences globales entre les groupes d'étudiants caractérisés par un statut ou l'autre (Actif, diplômé et inactif) et par la variable "Dipnon" (Diplômé ou non diplômé dans le délai normal de 3 ans). Le tableau 8 présente les moyennes et écarts-types de chaque groupe, accompagnées du test  $t$  ou du test  $F$  sur les différences de moyennes.

Au niveau du statut, la faible valeur des quotients  $F$  du tableau 8 permet d'affirmer qu'il n'y a aucune différence significative entre les moyennes des variables comparables des trois statuts, que ce soit au niveau des prédicteurs globaux ou des prédicteurs individuels.

Pour ce qui est de la variable "Dipnon", la CRCg moyenne offre la plus grande valeur de significativité entre les diplômés et les non diplômés dans le rythme normal des études: la CRCg est globalement supérieure chez les étudiants diplômés ( $t = 3,39$ ; d.l. = 165;  $p < 0,001$ ).

Également, entre les deux catégories de la variable "Dipnon", la moyenne collégiale, la CRC des cours obligatoires, la moyenne et la CRC des cours de sciences humaines ainsi que la CRC des cours de français affichent des résultats significatifs mais plus faibles. Pour ces variables, les étudiants diplômés obtiennent des notes plus élevées que les étudiants non diplômés.

Tableau 8

Moyennes, écarts-types et tests des différences pour les variables comparables du dossier collégial en fonction des statuts et de la variable "Dipnon" chez les étudiants du programme EAP (n = 164 à 167)

Variables	Statut						Dipnon					
	Actif		Diplômé		Inactif		$F^\dagger$	N. diplômé		Diplômé (3 ans)		$t^\dagger$
	Moy.	É.-T	Moy.	É.-T	Moy.	É.-T		Moy.	É.-T	Moy.	É.-T	
Moycoll	69,9	4,24	70,7	4,61	68,5	4,84	2,21	69,6	4,41	71,1	4,79	2,05*
Crcg	21,7	2,23	22,4	2,46	21,3	2,44	2,36	21,6	2,35	22,9	2,42	3,39***
Moyob	70,5	4,60	72,3	4,82	70,2	6,07	2,40	71,3	4,98	72,5	5,01	1,58
Crcob	21,3	2,68	22,6	2,88	21,5	2,92	2,48	21,8	2,79	22,9	2,92	2,41*
Nbrecec	1,91	0,69	1,77	0,76	2,05	0,81	1,41	1,9	0,74	1,7	0,78	1,17
Dursco	5,7	1,18	6,0	1,51	6,1	1,28	<1	5,8	1,26	6,2	1,62	1,83
Moyedphy	82,0	4,17	82,4	5,39	79,3	7,44	2,92	81,6	5,70	82,3	5,66	0,77
Moyh	70,5	4,43	70,8	5,53	68,9	4,80	1,20	69,6	5,72	71,1	4,79	2,44*
Crch	22,5	2,40	22,9	2,72	21,7	2,41	1,96	22,1	2,83	23,4	2,31	3,23**
Moyf	65,4	6,90	67,2	7,16	65,9	6,80	<1	66,2	6,77	67,6	7,38	1,28
Crcf	21,5	2,69	22,5	3,48	21,7	3,28	1,09	21,8	3,12	22,9	3,58	2,23*
Moyph	64,1	9,51	68,0	5,97	66,0	7,91	2,90	66,6	7,20	68,2	6,02	1,58
Crcph	21,2	3,17	22,7	2,83	21,5	3,63	2,89	22,0	3,14	22,9	2,81	1,97

\*  $p < 0,05$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$  † Les degrés de liberté du test  $F$  sont 2 et 161 à 164 selon la variable concernée, ceux du  $t$ , de 162 à 165.

L'analyse discriminante a été ensuite appliquée de façon à voir si les variables prédictives des différents modèles permettent de caractériser chaque étudiant, c'est-à-dire de le classer selon son statut à l'université ou selon son critère "Dipnon". Les résultats, présentés aux tableaux 27 et 28 de l'annexe I, ne sont que sommairement décrits ici, étant donné qu'ils ne présentent guère d'intérêt.

Tout d'abord, pour le statut (Diplômé, Actif, Inactif), les pourcentages d'erreur de classement totaux des différents modèles varient entre 21,3% et 22,2%. Ces chiffres, qui peuvent paraître raisonnablement bas, sont biaisés par les différences de tailles des sous-groupes de statuts. Plus exactement, dans les sous-groupes associés aux statuts A et I, qui représentent des fractions de 8,98% et 13,17% de l'échantillon total, les proportions d'erreurs de classement vont de 90,1% à 100%.

Pour ce qui est de la variable "Dipnon", sa répartition dans l'échantillon du programme (EAP) est mieux équilibrée que celle du statut, et l'erreur de prédiction des non-diplômés est quelque peu moins grande (variant de 19,8% à 29,4%). Cependant, les taux d'erreur restent trop importants.

De la même façon, l'indice de spécificité de la prédiction globale (indice SP, expliqué à l'annexe I) d'étudiants qui sont prédits dans une catégorie et qui y appartiennent réellement, varie entre 0,074 et 0,251 pour ce qui est du statut et de 0,262 à 0,367 pour la variable Dipnon. Cet indice, qui représente une corrélation entre statut

prédit et statut réel, montre qu'une grande part de hasard reste présente dans les prédictions.

Il s'avère donc impossible d'effectuer un classement prédictif individuel des étudiants dans leur statut universitaire à partir des données du dossier collégial.

## **Programme de baccalauréat en administration**

**Relations entre les prédicteurs individuels et les critères individuels.** Le tableau 9 présente les coefficients de corrélation entre chaque prédicteur et chaque critère individuel du programme de baccalauréat en administration. La matrice de corrélations correspondante est disponible à l'annexe E.

En regard des prédicteurs descriptifs (Provcoll, DECs, DECh, DECp, et Dursco), les relations avec les critères sont faibles, à l'exception de la variable prédictrice reliée à la durée de scolarité (Dursco). Pour ce qui est du nombre de cours échoués (Nbrecec), les coefficients de corrélation, variant entre -0,308 ( $p < 0,001$ ) et -0,410 ( $p < 0,001$ ), indiquent une relation négative considérable. Enfin, la durée de scolarité (Dursco) présente une relation négative significative avec les différentes moyennes universitaires, plus faible cependant que celle de la variable "Nbrecec".

Par ailleurs, l'ensemble des variables prédictrices reliées aux différentes moyennes collégiales, à l'exception de la moyenne des cours d'éducation physique, du nombre de cours de sciences réussis et du nombre de cours d'administration réussis, présente des relations positives assez fortes avec les critères, variant entre 0,307 ( $p < 0,001$ ) et 0,615 ( $p < 0,001$ ). De façon générale, les corrélations des CRC de regroupements de cours sont plus élevées que celles associées aux moyennes brutes de regroupements de cours.

Généralement, la relation qui existe entre la moyenne cumulative collégiale (Moycoll) et les critères, ainsi que la relation entre la CRC globale (CRCg) et les

Tableau 9

Corrélations entre les prédicteurs et les critères du programme ADM†

Prédicteurs	Critères				
	Moyuniv	Moyprem	Moyfon	Moyfonc	Moyquan
Delai		-103 *			
Provcoll					
DECs					
DECh					
DECp					
Nbrecec	-371 **	-410 **	-385 **	-396 **	-308 **
Dursco	-185 **	-196 **	-148 **	-225 **	-139 *
Moycoll	577 **	569 **	530 **	556 **	447 **
CRCg	615 **	591 **	558 **	584 **	472 **
Moyob	463 **	470 **	482 **	459 **	315 **
CRCob	513 **	491 **	520 **	488 **	336 **
Moyedphys	143 *	162 *	183 **	150 *	117
Cscreus	155 *	109	122	100	108
Moysc	502 **	507 **	414 **	466 **	480 **
CRCsc	518 **	521 **	422 **	490 **	493 **
Moyh	434 **	410 **	418 **	445 **	268 **
CRCh	421 **	402 **	434 **	413 **	249 **
Moyf	457 **	468 **	445 **	443 **	318 **
CRCf	463 **	447 **	457 **	436 **	307 **
Moyadm	539 **	529 **	479 **	528 **	440 **
CRCadm	581 **	557 **	512 **	553 **	464 **
Moyph	465 **	461 **	480 **	461 **	293 **
CRCph	499 **	474 **	518 **	474 **	321 **

\*  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,001$ 

† La virgule décimale ainsi que les coefficients de corrélation inférieurs à 0,1 en valeur absolue sont omis. La grandeur échantillonnale varie entre 315 et 392.

critères montrent des coefficients plus élevés que ceux des autres prédicteurs. Les

coefficients varient entre 0,447 ( $p < 0,001$ ) et 0,577 ( $p < 0,001$ ) pour ce qui est de

la moyenne collégiale, et entre 0,472 ( $p < 0,001$ ) et 0,615 ( $p < 0,001$ ) pour ce qui est de la CRC globale.

Ensuite, la moyenne des cours de sciences ainsi que la moyenne des CRC correspondantes présentent leurs plus fortes corrélations avec la moyenne des cours à caractère quantitatif (Moyquan). Enfin, la moyenne des cours d'administration ainsi que la moyenne des CRC correspondantes présentent des corrélations plus fortes que tous les autres regroupements de cours disciplinaires, à l'exception du critère Moyquan, comme mentionné précédemment. Les coefficients de corrélation des regroupements de cours d'administration varient entre 0,440 ( $p < 0,001$ ) et 0,581 ( $p < 0,001$ ).

#### **Examen des régressions optimales entre les prédicteurs et chaque critère.**

Dans les relations entre les agrégats de prédicteurs et les critères du programme de baccalauréat en administration, les variables retenues sont:

$x_1 = \text{Provcoll}$	$x_6 = \text{Cscreus}$	$x_{11} = \text{Crcob}$	$x_{16} = \text{Moyph}$	$x_{21} = \text{Crcph}$
$x_2 = \text{Decs}$	$x_7 = \text{Moycoll}$	$x_{12} = \text{Moysc}$	$x_{17} = \text{Crcsc}$	
$x_3 = \text{Decp}$	$x_8 = \text{Moyedphy}$	$x_{13} = \text{Moyh}$	$x_{18} = \text{Crch}$	
$x_4 = \text{Dursco}$	$x_9 = \text{Crcg}$	$x_{14} = \text{Moyf}$	$x_{19} = \text{Crcf}$	
$x_5 = \text{Nbrecec}$	$x_{10} = \text{Moyob}$	$x_{15} = \text{Moyadm}$	$x_{20} = \text{Crcadm}$	

Les variables  $x_1$  à  $x_6$  se retrouvent dans les six modèles génériques explorés. Pour les dossiers des étudiants du baccalauréat en administration, les modèles génériques sont donc:

Modèle 1 (avec Moycoll):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7 ]$$

Modèle 2 (avec Moyedphy et CRCg):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_9, ]$$

Modèle 3 (avec Moyob):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_{10} ]$$

Modèle 4 (avec Moyedphy et CRCob):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_{11} ]$$

Modèle 5 (avec Moyedphy, Moysc, Moyh, Moyf, Moyadm et Moyph):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_{12}, x_{13}, x_{14}, x_{15}, x_{16} ]$$

Modèle 6 (Moyedphy, CRCsc, CRCh, CRCf, CRCadm et CRCph):

$$\hat{y} = [x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_{17}, x_{18}, x_{19}, x_{20}, x_{21}]$$

Les tableaux 10, 11 et 12 présentent, pour chacun des six modèles génériques de régression confrontés à chaque critère caractérisant le succès dans le baccalauréat en administration, les coefficients de détermination partiels associés aux prédicteurs optimaux déterminés en vertu de l'option "Forward" du progiciel SAS (1990), tel que déjà mentionné.

Tout d'abord, la lecture du tableau 10 nous permet de constater que la moyenne collégiale ( $x_7$ ) au modèle 1 et la cote de rendement au collégial globale ( $x_6$ ) au modèle 2 ont une influence très importante dans les régressions. Ces prédicteurs ont des

coefficients de détermination partiels variant entre 0,200 ( $p < 0,001$ ) et 0,333 ( $p < 0,001$ ) pour le modèle 1, et entre 0,221 et 0,376 pour le modèle 2; de plus, la prédiction est plus élevée dans le cas du modèle 2 comportant la CRC globale, que dans le modèle 1 basé sur la moyenne collégiale brute. Pour ce qui est des autres variables prédictives significatives, elles ont un impact très faible, variant entre 0,005 ( $p < 0,10$ ) et ,014 ( $p < 0,01$ ). Également, la moyenne collégiale ( $x_7$ ) au modèle 1 explique une plus grande part de variance des résultats de la moyenne cumulative universitaire ( $R^2 = 0,333; p < 0,001$ ) et de la moyenne de la première année universitaire ( $R^2 = 0,324; p < 0,001$ ) que pour les moyennes de chaque regroupement de cours disciplinaires. De même, la CRC globale ( $x_9$ ) au modèle 2 explique une plus grande part de variance de la moyenne universitaire ( $R^2 = 0,376; p < 0,001$ ) et de la moyenne de la première année universitaire ( $R^2 = 0,347; p < 0,001$ ) que pour les moyennes des regroupements de cours disciplinaires.

Maintenant, lorsqu'on regarde les critères des modèles 1 et 2 pris un à un, la moyenne cumulative universitaire (Moyuniv) au modèle 1 a pour prédicteur significatif, en plus de la moyenne collégiale ( $x_7$ ), le nombre de cours échoués ( $x_5$ ); les  $R^2$  partiels sont respectivement 0,333 ( $p < 0,001$ ) et 0,014 ( $p < 0,01$ ), pour un total de 34,7% de la variance de ce critère. Au niveau du modèle 2, la prédiction de la moyenne cumulative universitaire à partir des prédicteurs significatifs est de 38,9%. Dans ce total, la variable prédictrice ( $x_3$ ) reliée au diplôme d'études collégiales professionnel ( $R^2 = 0,006$ ;

Tableau 10

Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 1 et 2 du programme ADM

MODÈLE 1									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>7</sub>	R <sup>2</sup> tot.	
Moyuniv					,014**		,333***		,347
Moyprem			,007*				,324***		,331
Moyfon				,007*			,281***		,288
Moyfonc							,309***		,309
Moyquan							,200***		,200

  

MODÈLE 2									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>9</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv			,006*		,007*			,376***	,389
Moyprem			,009*					,347***	,357
Moyfon								,309***	,309
Moyfonc			,005*					,339***	,344
Moyquan			,006*					,221***	,227

\*  $p < 0,10$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

$p < 0,10$ ) et celle ( $x_5$ ) reliée au nombre de cours échoués ( $R^2 = 0,007$ ;  $p < 0,10$ ) ne représentent que 1,3%.

Au niveau de la moyenne de la première année universitaire (Moyprem) au modèle 1, une variable prédictrice, en plus de la moyenne collégiale ( $x_9$ ), ajoute à la prédiction, soit le diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ) ( $R^2 = 0,007$ ;  $p < 0,10$ ). Ainsi, les prédicteurs  $x_3$  et  $x_9$  expliquent 33,1% de la variance des résultats du critère Moyprem. Pour la prédiction de ce critère au modèle 2, la variable prédictrice reliée à la CRC globale ( $x_9$ ) obtient un coefficient de détermination partiel de 0,347 ( $p < 0,001$ ). En plus de ce prédicteur, la variable reliée au diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ) ajoute 0,9% à la prédiction. Ces variables expliquent en tout 35,7% de la variance des résultats associés à Moyprem.

Pour ce qui est des critères reliés aux regroupements de cours disciplinaires, ceux relatifs aux cours fonctionnels obtiennent la meilleure prédiction dans les modèles 1 et 2, et ceux relatifs aux cours à caractère quantitatif la plus faible. Comme pour les critères Moyuniv et Moyprem, la prédiction repose en grande partie sur la moyenne collégiale ( $x_7$ ) au modèle 1 et par la CRC globale ( $x_9$ ) au modèle 2.

Le tableau 11 montre des coefficients de détermination partiels assez importants pour la variable prédictrice reliée à la moyenne des cours obligatoires ( $x_{10}$ ) au modèle 3 et à celle reliée à la moyenne des CRC des cours obligatoires ( $x_{11}$ ) au modèle 4. Certes, les coefficients de détermination sont moindres que ceux associés aux modèles 1 et 2.

Tableau 11

Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 3 et 4 du programme ADM

MODÈLE 3									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>10</sub>	R <sup>2</sup> tot.	
Moyuniv			,007*		,008*		,214***	,229	
Moyprem			,010*		,018**		,221***	,249	
Moyfon					,007*	,015**	,232***	,254	
Moyfonc			,006*		,016**		,210***	,232	
Moyquan					,018**		,099***	,117	
MODÈLE 4									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>11</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv			,009*		,005*			,261***	,275
Moyprem			,011*		,021***			,239***	,271
Moyfon					,007*	,007*		,268***	,282
Moyfonc			,007*		,017**			,236***	,260
Moyquan			,007*		,018**			,112***	,137

\*  $p < 0,10$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

Ils varient entre 0,099 ( $p < 0,001$ ) et 0,232 ( $p < 0,001$ ) au modèle 3, et entre 0,112 ( $p < 0,001$ ) et 0,268 ( $p < 0,001$ ) au modèle 4. Outre les variables  $x_{10}$  et  $x_{11}$ , les autres prédicteurs des deux modèles présentent des  $R^2$  partiels très faibles, variant entre 0,005 ( $p < 0,10$ ) et 0,021 ( $p < 0,01$ ). Comme pour les modèles 1 et 2, l'importance de la variance expliquée est plus grande au modèle 4, qui inclut la CRC des cours obligatoires, qu'au modèle 3 utilisant la simple moyenne des cours obligatoires.

La moyenne cumulative universitaire (Moyuniv) a, en plus du prédicteur Moyob ( $x_{10}$ ) ( $R^2 = 0,214$ ;  $p < 0,001$ ) au modèle 3 et CRCob ( $x_{11}$ ) ( $R^2 = 0,261$ ;  $p < 0,001$ ) au modèle 4, la variable prédictrice associée au diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ) et la variable prédictrice associée au nombre de cours échoués ( $x_5$ ). Celles-ci ajoutent à la prédiction de Moyuniv du modèle 3 les valeurs de  $R^2 = 0,007$  ( $p < 0,10$ ) et de  $R^2 = 0,008$  ( $p < 0,10$ ), et pour le modèle 4, les valeurs de  $R^2 = 0,009$  ( $p < 0,10$ ) et de  $R^2 = 0,005$  ( $p < 0,10$ ).

