

**Performance dans un Programme
Universitaire et Origine Scolaire :
Effet d'Aptitude & Effet et de Spécialisation**

Mohamed TOUATI-TLIBA¹

Abstract :

À travers l'étude de la performance globale et par matière des étudiants d'origines scolaires variées, dans un programme universitaire de sciences commerciales, on s'intéresse dans cet article à l'explication de la relation qui existe entre la performance à l'université et l'origine scolaire. On croit pouvoir distinguer deux facteurs, le premier est l'aptitude générale qui implique plutôt une explication par la théorie du filtre, alors que le second est le facteur de spécialisation (avant les études supérieures) qui implique une explication par la théorie de la fonction de production éducative. Nos estimations, menées sur cinq cohortes, montrent que les deux facteurs sont présents avec influence tantôt dans la même direction et tantôt dans deux directions opposées. Les deux théories du filtre et de la fonction de production éducative semblent être plutôt complémentaires que contradictoires.

Mots clés : *Performance, origine scolaire, théorie du filtre, fonction de production éducative, effet d'aptitude, effet de spécialisation, Modèle logit, dominance stochastique.*

Introduction:

On s'intéresse dans cet article à l'explication de la relation qui existe entre la performance universitaire et l'origine scolaire. Aussi, la performance globale ainsi que modulaire des étudiants dans un programme de première année universitaire de sciences commerciales est analysée. L'intérêt de l'étude de la performance modulaire réside, tout d'abord, dans le fait que l'université algérienne est appelée, dans le contexte des récentes réformes, à gérer le nouveau passage au système LMD qui implique, entre autre, le changement du système annuel compensatoire actuel par un système semestriel modulaire. La deuxième motivation réside justement dans le désir de pouvoir distinguer entre deux explications plausibles de l'influence de l'origine scolaire sur la réussite à l'université.

La spécificité de la filière des Science Commerciales et de Gestion (SCG) est due au fait que cette dernière est au carrefour des filières universitaires classiques ce qui implique une diversité de

¹Enseignant chercheur à l'Ecole Supérieure de Commerce d'Alger. Ce travail a été réalisé par l'auteur dans le cadre d'un projet de recherche intitulé "*Economie de l'enseignement supérieure : Performance et persévérance individuelle dans un programme universitaire.*" au sein de l'équipe "*Capital humain, Economie de l'éducation et Marché du travail*" du laboratoire « *Etudes pratiques en sciences commerciales et sciences de gestion* ».

matières enseignées et donc, à priori, des capacités pré requises bien diversifiées. De même, les étudiants inscrits dans cette filière sont, souvent, d'origines scolaires variées.

Plusieurs chercheurs ont traité le problème de la performance globale dans un programme de premier cycle universitaire. Il semble que les variables pédagogiques, surtout l'origine scolaire (série du baccalauréat), jouent un rôle clé dans l'explication de cette performance (Dagenais & Dagenais (1988), Krupa (1988), Ferroukhi (1989) et Halfaoui & Touati-Tliba (2004)). Bien que la question de la performance modulaire a une implication sur la politique et la gestion éducatives (orientation universitaire, enseignements de mise à niveau, design des programmes, etc...), peu de chercheurs ont essayé d'identifier les matières de blocage pour les étudiants détenteurs de différentes séries de baccalauréat surtout dans les programmes où il y'a une diversité d'origines scolaires et/ou de matières enseignées.

Dagenais et Dagenais (1988) traitent simultanément les phénomènes de performance et persévérance à la fin de la première année et à la fin du cycle dans un programme d'administration des affaires au Canada. Pour l'équation de la performance en première année, les variables regroupant les capacités de l'étudiant (résultats scolaires antérieurs et résultats aux tests d'admission), le profil de formation (origine scolaire scientifique ou non) et le niveau du collège de provenance ont des coefficients positifs et statistiquement significatifs.

Krupa (1988) étudie le problème des réussites et des échecs tout au long d'un cursus dans une université française. Les résultats de la première année, dans les trois filières étudiées (Droit, Economie et Administration économique et sociale), montrent que l'influence des variables "profession du père" (C.S.P) et "sexe" est faible ou absente. Quant à l'âge et l'origine scolaire de l'étudiant, ils sont très significatifs dans les trois filières. En effet, les plus jeune et les bacheliers scientifiques (séries C et D) réussissent mieux dans les trois filières étudiées.

Ferroukhi (1989) analyse, pour une cohorte, le comportement des bacheliers en première année. Bien que la filière technologie (université de Blida) n'offre ni une diversité d'origines scolaires (les étudiants sont, essentiellement, soit d'origine scientifique soit mathématique) ni une diversité de matières enseignées, l'auteur se distingue par l'étude de la performance modulaire. En effet, en plus de l'analyse du comportement global de l'étudiant en première année

(succès ou échec), il propose trois modèles différents pour expliquer le comportement des nouveaux bacheliers vis à vis de chacune des trois matières enseignées (mathématiques, physique et chimie). Pour le modèle de la performance globale, uniquement la série du baccalauréat est retenue comme variable explicative à un seuil inférieur à 5 %. Quant à la performance dans chaque module, elle est expliquée, encore une fois, par l'origine scolaire en plus de la note de physique au baccalauréat.

Halfaoui et Touati-Tliba (2004) analysent le cheminement global des étudiants dans un programme de premier cycle universitaire en dégagant les caractéristiques individuelles des étudiants susceptibles d'influencer les probabilités de performance et de persévérance. Les estimations menées sur deux cohortes d'étudiants de l'ESC d'Alger confirment l'importance des variables pédagogiques (performance antérieure et origine scolaire). En effet, les bacheliers d'origine mathématique et scientifique (M et S) réussissent mieux, alors que les détenteurs de baccalauréat de série Gestion (G) ont une meilleure performance que les comptables (C) et enfin les littéraires (L), quant à eux, enregistrent les plus faibles résultats.

Ce résultat récurrent dans la plupart des études sur la réussite à l'université, qui confirme une relation très significative entre l'origine scolaire et la performance universitaire mérite une investigation plus approfondie. Pourquoi y'a il une hiérarchie dans la performance universitaire des étudiants selon l'origine scolaire? Cette hiérarchie est-elle valable pour toutes les matières (ou les disciplines) et pour tous les niveaux universitaire?

Deux idées usuelles sont, souvent, avancées pour expliquer ce phénomène. La première considère que l'origine scolaire est susceptible d'influencer la performance universitaire car le lycée offre à l'élève un début de spécialisation et le prépare, justement, pour suivre telle ou telle discipline à l'université. Lorsque l'étudiant est bien orienté et est inscrit dans la filière pour laquelle il a été bien préparé il réussit. La deuxième idée, quant à elle, explique que la série du baccalauréat peut être considérée comme une variable "proxy" mesurant les capacités initiales voire innées. Il est connu que les étudiants les plus capables optent déjà à l'entrée du lycée pour les séries scientifiques². Dans le premier cas, nous avons un facteur de

² La début de spécialisation au secondaire est hérité du système éducatif français qui connaît lui-même un écart important entre les performances des origines scientifique

spécialisation alors que dans le second nous sommes en présence d'un facteur d'aptitude. Cependant, y a-t-il des fondements théoriques pour ces explications?

