

# LES CONDITIONS DE REUSSITE DANS L'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR

Louis Gruel, maître de conférences, chargé de mission à l'OVE national

## Avertissement

Ce numéro d'OVE Infos vise à identifier ce qui favorise ou compromet la réussite aux examens dans l'enseignement supérieur<sup>1</sup>.

Il y a là une question dont l'importance est évidente mais qui soulève de nombreuses difficultés et à laquelle le risque est grand d'apporter des réponses plus ou moins plausibles, mais incontrôlées. C'est pourquoi il est apparu ici indispensable d'accorder une large place à la façon dont les résultats sont produits, à la description de la confrontation des données et des hypothèses, à l'explicitation de la méthode adoptée.

## 1] Méthode suivie

Les chances de réussite aux examens sont déterminées par des facteurs trop nombreux et trop fréquemment liés entre eux pour qu'on puisse les analyser à l'aide de croisements classiques entre deux ou trois variables. On sait par exemple que les étudiants en 1er cycle d'UFR Droit, Lettres ou Sciences ont des taux de réussite en fin d'année plus élevés que les élèves de classes préparatoires aux grandes écoles et aussi qu'ils sont plus souvent professionnellement actifs (parce qu'ils sont plus âgés, ont moins de charges scolaires, etc.). Mais ce n'est évidemment pas parce qu'ils ont plus d'activités rémunérées que les élèves de CPGE qu'ils réussissent plus aisément. Il y a de bonnes raisons de penser qu'ils échouent moins fréquemment à leurs examens parce que les élèves de classes préparatoires sont confrontés à des épreuves plus difficiles, à des examinateurs plus exigeants. Il faut donc se rappeler que réussites ou échecs sont relatifs, et comparer les résultats des étudiants salariés et non salariés à des épreuves de même type. On sait également que les étudiants issus des classes populaires, qui ont des taux de réussite plus faibles que ceux de leurs condisciples d'origine aisée, exercent plus souvent des emplois salariés sans liens avec les études comme surveillant, ouvrier ou veilleur de nuit. Mais, tant qu'on n'a

pas identifié l'effet propre de ces emplois sur la poursuite des études, rien n'autorise à affirmer qu'ils déterminent la moindre réussite universitaire des enfants d'ouvriers ou de petits agriculteurs. On peut aussi bien supposer que les enfants des classes supérieures, même s'ils bénéficient de facilités matérielles, sont plus avantagés encore par leur "héritage culturel", la familiarité de leur entourage familial avec les voies et les normes de l'excellence scolaire. On le voit, l'analyse des chances de réussite demande de démêler les caractéristiques susceptibles d'être influentes, non seulement de recenser les facteurs explicatifs mais aussi de raisonner, autant que possible, "toutes choses égales par ailleurs".

Pour mener à bien un tel démêlage, il faut adopter une procédure statistique de comparaison appropriée ; c'est pourquoi on a utilisé ici un modèle de régression logistique<sup>2</sup>. Mais la mise en œuvre d'une telle procédure n'a de sens que si l'on dispose d'abord de données suffisantes. La condition initiale décisive, c'est donc une enquête associant deux caractéristiques qui ne sont qu'exceptionnellement réunies : d'une part, un échantillon suffisamment nombreux, d'autre part un questionnaire assez détaillé pour que tous les facteurs susceptibles d'influencer sensiblement la réussite ou l'échec puissent être pris en compte. C'est le cas de l'enquête nationale réalisée par l'OVE, au printemps de l'année universitaire 1999-2000, auprès des étudiants d'universités (IUT inclus), de classes préparatoires aux grandes écoles et de sections de techniciens supérieurs. Cette enquête a recueilli plus de 26.000 réponses (dont 15.624 exploitables ici) à un questionnaire concernant à la fois les caractéristiques socio-démographiques (âge, sexe, composition de la famille d'origine, revenus et diplômes parentaux, etc.), la reconstitution du cursus depuis le baccalauréat (inclus), les conditions matérielles d'existence (ressources

directes et indirectes, en argent et en nature, modes de logement, d'alimentation, de transport), l'agencement de l'emploi du temps, les styles de vie, les comportements scolaires.