Pour la moyenne de la première année universitaire (Moyprem) au modèle 3, le prédicteur relié au diplôme d'études collégiales professionnel ( $x_3$ ) ( $R^2 = 0,010$ ;  $p < 0,10$ ), le prédicteur relié au nombre de cours échoués au collégial ( $x_5$ ) ( $R^2 = 0,018$ ;  $p < 0,01$ ) et le prédicteur relié à la moyenne des cours obligatoires ( $x_{10}$ ) ( $R^2 = 0,221$ ;  $p < 0,001$ ) permettent d'expliquer 24,9% de la variance. La prédiction du même critère au modèle 4 rend compte de 27,1% de la variance des résultats. De ce total, la variable  $x_3$  contribue pour 1,1%, la variable  $x_5$  pour 2,1% et la variable  $x_{11}$  pour 23,9%.

Parmi les regroupements de cours disciplinaires, celui relié aux cours de fondement et celui relié aux cours fonctionnels suggèrent des prédictions aussi importantes que celles associées aux critères Moyuniv et Moyprem, contrairement à Moyquan où elles apparaissent plus faibles.

Maintenant, parmi les régressions des modèles 5 et 6 au tableau 12, les variables prédictrices reliées aux résultats des cours d'administration ( $x_{15}$  et  $x_{20}$ ), celles reliées aux résultats de cours de sciences ( $x_{12}$  et  $x_{17}$ ) ainsi que celles reliées aux résultats de cours de philosophie ( $x_{16}$  et  $x_{21}$ ) sont les variables qui ont le plus d'importance.

Pour les critères de moyenne cumulative universitaire, de moyenne des cours de la première année universitaire ainsi que de moyenne des cours fonctionnels, les notes obtenues au cours d'administration au collège, que ce soit leur moyenne simple ( $x_{15}$ ) au modèle 5 ou leur CRC ( $x_{20}$ ) au modèle 6, expliquent la plus grande part de variance des résultats. La moyenne aux cours de philosophie ( $x_{16}$ ) au modèle 5, ou convertie en CRC ( $x_{21}$ ) au modèle 6, obtient les parts de variance les plus élevées dans l'explication des résultats des cours de fondement. En ce qui a trait au critère relatif aux cours à caractère quantitatif, la note des cours de sciences ( $x_{12}$ ) au modèle 5, ou en forme CRC ( $x_{17}$ ) au modèle 6, permet d'expliquer la plus grande part de variance de ce critère. De façon plus précise, la moyenne cumulative universitaire est expliquée surtout par la moyenne des cours d'administration ( $x_{15}$ ) et par celle des cours de sciences ( $x_{12}$ ): leurs impacts

Tableau 12

Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 5 et 6 du programme ADM

MODÈLE 5													
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>12</sub>	x <sub>13</sub>	x <sub>14</sub>	x <sub>15</sub>	x <sub>16</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv					,007*			,062***			,325***	,027***	,421
Moyprem								,069***			,311***	,018**	,398
Moyfon								,009*			,053***	,250***	,311
Moyfonc								,027***			,324***	,061***	,412
Moyquan					,010*			,248***			,057***		,315
MODÈLE 6													
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>17</sub>	x <sub>18</sub>	x <sub>19</sub>	x <sub>20</sub>	x <sub>21</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv								,054***			,364***	,016**	,435
Moyprem								,057***			,345***	,006*	,408
Moyfon											,050***	,279***	,329
Moyfonc						,008*		,052***			,342***	,015*	,417
Moyquan	,012*							,266***	,010*		,053***		,341

\*  $p < 0,10$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

( $R^2$  partiels) respectifs sont de 0,325 ( $p < 0,001$ ) et de 0,062 ( $p < 0,001$ ) pour le modèle 5 et de 0,364 ( $p < 0,001$ ) et 0,054 ( $p < 0,001$ ) au modèle 6. Deux prédicteurs significatifs ajoutent 3,4% à la prédiction du critère Moyuniv du modèle 5: ce sont le nombre de cours échoués au collégial ( $x_5$ ) et la moyenne des cours de philosophie ( $x_{16}$ ). Au modèle 6, seule la variable reliée à la moyenne des CRC de philosophie ( $x_{21}$ ) ajoute 1,6% à la prédiction. Ainsi, les variables prédictrices  $x_5$ ,  $x_{12}$ ,  $x_{15}$  et  $x_{16}$  au modèle 5 expliquent 42,1% de la variance du critère de moyenne cumulative universitaire, versus 43,5% pour les variables prédictrices  $x_{17}$ ,  $x_{20}$  et  $x_{21}$  au modèle 6.

Pour la prédiction de la moyenne de la première année universitaire, les prédicteurs restent les mêmes au modèle 5, soit la moyenne des cours de sciences ( $x_{12}$ ), la moyenne des cours d'administration ( $x_{15}$ ) et la moyenne des cours de philosophie ( $x_{16}$ ). Le même phénomène advient au modèle 6, avec les prédicteurs de CRC des cours de sciences ( $x_{17}$ ), CRC des cours d'administration ( $x_{20}$ ) et CRC des cours de philosophie ( $x_{21}$ ). Plus explicitement, au modèle 5, les coefficients de détermination partiels qui sous-tendent ces variables sont respectivement 0,069 ( $p < 0,001$ ), 0,311 ( $p < 0,001$ ) et 0,018 ( $p < 0,01$ ) et, au modèle 6, 0,057 ( $p < 0,001$ ), 0,345 ( $p < 0,001$ ) et 0,006 ( $p < 0,10$ ). Le total de variance expliquée s'élève donc à 39,8% au modèle 5 et à 40,8% au modèle 6.

En ce qui a trait aux critères reliés aux regroupements de cours disciplinaires, les notes obtenues aux cours d'administration au collège, que ce soit leur moyenne simple

( $x_{15}$ ) au modèle 5 ou leur CRC ( $x_{20}$ ) au modèle 6, expliquent la plus grande part de variance de la moyenne des cours fonctionnels. La moyenne simple aux cours de philosophie ( $x_{16}$ ) au modèle 5, ou convertie en CRC ( $x_{21}$ ) au modèle 6, obtient les parts de variance les plus élevées dans l'explication des résultats des cours de fondement. En ce qui a trait au critère relatif aux cours à caractère quantitatif, la moyenne des cours de sciences ( $x_{12}$ ) au modèle 5, ou en forme CRC ( $x_{17}$ ) au modèle 6, permet d'expliquer la plus grande part de variance de ce critère.

**Examen des relations entre les prédicteurs et les critères nominaux.** La présentation des analyses de variance et tests  $t$  au tableau 13 permet d'évaluer l'importance des différences entre les trois catégories de statut et les deux catégories de la variable "Dipnon".

Tout d'abord, le quotient  $F$  pour la comparaison des moyennes des cours d'éducation physique montre qu'elles sont équivalentes, que les étudiants soient diplômés, actifs ou inactifs. Par contre, pour les autres variables, la différence entre les moyennes associées aux catégories de statut sont fortement significatives ( $p < 0,001$ ), à l'exception de la moyenne des cours de sciences humaines et de la durée de scolarité (Dursco) ( $p < 0,05$ ). Nous pouvons également constater, pour l'ensemble des variables significatives, que les étudiants diplômés obtiennent de meilleurs résultats par rapport aux étudiants des statuts actif et inactif.

Tableau 13

Moyennes, écarts-types et tests des différences pour les variables comparables du dossier collégial en fonction des statuts et de la variable "Dipnon" chez les étudiants du programme ADM (n = 315 à 392)

Variables	Statut						Dipnon					
	Actif		Diplômé		Inactif		N. diplômé		Diplômé (3 ans)		<i>t</i> <sup>†</sup>	
	Moy.	É.-T	Moy.	É.-T	Moy.	É.-T	Moy.	É.-T	Moy.	É.-T		
Moycoll	71,7	5,49	74,9	5,46	71,1	5,98	12,40***	72,9	5,72	75,1	5,49	3,77***
Crcg	23,0	2,81	24,8	2,87	22,9	2,94	12,84***	23,7	2,98	25,0	2,84	4,18***
Moyob	72,8	6,02	75,9	5,35	72,7	5,57	9,99***	74,2	5,59	76,1	5,42	3,29**
Crcob	23,1	3,30	25,3	3,45	23,1	3,33	11,96***	24,0	3,46	25,4	3,45	4,02***
Nbrecec	1,7	0,74	1,3	0,70	1,85	0,91	13,16***	1,6	0,77	1,3	0,72	3,20**
Dursco	6,5	2,55	5,8	1,95	6,6	2,51	3,83*	6,1	2,09	5,1	2,09	0,80
Moyedphy	81,0	4,39	80,9	4,87	79,5	6,28	1,49	80,8	5,16	80,8	4,88	0,07
Moysc	64,2	8,95	69,4	8,97	64,9	9,88	8,67***	66,2	9,42	69,9	8,82	3,95***
CRCsc	21,2	3,73	23,5	3,69	21,6	4,03	9,23***	22,2	3,83	23,7	3,66	4,01***
Moyh	73,1	5,65	75,9	7,26	73,1	6,68	4,01*	74,1	6,88	76,3	7,19	2,66**
Crch	23,9	3,09	25,5	3,63	24,3	3,80	4,24*	24,6	3,52	25,8	3,64	3,05**
Moyf	68,6	7,82	73,3	7,13	68,7	7,09	12,97***	70,6	7,49	73,7	7,10	4,17***
Crcf	23,1	3,73	25,2	3,66	23,1	3,99	10,22***	23,9	3,77	25,4	3,68	3,93***
Moyadm	73,3	6,90	76,2	7,05	70,6	8,63	10,81***	73,6	7,82	76,7	6,87	3,66***
CRCadm	24,2	3,12	25,6	3,25	23,3	3,84	9,45***	24,5	3,51	25,7	3,18	3,49***
Moyph	69,8	7,76	73,6	7,29	69,6	7,73	8,64***	71,2	7,62	74,0	7,26	3,64***
Crcph	23,3	3,35	25,4	3,61	23,2	3,22	10,93***	24,2	3,58	25,5	3,59	3,71***

\*  $p < 0,05$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$  † Les degrés de liberté du test  $F$  sont 2 et 312 à 389 selon la variable concernée, ceux du  $t$ , de 313 à 390.

Pour la variable "Dipnon", les tests  $t$  révèlent que les étudiants diplômés dans le délai normal de trois ans ont obtenu des notes plus élevées pour chacune des variables suivantes: la moyenne globale (Moycoll et CRCg), la moyenne des cours obligatoires (Moyob et CRCob), la moyenne des cours de sciences (Moysc et CRCsc), la moyenne des cours de sciences humaines (Moyh et CRCh), la moyenne des cours de français (Moyf et CRCf), la moyenne des cours d'administration (Moyadm et CRCadm), la moyenne des cours de philosophie (moyph et CRCph) ainsi qu'au niveau du nombre de cours échoués au collégial (Nbrecec). Les résultats significatifs de ces variables, varient entre  $t(313) = 2,66$ , ( $p < 0,01$ ) et  $t(390) = 4,18$ , ( $p < 0,001$ ). Quant aux cours d'éducation physique (Moyedphy) et à la durée de scolarité au collégial (Dursco), ces variables ne discriminent pas les deux groupes.

Ensuite, l'analyse discriminante a été réalisée afin d'effectuer, pour chaque étudiant, une prédiction de la variable reliée à son statut à l'université (Actif, Diplômé, Inactif) ou de la variable "Dipnon" (Diplômé ou Non diplômé dans le rythme normal des études). Les résultats, présentés aux tableaux 3 et 4 de l'annexe F, sont décrits ici très brièvement.

Tout d'abord, les proportions d'erreur totales varient entre 19,4% et 20,6%. Comme pour le programme d'enseignement en activité physique, les petits groupes d'étudiants associés aux statuts "A" et "I" obtiennent des taux d'erreur très élevés, variant d'un modèle à l'autre entre 85,7% et 100%.

Pour ce qui est de l'analyse discriminante de la variable "Dipnon", les proportions d'erreur propres à chacune des deux catégories varient entre 45,2% et 58,1% pour la catégorie des "Non diplômé" et entre 19,0% et 25,3% pour la catégorie des "Diplômé". En tout, le pourcentage d'erreur total se situe entre 33,6%, et 35,7%.

Au niveau de notre indice de spécificité global (indice SP), sa valeur est faible, variant entre 0,060 et 0,160 pour le statut et entre 0,238 et 0,308 pour la variable Dipnon.

Donc, encore une fois, malgré une plus grande prédictivité des tests  $t$  par rapport au programme EAP, les variables prédictrices des différents modèles ne permettent pas, avec un risque d'erreur raisonnable, de discriminer ou de prédire le statut universitaire des étudiants sur la base de leur dossier d'études collégiales.

### **Programme de baccalauréat en psychologie.**

**Relations entre les prédicteurs individuels et les critères.** Les coefficients de corrélation simple entre les prédicteurs et les critères, pour le programme de baccalauréat en psychologie, sont présentés au tableau 14 de la page suivante. Le tableau a été construit à partir de la matrice de corrélations présentée à l'annexe E.

Tout d'abord, parmi les prédicteurs descriptifs tels: Sexe, Âge, Delai, Provcoll et DECp, les relations avec les critères sont très faibles. Ensuite, les relations entre DECc et DECh avec les critères méritent d'être soulignées. En effet, une relation positive faible existe entre le diplôme d'études collégiales en sciences et tous les regroupements de cours universitaires, contrairement à la relation négative du même ordre entre le diplôme d'études collégiales en sciences humaines et ces mêmes regroupements. Au niveau du lien des critères avec le nombre de cours échoués au collégial (Nbrecec) ainsi que ceux avec la durée de scolarité (Dursco), les coefficients de corrélation sont moyennement forts, variant respectivement entre  $r = -0,301$  et  $r = -0,363$  ( $p < 0,001$ ) et entre  $r = -0,208$  et  $r = -0,279$  ( $p < 0,001$ ).

Quant aux prédicteurs quantitatifs, les relations existantes avec les critères sont pour la plupart fortement positives et significatives. Font exception celles reliées à la moyenne des cours d'éducation physique qui, bien que significatives, sont beaucoup plus faibles et celles du nombre de cours de sciences réussis, non significatives et inférieures à 0,10.

Tableau 14

Corrélations entre les prédicteurs et les critères du programme PSY†

Prédicteurs	Critères				
	Moyuniv	Moyprem	Moyfon	Moyint	Moyrec
Provcoll					
DECs	163 *	168 *	142 *	131 *	178 *
DECh	-160 *	-162 *	-129 *	-124	-165 *
DECp					
Nbrecec	-313 **	-363 **	-361 **	-301 **	-336 **
Dursco	-208 **	-230 **	-216 **	-249 **	-279 **
Moycoll	493 **	570 **	551 **	464 **	467 **
CRCg	554 **	642 **	621 **	518 **	502 **
Moyob	443 **	496 **	464 **	427 **	425 **
CRCob	498 **	557 **	536 **	474 **	445 **
Moyedphys	156 *	173 **	159 *	163 **	181 **
Cscreus					
Moysc	340 **	420 **	409 **	287 **	322 **
CRCsc	383 **	468 **	452 **	338 **	355 **
Moyh	441 **	503 **	487 **	392 **	420 **
CRCh	501 **	579 **	559 **	442 **	461 **
Moyf	398 **	454 **	415 **	389 **	402 **
CRCf	445 **	497 **	472 **	433 **	421 **
Moyph	436 **	501	476 **	407 **	376 **
CRCph	468 **	526 **	510 **	435 **	386 **
Moypsy	523 **	610 **	578 **	471 **	458 **
CRCpsy	560 **	646 **	598 **	516 **	473 **

\*  $p < 0,01$  \*\*  $p < 0,001$ 

† La virgule décimale ainsi que les coefficients de corrélation inférieurs à 0,1 en valeur absolue sont omis. La grandeur échantillonnale varie entre 387 et 429.

Ces cas exceptés, les coefficients de corrélation varient entre  $r = ,287$  ( $p < ,001$ ) et $r = 0,646$  ( $p < 0,001$ ).

Les variables prédictrices qui ont la plus grande force en termes de corrélation avec les critères sont la CRC globale et la CRC des cours de psychologie. De plus, les coefficients de corrélation entre les prédicteurs et la moyenne de la première année universitaire sont tous plus élevés qu'avec les autres critères.

### Examen des régressions optimales entre les prédicteurs et chaque critère.

Comme pour les autres programmes, les prédicteurs retenus dans les différents agrégats des six modèles sont, pour le programme de baccalauréat en psychologie:

$x_1 = \text{Provcoll}$	$x_6 = \text{Cscreus}$	$x_{11} = \text{Crcob}$	$x_{16} = \text{Moysc}$	$x_{21} = \text{CRCsc}$
$x_2 = \text{Decs}$	$x_7 = \text{Moycoll}$	$x_{12} = \text{Moyh}$	$x_{17} = \text{Crch}$	
$x_3 = \text{Decp}$	$x_8 = \text{Moyedphy}$	$x_{13} = \text{Moyf}$	$x_{18} = \text{Crcf}$	
$x_4 = \text{Dursco}$	$x_9 = \text{Crcg}$	$x_{14} = \text{Moyph}$	$x_{19} = \text{Crcph}$	
$x_5 = \text{Nbrecec}$	$x_{10} = \text{Moyob}$	$x_{15} = \text{Moypsy}$	$x_{20} = \text{Crepsy}$	

Les variables  $x_1$  à  $x_6$  se retrouvent dans les six modèles génériques explorés. On a donc, pour une observation donnée et pour chaque regroupement de cours:

Modèle 1 (avec Moycoll):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7 ]$$

Modèle 2 (avec Moyedphy et CRCg):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_9 ]$$

Modèle 3 (avec Moyob):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_{10} ]$$

Modèle 4 (avec Moyedphy et CRCob):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_{11} ]$$

Modèle 5 (avec Moyedphy, Moyh, Moyf, Moyph, Moypsy et Moysc)

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_{12}, x_{13}, x_{14}, x_{15}, x_{16} ]$$

Modèle 6 (Moyedphy, CRCh, CRCf, CRCph, CRCpsy et CRCsc):

$$\hat{y} = f [ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_8, x_{17}, x_{18}, x_{19}, x_{20}, x_{21} ]$$

Nous avons relevé, aux tableaux 15, 16 et 17, les coefficients de détermination partiels associés aux prédicteurs optimaux trouvés par la procédure "Forward" de SAS (1990) à partir des modèles génériques de régression. Les tableaux permettent de comparer l'importance des prédicteurs d'un modèle à l'autre.