En effet, il existe deux cadres théoriques alternatifs pour les études empiriques sur la performance scolaire. Premièrement, la théorie de la fonction de production éducative (Ben Porath (1967), Bowles (1970), Hanushek (1979),...) assimile l'institution éducative à une unité de production qui produit des individus qualifiés avec une certaine valeur ajoutée (un ensemble de connaissances additionnelles et de qualifications supplémentaires). La théorie du filtre (Arrow (1973), Spence (1973) et Stiglitz (1975) considère, quant à elle, que l'output de l'éducation se résume essentiellement à fournir l'information relative aux aptitudes individuelles. Dans ce dernier cas, l'institution éducative sert simplement à identifier les individus capables. Malheureusement, la distinction empirique parfaite entre les deux modèles de la fonction de production éducative et du filtre n'est pas facile (voir Layard & Psacharopoulos (1974), Blaug (1976) et Hanushek (1979).

Il convient de noter que l'effet de spécialisation, cité ci-dessus, pourrait trouver son cadre théorique plutôt, dans la théorie de la fonction de production éducative, alors que l'effet d'aptitude coïncide plus avec la théorie du filtre.

Pour distinguer les deux effets et apprécier leurs intensités nous analysons, dans ce travail, les comportements des nouveaux bacheliers vis à vis de chacune des matières enseignées dans un programme universitaire de sciences commerciales. En présence d'un effet d'aptitude pure, on s'attend à ce que la hiérarchie dans la performance universitaire selon l'origine scolaire respecte les résultats du "filtre initial" à l'entrée du lycée. En moyenne, on s'attend, donc, à ce que les bacheliers d'origine scolaire scientifique et mathématique soient dominants de la même manière et dans tous les modules, alors que les étudiants d'origine littéraires et comptables soient les moins performants partout. De même, lorsque l'effet de spécialisation est déterminant, chaque groupe de bacheliers est, en moyenne, performant dans la matière (ou le groupe de matières) de sa spécialité. Par exemple, dans les modules commerciaux de base (comptabilité,

et économique à l'université, voir Krupa (1988). Il semble que, même en France, les classes économiques au lycée n'arrivent pas à attirer les élèves les plus brillants. Ainsi les grandes écoles commerciales françaises recrutent essentiellement des étudiants d'origines scientifique et mathématique.

management, marketing), on s'attend à observer deux groupes de performance: les bacheliers des séries C et G d'un coté et les bacheliers des séries (L, M, S et T) de l'autre. De même, on s'attend à une performance meilleure des littéraires en Anglais. Dans les modules de techniques quantitatives (mathématiques, statistique), par contre, l'ordre de performance attendu est nettement en faveur des bacheliers d'origine scolaire mathématique et scientifique respectivement.

Il se peut que les deux effets (aptitude et spécialisation) soient présents avec un impact de même direction dans un cas et de directions opposées dans un autre. Toutefois, on ne peut observer que la résultante des deux effets. C'est là où pourrait résider, à notre avis, un élément des difficultés rencontrées lors des tentatives de distinguer un modèle du filtre d'un modèle standard de la fonction de production.

L'objectif de ce travail est, donc, une tentative d'expliquer la relation qui existe entre la performance universitaire et l'origine scolaire. En particulier, à travers l'étude de la performance globale et par matière des bacheliers d'origines scolaires variées, on croit pouvoir distinguer deux facteurs. Le premier est l'aptitude générale qui implique une explication plutôt par la théorie du filtre. Le second, est le facteur de spécialisation (avant les études supérieures) ce qui induit à une explication par la théorie de la fonction de production éducative.

Analyse descriptive des données statistiques :

Cette étude porte sur le suivi de cinq cohortes d'étudiants inscrits durant les années universitaires de 1999/2000 à 2003/2004. Contrairement à Halfaoui & Touati-Tliba (2004), tous les étudiants inscrits en première année (même les absents aux examens finaux) font partie de l'échantillon. Pour chaque étudiant, on observe des caractéristiques pédagogiques à l'entrée du système notamment la moyenne et la série du baccalauréat ainsi que des caractéristiques non pédagogiques telles que l'âge, le sexe et le lieu de résidence. On observe, également, les résultats des examens des sessions ordinaires de juin et de rattrapage en septembre de la première année dans chaque matière enseignée.

Les étudiants des cinq cohortes étudiées sont de taille totale de 1823 dont 81 absents aux examens finaux. On note, tout d'abord, que

le mode d'orientation³ des nouveaux bacheliers pendant les cinq années concernées n'était pas stable. En effet, les bacheliers des trois premières cohortes (2000, 2001 et 2002) ont été acceptés, essentiellement, sur la base de la moyenne générale du baccalauréat (MGB), alors que les étudiants des autres cohortes ont été admis à s'inscrire sur la base d'une moyenne de MGB et la note de mathématiques.

En plus, contrairement aux autres cohortes, la cohorte 2000 ne comprend pas d'étudiants hors quota (transferts) car tous les étudiants, même les anciens bacheliers, ont été inscrits par voie de concours sur titre organisé par l'ESC.

Les tableaux suivants indiquent quelques éléments de statistiques descriptives par cohorte et par série de baccalauréat. On constate que les séries S et G sont les plus fréquentes avec des parts respectives de 37,2% et de 28,6%. Les bacheliers d'origine mathématiques (M) et technologique (T), quant à eux, sont moins nombreux, et représentent 4,6% et 2,9% respectivement. De plus, la composition des différentes cohortes change d'une année à une autre, par exemple les bacheliers des séries C et L représentent plus 45% de l'effectif de la cohorte 2002 alors que cette part n'est que de 14,6% pour la cohorte 2003. (voir tableau 1)

Tableau 1

Serbac	Coh 00	Coh01	Coh02	Coh03	Coh04	Total
C	39	17	108	34	28	226
	14,9%	5,6%	24,0%	7,6%	7,8%	12,4%
G	100	88	60	141	132	521
	38,3%	28,9%	13,3%	31,6%	36,6%	28,6%
L	10	78	98	31	44	261
	3,8%	25,6%	21,8%	7,0%	12,2%	14,3%
M	29	12	23	2	18	84
	11,1%	3,9%	5,1%	,4%	5,0%	4,6%
S	72	107	136	226	138	679
	27,6%	35,1%	30,2%	50,7%	38,2%	37,2%
T	11	3	25	12	1	52
	4,2%	1,0%	5,6%	2,7%	,3%	2,9%
Total	261	305	450	446	361	1823

³ Depuis la parution de la fiche de vœux au début des années 90's, le mode de sélection des étudiants demeure largement centralisé, non stable dans le temps et souvent non respecté.