Tout d'abord, l'examen du tableau 15 permet de constater que plusieurs variables prédictrices significatives sont impliquées dans les régressions des modèles 1 et 2. Pour l'ensemble, la variable reliée à la moyenne collégiale ( $x_9$ ) au modèle 1 et celle reliée à la CRC globale ( $x_{11}$ ) au modèle 2 sont les prédicteurs qui expliquent la plus grande partie de la variance des critères. Également, les coefficients de détermination sont, pour tous les critères, plus élevés sur la variable prédictrice reliée à la moyenne des CRC globale que ceux reliés à la moyenne collégiale. De plus, la prédiction de la moyenne de la première année universitaire (Moyprem) est expliquée avec une plus grande part de variance que la moyenne cumulative universitaire (Moyuniv) et que les différentes moyennes de regroupements de cours disciplinaires.

Tableau 15

Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 1 et 2 du programme PSY

MODÈLE 1									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>7</sub>	R <sup>2</sup> tot.	
Moyuniv		,025***			,014**		,243***		,282
Moyprem		,026***			,019***		,326***		,371
Moyfon		,019***			,013**		,304***		,336
Moyint		,015**			,010*	,014**	,215***		,254
Moyrec		,029***					,219***		,248
MODÈLE 2									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>9</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv		,022***			,011**	,006*		,303***	,342
Moyprem		,022***			,015**			,409***	,446
Moyfon		,016**			,010**			,383***	,409
Moyint		,013**			,007*	,015**		,260***	,295
Moyrec		,026***	,005*	,006*	,007*			,256***	,300

\*  $p < 0,10$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

De façon détaillée, la moyenne cumulative universitaire (Moyuniv) est fortement influencée par la moyenne collégiale ( $x_7$ ) au modèle 1 ( $R^2 = 0,243; p < 0,001$ ) et celle reliée à la CRC globale ( $x_9$ ) au modèle 2 ( $R^2 = 0,303; p < 0,001$ ). De plus, dans les régressions des modèles 1 et 2 associées à Moyuniv, le diplôme d'études collégial en sciences ( $x_2$ ) et le nombre de cours échoués ( $x_5$ ) s'avèrent également significatifs. Au modèle 2, le nombre de cours de sciences réussis ( $x_6$ ) y est également inclus. Outre la moyenne collégiale ( $x_7$ ) et la CRC globale ( $x_9$ ), les variables prédictrices significatives ajoutent 3,9% aux modèles 1 et 2, pour un total respectif de 28,2% et de 34,2%.

Au niveau de la prédiction de la moyenne de la première année universitaire (Moyprem), la moyenne collégiale ( $x_7$ ) au modèle 1 et la CRC globale ( $x_9$ ) au modèle 2 obtiennent des valeurs respectives de 0,326 ( $p < 0,001$ ) et de 0,409 ( $p < 0,001$ ). Les autres prédicteurs significatifs de Moyprem sont les mêmes pour les modèles 1 et 2, le diplôme d'études collégiales en sciences ( $x_2$ ) et le nombre de cours échoués au collégial ( $x_5$ ). Ces variables ajoutent à la prédiction, avec un apport de 4,5% pour le modèle 1 et de 3,7% pour le modèle 2.

Parmi les critères de regroupements de cours disciplinaires, la prédiction de la performance aux cours de fondement s'avère la plus importante. Quant aux critères Moyint et Moyrec, les variables prédictrices significatives permettent également de rendre compte d'une prédiction assez importante.

Maintenant, au niveau des modèles 3 et 4 présentés au tableau 16, incluant la moyenne des cours obligatoires ( $x_{10}$ ) et la CRC des cours obligatoires ( $x_{11}$ ), la valeur de prédiction est quelque peu plus faible qu'aux modèles 1 et 2. Aussi, la part de variance expliquée par le modèle 4 est toujours plus élevée que celle du modèle 3. Les variables prédictives, outre  $x_{10}$  et  $x_{11}$ , présentent des coefficients de détermination très faibles et moins significatifs.

Au niveau des critères pris indépendamment, en commençant par la moyenne cumulative universitaire (Moyuniv), la prédiction repose en grande partie sur la moyenne des cours obligatoires ( $x_{10}$ ) au modèle 3 ( $R^2 = 0,196$ ;  $p < 0,001$ ) et la CRC des cours obligatoires ( $x_{11}$ ) au modèle 4 ( $R^2 = 0,248$ ;  $p < 0,001$ ). À ces valeurs de prédiction, les autres variables impliquées aux modèles 3 et 4, sont le diplôme d'études collégiales en sciences ( $x_2$ ) et le nombre de cours de sciences réussis ( $x_6$ ). Ces prédicteurs fournissent 1,6% de variance prédictive au modèle 3 et 1,7% au modèle 4. Ainsi, les variables prédictives significatives des modèles 3 et 4 expliquent 21,2% et 26,5% de la moyenne cumulative universitaire.

Au niveau de la moyenne de la première année universitaire (Moyprem), la prédiction est plus élevée que celle de la moyenne cumulative universitaire. Les coefficients de détermination de la moyenne des cours obligatoires ( $x_{10}$ ) et de la CRC des cours obligatoires ( $x_{11}$ ) sont respectivement de 0,246 ( $p < 0,001$ ) et de 0,306

Tableau 16

Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimales entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 3 et 4 du programme PSY

MODÈLE 3									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>10</sub>	R <sup>2</sup> tot.	
Moyuniv		,008*				,008*	,196***	,212	
Moyprem		,007*			,007*		,246***	,260	
Moyfon					,010*		,215***	,225	
Moyint		,007*				,018**	,183***	,207	
Moyrec		,011*			,012*		,181	,204	
MODÈLE 4									
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>11</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv		,008*				,009*		,248***	,265
Moyprem					,006*	,009*		,306***	,321
Moyfon					,007*			,286***	,293
Moyint		,006*				,017**		,218***	,241
Moyrec		,013*	,011*	,016**				,201***	,241

\*  $p < 0,10$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

( $p < 0,001$ ). L'influence des autres variables prédictrices ajoutées est de 1,4% pour le modèle 3 et de 1,5% pour le modèle 4. Ces apports recouvrent, pour le modèle 3, les variables prédictrices reliées au diplôme d'études collégiales ( $x_2$ ) et au nombre de cours échoués ( $x_5$ ), et pour le modèle 4, le nombre de cours échoués ( $x_5$ ) et le nombre de cours de sciences réussis ( $x_6$ ).

Au niveau des regroupements de cours disciplinaires, la moyenne des cours de fondement (Moyfon) est encore celle qui obtient la plus forte prédiction parmi ce groupe.

La lecture des coefficients de détermination des régressions attachés aux modèles 5 et 6, au tableau 17, permet de constater que la performance aux cours de psychologie au collégial, représentée par la moyenne des cours de psychologie ( $x_{15}$ ) au modèle 5 et par la CRC des cours de psychologie ( $x_{20}$ ) au modèle 6, a une influence considérable dans la prédiction des différents critères. Encore une fois, pour tous les critères, les régressions du modèle 6, basées en bonne partie sur les CRC de cours, sont plus puissantes que celles du modèle 5 basées plutôt sur les moyennes brutes.

Le critère "Moyuniv" est prédit par un agrégat de prédicteurs significatifs pour une portion de variance de 29,9%, au modèle 5, et de 35,2% au modèle 6. C'est la moyenne des cours de psychologie ( $x_{15}$ ) au modèle 5, avec  $R^2 = 0,264$  ( $p < 0,001$ ) et la CRC des

cours de psychologie ( $x_{20}$ ) au modèle 6, avec  $R^2 = 0,299$  ( $p < 0,001$ ) qui dominent la prédiction.

Pour le modèle 5, le nombre de cours de sciences réussis ( $x_6$ ), la moyenne des cours de français ( $x_{13}$ ) et celle des cours de philosophie ( $x_{14}$ ) totalisent 3,5% de la prédiction. Pour le modèle 6, c'est une influence de 5,3% que fournissent le nombre de cours de sciences réussis ( $x_6$ ), la CRC des cours de français ( $x_{17}$ ) et la CRC des cours de sciences ( $x_{21}$ ).

En ce qui a trait à la moyenne de la première année universitaire (Moyprem), la prédiction est plus élevée que celle associée à la moyenne cumulative universitaire. Ainsi, pour Moyprem, le  $R^2$  associé à la moyenne des cours de psychologie ( $x_{15}$ ) au modèle 5 est de 0,380 ( $p < 0,001$ ) et pour la CRC correspondante ( $x_{20}$ ) de 0,417 ( $p < 0,001$ ) au modèle 6. Pour le modèle 5, en plus du prédicteur  $x_{15}$ , les variables prédictrices reliées au nombre de cours de sciences réussis ( $x_6$ ), à la moyenne des cours de philosophie ( $x_{14}$ ) et à la moyenne des cours de sciences ( $x_{16}$ ) sont aussi significatives, ajoutant 2,8% à la prédiction, pour un total de 40,8% de la variance des résultats de la moyenne de la première année universitaire. Au modèle 6, la variable  $x_{17}$ , fortement significative, permet d'ajouter 3,8% à la prédiction de Moyprem. De plus, les variables significatives  $x_6$ , et  $x_{21}$  accroissent de 2,0% la prédiction de ce modèle. Ainsi, les différents prédicteurs expliquent 47,4% de la variance des résultats de la moyenne de la première année universitaire.

Tableau 17

Valeur des coefficients de détermination partiels ( $R^2$ ) des relations spécifiques optimums entre les prédicteurs et les critères en fonction des modèles 5 et 6 du programme PSY

MODÈLE 5													
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>12</sub>	x <sub>13</sub>	x <sub>14</sub>	x <sub>15</sub>	x <sub>16</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv						,012*			,007*	,016**	,264***		,299
Moyprem						,005*				,015**	,380***	,008*	,408
Moyfon						,008*		,019**			,332***	,009*	,368
Moyint						,025**			,028**	,007*	,204***		,263
Moyrec				,038***				,013*			,213***		,264

  

MODÈLE 6													
Critères	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>	x <sub>5</sub>	x <sub>6</sub>	x <sub>8</sub>	x <sub>17</sub>	x <sub>18</sub>	x <sub>19</sub>	x <sub>20</sub>	x <sub>21</sub>	R <sup>2</sup> tot.
Moyuniv						,013*		,032***			,299***	,008*	,352
Moyprem						,007*		,038***			,417***	,013**	,474
Moyfon						,009*		,045***			,347***	,014**	,416
Moyint			,006*	,007*		,027***			,024***		,248***		,312
Moyrec				,023**				,041***			,227***		,291

\*  $p < 0,10$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

Au niveau des regroupements de cours disciplinaires, les critères sont expliqués en grande partie par les notes obtenues aux cours de psychologie au collégial, que ce soit par la moyenne simple au modèle 5 ou la CRC au modèle 6. Pour ne pas faire exception, le critère ayant la plus grande prédictivité parmi ce groupe est la moyenne des cours de fondement.

### **Examen des relations entre les prédicteurs et les critères nominaux.**

Premièrement, les résultats des analyses de variance sont présentés au tableau 18 afin de vérifier s'il existe des différences globales entre les prédicteurs et les groupes d'étudiants caractérisés par un statut ou l'autre, puis par la variable "Dipnon".

Comme pour le programme de baccalauréat en administration, la majorité des variables proposent des différences significatives entre les statuts, à l'exception encore de la moyenne des cours d'éducation physique. Ainsi, les variables prédictrices obtiennent des valeurs  $F$  variant entre 4,05 ( $p < 0,05$ ) et 10,97 ( $p < 0,001$ ); notons particulièrement la moyenne globale (Moycoll et CRCg), la moyenne des cours obligatoires (Moyob et CRCob), la moyenne des cours de sciences humaines (Moyh et CRCh), la moyenne des cours de français (Moyf et CRCf), la moyenne des cours de philosophie (Moyph et CRCph), la moyenne des cours de psychologie (Moypsy et CRCpsy) ainsi que le nombre de cours échoués au collégial (Nbrecec) et la durée de scolarité (Dursco).

Tableau 18

Moyennes, écarts-types et tests des différences pour les variables comparables du dossier collégial en fonction des statuts et de la variable "Dipnon" chez les étudiants du programme PSY (n = 387 à 429)

	Statut						Dipnon					
	Actif		Diplômé		Inactif		$F^\dagger$	N. diplômé		Diplôme (3 ans)		$t^\dagger$
	Moy.	É.-T	Moy.	É.-T	Moy.	É.-T		Moy.	É.-T	Moy.	É.-T	
Moycoll	71,0	6,19	74,8	5,31	73,9	6,76	8,56***	72,9	6,28	74,9	5,35	3,20**
Crcg	23,1	2,84	25,1	2,70	24,7	3,45	9,10***	24,1	3,11	25,1	2,72	3,31***
Moyob	72,0	6,51	76,1	5,09	74,7	6,37	10,97***	73,9	6,15	76,2	5,15	3,75***
Crcob	23,7	3,31	25,8	3,00	25,2	3,64	8,90***	24,7	3,37	25,9	3,03	3,58***
Nbrecec	1,7	0,88	1,3	0,67	1,5	0,80	7,55***	1,5	0,83	1,3	0,66	2,68**
Dursco	6,6	1,95	5,7	1,73	6,8	2,64	10,02***	6,4	2,24	5,8	1,76	3,12**
Moyedphy	78,6	5,40	80,8	5,89	80,0	6,58	2,53	79,9	6,11	80,7	5,89	1,24
Moyh	72,1	7,30	75,5	6,81	74,4	7,94	4,05*	73,7	7,31	75,5	6,91	2,36*
Crch	23,3	3,23	25,5	3,26	25,0	3,87	7,38***	24,4	3,51	25,5	3,30	3,00**
Moyf	69,2	7,52	73,1	6,56	72,2	8,34	6,00**	71,3	7,71	73,1	6,61	2,33*
Crcf	23,6	3,32	25,7	3,30	25,0	4,15	6,85**	24,6	3,69	25,7	3,32	2,95**
Moyph	69,6	9,11	74,7	6,83	73,5	7,24	9,49***	72,0	7,68	74,9	6,94	3,74***
CRCph	23,9	3,78	26,1	3,21	25,5	3,66	8,15***	24,8	3,57	26,1	3,24	3,58***
Moypsy	75,4	6,18	79,0	6,63	77,4	6,84	5,41**	76,8	6,43	79,1	6,69	3,06**
Crcpsy	24,7	2,93	26,7	3,20	25,8	3,62	7,74***	25,4	3,21	26,8	3,24	3,71***

\*  $p < 0,05$  \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$  † Les degrés de liberté du test  $F$  sont 2 et 384 à 426, ceux du  $t$  de 385 à 427.

Quant à la variable "Dipnon", nous pouvons tirer la conclusion que, pour l'ensemble des variables prédictives, à l'exception de la moyenne des cours d'éducation physique, les étudiants diplômés dans le délai normal de trois ans ont obtenu des résultats collégiaux plus élevés que les non diplômés dans le rythme normal des études, les valeurs du  $t$  variant entre  $t(385) = 2,36$  ( $p < 0,05$ ) et  $t(427) = 3,75$  ( $p < 0,001$ ).

Les résultats de l'analyse discriminante, présentés aux tableaux 31 et 32 de l'annexe I, sont brièvement interprétés dans les paragraphes qui suivent, étant donné qu'en outre, ils ne permettent pas de catégoriser chaque étudiant par la valeur de ses prédicteurs scolaires, c'est-à-dire, de prédire son statut et son critère "Dipnon".

Tout d'abord, en ce qui concerne le statut de l'étudiant à l'université, le pourcentage d'erreur total varie entre 20,8% et 23,5%. Comme pour les deux autres programmes, les statuts "A" et "I" sont peu ou pas discriminés par les variables prédictives des six modèles, leurs proportions d'erreur se situant respectivement entre 88,9% et 97,5% et entre 88,0% et 95,4%.

Au niveau du classement des catégories de la variable "Dipnon", les proportions d'erreur totales varient entre 24,9% et 27,7%. Plus précisément, l'analyse discriminante permet d'établir un bon classement pour ce qui est de la catégorie "Diplômé". Les taux d'erreur se situent entre 2,6% et 3,9%. Au contraire, les "Non diplômés" obtiennent des taux d'erreur variant entre 87,0% et 89,0%.

Comme pour les deux autres programmes, la spécificité de la prédiction des statuts reste faible, l'indice SP allant de 0,075 à 0,164 pour le statut et de 0,160 à 0,200 pour la variable Dipnon.

Ainsi, l'impossibilité de discriminer et de classer les "Non diplômés" empêche une prédiction raisonnablement sûre du statut de l'étudiant universitaire à partir de son dossier collégial.

## CHAPITRE V

### DISCUSSION

Dans cet avant-dernier chapitre, nous discutons l'ensemble des résultats présentés auparavant selon différents points de vue. Dans un premier temps, nous examinons globalement les caractéristiques comparables des étudiants admis dans les trois programmes considérés, soit le baccalauréat en enseignement de l'activité physique (EAP), le baccalauréat en administration (ADM) et le baccalauréat en psychologie (PSY). Nous comparons aussi les trois programmes selon leur niveau de prédictivité propre. Nous discutons brièvement des particularités qui sous-tendent les différences observées entre les étudiants des trois programmes.

Deuxièmement, nous discutons la valeur et l'avantage pratique des systèmes prédictifs proposés. Ainsi, en fonction de notre objectif général de recherche, nous démontrons l'utilité du dossier collégial et, particulièrement, de la cote de rendement au collégial (CRC) pour prédire le succès universitaire.