Le tableau suivant présente quelques résumés statistiques selon l'origine scolaire (Voir tableau 2). On constate qu'en moyenne les bacheliers C et L sont plus âgés alors que les bacheliers G sont plutôt des garçons qui habitent hors Alger et enfin les littéraires ont les moyennes de baccalauréat les moins élevées à l'opposé des comptables. Ces derniers résultats montrent que la lecture des statistiques sur la performance des étudiants selon leurs séries du baccalauréat (Voir le paragraphe suivant) doit être effectuée avec soin car ces statistiques n'expriment que l'effet brut de l'origine scolaire.

Tableau 2

Priorité Bac	Effectif	Moyenne d'âge	% sexe masculin	% Wilaya d'Alger	% Mention bac.passable
1(G)	521	19,85	70	34	21
2(S,M,T)	815	19,67	57	56	38
3(L)	261	20,10	51	29	31
4(C)	226	20,05	62	36	7,52
Total	1823	19,83	60	43	29

Pour ce qui est de la performance des étudiants, on ne considère que les résultats des sessions ordinaires de juin. Ce choix est motivé, entre autre, par le fait que pour une cohorte donnée, les instruments de mesure de la performance sont les mêmes. De plus, en session ordinaire, la politique de l'institution ne permet pas le rachat qui prend, en session de rattrapage en septembre, des formes multiples difficile à suivre et à cerner. Les matières enseignées sont présentées dans le tableau suivant avec leurs coefficients entre parenthèses.

Comp (4)	Inf (2)	Econ SC(1)	Mkt SC(1)	Mgt SC(1)	An Math TQ(3)	Alg Lin TQ(2)	Stat TQ(2)	Droit SC(1)	Anglais (1)
-------------	------------	---------------	--------------	--------------	------------------	------------------	---------------	----------------	----------------

Ces matières sont, en partie, regroupées en groupes homogènes comme le suggère l'analyse en composantes principales résumée dans le tableau ci-dessous. En effet, on peut constater la similitude des matières "Analyse mathématique", "Algèbre linéaire" et "Statistique" regroupées en une dimension appelée Technique Quantitative (TQ). De même, les matières "Droit", "Economie", "Marketing" et "Management" représentent une deuxième dimension appelée Sciences Commerciales (SC):

	Composante	Composante
Matière	1	2
Comp	,756	-9,393E-02
Droit (SC)	,735	,127
Econ (SC)	,797	8,543E-02
Mkt (SC)	,738	,243
Ang	,468	,755
Mgt (SC)	,787	,128
Ana Math (TQ)	,815	-,274
Stat (TQ)	,847	-,212
Alg Lin (TQ)	,828	-,275
Inf	,697	-,134

Les taux de réussite en session ordinaire de juin sont indiqués globalement, par matière ou par groupes de matières dans le tableau suivant. On peut constater que, pour le système annuel compensatoire actuel, le taux de réussite en juin est de l'ordre de 41%. Par contre, pour un système strictement modulaire, le taux de réussite calculé dans l'ensemble des matières ne pourrait pas dépasser 14%.

Taux de réussite par groupe de modules

	N	Admis	%
COMP	1742	866	50
ANG	1742	874	50
T.Q.	1742	655	38
S.C.	1742	658	38
JUIN	1742	709	41
RAT	1823	1029	56
Total	1823		100

Les moyennes des notes des étudiants selon l'origine scolaire, pour les différentes matières (ou groupes de matières), sont présentées dans le tableau 3.

Bien qu'on ne peut, à cette étape de l'analyse descriptive, dégager que l'effet brut de l'origine scolaire sur la performance, on remarque, tout de suite, la performance équilibrée des scientifiques ce qui suggère la présence d'un effet d'aptitude générale dominant. On croit, également, détecter un effet de spécialisation dans la performance des bacheliers G et C en comptabilité ainsi que dans l'amélioration de la position des littéraires en anglais par rapport à leur performance globale. Pour les bacheliers M, S et T, il semble que les deux effets sont présents avec

un impact de même direction dans le cas de TQ et de directions opposées dans le cas des sciences commerciales et de comptabilité. On constate que la résultante est plutôt dans la direction de l'aptitude pour le premier cas et pour la spécialisation dans le dernier cas.

Tableau 3

PriorBac		Comp	Sc Com	TQ	Anglais	MOYJ
1(G)	Moy	10,48	9,36	8,55	9,36	9,34
	N	510	510	510	510	510
	Ec Type	3,03	2,34	2,72	2,79	2,17
2(S,M,T)	Moy	9,62	9,48	10,44	11,06	10,05
	N	774	775	774	775	775
	Ec Type	3,15	2,46	3,14	3,10	2,42
3(L)	Moy	6,41	7,30	5,03	9,88	6,43
	N	237	237	235	237	237
	Ec Type	3,01	2,86	2,26	2,74	2,30
4(C)	Moy	10,20	7,87	6,49	9,00	8,06
	N	220	220	220	220	220
	Ec Type	3,11	2,39	2,50	2,37	2,08
Total	Moy	9,51	8,94	8,65	10,14	9,10
	N	1741	1742	1739	1742	1742
	Ec Type	3,35	2,61	3,44	3,00	2,60

Enfin, pour terminer cette section descriptive, on présente les résultats d'une cohorte unique pour pouvoir réduire la variabilité et rendre l'instrument de mesure (de la performance) le même. La cohorte 2000 est de taille de 261 étudiants inscrits par voie de concours sur titre organisé par l'ESC.

les tableaux suivants présentent respectivement la performance globale et modulaire selon l'origine scolaire.

Performance de la cohorte 99/00 en tronc commun

Série Bac	Effectif (Men Ab&B)	Admis juin 1A	Admis 1A(%)	Admis 2A(%)	Exclus 1A (%)
M	29 (9)	23	27(93%)	22(76%)	0(0%)
S	72 (72)	56	64(89%)	54(75%)	1(1%)
G	100(100)	41	62(62%)	51(51%)	7(7%)
C	39 (27)	10	21(54%)	19(48%)	5(13%)
L	10 (4)	0	2(20%)	1(10%)	4(40%)
T	11 (2)	6	7(64%)	7(64%)	1(9%)
Total	261 (214)	136	47(70%)	154(59%)	18(7%)

Performance de la cohorte 99/00 en 1^{ère} année (% des étudiants admis par module)

SerBac	Eff.	Comp (4)	Info (2)	Econ SC(1)	Mark SC(1)	Manag SC(1)	AnMath TQ(3)	AlgLin TQ(2)	Stat TQ(2)	Droit SC(1)	Anglais (1)
M	29	45%	79%	79%	69%	38%	90%	93%	86%	52%	59%
S	72	40%	89%	76%	82%	60%	87%	85%	80%	57%	74%
G	100	37%	58%	74%	71%	43%	39%	42%	43%	46%	47%
C	39	46%	49%	72%	77%	36%	23%	26%	43%	28%	38%
L	10	10%	30%	70%	50%	50%	10%	10%	20%	40%	70%
T	11	36%	64%	73%	82%	45%	82%	82%	54%	18%	45%
Total	261	39%	67%	75%	74%	46%	56%	70%	58%	46%	55%

Le dernier tableau montre que sur dix modules enseignés, les taux de réussite maximaux par origine scolaire sont enregistrés par les bacheliers S (5 modules) et M (4 modules) avec des taux supérieurs à la moyenne dans 10 et 8 modules respectivement. Ainsi l'effet de l'aptitude s'énonce, de plus en plus déterminant, surtout chez les scientifiques. De même, l'effet de spécialisation se révèle chez les bacheliers M en Mathématiques et Statistiques, les bacheliers C en Comptabilité et d'un degré moindre chez les littéraires en Anglais.

Modélisation économétrique et interprétation des résultats :

Dans les sections suivantes nous allons présenter, à travers des modèles logit⁴, des estimations des probabilités individuelles d'abandonner les études avant la fin de la première année d'inscription pour l'ensemble des étudiants ainsi que des estimations des probabilités individuelles de réussite en session ordinaire (système annuel compensatoire) et par matière pour l'ensemble des étudiants présents aux examens finaux.

Les fantômes

Avant de mener une analyse de la performance globale et par matière, on constate, tout d'abord, que parmi les 1823 inscrits durant les cinq années de cette étude, on compte 81 absents aux examens finaux. Ces étudiants "fantômes" se sont inscrits au début de l'année mais ne se sont présentés à aucun examen de fin d'année. Avant d'exclure ces éléments de l'échantillon, les probabilités individuelles d'abandon ont été estimées, tout d'abord, à travers un modèle logit.

⁴ Il convient de noter à ce stade que nos estimations souffrent du biais de sélection qui devrait être pris en charge pour raffiner l'analyse d'avantage.

Nous constatons que ces "fantômes" sont, plus souvent, de sexe masculin, plus âgés que les autres bacheliers, habitent plutôt hors Alger et sont issues d'une origine scolaire classique (L, S et M). La fidélité des bacheliers C et G s'explique par le fait que ces derniers n'ont pas, en Algérie, d'autres possibilités beaucoup plus intéressantes que l'ESC. Alors que pour les scientifiques, par exemple, l'ESC est, souvent, un choix de second best après pharmacie et/ou médecine. Enfin, on constate, également, que la variable "moyenne du baccalauréat" n'est pas retenue dans le modèle ce qui montre que le phénomène de l'abandon, juste après la première inscription, ne peut pas être expliqué seulement par des facteurs d'insuffisance pédagogique. Les résultats détaillés sont résumés dans le tableau suivant.

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig
(AGE-19)	,4364	,0849	26,4069	1	,0000
DSEXM	,7885	,2954	7,1263	1	,0076
DWILALGER	-,9924	,2951	11,3106	1	,0008
DBACC	-1,1023	,4394	6,2921	1	,0121
DBACG	-1,2999	,3371	14,8707	1	,0001
Constant	-3,4357	,3091	123,5236	1	,0000

L'influence des variables individuelles autres que l'origine scolaire sur la réussite :

Pour déterminer l'effet net de l'origine scolaire sur la performance dans un programme universitaire et distinguer entre deux explications plausibles de cette relation, nous avons mené, pour l'ensemble des étudiants présents aux examens finaux, des estimations des probabilités individuelles de réussite en session ordinaire de première année ainsi que par matière en fonction des variables individuelles (voir les tableaux et les graphes de la section suivante). Pour ce qui est des variables extra pédagogiques, il semble que l'influence de l'âge (aged=age-19) est systématique pour toutes les matières. En effet, c'est les plus jeunes qui réussissent mieux. Ce résultat pourrait être expliqué par le fait que les plus âgés sont souvent des étudiants qui ont échoué dans leurs scolarités antérieures. Il pourrait également être expliqué par le comportement fréquent des bacheliers non satisfaits de son orientation universitaire qui consiste à refaire le baccalauréat afin d'améliorer sa chance de s'inscrire dans sa filière préférée. L'âge est donc une variable "proxy" des capacités

initiales. Quant au sexe de l'étudiant ($dsexm=1$ pour les hommes), l'impact de cette variable est maximale pour l'explication des résultats en langue étrangère (Anglais). Par contre, son influence est absente pour les cours de mathématiques, statistiques et comptabilité. Néanmoins, globalement les filles réussissent légèrement mieux. De même pour le lieu de résidence ($dwilalger=1$ pour les résidents de la wilaya d'Alger), son impact se manifeste seulement dans les modules commerciales et de langue.

Les variables dichotomiques ($dcoh00, dcoh01, dcoh02, dcoh03$ et $dcoh04$) sont introduites pour distinguer les cinq cohortes. Tout d'abord, cela nous permet de prendre en charge, dans la modélisation, l'instabilité des instruments de mesure de la performance initiale (résultats du baccalauréat) et de la performance universitaire (les examens des différentes années). Il peut y avoir, également, un effet de caractéristiques de camarades de classe sur la réussite individuelle. Enfin, on note l'impact déterminant des capacités initiales, mesurées par la moyenne du baccalauréat, sur les résultats de toutes les matières enseignées à l'exception de la langue anglaise. Bien que la variable ($moybac$) est manquante pour 6.4% des étudiants (17% pour la cohorte 2000/2001), son inclusion dans les modèles s'avère très utile. Ce problème de notes manquantes pour certains étudiants est traité simplement par l'introduction d'une variable dichotomique ($dmissb$) qui prend la valeur 1 lorsque "moybac" est manquante.

L'influence de l'origine scolaire : Effet d'aptitude vs effet de spécialisation :

Nous avons remarqué, à travers l'analyse descriptive des données, la performance équilibrée des scientifiques ce qui suggère la présence d'un effet d'aptitude générale dominant. Nous avons détecté, également, un effet de spécialisation dans la performance des bacheliers G et C en comptabilité ainsi que dans l'amélioration de la position des littéraires en anglais par rapport à leur performance globale. Cependant, l'analyse descriptive univariée ne permet de dégager que l'effet brut de l'origine scolaire sur la performance (voir Hanushek (1979) et Duru-Bellat & Mingat (1988)). Pour dégager l'effet net et confirmer les conclusions de l'analyse descriptive,

l'impact de l'origine scolaire doit être observé et estimé en présence des autres variables susceptibles d'influencer la performance⁵.

Les estimations des probabilités individuelles de réussite en session ordinaire de juin montrent un classement, par ordre de performance, plutôt en faveur de l'explication par le facteur d'aptitude. En effet, les bacheliers d'origine M, S et T sont les plus performants, alors que ceux d'origine C et L, dans cet ordre, éprouvent des difficultés. Le tableau suivant montre que, par rapport à la variable dichotomique témoin "dbacc" (représentant l'origine scolaire comptabilité), les variables "dbacg" (représentant l'origine scolaire Gestion) et "dbacmst"⁶ (regroupant les séries mathématique, scientifique et technologique) présentent des coefficients positifs et très significatifs contrairement à la variable "dbacl" (désignant la série lettres) qui montre un coefficient négatif et significatif à 3%. Pour la performance globale, on peut affirmer qu'il y'a une hiérarchie par ordre de performance entre les quatre origines MST, G, C et L dans cet ordre. Les deux tableaux qui suivent présentent, respectivement, les paramètres estimés d'un modèle logit ainsi que la table d'affectation du modèle.