Troisièmement, nous amenons brièvement des considérations afférentes au sujet, mais non encore traitées, soit le procédé de calcul de la cote de rendement au collégial et l'erreur d'estimation des systèmes prédictifs.

## **Caractéristiques académiques comparables des étudiants des trois programmes à l'entrée à l'université et prédictivité**

Comme il a déjà été mentionné, les étudiants acceptés pour les fins de l'étude ont tous été admis sur la base d'un diplôme d'études collégiales (DEC), en sciences humaines pour la plupart. Parmi les cohortes visées, l'admission des étudiants aux trois programmes de baccalauréat (EAP, ADM et PSY) n'était pas contingentée. Par contre, les conditions d'admission comportaient certaines différences. En fait, pour le programme de baccalauréat en enseignement de l'activité physique, aucune connaissance préalable telle que définie par des "structures d'accueil" n'était requise, contrairement aux programmes de baccalauréat en administration et en psychologie pour lesquels certains cours désignés devaient être réussis.

On peut alors se demander si, au strict plan académique, les étudiants des trois programmes ont des résultats collégiaux comparables à l'entrée à l'université. Constatation faite, à l'exception de la moyenne des cours d'éducation physique, les étudiants du baccalauréat en enseignement de l'activité physique ont généralement réussi moins bien au collégial que les étudiants des deux autres programmes, et ce, que ce soit au niveau de la moyenne cumulative, de la moyenne des cours obligatoires, ou des moyennes individuelles, celles reliées aux cours de français, de philosophie et de sciences humaines. Également, les étudiants du baccalauréat en enseignement de

l'activité physique ont échoué en moyenne plus de cours au collégial que les étudiants du baccalauréat en administration et en psychologie.

Que ressort-il de ces constatations? Quelques pistes de réflexion nous sont données par Chenard (1991). Premièrement, il souligne que "le diplôme soumis comme base d'admission peut être jugé comme un indicateur raisonnable du type de préparation aux études universitaires". Plus particulièrement, dans une étude réalisée en 1986, cet auteur indique que les choix faits par un étudiant de même que son rendement académique au collégial sont excessivement importants dans la dynamique du passage du cégep à l'université. Par exemple, les raisons du choix du programme d'études en enseignement de l'activité physique les plus fréquemment invoquées, chez 934 étudiants questionnés, sont la faible part de cours obligatoires requis pour accéder à ce baccalauréat et leurs meilleures chances d'y réussir. À l'inverse, ce qui a le moins d'impact dans la prise de décision des étudiants interrogés est la valeur du diplôme sur le marché du travail.

En d'autres mots, nous pouvons supposer que, lorsque les étudiants sont peu performants au collégial, ils ont tendance à choisir un programme d'études peu exigeant quant aux conditions d'admission et dans lequel ils ont plus de chances de réussir, quel que soit leur intérêt pour le diplôme postulé.

Une autre question générale que l'on peut se poser est de savoir si, lors de l'admission, on peut mieux prédire la performance universitaire des étudiants dans le programme de baccalauréat en enseignement de l'activité physique, dans le programme de baccalauréat en administration ou dans le programme de baccalauréat en psychologie?

Ainsi, tout en gardant à l'esprit que les étudiants admis dans le programme EAP obtiennent des résultats plus faibles au collégial que les étudiants des deux autres programmes, il semble que de façon générale, les relations qui existent entre leurs prédicteurs (individuels et en agrégats) et leurs critères sont généralement moins élevées. Comment peut-on expliquer ce phénomène?

Du point de vue statistique, le phénomène est difficilement explicable puisque, dans la distribution des notes, la dispersion est équivalente dans les trois programmes. Un élément de réponse concerne le comportement scolaire de l'étudiant à l'université. En empruntant l'idée de Gagnon (1984), on peut penser que ce phénomène vient de ce que les étudiants du programme EAP seraient moins constants dans leur performance scolaire et que leur application à l'université serait plus encline à des fluctuations, contrairement aux étudiants des programmes ADM et PSY.

Malgré les différents facteurs rappelés ci-dessus, il est étonnant de constater que le taux de diplomation en enseignement de l'activité physique est à toutes fins pratiques le

même que dans les deux autres programmes, comme l'ont montré les tableaux 1 et 3. L'examen et la solution de ce paradoxe débordent toutefois du cadre de ce mémoire.

### **Validité des prédicteurs**

Nous porterons maintenant notre attention sur les relations entre les prédicteurs (individuels et en agrégats) et les critères, et ce, de manière à se rapprocher des objectifs spécifiques de notre étude. Pour faire un rappel de ceux-ci, nous nous intéressons à la capacité prédictive relative d'indices spécifiques basés sur les profils de formation collégiale en psychologie, en enseignement de l'activité physique et en administration, incluant la prédiction par la CRC; aux prédicteurs spécifiques optimaux pour le succès universitaire dans les trois programmes; enfin, à l'utilité prédictive des cours obligatoires du curriculum collégial, notamment les cours d'éducation physique, ignorés dans la cote de rendement au collégial (CRC), les cours de français et les cours de philosophie.

#### **Prédicteurs descriptifs**

Les prédicteurs descriptifs, ceux reliés au profil général des effectifs à l'entrée à l'université, tels que le cégep de provenance, le type de diplôme et la durée de scolarité au collégial, sont, pour les trois programmes, faiblement corrélés avec les critères.

Quelques réflexions méritent tout de même d'être verbalisées.

**Provenance collégiale.** Tout d'abord, en ce qui a trait à la provenance collégiale des étudiants, les corrélations brutes avec les critères et les coefficients de détermination

partiels sont quasi nuls. Pour reprendre les propos de Dagenais (1986), "il n'y a aucune différence significative dans la performance des étudiants selon qu'il viennent des collèges privés ou publics". Dans l'étude de Terrill (1994), "les moyennes obtenues au collégial par les étudiants qui proviennent du secteur public sont identiques à celles obtenues par ceux qui proviennent du secteur privé et ce, pour pratiquement chaque moyenne du secondaire prise séparément". Certes, ceci ne veut pas dire, cependant, qu'à moyennes et CRC égales, il n'existe aucune différence dans la performance des étudiants qui nous arrivent des différents collèges pris individuellement. Mais nous n'avons pas considéré cette question.

**Diplôme.** Pour ce qui est du programme ADM, le type de diplôme soumis à l'admission obtient de faibles relations avec les critères. Au niveau des modèles de régression, seul le diplôme d'études collégiales professionnelles contribue faiblement (de l'ordre de 1% et moins) pour certains critères.

Par contre, nous avons observé certaines relations plus intéressantes dans les deux autres programmes. Pour le programme EAP, les étudiants admis sur la base d'un DEC en sciences humaines tendent à avoir des résultats plus faibles aux différentes moyennes de regroupements de cours que les étudiants admis sur la base d'un DEC professionnel. De la même manière, pour le programme PSY, les étudiants admis sur la base d'un DEC en sciences humaines tendent à avoir des résultats plus faibles aux différentes moyennes de regroupements de cours que les étudiants admis sur la base d'un DEC en sciences

(sciences de la nature). D'ailleurs, selon les modèles de régression, les valeurs des coefficients de détermination partiels du DEC professionnel pour le programme EAP et du DEC en sciences pour le programme PSY, quoique faibles, contribuent significativement à expliquer une part de variance des résultats de certains critères.

Une interprétation des résultats précédents est que les concentrations qui obtiennent de meilleures relations avec les critères de succès préparent mieux l'étudiant au programme concerné. Certaines autres questions peuvent aussi être soulevées. Par exemple, est-ce que les cours du programme PSY sont mieux ou moins adaptés aux étudiants de Sciences qu'à ceux de Sciences humaines? Est-ce que les étudiants de Sciences sont plus ou moins intéressés à la psychologie que ceux de Sciences humaines? Certes, nous ne pouvons rien répondre d'affirmatif là-dessus. Il faut aussi tenir compte du fait que, évidemment, les résultats scolaires des étudiants d'une concentration à l'autre, au cégep, ne sont pas entièrement comparables. Être un étudiant moyen en Sciences ne représente pas la même réalité qu'être un étudiant moyen en Sciences humaines. On sait également, selon Dagenais (1982), que l'étudiant qui a choisi une concentration en sciences au collégial réussit en général mieux dans tous ses cours à l'université.

Tous ces éléments de discussion peuvent certainement intervenir dans nos tentatives de prédire le rendement universitaire. Nous devons cependant surseoir à leur

utilisation explicite puisque nous n'avons pas en main tous les éléments requis pour en compléter l'analyse et en appliquer les effets.

**Durée de scolarité.** "On a vu apparaître, ces dernière années au Québec, un phénomène nouveau dans le comportement des individus dans la poursuite de leurs études: celui de l'étalement. (...) par exemple, de plus en plus d'étudiants prennent trois années pour compléter des études collégiales qui normalement en demandent deux" (Chenard, 1989). Pour notre part, peu importe les raisons pour lesquelles un étudiant a plus ou moins de sessions de cours au collégial (i.e. DEC général versus DEC professionnel, temps partiel versus temps plein, session d'été, etc.), notre calcul de la durée de scolarité semble avoir une influence sur le rendement scolaire à l'université.

En effet, pour les étudiants des programmes ADM et PSY, une relation négative faible mais significative existe entre la durée de la scolarité au collégial et tous les critères. Il semble que, pour ces deux programmes, plus les étudiants accumulent de sessions de cours au collégial, moins ils sont performants dans leurs résultats universitaires. Par contre, au niveau des modèles de régression, la contribution de la durée de scolarité est moins évidente, ne dépassant jamais plus de 2% en variance du critère expliqué. Au niveau du programme EAP, c'est tout le contraire, les relations sont plus faibles, mais la valeur des coefficients de détermination partiels est pour quelques critères quelque peu plus élevée.

En outre, "on peut poser l'hypothèse que l'individu qui passe directement d'un niveau d'études à un autre possédera de façon plus intuitive les habiletés particulières associées aux exigences de la poursuite des études contrairement aux individus qui ont interrompu leurs études pendant une période plus ou moins longue" (Chenard, 1989). Ainsi, comme pour la durée de scolarité au cégep, l'identification de la session associée aux cours avait permis de créer une variable permettant d'attribuer à chaque étudiant l'existence d'un délai ou non entre la fin des études collégiales et le début de la scolarité universitaire. Même si une relation négative, faible mais non négligeable, existe avec certains critères, exprimant que les moyennes aux différents regroupements de cours sont plus faibles lorsqu'il y a un délai entre les deux instances scolaires et vice-versa, nous avons jugé préférable de l'exclure des analyses puisqu'on n'était pas en mesure de savoir si, par exemple, un étudiant avait fréquenté une autre institution universitaire avant celle considérée dans l'étude.

### **Prédicteurs quantitatifs**

Les prédicteurs quantitatifs, ceux reliés au rendement scolaire comme tel, sont pour la plupart, assez fortement corrélés avec les critères. Avant de discuter des particularités de chacun des prédicteurs et de manière à répondre à l'un de nos objectifs, nous nous demandons d'abord comment, généralement, la cote de rendement au collégial (CRC) se compare à la moyenne.

Malgré quelques lacunes observées dans le calcul de la CRC (voir plus bas), le cheminement académique du secondaire et du collégial d'un étudiant pris en compte par cette mesure permet certainement d'améliorer l'explication du lien qui existe entre les études antérieures et le rendement universitaire. Maintenant, comment les prédicteurs se comparent-ils entre eux dans leur relation avec les critères?

**Moyenne cumulative collégiale et CRC globale.** La synthèse des résultats scolaires de l'étudiant du collégial permet, à quelques exceptions près, de mieux prédire les critères de succès universitaire que les résultats de cours ou de regroupements de cours spécifiques. Les relations entre la moyenne cumulative collégiale et les critères et celles entre la CRC globale et les critères démontrent généralement des corrélations plus fortes. Ces corrélations sont supérieures à celles observées par Gagnon (1984) et Milner *et al.* (1984) et elle corroborent plutôt les résultats des études de Stankovich (1977), Halpin *et al.* (1981), Houston (1983) et Thornell et Jones (1986 et 1994).

Dans les relations des agrégats de prédicteurs avec les critères, la valeur des coefficients de détermination partiels des prédicteurs de rendement antérieur global, soit pour l'instant, la moyenne cumulative collégiale, est comparable à celle des études recensées. Pour notre part, cette moyenne permet par exemple d'expliquer à elle seule entre 26% et 33% de la variance des résultats des étudiants de la première année universitaire des trois programmes tandis que, pour les études de Halpin *et al.* (1981), Houston (1983) et Thornell et Jones (1986), utilisant soit le rang percentile ou la

moyenne cumulative, les taux varient entre 24% et 28%. Par contre, une plus grande différence existe entre ces dernières valeurs et celles reliées à la cote de rendement au collégial (CRC) globale, puisque la variance des résultats de la première année universitaire est expliquée dans des proportions variant entre 33% et 40%.

En outre, les coefficients de détermination partiels et totaux des modèles de régression représentant la moyenne cumulative collégiale et la CRC globale sont les prédicteurs les plus élevés pour les critères du programme EAP. Par contre, pour certains critères des programmes ADM et PSY, la valeur des coefficients de détermination partiels des deux prédicteurs globaux est un peu plus faible que d'autres prédicteurs pris individuellement, tels le prédicteur relié à la moyenne des cours d'administration dans le programme ADM et le prédicteur relié à la moyenne des cours de psychologie dans le programme PSY. Nous reviendrons plus loin à ces deux sous-groupements de cours collégiaux lorsqu'il sera question des prédicteurs individuels.

Pour les deux programmes ADM et PSY, les modèles de régression qui tiennent compte des regroupements de cours individuels montrent, pour tous les critères, des coefficients de détermination totaux plus élevés que les prédicteurs globaux. Bien sûr, les modèles qui comportent des prédicteurs plus nombreux sont généralement susceptibles d'exprimer une plus grande part de variance des résultats des étudiants aux différents critères. Dans ce cas, le coefficient de détermination ajusté devient nécessaire puisqu'il compense pour le nombre de prédicteurs inclus dans le modèle, permettant

ainsi la comparaison équitable des modèles comportant des nombres variables de prédicteurs. Cependant, même en utilisant les coefficients totaux ajustés, les regroupements de cours individuels prennent le pas sur les prédicteurs comme Moycoll, Moyob ou les CRC correspondantes. En fait, l'examen du tableau 12 (pour le programme ADM) et du tableau 17 (pour le programme PSY) fait clairement voir que l'avantage des modèles à regroupements individuels consiste à faire jouer isolément les cours de disciplines correspondantes, par exemple Moypsy pour le programme PSY et Moyadm pour le programme ADM, la contribution de ces cours se trouvant comme noyée dans les moyennes globales de prédicteurs. Encore une fois, cependant, cette prédiction privilégiée par les cours de même discipline n'a pas fonctionné dans le cas du programme EAP et des cours d'éducation physique au collégial.

**Moyenne et CRC des cours obligatoires regroupés et par discipline.** Lorsque nous extrayons les cours obligatoires de tous les cours suivis au collégial et que nous les mettons en relation avec les critères, la valeur des coefficients de corrélation et des coefficients de détermination partiels s'en trouve affaiblie, et ce, pour les trois programmes. Certes, malgré l'utilité prédictive négligeable des cours obligatoires groupés, la forme CRC de ce regroupement de cours offre de meilleures valeurs de prédiction.

De la même manière, les cours obligatoires de français et de philosophie pris individuellement obtiennent des coefficients de corrélation et des coefficients de

détermination partiels significatifs, mais encore plus faibles. Également, il semble y avoir, à notre grande surprise, pour les programmes ADM et PSY, une tendance des cours de philosophie à mieux prédire les critères de succès universitaire que les cours de français.

Lorsque les cours obligatoires individuels sont significatifs dans les modèles de régression incluant les cours disciplinaires, ils n'apportent malgré tout que de faibles contributions prédictives, ne dépassant que très rarement les 8%. Seul le programme ADM comporte une exception: les cours de philosophie contribuent pour 25% à 28% de la variance du critère associé aux cours de fondement (en ADM). La seule explication qui paraît plausible est que le regroupement des cours de fondement (tel que nous l'avons conçu) et celui des cours de philosophie au collégial sont interreliés entre eux en termes de contenus de cours. Nous pouvons également spéculer qu'un classement de cours disciplinaires "homogènes", regroupant les prédicteurs et les critères des cours de même nature, permet d'améliorer en quelque sorte la prédiction du rendement scolaire. Malheureusement, ces allégations ne peuvent être soutenues avec aucune étude, la littérature étant muette sur ce sujet.

Pour ce qui est des cours obligatoires d'éducation physique, ignorés dans l'ancienne cote Z comme dans la nouvelle cote CRC, quelques réflexions méritent d'être soulevées. Comme on le sait, suite à la réforme du MEQ consistant à réduire le nombre de cours d'éducation physique, Larouche (1994) clame que "c'est priver l'élève de

l'apport unique que cette discipline de synthèse peut avoir sur son développement intellectuel". Selon les résultats d'études québécoises et ontariennes répertoriées dans son mémoire, il déclare que les cours obligatoires d'éducation physique "fournissent aussi la possibilité d'être encore plus efficaces et efficaces dans les matières dites académiques et d'obtenir de meilleurs résultats sur le plan de la réussite scolaire".

Pour notre part, afin de vérifier ces allégations, il aurait fallu relever le nombre de périodes consacrées à l'éducation physique pour chacun des étudiants et les mettre en relation avec les résultats académiques collégiaux et universitaires. Notre objectif consistait plutôt à examiner l'utilité prédictive des cours d'éducation physique, de voir s'il était possible de prédire le rendement scolaire que peut atteindre un étudiant à l'aide de l'évaluation qui est faite dans le cadre de ces cours.

Ainsi, bien que significatifs pour certains critères de réussite universitaire, les cours obligatoires d'éducation physique ont une valeur prédictive beaucoup plus faible, ce dans les trois programmes étudiés et, particulièrement, dans le programme EAP. De même, dans les modèles de régression, les coefficients de détermination partiels de ces cours n'apparaissent significatifs que pour quelques critères du programme EAP et ne contribuent jamais pour plus de 2% de la variance à prédire. Nous sommes en mesure de déduire que cette pauvre relation avec les critères a pu diminuer la valeur prédictive de la moyenne collégiale et de la moyenne des cours obligatoires, puisque la moyenne

des cours d'éducation physique y est incluse, comparativement à la CRC globale et à la CRC des cours obligatoires qui ne les incluent pas.

Nous pouvons alors nous demander si c'est pour cette raison que les cours d'éducation physique ne sont pas inclus dans le calcul de la CRC. La question a été posée au téléphone (le 18 novembre 1997) à M. Yvon Bousquet, chargé de recherche à la Conférence des recteurs et des principaux des universités du Québec (CRÉPUQ) et affecté à la CRC au Québec. Selon lui, la raison pour laquelle les cours d'éducation physique sont exclus du calcul de la cote Z et de la CRC "repose sur l'absence d'un contenu de cours permettant une évaluation comparable entre les individus"<sup>10</sup>.

Enfin, s'il est vrai qu'on peut prédire le niveau académique qu'atteindra un enfant à l'aide de tests d'aptitudes motrices en utilisant diverses techniques de régression (Gruber, 1974) et qu'il existe une relation positive entre la performance académique et le fait d'être étudiant athlète (Henschen et Fry, 1984; Pascarella et Smart, 1991), il n'en est pas de même de la relation concernant la performance dans les cours d'éducation physique au cégep et le rendement académique universitaire.

**Moyenne et CRC des cours de sciences (sciences de la nature) et de sciences humaines.** En ce qui concerne le programme ADM, le regroupement des cours de sciences a des valeurs de corrélation avec les critères plus élevées que les cours de

---

<sup>10</sup> Comme nous l'avons déjà signalé, cette hétérogénéité des contenus de cours concerne aussi les cours obligatoires de français, sans parler des regroupements de cours individuels par matière.

sciences humaines. Les coefficients de corrélation sont soit plus forts, soit comparables à la moyenne des cours obligatoires. Pour les cours de sciences humaines, ils sont plus faiblement corrélés avec les critères que le bloc des cours obligatoires, mais plus fortement corrélés que les moyennes des cours obligatoires par discipline. De même, au niveau des modèles de régression incluant les regroupements de cours disciplinaires, les cours de sciences sont plus fortement impliqués dans la contribution totale des prédicteurs significatifs que ne le sont les cours de sciences humaines.

Dans le cadre du programme PSY, par contraste, le regroupement des cours de sciences humaines produit des relations plus grandes que celui des cours de sciences. Pour tous les critères, les coefficients de corrélation des cours de sciences viennent en troisième rang après l'ensemble des cours collégiaux et les cours de psychologie. De plus, les cours de sciences sont plus faiblement corrélés que tous les autres regroupements de cours, excepté les cours d'éducation physique. Dans les modèles de régression, les cours de sciences humaines apportent également la plus grande contribution, laquelle est cependant plus faible que celle des cours de sciences pour le programme ADM.

Ces résultats suggèrent que le rendement dans les disciplines collégiales se rapportant de plus près à la *nature* des programmes universitaires donne lieu à de meilleures prédictions. Ce phénomène, constaté dans le cas des programmes ADM et PSY, ne se retrouve pas dans le programme EAP; au contraire, ce sont les cours

d'éducation physique qui, parmi les regroupements de cours étudiés, prédisent le moins bien les principaux critères de réussite universitaire. Les cours (obligatoires) d'éducation physique au cégep ont leurs corrélations et contributions les plus fortes avec les critères du programme EAP. Rappelons cependant que ces corrélations plafonnent près de 0,21, alors que les corrélations de même type pour les programmes ADM et PSY avoisinent plutôt 0,52 à 0,60.

**Moyenne et CRC des cours d'administration et de psychologie.** Hormis la moyenne cumulative et la CRC globale, le bloc des cours d'administration du cégep, incluant les cours d'administration et d'économie, obtient les coefficients de corrélation et de détermination les plus forts avec les critères.

De même, pour le bloc des cours de psychologie, incluant tous les cours de psychologie, sa corrélation et son implication dans les modèles de régression sont très fortes pour tous les critères du programme PSY et comparables à celle de la moyenne cumulative et celle de la CRC globale.

C'est donc dire que, sauf en éducation physique, la performance collégiale dans les cours de la discipline choisie à l'université permet d'avoir un indice très satisfaisant de la performance éventuelle de l'étudiant dans son baccalauréat.

**Nombre de cours échoués.** Cette variable prédictrice obtient des valeurs de relation négative considérables avec la majorité des critères des trois programmes. Il

semble que plus un étudiant accumule d'échecs à son dossier du collégial, plus il a tendance à avoir de faibles notes à l'université. Il est bien évident que les cours échoués portent une ombre sur la performance ultérieure de l'étudiant. Par exemple, celui qui a un faible rendement au collégial a généralement un plus grand nombre de cours échoués et vice-versa. Cet état de choses contribue encore une fois à expliquer le lien qui existe entre la performance scolaire au collégial et celle à l'université.

**Nombre de cours de sciences réussis.** Pour ce prédicteur qui, rappelons-le, avait été dichotomisé, les relations avec les différents critères sont positives mais très faibles. Le fait d'avoir réussi un certain nombre de cours de sciences ne nous renseigne guère sur le rendement des étudiants à ces cours, ce qui explique sans doute le faible lien observé avec le rendement universitaire.

### **Validité des critères reliés aux résultats académiques**

D'intéressantes questions à propos des critères de réussite peuvent être examinées à la lumière de nos résultats. Premièrement, prédit-on mieux la moyenne de la première année universitaire que la moyenne du programme entier? Il n'est pas facile de répondre à cette question puisque chaque programme a des particularités. Pour le programme EAP, c'est généralement la moyenne de la première année universitaire qui obtient les meilleures corrélations, tandis que pour le programme ADM, c'est plutôt la moyenne cumulative qui obtient la prédiction la plus forte. Malgré cela, pour ces deux

programmes, la différence moyenne entre les coefficients de corrélation de la moyenne de la première année universitaire et ceux de la moyenne cumulative est très faible.

Par contre, au niveau du programme PSY, les données relatives à la question sont beaucoup plus nettes. En effet, la relation de chacun des prédicteurs avec la moyenne de la première année universitaire est plus élevée que celle avec la moyenne cumulative, et l'écart de corrélation entre ces deux critères est le double de ceux observés dans les deux autres programmes. Comment pouvons-nous expliquer ce phénomène? Un premier élément de réponse peut tenir au fait de la nature même des cours donnés à la première année. Dans le programme PSY, la première année universitaire consiste majoritairement en des cours de fondement et, comme l'ont montré les résultats, on prédit mieux l'ensemble des cours de fondement que l'ensemble des autres regroupements de cours disciplinaires.

Un autre élément de réponse peut être énoncé en termes de changement de comportement scolaire chez l'étudiant au cours de la deuxième année. La maîtrise en psychologie est contingentée, le nombre d'étudiants admis étant largement inférieur au nombre de candidats. Or, le diplôme de maîtrise est requis pour devenir psychologue et être agréé par l'Ordre des psychologues du Québec. Il est fort probable que l'intention de l'étudiant de devenir psychologue le pousse à soigner sa moyenne afin d'augmenter ses chances d'admission à la maîtrise. D'ailleurs, comparativement aux deux autres programmes, nous nous sommes rendu compte que, pour l'ensemble des étudiants,

l'augmentation de la moyenne de la première année à la troisième année était légèrement plus élevée dans le programme PSY<sup>11</sup>.

Une autre question se rapporte à notre méthode de catégorisation des cours. Prédit-on mieux certains regroupements de cours disciplinaires que d'autres? Premièrement, au niveau du programme PSY, on arrive à prédire assez substantiellement les trois regroupements de cours disciplinaires. Pour les cours d'intervention et de préparation professionnelle et les cours de recherche, les relations observées sont quelque peu plus faibles que celles associées à la moyenne cumulative. Tandis que les relations des cours de fondement avec les prédicteurs sont un peu plus fortes, se rapprochant de près de celles de la première année universitaire. Ce lien particulier des prédicteurs avec ces deux critères n'est pas surprenant puisque la première année du baccalauréat comporte en majorité des cours de fondement.

En ce qui a trait au programme EAP, deux des quatre critères obtiennent des valeurs de corrélation non négligeables: la moyenne des cours de fondement et, plus faiblement, la moyenne des cours de pédagogie. Par contre, la prédictivité apparaît négligeable en ce qui concerne les cours de laboratoires et les stages. Pourquoi la prédiction est-elle plus faible pour ces critères?

---

<sup>11</sup> Le test du contraste élaboré à cet effet ( $\Delta$ PSY vs [ $\Delta$ ADM +  $\Delta$ EAP]) est fortement significatif ( $F = 16,162$ ;  $df = 1$  et  $985$ ;  $p < 0,001$ ). Ce contraste compare effectivement le progrès des notes moyennes entre la première année et les années subséquentes. Le progrès est de 0,325 pour le programme PSY, comparativement: 0,107 pour le programme EAP et 0,249 pour le programme ADM.

Tout d'abord, du point de vue statistique, des différences existent dans la distribution des notes d'un critère à l'autre. Par exemple, la note moyenne des stages pour l'ensemble des étudiants est nettement supérieure à la moyenne des cours de pédagogie et de fondement, en même temps que la dispersion est plus faible. Cette constatation s'applique aussi à la moyenne des laboratoires, mais de façon moindre. De plus, l'asymétrie négative de la distribution des notes (distribution qui tend à être plus allongée vers la gauche) nous suggère une distinction dans le type d'évaluation faite dans le cadre de ces cours, ceux-ci étant axés sur la pratique et la préparation professionnelle. Il semble qu'au niveau des critères d'évaluation des stages et des laboratoires, le seuil de réussite des objectifs de cours est plus "accessible" aux étudiants, les notes sont plus groupées et fortes, et l'évaluation donnée discrimine peu les étudiants, réduisant du même coup la prédictivité de ces critères.

Un autre élément de réponse concerne le nombre de cours inclus dans la moyenne des stages et des laboratoires et son effet sur la corrélation. Etaugh, Etaugh et Hurd (1972) ont montré que la fidélité du critère relié à la moyenne cumulative était presque toujours assurée du fait de l'inclusion d'un grand nombre de cours. Dans leur étude de fidélité, en recourant à la formule dite d'allongement (ou formule de *Spearman-Brown*), les auteurs proposent qu'une fidélité de 0,90 peut être atteinte en incorporant environ 14 cours dans la moyenne. Ceci dit, l'évaluation basée sur deux cours (dans le cas des stages) ou six cours (dans le cas des laboratoires) n'a pas la même fidélité que

l'évaluation basée sur 11 cours (dans le cas des cours de fondement). La fidélité d'une mesure imposant un plafond sur la corrélation qu'elle peut entretenir avec une autre mesure (Laurencelle, 1998), nous avons là une autre explication possible du peu de valeur prédictive attachée aux stages et aux laboratoires dans le programme EAP.

Pour le programme ADM, les relations entre les prédicteurs et les regroupements de cours disciplinaires sont comparables aux deux critères déjà traités (la moyenne de la première année universitaire et la moyenne cumulative), la relation étant quelque peu plus faible pour ce qui est de la moyenne des cours à caractère quantitatif. Par contre, pour ce regroupement de cours, il est intéressant de constater que certains prédicteurs, telles la moyenne des cours de sciences et la moyenne des cours d'administration, sont plus fortement corrélés avec celui-ci. Ces liens préférentiels entre le rendement dans les études collégiales et celui dans les études universitaires corroborent la règle d'un avantage prédictif dans le cas de l'adéquation des contenus entre prédicteurs et critères.

### **Validité des critères reliés au statut**

Malgré les résultats encourageants de l'analyse de variance, la performance de classement de l'analyse discriminante, entreprise afin de "prédire" pour chaque étudiant son statut à l'université (Actif, Diplômé, Inactif) ou sa diplomation (Diplômé ou non diplômé dans le rythme normal des études) s'est avérée décevante. À partir de nos données et selon la procédure statistique mise en œuvre, la prédiction du statut éventuel

d'un candidat aux études universitaires, quels que soient les prédicteurs de l'étudiant, est qu'il sera "diplômé". Sur cette base, tout candidat serait admis à l'université. Par ailleurs, même si la fonction discriminante parvient à prédire correctement un statut "Inactif" dans certains modèles, cette prédiction correcte rejoint une si faible fraction des étudiants à statuts problématiques qu'elle en est insignifiante.

Ainsi, la proportion d'erreur totale, d'environ 20%, relativement acceptable par elle-même, est peu révélatrice puisque la forte fréquence des étudiants occupant la catégorie "Diplômé" et bien classés dans cette catégorie, éponge les forts taux d'erreur obtenus dans les catégories "Actif" et "Inactif".

Pour ce qui est du statut "Diplômé ou Non diplômé dans le rythme normal des études", sa répartition dans nos trois échantillons est mieux équilibrée que celle du statut mais, quel que soit le modèle discriminant appliqué, les taux d'erreur de classement restent trop importants. De plus, la spécificité globale de la prédiction des statuts (indiquée par la quantité SP) varie pour les trois programmes entre 0,060 et 0,251 pour le statut et entre 0,136 et 0,367 pour la variable Dipnon, indiquant également que le rendement au collégial ou, à tout le moins, l'analyse que nous en avons faite, discriminent peu le statut approprié pour chaque étudiant.

En d'autres mots, les variables prédictives des six modèles, représentées par les résultats collégiaux (faibles ou élevés) des étudiants, ne permettent pas de classer

utilement les individus dans les différentes catégories de statuts. Cela revient à dire que, si le contexte de l'admission et de la réussite à l'université restait le même, les prédicteurs dérivés du dossier d'études collégiales ne permettent pas d'anticiper l'échec ou le retard de diplomation. Il en serait peut-être autrement si l'admission aux programmes était restreinte ou sélective, ou si le mode d'évaluation des cours universitaires, d'une catégorie ou l'autre, était plus homogène et plus discriminant.

L'incapacité de prédire la diplomation ou l'échec (ou abandon) à l'université ne remet cependant pas en question l'utilité du dossier d'études collégiales pour prédire le niveau de rendement à l'université: les modèles de régression obtenus et les pourcentages de variance prédite confirment cette utilité. Quant à l'utilisation du dossier d'études collégiales pour guider l'admission sélective dans un programme universitaire, il incombera aux administrateurs compétents d'en étudier la pertinence et d'en choisir l'objectif et la modalité.

### **Prédiction et erreur-type d'estimation**

Dans une situation de prédiction, l'écart-type des valeurs présentes de part et d'autre de la ligne de régression est appelé *erreur-type d'estimation* ( $s_{y|x}$ ). Cette quantité indique dans quelle mesure l'équation de régression à partir du vecteur de prédicteurs  $X$  prédit bien le critère  $Y$ . L'une des formules possibles est:

$$s_{Y|X} = s_Y \sqrt{\frac{(1 - R^2)(n - 1)}{n - p - 1}}$$

Dans cette formule,  $n$  dénote le nombre de vecteurs d'observations ( $Y, X_1, X_2, \dots, X_p$ ),  $s_Y$  l'écart-type des mesures du critère  $Y$ ,  $p$  le nombre de prédicteurs  $X_{ji}$ , et  $R^2$  le coefficient de détermination multiple de l'équation prédictive. Selon les six modèles de régression génériques appliqués aux trois programmes, nous avons scruté l'erreur-type d'estimation pour les deux critères principaux, soit la moyenne de la première année universitaire et la moyenne cumulative (voir le tableau de l'annexe J).

Pour être plus explicite, prenons l'exemple du programme de baccalauréat en psychologie pour la prédiction du critère de la moyenne cumulative (Moyuniv). Au modèle 1, nous trouvons un coefficient  $R^2 = 0,259$ , associé à  $p = 3$  prédicteurs et  $n = 429$  dossiers. L'erreur-type applicable s'obtient donc par:

$$s_{Y|X} = 0,64 \sqrt{\frac{(1 - 0,259)(429 - 1)}{429 - 3 - 1}}$$

$$s_{Y|X} = 0,48$$

Cette valeur, à peine plus petite que l'écart-type, permet de trouver la marge d'incertitude attachée à la valeur prédite par le modèle. Pour notre prédiction, cette marge serait ici d'au moins 1,88 pour un coefficient de confiance de 0,95<sup>12</sup>; rappelons

<sup>12</sup> L'intervalle de confiance pour la valeur prédite s'obtient par  $\hat{y} \pm t_{\alpha, dl} s_{\hat{Y}, X}$ , où  $s_{\hat{Y}, X}$  désigne l'erreur-type de prédiction,  $s_{\hat{Y}, X} > s_{Y|X}$ , et  $t_{\alpha, dl} > t_{\alpha, \infty} = 1,960$  pour  $\alpha = 0,05$ . La marge résultante est donc plus grande que  $2 t_{\alpha, \infty} s_{Y|X} = 2 \times 1,960 \times 0,48 = 1,88$ .

que cette incertitude de presque 2 points sur la note prédite d'un étudiant touche la moyenne cumulative universitaire, un score dont l'étendue n'est que de 0 à 4,3.

Ainsi, malgré la bonne prédictivité globale de nos modèles, que nous avons déjà commentée, il s'avère que l'erreur-type d'estimation, ou marge de variation de la valeur observée autour de la valeur prédite, est relativement importante. Par exemple, dans le programme de baccalauréat en psychologie, à l'écart-type des notes de moyenne cumulative de 0,54, correspondent des erreurs-types de 0,44 à 0,48, selon le modèle; pour la moyenne de première année universitaire, nous observons un écart-type de 0,64 et des erreurs-types oscillant entre 0,47 et 0,55.

Or, l'erreur-type de prédiction (voir Laurencelle 1998, p.35-36) est plus grande que l'erreur-type d'estimation, et sa valeur dépend des valeurs particulières des prédicteurs pour chaque cas donné. Donc, eu égard à l'imprécision relativement grande de nos modèles prédictifs, force nous est de conclure qu'il est impossible de prédire valablement le rendement universitaire d'*un individu* à partir de son dossier d'études collégiales, ce pour les échantillons considérés. Cette conclusion négative rejoint d'une certaine façon celle issue de l'analyse discriminante et qui se proposait le même objectif de prédiction individuelle.