Probabilité de réussite en juin

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig
AGED	-,4890	,0581	70,7334	1	,0000
DSEXM	-,2887	,1177	6,0167	1	,0142
DCOH00	,6710	,1686	15,8312	1	,0001
DCOH01	,4383	,1698	6,6653	1	,0098
DCOH03	,8801	,1419	38,4722	1	,0000
DBACL	-,7229	,3331	4,7111	1	,0300
DBACG	1,3571	,2161	39,4338	1	,0000
DBACMST	2,2775	,2187	108,4852	1	,0000
MOYBAC	,4416	,0747	34,9170	1	,0000
DMISSB	4,1717	,9499	19,2881	1	,0000
Constant	-7,2086	1,0179	50,1530	1	,0000

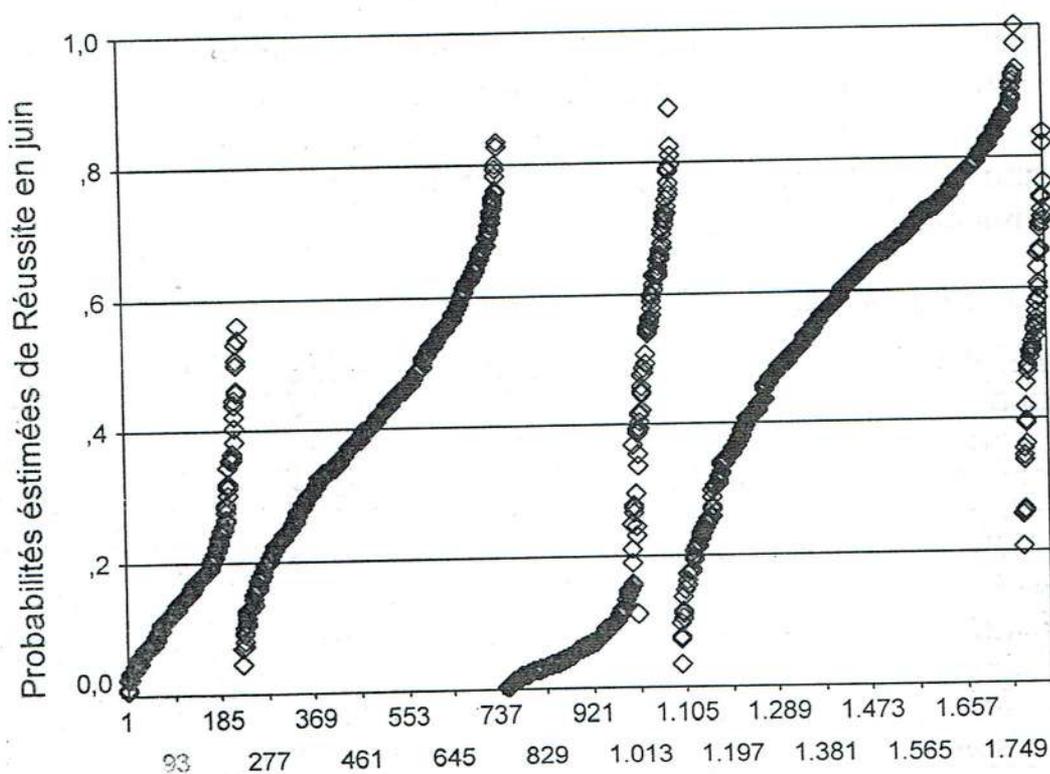
-2 Log Likelihood = 1865,2 $\chi^2(10)=489,1$ $\alpha_m \leq 10^{-4}$

⁵ Des importantes variables potentiellement explicatives ne sont pas incluses dans notre étude (Capacité et expérience individuelles, motivation, caractéristiques du milieu familial, caractéristiques du milieu socio-économique, etc...). Bien que la forme de la valeur ajoutée du modèle puisse réduire le biais des estimations dû à l'omission d'une variable explicative, nous ne pouvons pas confirmer un effet tout à fait net de l'influence de l'origine scolaire.

⁶ Par un changement de la variable témoin, nous pouvons montrer la signification statistique de la différence des coefficients des variables "dbacmst" et "dbacg".

Observé	Prévision		
	0	1	
0	811	222	78,51%
1	255	454	64,03%
1742			72,62%

Le graphe suivant présente les probabilités individuelles de réussite en juin et montre l'influence brute de la variable origine scolaire sur la performance globale. La dominance stochastique apparente entre les étudiants dans ce graphe ne peut être attribuée à la seule variable série du baccalauréat. Toutefois, les tests montrent, toutes choses égales par ailleurs, qu'il y'a une dominance stochastique net établie entre les étudiants en fonction de l'origine scolaire selon l'ordre cité ci-dessus.



Origines Scolaires: C, G, L, M, S et T

Comme on ne peut observer que la résultante des effets, il peut y avoir un effet de spécialisation caché. Pour révéler ce dernier effet, les estimations des probabilités individuelles de réussite par matière sont, justement, nécessaires.

Pour ce qui est de la réussite par matière, l'effet de l'aptitude se révèle manifeste, de plus en plus déterminant, surtout chez les

bacheliers d'origines M et S. En effet, ces étudiants sont classés premiers dans tous les matières excepte la comptabilité.

Pour les bacheliers M, S et T, il semble que les deux effets d'aptitude et de spécialisation sont présents avec un impact de même direction dans le cas de TQ.

En effet, par rapport à l'écart de performance globale entre ces étudiants et les étudiants d'origines C, G et L, l'écart de performance en TQ entre les deux groupes d'étudiants semble devenir plus visible et beaucoup plus important.

Les détails des estimations des paramètres du modèle logit, pour la réussite en TQ, sont présentés dans le tableau suivant. Il convient de noter que l'ordre de performance devient ici plus accentué. En effet, la dominance stochastique net entre les étudiants en fonction de l'origine scolaire se vérifie selon l'ordre MS, T, G et CL pour le groupe de matières TQ.