L'incapacité de formuler une prédiction précise du cheminement d'un étudiant à l'université à partir de ses notes du collégial n'enlève cependant rien au mérite des modèles prédictifs examinés, leur avantage étant avant tout un avantage de *groupe*. Les

étudiants qui seraient admis par une sélection basée sur le dossier d'études du collégial et établie selon l'un ou l'autre de nos modèles auront, comme groupe sélectionné, un rendement moyen significativement et substantiellement augmenté.

## CHAPITRE VI

### CONCLUSION

Ce mémoire visait à identifier les caractéristiques scolaires du curriculum collégial permettant de prédire le succès universitaire dans trois programmes de baccalauréat et en particulier, à vérifier l'efficacité prédictive de la cote de rendement au collégial (CRC). Les agrégats de variables constitués dans cette étude, que ce soit du côté des prédicteurs ou du côté des critères, n'épuisent certes pas la réalité vécue du cheminement de l'étudiant dans les études post-secondaires, mais notre approche constitue un élargissement en termes méthodologiques par rapport aux études antérieures que nous avons répertoriées.

La conclusion la plus importante qui se dégage des analyses confirme le lien substantiel entre les antécédents scolaires et le rendement dans les études universitaires, les contributions totales (en termes de  $R^2$ ) des variables prédictives significatives des modèles de régression variant entre 0,20 et 0,47 pour ce qui est de la moyenne de la première année universitaire et la moyenne cumulative, et entre 0,03 et 0,42 pour ce qui est des regroupement des cours disciplinaires. De plus, parmi les deux formes de mesure utilisées de façon systématique, la CRC et la moyenne des regroupements de cours, la CRC s'avère en règle générale être le meilleur prédicteur de la performance à l'université. Le cheminement scolaire du secondaire et du collégial, pris en compte par cette mesure, permet une meilleure prédiction de la réussite universitaire.

Une extension très intéressante et, à notre connaissance, inédite de la relation prédictive mentionnée ci-dessus est que la performance scolaire antérieure dans certaines disciplines collégiales a un lien prédictif privilégié avec la performance dans des disciplines connexes à l'université.

Pour l'administrateur d'université qui voudrait refuser l'admission dans un programme de baccalauréat à des étudiants dont la probabilité de poursuivre jusqu'à la fin est minime, l'utilité des résultats scolaires antérieurs ne s'avère pas satisfaisante. Les taux d'erreurs de classement, dans la prédiction du cheminement individuel et du succès individuel, restent trop importants pour baser là-dessus une pratique d'admission sélective des candidats.

En terminant, les facteurs *sexe* et *âge* que nous avons à la disposition au départ et qui ont été mis de côté des analyses, pourraient sans doute faire l'objet d'autres études. Par exemple, selon différents programmes, prédit-on mieux la performance et le statut des femmes ou des hommes? Prédit-on mieux pour certains niveaux d'âge?

Il serait également intéressant de voir si les résultats obtenus dans le cadre de cette étude se transposent à d'autres programmes tels que la physique, la chimie, la biologie, ou bien à des programmes fortement contingentés tels que la médecine ou la chiropratique, et fortement compétitifs comme l'ingénierie ou l'administration des

affaires et d'étudier quelles sont dans ces programmes les disciplines collégiales qui portent la plus grande prédictivité?

Enfin, toujours dans un contexte de prédiction scolaire, il serait intéressant de suivre les étudiants dans leur cheminement continu du secondaire à l'université. Après tout, comme le mentionne Terrill (1986), par les cours qu'il choisit, par les efforts qu'il déploie dans ses études, par les habitudes de travail et les habiletés qu'il développe peu à peu à travers ses apprentissages, l'élève construit sans doute, graduellement mais sûrement, ses propres chances d'entreprendre et de réussir par la suite des études post-secondaires.

## RÉFÉRENCES

Astin, A. W. (1971). *Predicting Academic Performance in College*. New-York, The Free Press.

Boucher, F. (1975). Objectifs et fondements des tests d'aptitudes aux études universitaires. *L'Orientation professionnelle*, 11, 25-34.

Boucher, F. (1994). La mesure des caractéristiques personnelles à des fins d'admission et de sélection à l'université: historique, fondements et conséquences. *L'orientation*, 7(1), 20-22 et 24-25.

Chenard, P. (1986, juin). *Les principaux facteurs présidant au passage du cégep à l'université, quelques données utiles pour le recrutement des effectifs des cégeps*. Service de la recherche institutionnelle, Vice-présidence à la planification, Document inédit, Université du Québec.

Chenard, P. (1989, avril), *L'interruption des études à l'université du Québec, volet II: Les motifs de départ*, Service de la recherche institutionnelle, Vice-présidence à la planification. Document inédit. Université du Québec.

Comité cégeps-universités de la Commission des affaires pédagogiques de la fédération des cégeps. (1988, octobre). *Les relations cégeps-universités*. Document inédit. Cégep André-Laurendeau.

Comité de gestion des BEC. (1988, avril). *La cote Z: ce qu'elle est, ce qu'elle fait.*

Document inédit.

Comité de gestion des BEC. (1995, avril). *Proposition d'une cote de rendement au collégial aux fins de l'admission dans les universités.* Rapport du groupe de travail sur le traitement des dossiers des futurs titulaires du DEC en sciences, lettres et arts en vue de leur admission universitaire. Document inédit.

Comité de gestion des BEC. (1995, novembre). *L'utilisation de la cote de rendement au collégial aux fins de l'admission dans les universités.* Rapport aux membres du CLES. Document inédit.

Comité de gestion des BEC. (1996, octobre). *La validation du modèle de la cote de rendement au collégial aux fins de l'admission dans les universités.* Rapport aux membres du CLES. Document inédit.

Comité de gestion des BEC. (1996, novembre). *Modification à apporter à la méthode de calcul de la cote de rendement au collégial aux fins de l'admission dans les universités.* Rapport aux membres du CLES. Document inédit.

Coyne, B. J. (1988). The validity of the Rockeach Value Survey for college academic achievement. . *Educational and Psychological Measurement*, 48, 165-173.

- Dagenais, D. L. (1982, novembre). *L'utilisation d'un modèle probit pour fins de validation de mécanismes de sélection* (Rapport No 82-21). Montréal, École des Hautes Études Commerciales.
- Dagenais, D. L. (1986, janvier). *Analyse des résultats d'étudiants au baccalauréat en administration en fonction de leurs caractéristiques académiques à l'entrée* (Rapport No 86-01). Montréal, École des Hautes Études Commerciales.
- Deckro, R. F. et Woudenberg, H. W. (1977). Admission criteria and academic success. *Decision Science*, 8, 765-769.
- Etaugh, A. F., Etaugh, C. F. et Hurd, D.E. (1972). Reliability of college grades and grade point averages: some implications for prediction of academic performance. *Educational and Psychological Measurement*, 32, 1045-1050.
- Gagnon, R. (1984). *Étude de la validité prédictive de deux procédures de sélection des étudiants au module psychologie de l'Université du Québec à Montréal*. Mémoire de maîtrise. Université de Montréal.
- Garrett, H. F. (1949). A review of interpretation of investigations of factors related to scholastic success in college of arts and sciences and teachers college. *Journal of Experimental Education*, 18, 91-138.

- Gruber, J. J. (1975). Exercise and mental performance. *International Journal of Sport Psychology*, 1, 28-40.
- Halper, D. F. et Clark, J. M. (1993). The million dollars question: can an intensive learning experience help lower quartile students succeed in college? *Journal of Instructional Psychology*, 20, 29-39.
- Halpin, H., Halpin, G. et Shaer, B. B. (1981). *Comparative reason of the incremental validity of the California Achievement Tests with of the ACT and SAT when used with high school GPA to predict college GPA*. Communication au congrès de Eastern Educational Research Association, Philadelphia. *ERIC: 205605*.
- Hardesty, L. (1980). *Use of multiple regression to predict academic achievement at a small liberal arts college*. Roy O. West Library. Depauw University. *ERIC: 185960*.
- Henschen, K. et Fry, D. (1984). An archival study of the relationship of intercollegiate athletic participation and graduation. *Sociology of Sport Journal*, 1, 52-56.
- House, J. D. (1994, novembre). *College Grade Outcomes and Attrition: An Exploratory Study of Noncognitive Variables and Academic Background as Predictors*. Communication au congrès annuel de Illinois Association for Institutional Research. Lake Shelbyville, U. S. *ERIC: ED390319*.

Houston, L. N. (1983). The comparative predictive validities of high school rank, the Ammons Quick Test, and two Scholastic Aptitude Test Measures for a sample of black female college students. *Educational and Psychological Measurement*, 43, 1123-1126.

Kruskal, W. H. et Tanur, J. M. (1978). Multivariate Analysis: Classification and Discrimination. In *International Encyclopedia of Statistics* (p. 628-635). New-York: Free-Press

Larouche, R. (1995) *Un peuple moins sédentaire et en meilleure santé à travers l'éducation physique et la vie active: un projet de société très rentable pour l'enfant et sa famille, l'élève et son école, le travailleur et son entreprise ainsi que la personne retraitée vivant à domicile ou en institution*. Document de support au mémoire présenté à la Commission des états généraux sur l'éducation au Québec. Sainte-Foy. L'Impulsion.

Laurencelle, L. (1998). *Théorie et techniques de la mesure instrumentale*. Sainte-Foy: Presses de l'Université du Québec.

Lussier, Y. et Rivest, D. (1990). *Les résultats scolaires au collégial et les études universitaires*. Bureau de la recherche institutionnelle. Document inédit. Université de Montréal.

- Milner, M., Mcneil, J. S. et King, S. W. (1984). The GRE: A question of validity in predicting performance in professional schools of social work. *Educational and Psychological Measurement*, 44, 945-950.
- Ouellet, D. (1991, septembre-octobre). Et le diplôme? Le décrochage à l'université. *Interface*, 30-34.
- Pascarella, E. T. et Smart, J. C. (1991). Impact of intercollegiate participation for African American and Caucasian men: Some further evidence. *Journal of College Student Development*, 32, 123-130.
- Pascarella, E. T. et Terenzini, P. (1991). *How College Affects Students*. San Francisco: Josey Bass.
- Picard, R. et Carpentier, R. (1995). *Réflexion à partir du point de vue étudiants*. Québec, Conseil supérieur de l'éducation.
- Primeau, J., Dallaire, L. et Gagnon, J.-H. (1994). *La réussite, l'échec et l'abandon des étudiants au premier trimestre d'études collégiales: tendances de la décennie en 1980 et profils des nouveaux inscrits à l'automne de 1989 au regard de leur rendement scolaire*. Rapport d'analyses descriptives. Québec, Direction générale de l'enseignement collégial, Direction de la recherche et du développement, Service des études et du développement des collèges.

- Sokal, R.R. et Rohlf, F.J (1981). *Biometry (2<sup>e</sup> éd.)*. San Francisco, Freeman.
- Stankovich, M. J. (1977). *The statistical predictability of the academic performance of registered nursing students at Macomb*. Warren, Michigan. Macomb County Community College. *ERIC: 161501*.
- Terrill, R. (1986). *Les liens entre la réussite au secondaire et la réussite au collégial*. Extraits de la communication donnée à l'occasion des 12<sup>e</sup> rencontres secondaire-cégep. Montréal, Service Régional d'Admission du Montréal métropolitain.
- Terrill, R. (1990). *Étude comparative des corrélations entre les moyennes des notes obtenues au secondaire et au collégial dans les programmes de sciences et de sciences humaines*. Communiqué de recherche numéro 13. Montréal, Service Régional d'Admission du Montréal métropolitain.
- Terrill, R. et Ducharme, R. (1994). *Passage secondaire-collégial: Caractéristiques étudiantes et rendement scolaire*. Rapport de recherche. Montréal, Service Régional d'Admission du Montréal métropolitain.
- Terrill, R. (1997). *Étude comparative des taux de réussite aux secteurs préuniversitaire et technique dans les cours de la formation générale et de leur lien avec les taux de diplomation*. Rapport de recherche inédit. Montréal, Service Régional d'Admission du Montréal métropolitain.

Thornell, J. et Jones, R. (1986, novembre). *The College Admissions Equation: ACT Scores Versus Secondary School Grade Performance*. Communication au congrès annuel de Mid-South Educational Research. Memphis, U.S. ERIC: ED278687.

Willinghan, W. W., Young, J. W. et Morris, M. M. (1985). *Success in College: The Role of Personal Qualities and Academic Ability*. Princeton, New-York. College Entrance Examination Board, Educational Testing Service.

## ANNEXE A

Lettre à la Conférence des recteurs et des principaux des universités du Québec

**CRÉPUQ**  
Case Postal 952  
Succursale Place du Parc  
Montréal (Québec)  
H2W 2N1

Le 17 octobre 1995

a/s Monsieur Yvon Bousquet

Objet: Projet de maîtrise - Type d'exploitation statistique

Monsieur,

Nous nous sommes parlé au téléphone il y a quelque temps concernant mon projet de maîtrise sur la cote z. Et comme il avait été discuté, vous me demandiez de bien circonscrire le tout.

Le projet s'intitule: L'efficacité de la cote z pour prédire le succès universitaire, Nous nous proposons donc d'y voir clair en étudiant l'efficacité prédictive de la cote z dans quelques disciplines: l'éducation physique, la psychologie, le droit et la médecine.

Une approche multivariée sera utilisée pour élaborer le système prédictif. Dans un premier temps, il y aura une étude de l'ensemble prédictif, formé de toutes les informations sur les gens: cégep de provenance, âge, sexe, cours, durée de scolarité, notes, cotes z. Cela consistera donc à déterminer les contingents collégiaux, que l'on mettra en corrélation avec ceux de l'université. En second lieu, il y aura une étude de l'ensemble critère, c'est-à-dire que nous ferons une séparation des différents contingents afin de voir leur prédiction et quelles sont les structures de corrélation entre ceux-ci. En tenant compte des différents cheminements il y aura donc une confrontation de l'ensemble prédictif et de l'ensemble critère.

Dans l'espoir d'avoir des nouvelles très prochainement, je vous prie d'agréer, Monsieur, l'assurance de ma très haute considération.

Étudiant à la maîtrise,

---

Luc Brière

ANNEXE B

Lettre à la Commission d'accès à l'information

**Commission d'Accès à l'Information**  
900 Boul, René Lévesque Est (Bureau 315)  
Québec (Québec)  
G1R 2B5

Le 16 janvier 1996

Objet: Demande d'accès à des renseignements confidentiels

Monsieur, Madame,

Le but de la présente est de vous faire part de mon intention de recherche concernant des renseignements confidentiels.

Dans le cadre de mon projet de maîtrise sur la «cote Z», et plus précisément sur l'efficacité de la cote Z pour prédire le succès universitaire, j'ai l'intention d'obtenir les dossiers scolaires d'étudiants.

Comme j'utiliserai une approche multivariée dans mon étude, il est nécessaire pour moi d'avoir toutes les informations sur les gens: cégep de provenance, âge, sexe, cours suivis, durée de scolarité, notes, cotes Z.

Dans ce projet et en accord avec mon directeur de recherche, Dc Louis Laurencelle, j'ai besoin des renseignements divers pour trois promotions universitaires, dans les programmes de baccalauréat d'enseignement en activité physique (Université de Sherbrook et UQTR), le baccalauréat en psychologie (UQTR et Université de Montréal), le baccalauréat en médecine (Université de Montréal et Université Laval). Les sessions de promotion visées sont les hivers 1996, 1995, 1994, 1993; les dossier seront considérés complets à l'été 1997.

Après avoir reçu le consentement de la CRÉPUQ et des différents registraires, je devais par la suite faire appel à votre commission. Je m'engage donc, le cas échéant, à garder strictement confidentiel et anonyme les renseignements obtenus pour les fins de cette étude. S'il y avait des questions concernant la nature de mon projet, vous pouvez nous communiquer moi et/ou mon directeur.

Dans l'espoir d'avoir des nouvelles très prochainement, je vous prie d'agréer, Monsieur, Madame, l'assurance de ma très haute considération.

---

Dr Louis Laurencelle  
Tél: (819) 376-5128

---

Luc Brière  
Tél: (819) 372-1947

ANNEXE C

Lettre au Registraire de l'université

Monsieur le Registraire  
Université  
Adresse  
Ville, code postal

Le 12 avril 1996

Objet: Projet de maîtrise

Monsieur,

Vous avez reçu, ces jours passés, une lettre de Mme Clarence White de la Commission d'accès à l'information, lettre datée du 29 mars 1996. Cette lettre concerne une recherche que je projette de réaliser, sous la supervision de mon directeur de travaux, M. Louis Laurencelle. Ce projet, défini plus bas, requiert que j'accède aux données de curriculum universitaire pour certaines catégories d'étudiants, de même qu'à leurs dossiers de curriculum collégial, disponible à la Crépuq.

Pour mon projet de maîtrise, j'ai l'intention d'analyser l'efficacité de la nouvelle cote de rendement au collégial (cote Z ajustée) issue du dossier collégial (et ses variantes) en tant que prédicteur du succès universitaire des étudiants. Trois programmes seront privilégiés dans l'étude, soit le baccalauréat d'enseignement en activité physique, le baccalauréat en psychologie et le doctorat de premier cycle en médecine.

Les sessions d'admission à l'université visées seront les automnes 1990, 1991, 1992. L'échantillon total prévu serait d'environ 1 600 étudiants (300 Bac. d'enseignement en activité physique, 1 000 Bac. en psychologie, 300 Doctorat en médecine). Cet échantillon proviendra de quatre universités québécoises, selon le cas. Il est à noter que le dossier universitaire des étudiants devra être complet, devant contenir toutes les informations.

L'étude prévue aura la structure suivante. Dans un premier temps, nous constituerons l'ensemble prédicteur formé de toutes l'information sur les étudiants, c'est-à-dire: le cégep de provenance, le sexe, la date de naissance, la durée de scolarité, les cours suivis par trimestre, leurs notes et cotes R. Ces données seront bien entendu dénominalisées.

Deuxièmement, il y aura une étude de l'ensemble critère. Nous identifierons les différents contingents universitaires ainsi que les données figurant aux dossiers. Nous mettrons au point quelques indicateurs du progrès et du succès des études.

Troisièmement et quatrièmement, nous traiterons chaque ensemble de données (l'ensemble prédicteur et l'ensemble critère) de manière à en dégager les facteurs de variance essentiels, ce par différentes méthodes (incluant la corrélation).

Enfin, cinquièmement nous tenterons d'établir des équations prédictives spécifiques selon les contingents et programmes visées, dans le but d'élucider la valeur prédictive du dossier collégial sous une forme ou sous une autre.

De plus, j'ai eu le plaisir de discuter de mon projet avec le Registraire de mon université, Monsieur Michel Côté. Il s'est montré enthousiaste, intéressé à participer au projet et m'a encouragé à entreprendre la présente démarche.

Nous croyons que par son caractère unique et ses répercussions probables sur les procédures d'admission et de sélection des candidats universitaires, notre projet est susceptible d'intéresser votre institution. Aussi, c'est avec espoir que nous vous présentons une requête pour consentir à notre projet et y apporter la collaboration nécessaire des services du Registrariat.

Dans l'espoir d'avoir des nouvelles très prochainement, je vous prie d'agréer, Monsieur, l'assurance de ma très haute considération.

---

Luc Brière  
Étudiant à la maîtrise

---

Louis Laurencelle  
Ph. D.

## ANNEXE D

Regroupement des cours universitaires pour le programme de baccalauréat en  
enseignement de l'activité physique, le programme d'administration  
et le programme de psychologie

**REGROUPEMENT DES COURS UNIVERSITAIRES DU PROGRAMME DE  
BACCALAURÉAT EN ENSEIGNEMENT DE L'ACTIVITÉ  
(Noter que les sigles de cours ont été recodés)**

**Cours de fondement**

- EAP8846 Fondement de l'activité physique
- EAP8845 Apprentissage du mouvement humain
- EAP8844 Histoire et philosophie du sport
- EAP8840 Physiologie de l'exercice
- EAP8838 Développement physique et moteur
- EAP8833 Biomécanique humaine
- EAP8811 Difficultés d'adaptation et d'apprentissage en activité physique
- EAP8812 Déterminants psychologiques en activité physique
- EAP8994 Histoire critique de l'éducation
- EAP8998 Organisation scolaire du Québec
- EAP8994 Psychologie de l'enfant et de l'adolescent

**Cours de pédagogie**

- EAP8988 Formules d'enseignement
- EAP8842 Planification des interventions en activité physique et sportive
- EAP8830 Évaluation en activité physique
- EAP8829 Séminaire en enseignement de l'activité physique
- EAP8807 Prescription de l'activité physique

**Stages**

- EAP8837 Stage d'enseignement I au primaire
- EAP8834 Stage d'enseignement II au secondaire
- EAP8836 Stage d'enseignement II au primaire
- EAP8835 Stage d'enseignement I au secondaire

**Laboratoires**

- EAP8828 Laboratoire d'enseignement en basket-ball
- EAP8827 Laboratoire d'enseignement en hand-ball
- EAP8826 Laboratoire d'enseignement en hockey
- EAP8825 Laboratoire d'enseignement en soccer
- EAP8824 Laboratoire d'enseignement en volley-ball
- EAP8823 Laboratoire d'enseignement en athlétisme
- EAP8822 Laboratoire d'enseignement en gymnastique
- EAP8821 Laboratoire d'enseignement en natation
- EAP8820 Laboratoire d'enseignement en sport de combat
- EAP8819 Laboratoire d'enseignement en sport de raquette
- EAP8818 Laboratoire d'enseignement en conditionnement physique

- EAP8817 Laboratoire d'enseignement en danse
- EAP8816 Laboratoire d'enseignement en jeux individuels et collectifs
- EAP8815 Laboratoire d'enseignement en plein air I
- EAP8814 Laboratoire d'enseignement en plein air II

**REGROUPEMENT DES COURS UNIVERSITAIRES DU PROGRAMME DE  
BACCALAURÉAT EN ADMINISTRATION  
(Noter que les sigles de cours ont été recodés)**

**Cours de fondement**

- ADM8989 Principes de management
- ADM8983 Politiques et stratégies de l'entreprise
- ADM8982 Activités de synthèse
- ADM8939 Comportement organisationnel I
- ADM8938 Comportement organisationnel II
- ADM8979 Système d'information pour fins de gestion

**Cours fonctionnels**

- ADM8936 Gestion du personnel
- ADM8934 Administration financière I
- ADM8933 Administration financière II
- ADM8998 Droit des affaires I
- ADM8998 Environnement économique de l'entreprise
- ADM8997 Économie appliqué à la gestion
- ADM8996 Informatique appliquée à la gestion
- ADM8998 Introduction au marketing
- ADM8997 Comportement du consommateur
- ADM8975 Système d'information II
- ADM8974 Analyse fonctionnelle
- ADM8973 Analyse organique
- ADM8972 Gestion de système d'information
- ADM8928 Commerce de détail
- ADM8926 Publicité et promotion des ventes
- ADM8925 Recherche en marketing
- ADM8924 Gestion du marketing
- ADM8996 Gestion de la distribution
- ADM8969 Gestion des fonds de roulement
- ADM8968 Analyse des valeurs et portefeuille
- ADM8932 Financement et investissement à long termes
- ADM8931 Marché des capitaux
- ADM8995 Relations industrielles
- ADM8937 Comportement organisationnel III
- ADM8935 Séminaire de gestion des ressources humaines
- ADM8921 Gestion du personnel II
- ADM8996 Droit du travail
- ADM8992 Psychologie industrielle
- ADM8923 Rôle social de l'entreprise

ADM8922 L'entreprise et le management international  
ADM8998 Management avancé  
ADM8946 Principes de l'approvisionnement I  
ADM8945 Principes de l'approvisionnement II  
ADM8998 Approvisionnement avancé  
ADM8997 Entrepreneuriat et innovation dans la PME  
ADM8996 Démarrage d'entreprises  
ADM8998 Psychologie organisationnelle et management de la PME

**Cours à caractère quantitatif**

ADM8930 Gestion des opérations  
ADM8980 Fiscalité générale  
ADM8972 Comptabilité financière I  
ADM8971 Comptabilité financière II  
ADM8964 Comptabilité de management I  
ADM8974 Méthodes quantitatives I  
ADM8973 Méthodes quantitatives II  
ADM8972 Méthodes quantitatives III

**REGROUPEMENT DES COURS UNIVERSITAIRES DU PROGRAMME DE  
BACCALAURÉAT EN PSYCHOLOGIE  
(Noter que les sigles de cours ont été recodés)**

**Cours de fondement**

- PSY8998 Théories psychodynamiques de la personnalité
- PSY8996 Histoire de la psychologie
- PSY8995 Psychologie cognitive I
- PSY8991 Psychologie sociale I
- PSY8982 Développement de l'enfant
- PSY8981 Développement de l'adolescent
- PSY8980 Développement de l'adulte
- PSY8979 Bases biologiques du comportement
- PSY8996 Introduction à la psychophysiologie
- PSY8994 Développement de carrière
- PSY8990 Psychologie sociale II
- PSY8989 Psychologie sociale appliquée
- PSY8988 Psychologie dynamique des milieux de travail
- PSY8991 Sociologie de la famille
- PSY8998 L'enfant doué
- PSY8979 Déficience mentale
- PSY8974 Le développement sociale chez l'enfant
- PSY8973 Le développement cognitif et l'apprentissage chez l'enfant
- PSY8998 Psychopharmacologie clinique
- PSY8989 Psychologie de la motivation
- PSY8988 Psychologie cognitive II
- PSY8992 Technique de laboratoire en neuropsychologie
- PSY8995 Les fonctions nerveuses supérieures
- PSY8994 Troubles des fonctions cognitives supérieures
- PSY8984 La personnes âgée et ses besoins
- PSY8983 Planification de la retraite
- PSY8976 Psychologie du vieillissement
- PSY8998 Sexualité et vieillissement

**Cours d'intervention et de préparation professionnelle**

- PSY8991 Techniques d'entrevue I (enfance)
- PSY8989 Techniques d'entrevues I (adulte)
- PSY8997 Psychologie des groupes
- PSY8998 Introduction à la psychopathologie
- PSY8996 Psychopathologie de l'enfance et de l'adolescence
- PSY8990 Techniques d'entrevue II (enfance)
- PSY8988 Techniques d'entrevue II (adulte)

- PSY8950 Le phénomène de la toxicomanie
- PSY8987 Théories cognitives et humanistes de la personnalité
- PSY8986 Actualisation de la personne
- PSY8985 Fondements théoriques de la dynamique familiale
- PSY8996 Psychopharmacologie de l'adulte
- PSY8997 Sexualité: de l'enfance à l'âge adulte
- PSY8994 Intervention en psycho-gérontologie
- PSY8993 Accompagnement du mourant et de sa famille
- PSY8995 Psychopathologie du vieillissement

**Cours de recherches**

- PSY8987 Introduction à l'utilisation des tests
- PSY8996 Méthodes de recherche
- PSY8963 Méthodes statistiques en psychologie I
- PSY8993 Rorschach
- PSY8992 Méthodes projectives graphiques
- PSY8991 Méthodes projectives thématiques
- PSY8990 Psycho-diagnostic
- PSY8986 Tests individuels d'intelligence
- PSY8997 Évaluation neuropsychologique
- PSY8962 Méthodes statistiques en psychologie II

## ANNEXE E

Matrice de corrélation des variables des différents programmes

Tableau 19

Matrice de corrélation des variables du programme EAP

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
(1) Sexe	-																										
(2) Age	110	-																									
(3) Dipnon	101	237	-																								
(4) Provcoll				-																							
(5) DECes		116	135		-																						
(6) DECh		-320			-593	-																					
(7) DECp		306				-775	-																				
(8) Moycoll		-243	157			-110		-																			
(9) CRCg			255		117	-128		867	-																		
(10) Moyob		-239	122		101	-138		851	712	-																	
(11) CRCob	-103		184		137	-114		739	866	806	-																
(12) Nbrecec		338						-850	-715	-714	-632	-															
(13) Dursco		580	141			-261	257	-485	-337	-419	-275	522	-														
(14) Moyedphys	103	-194				-140	128	409	178	506	124	-222	-277	-													
(15) Cscreus		193	169			-274	272						142		-												
(16) Moyh		-126	188		113			742	705	525	524	-564	-330	292	138		-										
(17) CRCh			246	-123	101			685	838	509	638	-526	-245	168		862		-									
(18) Moyf	-131	-265		138		-101		687	697	775	832	-700	-337			385	435		-								
(19) CRCf		-114	171		125	-136		636	789	705	917	-572	-229			422	546	893		-							
(20) Moyph		-118	122					718	640	798	743	-594	-290	175		506	486	542	506		-						
(21) CRCph		-101	152		121			690	764	745	875	-556	-255	160		522	606	574	616	871		-					
(22) Moyunif			456			-183	157	488	564	429	485	-360		195	113	381	485	347	434	326	430		-				
(23) Moyprim			522			-189	157	508	576	463	513	-384		218	137	382	469	383	459	357	452	926		-			
(24) Moypeda			425		137	-185	121	424	476	395	407	-244		-104	204	135	331	379	299	347	323	383	729	809		-	
(25) Moyfon			441			-163	169	492	590	433	525	-408		172	147	392	511	428	506	307	421	878	927	667		-	
(26) Moysta			211					170	171	184	168			127		192	144	122	146	127	163	484	454	487	317		-
(27) Moylab	114		444			-196	186	363	362	362	322	-256		209		221	249	206	275	295	299	753	814	653	662	384	

N.B. Les coefficients de corrélation inférieurs à 0,1 en valeur absolue sont omis.



Tableau 21

Matrice de corrélation des variables du programme PSY

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	
(1) Sexe	-																														
(2) Age	148	-																													
(3) Dipnon			-																												
(4) Provcoll	156			-																											
(5) DEC <sub>s</sub>					-																										
(6) DECh		-174			-816	-																									
(7) DECp		374				-524	-																								
(8) Moycoll	-209	-138	153					-																							
(9) CRCg	-206		158					930	-																						
(10) Moyob	-181	-179	178		176	-122		859	770	-																					
(11) CRCob	-202		171		155			807	869	865	-																				
(12) Nbrecec	132	220	-128	-106				-776	-688	-608	-533	-																			
(13) Dursco	115	446	-149			-174	331	-470	-404	-476	-359	555	-																		
(14) Moyedphys		-177		-121	117			437	262	743	273	-250	-295	-																	
(15) Cscreus					194	-129				150	152				-																
(16) Moysc	-109	-102						741	728	491	514	-671	-321	173	117	-															
(17) CRCsc	-108							716	766	483	540	-627	-304	159	127	945	-														
(18) Moyh	-159	-115	119		205	-136		850	837	743	748	-564	-349	342	140	495	511	-													
(19) CRCh	-162		151		203	-127		800	877	688	757	-513	-314	277	129	477	533	937	-												
(20) Moyf	-214	-127	112		164	-113		747	739	818	839	-545	-389	232	158	473	483	654	622	-											
(21) CRCf	-235		142		146			731	800	784	925	-477	-321	214	155	476	505	665	677	910	-										
(22) Moyph	-132	-118	178		128			775	743	847	848	-530	-384	316	125	469	452	703	668	616	648	-									
(23) CRCph	-137		171		134			747	795	800	908	-492	-333	290	124	466	486	705	711	612	685	920	-								
(24) Moypsy	-147	-111	152		138		-111	735	762	629	669	-463	-312	301	129	546	560	856	829	553	591	621	643	-							
(25) CRCpsy	-160	-112	184		139		-104	690	777	593	672	-422	-304	250	130	511	544	794	866	539	604	592	637	914	-						
(26) Moyunif					163	-160		493	554	443	498	-313	-208	156		340	383	532	580	398	445	436	468	523	560	-					
(27) Moyprim					168	-162		570	642	496	557	-363	-230	173		420	468	611	666	454	497	501	526	610	646	857	-				
(28) Moyfon					142	-129		551	621	464	536	-361	-216	159		409	452	589	637	415	472	476	510	578	598	919	915	-			
(29) Moyint	-131				131	-124		464	518	427	474	-301	-249	163		409	452	477	520	389	433	407	435	471	516	815	760	746	-		
(30) Moyrec					178	-165		467	502	425	445	-343	279	181		287	338	490	514	402	421	376	386	458	473	848	760	776	726	-	
																322	355														

N.B. Les coefficients de corrélation inférieurs à 0,1 en valeur absolue sont omis.

## ANNEXE F

Titres exacts des variables des trois programmes

### Titres précis des variables des trois programmes

<b>Variable</b>	<b>Titre</b>
Age	Age à l'admission
CRCadm	Cote de rendement au collégial des cours d'administration
CRCf	Cote de rendement au collégial des cours de français
CRCg	Cote de rendement au collégial global
CRCh	Cote de rendement au collégial des cours sciences humaines
CRCob	Cote de rendement au collégial des cours obligatoires
CRCph	Cote de rendement au collégial des cours de philosophie
CRCpsy	Cote de rendement au collégial des cours de psychologie
CRCsc	Cote de rendement au collégial des cours de sciences
Cscreus	Cours de sciences réussis
DECh	Admission sur la base d'un DEC en sciences humaines
DECp	Admission sur la base d'un DEC professionnel
DECs	Admission sur la base d'un DEC en science
Dipnon	Diplômé ou non selon le rythme normal des études prévu pour un
Dursco	Durée de scolarité au cégep
Moyadm	Moyenne des cours d'administration
Moycoll	Moyenne globale au collégial
Moyedph	Moyenne des cours d'éducation physique
Moyf	Moyenne des cours de français
Moyfon	Moyenne des cours de fondement (EAP, ADM et PSY)
Moyfonc	Moyenne des cours fonctionnels (ADM)
Moyh	Moyenne des cours de sciences humaines
Moyint	Moyenne des cours d'intervention et de préparation professionnel (PSY)
Moylab	Moyenne des laboratoires (EAP)
Moyob	Moyenne des cours obligatoires
Moypeda	Moyenne des cours des cours de pédagogie (EAP)
Moyph	Moyenne des cours de philosophie
Moypre	Moyenne des cours de première année universitaire
Moypsy	Moyenne des cours des cours de psychologie
Moyquan	Moyenne des cours des cours quantitatifs (ADM)
Moyrec	Moyenne des cours de recherche, de mesure et d'évaluation en psychologie
Moysc	Moyenne des cours de sciences
Moysta	Moyenne des stages (EAP)
Moyuniv	Moyenne cumulative des cours universitaires
Nbrecec	Nombre de cours échoués au collégial
Provcoll	Provenance collégiale
Sexe	Sexe

## ANNEXE G

Moyennes et écarts-types des différents regroupements de cours  
et fréquences rattachées aux variables dichotomiques

Tableau 22  
Moyennes et écarts-types des différents regroupements de cours

Variables	EAP			ADM			PSY		
	n	Moy.	É.-T	n	Moy.	É.-T	n	Moy.	É.-T
Age	167	20,7	1,30	392	20,9	2,17	429	20,7	2,39
Moycoll	167	70,3	4,64	392	74,2	5,68	429	74,3	5,67
Crcg	167	22,2	2,46	392	24,5	2,96	429	24,9	2,86
Moyob	167	71,9	5,02	392	75,3	5,56	429	75,6	5,52
Crcob	167	22,3	2,89	392	24,8	3,52	429	25,5	3,17
Nbrecec	167	1,82	0,76	392	1,40	0,75	429	1,39	0,71
Dursco	167	6,02	1,46	392	5,95	2,09	429	5,93	1,92
Moyedphy	164	81,9	5,67	390	80,8	4,99	418	80,5	5,95
Moyh	164	70,5	5,36	375	75,4	6,50	422	76,6	6,44
Crch	164	22,7	2,67	375	25,3	3,11	422	25,8	3,15
Moyf	167	66,9	7,08	392	72,4	7,41	429	72,6	6,96
Crcf	167	22,3	3,39	392	24,8	3,79	428	25,4	3,45
Moyph	167	67,4	6,69	391	72,8	7,52	429	74,1	7,25
Crcph	167	22,4	3,01	391	25,0	3,64	429	25,8	3,37
Moysc	-	-	-	391	68,4	9,24	422	67,7	9,62
Crcsc	-	-	-	391	23,1	3,80	422	22,7	4,14
Moyadm	-	-	-	344	75,3	7,41	-	-	-
Crcadm	-	-	-	344	25,2	3,38	-	-	-
Moypsy	-	-	-	-	-	-	395	78,4	6,69
Crcpsy	-	-	-	-	-	-	395	26,4	3,28