Probabilité de réussite en TQ

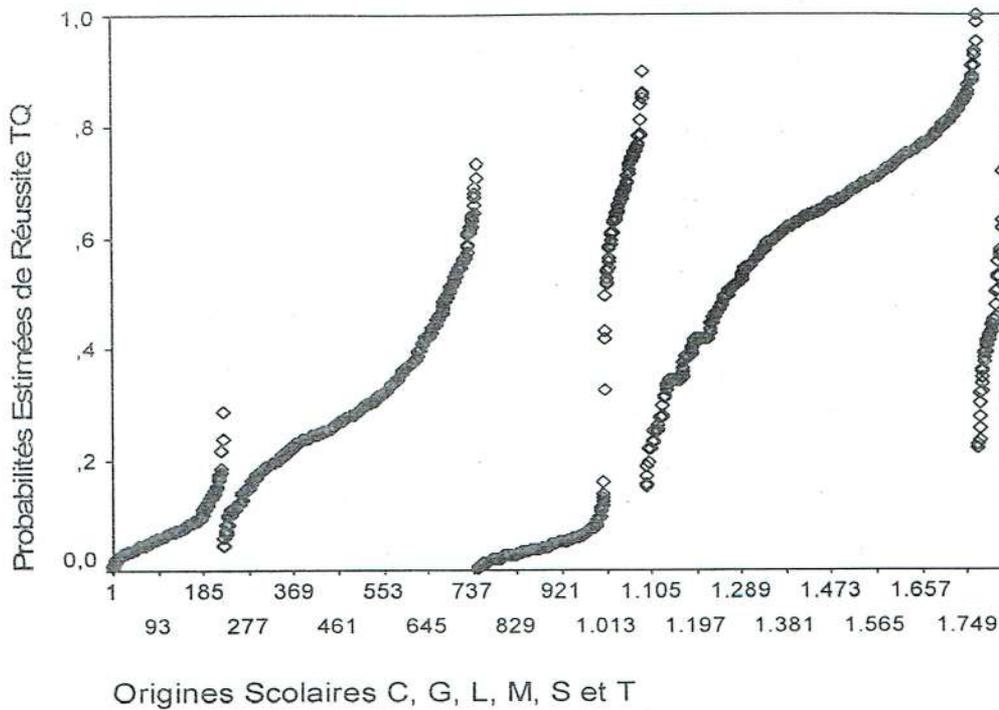
Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig
AGED	-,3123	,0583	28,6894	1	,0000
DCOH00	,4904	,1705	8,2681	1	,0040
DCOH02	-,4461	,1625	7,5406	1	,0060
DBACG	1,7658	,2240	62,1355	1	,0000
DBACT	-,7968	,3087	6,6632	1	,0098
DBACMST	3,5013	,2225	247,5249	1	,0000
MOYBAC	,5126	,0786	42,5810	1	,0000
DMISSB	5,1315	,9924	26,7383	1	,0000
Constant	-8,9577	1,0258	76,2529	1	,0000

-2 Log Likelihood=1737,21 $\chi^2(8)=569,4$ $\alpha_m \leq 10^{-4}$

Pour les matières de TQ, la table d'affectation suivante montre un pouvoir explicatif et discriminant du modèle beaucoup plus net.

Observé	Prévision		
	0	1	
0	883	204	81,23%
1	227	428	65,34%
1742			75,26%

Le graphe suivant montre la dominance des groupes d'étudiants selon l'origine scolaire qui devient ici plus visible au point où la dominance entre MST d'une part et CL de l'autre devient plutôt absolue que stochastique.



Quant au cas des sciences commerciales, le constat est que les deux effets d'aptitude et de spécialisation se manifestent dans des directions opposées pour les bacheliers M, S et T ce qui explique la diminution de l'écart de performance entre ces étudiants et ceux d'origine C et G. Toutefois, la résultante demeure en faveur des bacheliers M et S. En particulier, l'écart entre ces derniers et les autres étudiants diminue d'intensité mais reste néanmoins significatif (voir le tableau ci-dessous)

Probabilité de réussite en sciences commerciales

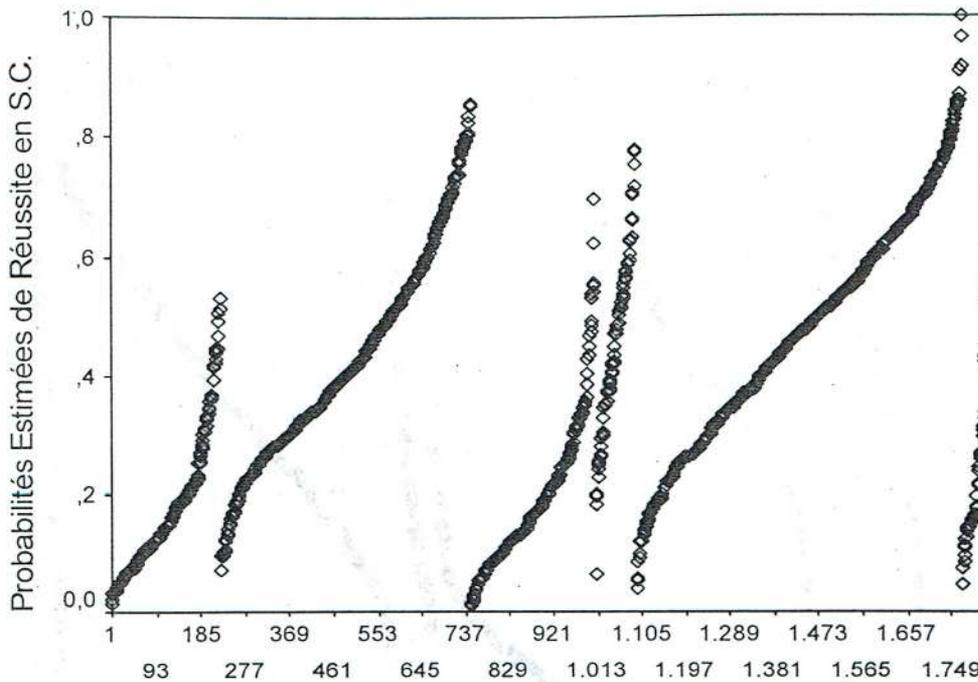
Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig
AGED	-,4035	,0557	52,5566	1	,0000
DSEX	-,5047	,1186	18,1182	1	,0000
DCOH00	,7370	,1684	19,1432	1	,0000
DCOH02	-,5643	,1617	12,1781	1	,0005
DCOH03	,5285	,1373	14,8091	1	,0001
DWILALGER	,2419	,1210	3,9991	1	,0455
DBACL	-1,0585	,1942	29,6972	1	,0000
DBACC	-1,5731	,2142	53,9221	1	,0000
DBACG	-,3062	,1329	5,3052	1	,0213
DBACT	-,8832	,3690	5,7297	1	,0167
MOYBAC	,3948	,0741	28,3620	1	,0000
DMISSB	3,9066	,9417	17,2109	1	,0000
Constant	-4,6648	,9301	25,1520	1	,0000

-2 Log Likelihood=1982,07

$\chi^2(12)=327,6$

$\alpha_m \leq 10^{-4}$

Le graphe suivant présente les probabilités individuelles de réussite en SC



Origines scolaires C, G, L, M, S et T

Pour ce qui est de la performance en comptabilité l'écart entre les étudiants d'origine M et S d'une part et ceux d'origine C et G de l'autre se renverse significativement.

Dans le cas de la matière comptabilité, l'ordre de performance prend la nouvelle forme CG, MST et L.

Ainsi, pour les étudiants d'origines scientifiques, on peut constater que la résultante est plutôt en direction de l'aptitude en sciences commerciale et en direction de la spécialisation en comptabilité.