Tableau 23  
Fréquences rattachées au variables dichotomiques

Variables	EAP		ADM		PSY	
	0	1	0	1	0	1
Sexe (1 = Masculin	36	131	155	237	303	126
Dipnon (1 = Diplômé)	86	81	160	232	115	314
Provcoll (1 = oui)	153	14	326	66	375	54
Decs (1 = oui)	161	6	360	32	390	39
Dech (1 = oui)	16	151	76	316	56	373
Decp (1 = oui)	156	10	350	42	312	17
Cscreus (1 = Md et +)	81	86	187	205	17	312

## ANNEXE H

Estimations des variables qui influencent la réussite aux différents regroupements  
de cours selon les six modèles d'analyse

Tableau 24

Coefficients de détermination ( $R^2$  et  $R^2$  ajusté) des six modèles des regroupements de cours du programme de baccalauréat en enseignement de l'activité physique

Critères	Modèle 1				Modèle 2			
	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.
Moyuniv	,264	,255	,281	,249	,327	,319	,349	,316
Moyprem	,301	,288	,308	,278	,340	,332	,370	,338
Moypeda	,243	,229	,254	,220	,260	,250	,274	,235
Moyfon	,294	,281	,299	,268	,378	,366	,393	,361
Moysta	,029	,022	,058	,008	,029	,022	,054	,005
Moylab	,167	,157	,180	,144	,170	,154	,185	,142
Critères	Modèle 3				Modèle 4			
	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.
Moyuniv	,198	,188	,221	,187	,266	,252	,281	,243
Moyprem	,230	,221	,261	,228	,287	,274	,319	,284
Moypeda	,171	,160	,189	,151	,182	,182	,207	,1624
Moyfon	,206	,196	,263	,230	,298	,298	,345	,311
Moysta	,034	,027	,054	,004	,032	,032	,057	,002
Moylab	,254	,244	,174	,137	,151	,151	,171	,128
Critères	Modèle 5				Modèle 6			
	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.
Moyuniv	,209	,194	,228	,176	,286	,272	,309	,263
Moyprem	,226	,211	,255	,206	,314	,314	,326	,281
Moypeda	,136	,124	,183	,126	,173	,173	,214	,159
Moyfon	,283	,265	,305	,259	,351	,351	,380	,339
Moysta	,040	,033	,077	,002	,028	,028	,054	,000
Moylab	,132	,158	,208	,063	,133	,133	,162	,105

Tableau 25

Coefficients de détermination ( $R^2$  et  $R^2$  ajusté) des six modèles de régression multiple des regroupements de cours du programme de baccalauréat en administration

Critères	Modèle 1				Modèle 2			
	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.
Moyuniv	,347	,342	,359	,347	,389	,386	,395	,383
Moyprem	,331	,328	,334	,322	,357	,354	,356	,344
Moyfon	,288	,284	,292	,279	,309	,305	,316	,302
Moyfonc	,309	,305	,322	,310	,344	,341	,353	,339
Moyquan	,200	,198	,211	,196	,227	,225	,230	,214
Critères	Modèle 3				Modèle 4			
	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.
Moyuniv	,229	,223	,237	,223	,275	,269	,279	,264
Moyprem	,249	,243	,255	,241	,271	,265	,274	,258
Moyfon	,254	,248	,257	,243	,282	,276	,287	,272
Moyfonc	,232	,226	,234	,220	,260	,254	,263	,248
Moyquan	,117	,112	,131	,115	,137	,130	,142	,124
Critères	Modèle 5				Modèle 6			
	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.
Moyuniv	,421	,413	,435	,410	,435	,429	,453	,428
Moyprem	,398	,392	,420	,395	,408	,402	,430	,405
Moyfon	,311	,303	,394	,294	329	,324	,341	,312
Moyfonc	,412	,406	,430	,405	,417	,409	,432	,407
Moyquan	,315	,308	,333	,303	,341	,334	,359	,330

Tableau 26

Coefficients de détermination ( $R^2$  et  $R^2$  ajusté) des six modèles de régression multiple des regroupements de cours du programme de baccalauréat en psychologie

Critères	Modèle 1				Modèle 2			
	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.
Moyuniv	,282	,277	,288	,277	,342	,336	,346	,333
Moyprem	,371	,367	,372	,362	,446	,442	,451	,440
Moyfon	,336	,331	,338	,327	,409	,405	,413	,402
Moyint	,254	,247	,261	,249	,295	,288	,305	,291
Moyrec	,248	,244	,264	,251	,300	,291	,302	,288
Critères	Modèle 3				Modèle 4			
	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.
Moyuniv	,212	,206	,219	,206	,265	,260	,271	,256
Moyprem	,260	,255	,265	,253	,321	,316	,324	,311
Moyfon	,225	,220	,238	,225	,293	,290	,305	,292
Moyint	,207	,201	,213	,200	,241	,235	,250	,235
Moyrec	,204	,198	,215	,202	241	,233	,247	,231
Critères	Modèle 5				Modèle 6			
	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.	$R^2$ tot.	$R^2$ tot.aj.	$R^2$ glo.	$R^2$ glo.aj.
Moyuniv	,299	,291	,308	,283	,352	,345	,360	,338
Moyprem	,408	,401	,423	,402	,474	,468	,484	,466
Moyfon	,367	,361	,374	,352	,424	,416	,421	,401
Moyint	,263	,254	,276	,250	,312	,306	,327	,303
Moyrec	,265	,258	,280	,254	,291	,285	,308	,283

## ANNEXE I

Analyse discriminante du statut de l'étudiant à l'université et de la variable "Dipnon" en fonction des 6 modèles et pour les trois Programmes

### Explication pour la lecture et l'interprétation des statistiques relatives à l'analyse discriminante

Les tableaux 27 à 32 donnent un sommaire du classement des étudiants selon les statuts et la variable "Dipnon", pour les trois programmes. Tout d'abord, dans la colonne "Taux d'erreur", nous obtenons les pourcentages de bonnes et de mauvaises classifications. Par exemple, au modèle 5 du tableau 27, sur 15 étudiants actifs, un seul a été classé comme "actif" et 14 comme étant diplômés, pour un taux d'erreur de 14 / 15 ou 93,3%. Ensuite, sur 124 étudiants diplômés, la totalité a été classée "diplômés" pour un pourcentage d'erreur nul. Finalement, parmi les 22 étudiants "inactifs", seulement un a été classé comme "inactif", 20 étudiants comme étant "diplômés" et un étudiant comme étant "actif", pour un pourcentage d'erreur de 21 / 22 ou 95,5%. Ainsi, pour connaître le taux d'erreur total, il suffit de prendre les étudiants mal classés par rapport à l'ensemble des étudiants du modèle.

Pour chaque modèle, nous ajoutons une ligne, marquée "Prédiction", dans laquelle nous indiquons la *spécificité* du classement opéré par la fonction discriminante. Sous chaque statut *prédit*, le nombre inscrit exprime la proportion de cas qui sont prédits dans la catégorie et qui y appartiennent réellement. Par exemple, le modèle 5 au tableau 27 prédit (ou classe) deux étudiants dans le statut "Actif", alors qu'un seul des deux en relève vraiment: la *proportion spécifique* de bons classements pour ce statut est alors  $1 / 2 = 0,500$ , tel qu'indiqué. Les proportions de bons classements spécifiques dans "Diplômé" et dans "Inactif" sont respectivement 0,785 (124 / 158) et 1,000 (1 / 1).

La quantité SP apparaissant au bout de la ligne "Prédiction", sous forme "SP = ...", est un indice global de la qualité de classement par la fonction discriminante. Cette quantité varie de 0 à 1, "0" indiquant un classement comme au hasard, et "1" signifiant que la fonction discriminante prédit le statut approprié pour chaque étudiant. L'indice SP est essentiellement un coefficient de corrélation  $\varphi$  (Phi); s'il y a plus de deux catégories, il est calculé par sous-tableau 2 x 2 puis on en fait la moyenne pondérée selon la proportion *prédite* de cas dans chaque catégorie. Pour le modèle 1 au tableau 28, la corrélation entre Statut prédit et Statut réel s'exprime dans les données {a=67, b=19, c=34 et d=47} et produit l'indice SP ou  $\varphi$  selon:

$$\begin{aligned} \text{SP} = \varphi &= \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}} \\ &= 0,367. \end{aligned}$$

Revenant au modèle 5 du tableau 27, nous constituons trois tableaux 2 x 2, soit {1, 14, 1, 145} pour "Actif", {124, 0, 34, 3} pour "Diplômé" et {1, 21, 0, 139} pour "Inactif", les valeurs  $\varphi$  correspondantes étant 0,157, 0,252, 0,199. L'indice global<sup>12</sup> est alors égal à  $(2 \times 0,157 + 158 \times 0,252 + 1 \times 0,199) / 161 \approx 0,251$ .

---

<sup>12</sup> L'indice global peut être calculé afin de valoriser les statuts critiques tels que "Inactif" ou "Actif", ce en leur affectant des poids préférentiels ou encore en réduisant l'importance relative du statut neutre "Diplômé". En appliquant par exemple une pondération par la racine carrée du nombre de cas prédits, l'indice SP du modèle 5, tableau 27, devient 0,239.

Tableau 27

Analyse discriminante du statut de l'étudiant à l'université en fonction des 6 modèles  
(Programme EAP)

Modèle	Statut réel	Statut prédit			Taux d'erreur
		A (n=15)	D (n=124-127)	I (n=22)	
1	Actif	0	15	0	1,000
	Diplômé	0	130	0	0,000
	Inactif	0	22	0	1,000
	Prédiction	-	0,778	-	0,222 (-)
2	Actif	0	15	0	1,000
	Diplômé	0	127	0	0,000
	Inactif	0	20	2	0,909
	Prédiction	-	0,784	1,000	0,213 (SP = 0,207)
3	Actif	0	15	0	1,000
	Diplômé	0	130	0	0,000
	Inactif	1	21	0	1,000
	Prédiction	0	0,783	-	0,222 (SP = 0,114)
4	Actif	0	15	0	1,000
	Diplômé	0	126	1	0,008
	Inactif	0	21	1	0,955
	Prédiction	-	0,778	0,500	0,226 (SP = 0,074)
5	Actif	1	14	0	0,933
	Diplômé	0	124	0	0,000
	Inactif	1	20	1	0,955
	Prédiction	0,500	0,785	1,000	0,217 (SP = 0,251)
6	Actif	1	14	0	0,933
	Diplômé	0	123	1	0,008
	Inactif	0	20	2	0,901
	Prédiction	1,000	0,737	0,666	0,217 (SP = 0,198)

Tableau 28

Analyse discriminante de la variable "Dipnon" en fonction des 6 modèles  
(Programme EAP)

Dipnon réel	Dipnon prédit		Taux d'erreur
	Non D (n=85-86)	D (n=76-81)	
Modèle 1			
Non diplômé	67	19	0,221
Diplômé	34	47	0,421
			0,317
Prédiction	0,663	0,712	(SP = 0,367)
Modèle 2			
Non diplômé	69	17	0,198
Diplômé	37	41	0,474
			0,329
Prédiction	0,651	0,707	(SP = 0,343)
Modèle 3			
Non diplômé	64	22	0,256
Diplômé	37	44	0,457
			0,353
Prédiction	0,634	0,667	(SP = 0,294)
Modèle 4			
Non diplômé	65	21	0,244
Diplômé	36	42	0,462
			0,348
Prédiction	0,644	0,667	(SP = 0,302)
Modèle 5			
Non diplômé	60	25	0,294
Diplômé	34	42	0,447
			0,367
Prédiction	0,638	0,627	(SP = 0,262)
Modèle 6			
Non diplômé	63	22	0,259
Diplômé	32	44	0,421
			0,335
Prédiction	0,663	0,667	(SP = 0,325)

Tableau 29

Analyse discriminante du statut de l'étudiant à l'université en fonction des 6 modèles  
(Programme ADM)

Modèle	Statut réel	Statut prédit			Taux d'erreur
		A (n=30-38)	D (n=228-316)	I (n=28-38)	
1	Actif	0	38	0	1,000
	Diplômé	0	313	3	0,009
	Inactif	0	36	2	0,947
	Prédiction	-	0,809	0,500	0,196 (SP = 0,060)
2	Actif	0	38	0	1,000
	Diplômé	0	312	2	0,006
	Inactif	0	36	2	0,947
	Prédiction	-	0,808	0,500	0,195 (SP = 0,079)
3	Actif	0	38	0	1,000
	Diplômé	0	314	2	0,006
	Inactif	0	36	2	0,947
	Prédiction	-	0,809	0,500	0,194 (SP = 0,079)
4	Actif	0	38	0	1,000
	Diplômé	1	311	2	0,010
	Inactif	0	36	2	0,947
	Prédiction	0	0,808	0,500	0,197 (SP = 0,060)
5	Actif	1	29	0	0,967
	Diplômé	2	224	2	0,018
	Inactif	0	24	4	0,857
	Prédiction	0,333	0,809	0,667	0,199 (SP = 0,160)
6	Actif	1	29	0	0,967
	Diplômé	4	222	2	0,026
	Inactif	0	24	4	0,857
	Prédiction	0,200	0,807	0,667	0,206 (SP = 0,127)

Tableau 30

Analyse discriminante de la variable "Dipnon" en fonction des 6 modèles  
(Programme ADM)

Dipnon réel	Dipnon prédit		Taux d'erreur
	Non D (n=124-160)	D (n = 162-232)	
Modèle 1			
Non diplômé	71	89	0,556
Diplômé	51	181	0,220
			0,357
Prédiction	0,582	0,670	(SP = 0,238)
Modèle 2			
Non diplômé	75	85	0,531
Diplômé	52	178	0,226
			0,351
Prédiction	0,591	0,677	(SP = 0,255)
Modèle 3			
Non diplômé	67	93	0,581
Diplômé	44	188	0,190
			0,350
Prédiction	0,604	0,669	(SP = 0,250)
Modèle 4			
Non diplômé	74	86	0,538
Diplômé	53	177	0,230
			0,356
Prédiction	0,583	0,673	(SP = 0,244)
Modèle 5			
Non diplômé	68	56	0,452
Diplômé	41	121	0,253
			0,339
Prédiction	0,624	0,684	(SP = 0,301)
Modèle 6			
Non diplômé	68	56	0,452
Diplômé	40	122	0,247
			0,336
Prédiction	0,630	0,685	(SP = 0,308)

Tableau 31  
Analyse discriminante du statut de l'étudiant à l'université en fonction des 6 modèles  
(Programme PSY)

Modèle	Statut réel	Statut prédit			Taux d'erreur
		A (n=36-40)	D (n=277-339)	I (n=44-50)	
1	Actif	1	38	1	0,975
	Diplômé	0	333	6	0,018
	Inactif	0	44	6	0,880
	Prédiction	1,000	0,802	0,462	0,208 (SP = 0,164)
2	Actif	1	37	1	0,974
	Diplômé	1	325	6	0,021
	Inactif	0	43	4	0,915
	Prédiction	0,5000	0,802	0,364	0,211 (SP = 0,114)
3	Actif	2	37	1	0,950
	Diplômé	0	333	6	0,018
	Inactif	0	45	5	0,900
	Prédiction	1,000	0,802	0,417	0,208 (SP = 0,163)
4	Actif	2	36	1	0,949
	Diplômé	1	325	6	0,021
	Inactif	0	43	4	0,915
	Prédiction	0,667	0,804	0,364	0,208 (SP = 0,136)
5	Actif	4	32	0	0,889
	Diplômé	1	272	5	0,022
	Inactif	0	42	2	0,954
	Prédiction	0,800	0,786	0,286	0,224 (SP = 0,125)
6	Actif	2	34	0	0,944
	Diplômé	2	269	6	0,029
	Inactif	1	41	2	0,955
	Prédiction	0,400	0,782	0,250	0,235 (SP = 0,075)

Tableau 32

Analyse discriminante de la variable "Dipnon" en fonction des 6 modèles  
(Programme PSY)

Dipnon prédit			
Dipnon réel	Non D (n=100-115)	D (n=257-314)	Taux d'erreur
Modèle 1			
Non diplômé	13	102	0,887
Diplômé	10	304	0,032
			0,261
Prédiction	0,565	0,749	(SP = 0,160)
Modèle 2			
Non diplômé	13	97	0,882
Diplômé	8	300	0,026
			0,251
Prédiction	0,619	0,756	(SP = 0,186)
Modèle 3			
Non diplômé	13	102	0,887
Diplômé	9	305	0,028
			0,259
Prédiction	0,591	0,749	(SP = 0,169)
Modèle 4			
Non diplômé	14	96	0,872
Diplômé	8	300	0,026
			0,249
Prédiction	0,636	0,758	(SP = 0,200)
Modèle 5			
Non diplômé	11	89	0,890
Diplômé	10	248	0,039
			0,277
Prédiction	0,524	0,736	(SP = 0,136)
Modèle 6			
Non diplômé	13	87	0,870
Diplômé	10	247	0,039
			0,271
Prédiction	0,565	0,740	(SP = 0,167)

## ANNEXE J

Erreurs-types d'estimation pour la moyenne cumulative universitaire et la moyenne de la première année en fonction des 6 modèles et pour les trois programmes

Tableau 33

Erreurs-types d'estimation pour la moyenne cumulative universitaire et la moyenne de la première année en fonction des 6 modèles et pour les trois programmes

MOYUNIV			
Modèle	EAP ( $s_y = 0,54$ )	ADM ( $s_y = 0,47$ )	PSY ( $s_y = 0,48$ )
1	0,46	0,38	0,41
2	0,44	0,37	0,40
3	0,48	0,41	0,43
4	0,47	0,40	0,42
5	0,45	0,36	0,43
6	0,44	0,36	0,42
MOYPREM			
Modèle	EAP ( $s_y = 0,64$ )	ADM ( $s_y = 0,67$ )	PSY ( $s_y = 0,60$ )
1	0,51	0,55	0,51
2	0,48	0,54	0,49
3	0,55	0,58	0,53
4	0,53	0,57	0,51
5	0,50	0,52	0,53
6	0,47	0,52	0,50