Probabilité de réussite en Comptabilité

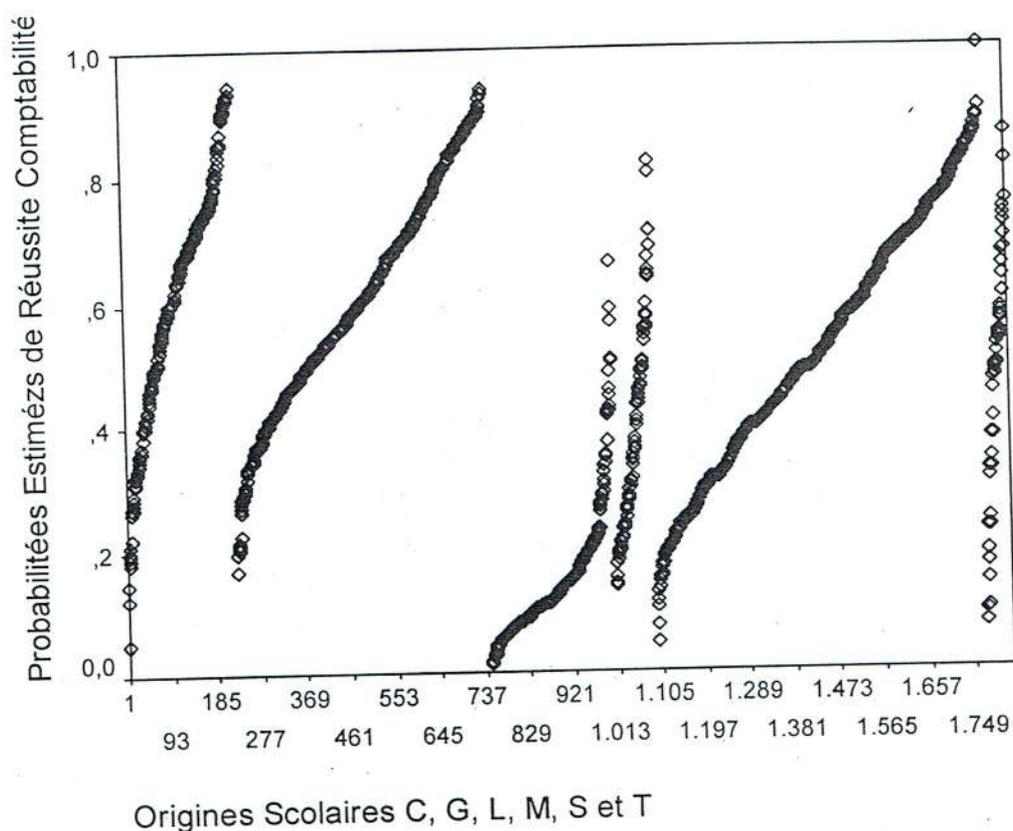
Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig
AGED	-,3765	,0532	50,1003	1	,0000
DCOH00	-1,0669	,1665	41,0835	1	,0000
DCOH03	1,1790	,1477	63,7270	1	,0000
DCOH04	-,3588	,1486	5,8288	1	,0158
DWILALGER	,2999	,1163	6,6473	1	,0099
DBACL	-2,1643	,2110	105,1891	1	,0000
DBACMST	-,5513	,1231	20,0636	1	,0000
MOYBAC	,3158	,0714	19,5918	1	,0000
DMISSB	3,1662	,9142	11,9940	1	,0005
Constant	-3,3270	,9436	12,4319	1	,0004

-2 Log Likelihood=2008,19

$\chi^2(9)=406,67$

$\alpha_m \leq 10^{-4}$

Le graphe suivant présente les probabilités individuelles de réussite en comptabilité.



De même, l'effet de spécialisation se révèle chez les bacheliers C et G en Comptabilité et d'un degré moindre chez les littéraires en Anglais.

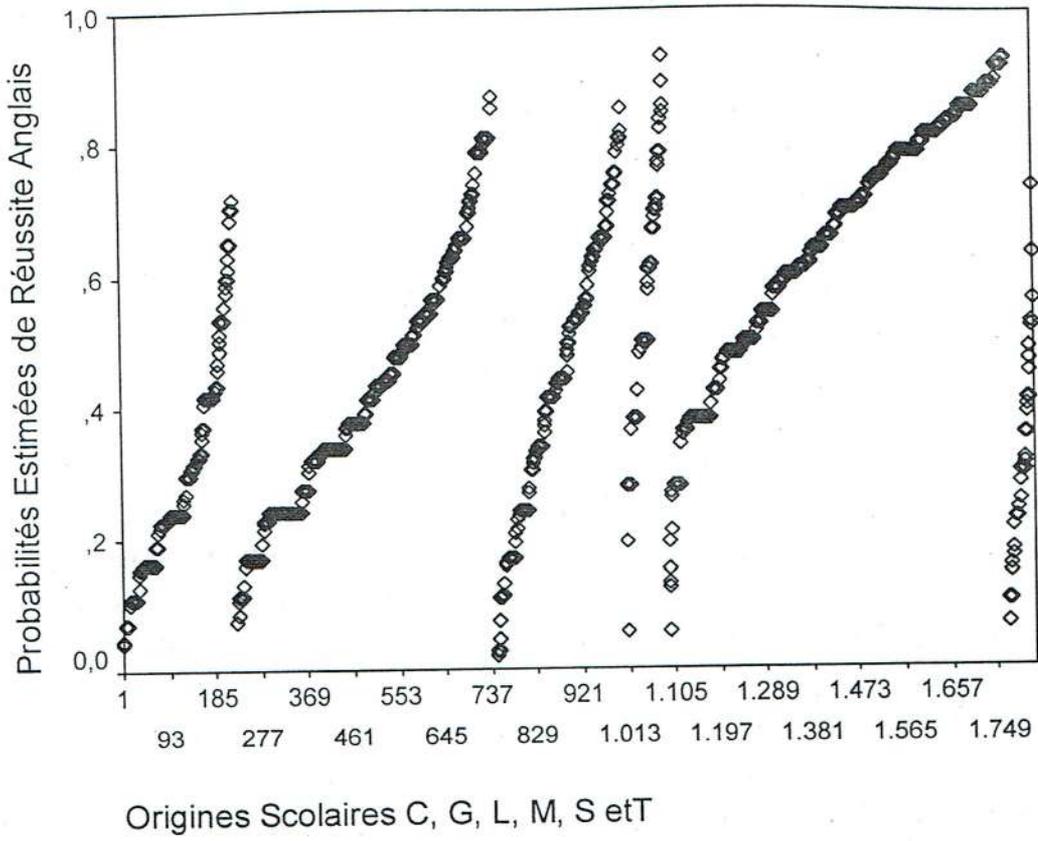
Probabilité de réussite en Anglais

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig
AGED	-,4730	,0536	77,9692	1	,0000
DSEXM	-,9089	,1142	63,3605	1	,0000
DCOH01	,7816	,1475	28,0604	1	,0000
DCOH03	,6443	,1301	24,5156	1	,0000
DWILALGER	,3955	,1137	12,0958	1	,0005
DBACC	-,5012	,1784	7,8937	1	,0050
DBACT	-,7526	,3308	5,1766	1	,0229
PRIOR2	,6586	,1182	31,0399	1	,0000
Constant	,2518	,1356	3,4469	1	,0634

-2 Log Likelihood=2048,47

$\chi^2(8)=366,4$

$\alpha_m \leq 10^{-4}$



Conclusion :

Dans cet article, on s'intéresse à l'explication de la relation qui existe entre la performance universitaire et l'origine scolaire. Deux idées usuelles sont, souvent, avancées pour expliquer ce phénomène. La première considère que l'origine scolaire influence la performance universitaire car le lycée offre à l'élève un début de spécialisation et le prépare pour suivre telle ou telle discipline à l'université. La deuxième idée explique que la série du baccalauréat peut être considérée comme une variable "proxy" mesurant les capacités initiales voire innées car les étudiants les plus capables optent déjà à l'entrée du lycée pour les séries scientifiques. Dans le premier cas, nous avons un effet de spécialisation alors que dans le second nous sommes en présence d'un effet d'aptitude. Il convient de noter que l'effet de spécialisation pourrait trouver son cadre théorique plutôt, dans la théorie de la fonction de production éducative, alors que l'effet d'aptitude coïncide plus avec la théorie du filtre.

À travers l'étude de la performance globale et par matière des bacheliers d'origines scolaires variées, dans un programme universitaire de sciences commerciales, nos estimations, sur cinq cohortes d'étudiants à l'ESC, montrent que les deux facteurs sont présents, tantôt dans la même direction, tantôt dans deux directions opposées. En effet, l'effet de l'aptitude s'énonce, de plus en plus déterminant, surtout chez les bacheliers d'origines M et S. Ces étudiants sont classés premiers dans toutes les matières excepté la comptabilité. Pour les bacheliers M, S et T, il semble que les deux effets d'aptitude et de spécialisation sont présents avec un impact de même direction dans le cas de TQ et de directions opposées dans le cas des sciences commerciales et de comptabilité. De même, l'effet de spécialisation se révèle chez les bacheliers C et G en Comptabilité et d'un degré moindre chez les littéraires en Anglais. En résumé, les deux théories du filtre et de la fonction de production éducative semblent être complémentaires plutôt que contradictoires.

Bibliographie

- Amemiya T. (1981)**, "Qualitative Response Models: A Survey", *Journal of Economic Literature*.
- Arrow K. (1973)**, "Higher Education as a Filter", *Journal of Public Economics*.
- Becker G. (1962)**, "Investment in Human Capital", *Journal of Political Economy*.
- Ben Porath Y. (1967)** "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earning", *Journal of Political Economy*.
- Blaug M. (1970)**, "Economics of Education", *Penguin Books*.
- Blaug M. (1976)**, "The Empirical Statuses of Human Capital Theory: A Slightly Jaundiced Survey", *Journal of Economic Literature*.
- Bowles B. (1970)**, "Toward an Education Production Function", *National Bureau of Economic Research*.
- Cannings K., Montmarquette C. & Mahseredjian S. (1993)**, "Major Choices, undergraduate Concentrations and the Probability of Graduation", *CNRS/IREDU*.
- Dagenais L. (1984)**, "The Use of Probit Model for the Validation of Selection Procedures", *Educational and Psychological Measurement*.
- Dagenais L. & Dagenais G. (1988)**, "Modèle d'Analyse du Cheminement des Etudiants dans un Programme du Premier Cycle", *Annales d'économie et de statistique*.
- Duru-Bellat M. & Mingat A. (1979)**, "Comportement des bacheliers: Modèle de choix de disciplines", *Consommation*.
- Duru-Bellat M. & Mingat A. (1988)**, Les disparités de carrières individuelles à l'université: une dialectique de la sélection et de l'autosélection» *L'année Sociologique*.
- Duru-Bellat M. & Mingat A. (1988)**, "Analyse de la Genèse Temporelle des Trajectoires Scolaires", *CNRS/IREDU*.
- Ferroukhi D. (1989)**, "Modélisation des Comportements des Bacheliers en Première Année de l'Université et Tests d'Adéquation des Conditions d'Accès avec les Programmes du Supérieur", *Collections statistiques, O.N.S.*
- Halfaoui B. & Touati-Tliba M. (2004)**, "Modélisation séquentielle du cheminement des étudiants en 1^{er} cycle universitaire et test d'adéquation des conditions d'accès.", *Revue des Sciences de Commerciales et de Gestion, Laboratoire EPSCSG, ESC*.

- Hanushek E. (1979)**, "Conceptual and Empirical Issues in the Estimation of Educational Production Functions", *the Journal of Human Resources*.
- Hanushek E. (1986)**, "The Economics of Schooling : Production and Efficiency in Public Schools", *Journal of Economic Literature*.
- Hartog J. (2000)**, "Human Capital as an Instrument of Analysis for the Economics of Education ", *European Journal of Education*.
- Hartog J., Van Ophem H. & Bajdechi S. M. (2004)**, "How Risky is Investment in Human Capital ", *Tinbergen Institute Discussion Paper, University of Amsterdam*.
- Joanis M. (2002)**, "L'Economie de l'Education: Méthodologies, Constats et Leçons", *Scientific Series, CIRANO, Montréal*.
- Krupa S. (1993)**, "Réussites et Echecs à l'Université : Analyse Théorique et Empirique", *thèse de doctorat, Université des Sciences Sociales de Toulouse*.
- Layard R. & Psacharopoulos G. (1974)**, "The screening Hypotheses and the Returns to Education", *the Journal of Political Economy*.
- Madala G. S. (1983)**, "Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics", *Cambridge University Press*.
- Millot B. & Orivel F. (1980)**, « L'économie de l'enseignement supérieur », *Cuja, Paris*.
- Mincer J. (1974)**, "Schooling, Experience and Earnings", *NBER, Columbia University Press*.
- Mingat A. (1976)**, « Enquête longitudinale 2. La première année d'études, la réussite, l'abandon, l'échec » I.R.E.D.U, Dijon.
- Mingat A. & Rasera (1981)**, « Enquête longitudinale 3. Après la première année d'études, Réorientation, réussite, Sclolarité » I.R.E.D.U, Dijon.
- Montmarquette C. & Mahseredjian S. (1989)**, "Could Teacher Grading Practices Account for Unexplained Variation in School Achievements ?", *Economics of Education Review*.
- Nieradzik C. (1995)**, "Probabilité Individuelle de Réussite et Choix de Sclolarité : une Etude Empirique", *C.R.E.S.E.P.-Université d'Orléans*.
- Psacharopoulos G. & Woodhall M. (1985)**, "Education for Development: an Analysis of Investment Choices", *Oxford University Press*.
- Schultz T.W. (1961)**, "Investment in Human Capital", *American Economic Review*.

Schultz T.W. (1963), "The Economic Value of Education", *New York Columbia University Press*.

Spence M. (1973), "Job Market Signaling", *Quarterly Journal of Economics*.

Stiglitz J. (1975), "The Theory of Screening, Education and the Distribution of Income", *American Economic Review*.

Touati-Tliba M. (2008), "Estimation de la probabilité d'obtention du diplôme dans un programme universitaire : un modèle logit ordonné", *Working paper, Laboratoire EPSCSG, ESC*.