Il est vrai que cette enquête OVE, conçue en premier lieu pour garantir une description minutieuse et objective des conditions de vie des étudiants à une date donnée, privilégie les informations relatives à l'année de l'enquête (dont le bilan scolaire demeure incertain) et ne permet pas de disposer d'observations aussi complètes sur les conditions de vie et d'étude au cours des années précédentes, celles dont les résultats sont connus et, précisément, à expliquer. Cependant l'édition 1999-2000 comporte une dimension rétrospective plus importante que les éditions antérieures (1993-94 et 1996-97) et permet de savoir non seulement si les étudiants ont réussi ou échoué, partiellement ou totalement, l'année précédant l'enquête, mais encore quel était leur mode de logement et quel était leur rapport à l'activité rémunérée (en exerçaient-ils une, et, dans l'affirmative, était-ce au moins à mi-temps, au moins six mois par an ?). Elle offre donc des renseignements non négligeables sur les conditions de préparation aux examens dont les résultats sont connus. L'information manque en revanche sur les comportements passés en matière d'assistance aux émissions de télévision, d'orientation des sorties, de consommation de tabac, de fréquentation des bibliothèques universitaires ou des CDI, d'usage d'un agenda, ou de style de révision des cours ; mais il s'agit là de caractéristiques dont l'éventuelle association statistique avec les résultats aux examens offre peu de risques d'interprétation à contresens (elles ne peuvent qu'exceptionnellement résulter d'une réussite ou d'un échec) et qui demeurent, d'une année universitaire sur l'autre, suffisamment stables pour que les comportements au cours de l'année 1998-99 puissent être déduits, avec une marge d'approximation statistiquement acceptable, de ceux observés en 1999-2000. L'information manque aussi sur la fréquentation passée du restaurant universitaire, mais la préférence pour le déjeuner au RU tendant à être abandonnée avec l'avancement dans les études et en âge, on peut au moins raisonnablement supposer que les usagers réguliers du RU, le midi, au cours de l'année de l'enquête, y déjeunaient déjà habituellement, pour la plupart, l'année précédente, et convenir qu'ils y déjeunaient régulièrement dans une proportion sensiblement plus importante que celle des étudiants n'allant jamais au RU ou n'y déjeunant qu'occasionnellement au cours de l'année 1999-2000.

Sur cette base, le modèle a été construit pour mesurer les

variations de chances d'avoir achevé l'année universitaire 1998-1999 avec une réussite totale (permettant d'accéder au niveau supérieur du cursus sans avoir à "rattraper" des unités de valeurs manquantes) selon :

- le type d'études suivies en 1998-1999 (études en classes préparatoires, ou en STS, ou en IUT, ou en UFR Lettres, ou en UFR Sciences, etc.)
- le cycle d'études supérieures en 1998-1999 (premier cycle ou deuxième cycle)
- le sexe
- le type de baccalauréat obtenu (général ou technique) avant l'entrée dans le supérieur
- la position par rapport à l'âge canonique d'obtention du baccalauréat (sans retard/avec un an de retard/avec deux ans ou plus de retard)
- la mention obtenue au baccalauréat (passable/assez bien/bien/très bien)
- le mode de logement en 1998-1999 (chez les parents/location privée/en résidence collective publique/dans un autre mode de logement : au pair, en sous-location, etc.)
- la perception ou non d'une bourse en 1998-1999
- la tranche de revenus mensuels des parents (le modèle distingue six tranches, la plus basse regroupant les parents ayant au plus 5.000 F, soit environ 762 Euros, la plus élevée ayant plus de 30.000 F, soit environ 4.573 €)
- le niveau de diplôme atteint par le plus scolarisé de leurs parents (primaire/secondaire, baccalauréat inclus/supérieur au baccalauréat)
- le degré d'activité (hors travail d'été) au cours de l'année universitaire 1998-1999, en distinguant les étudiants inactifs, les étudiants ayant exercé pendant moins d'un mi-temps et/ou moins de six mois une activité non intégrée aux études, enfin les étudiants ayant exercé au moins à mi-temps, au moins six mois une activité non intégrée aux études<sup>3</sup>
- les comportements caractéristiques du degré d'adhésion à certaines normes académiques et culturelles, observés l'année de l'enquête, à savoir : le respect scrupuleux ou non d'un agenda, le fait de réviser régulièrement ou d'attendre l'approche des examens, le fait de travailler ou de ne pas travailler au moins une fois par semaine à la bibliothèque (ou au CDI), le fait de regarder la télévision tous les jours ou d'en avoir un usage plus sélectif, le fait de sortir en discothèque (loisir typiquement "populaire-juvénile") ou de passer une soirée au concert classique ou à l'opéra (loisir réservé à une élite et caractéristique de la culture la plus légitime), le fait de consommer ou non du tabac, enfin le fait de prendre régulièrement ou non des déjeuners au RU, c'est à dire des repas



conformes aux normes alimentaires et servis sur le campus. Une telle procédure permet donc, par exemple, de savoir si des étudiants de même sexe, issus de familles apparentées par leur niveau économique et culturel, ayant quitté le secondaire avec les mêmes acquis, suivant dans l'enseignement supérieur les mêmes types d'étude dans un même cycle du cursus, ayant des modes de logement analogues, ne se distinguant guère au point de vue du sérieux scolaire, choisissant des loisirs d'intérêts culturels identiques ou voisins, ont des probabilités inégales de succès selon qu'ils exercent ou non une activité parallèle aux études ; mieux, elle permet de préciser, au cas où ces chances se révéleraient effectivement inégales, dans quelle mesure elles sont plus faibles ou plus fortes que celles des inactifs.

L'interprétation de ce calcul des chances se heurte cependant à une dernière difficulté, liée là encore aux limites des données recueillies. Si l'enquête de l'OVE permet de connaître les résultats obtenus à la fin d'année 1998-1999 par les étudiants qui se sont réinscrits en 1999-2000 à l'Université (IUT inclus), en CPGE ou STS publiques, elle ne permet pas de connaître les résultats des étudiants qui se sont inscrits dans d'autres institutions et surtout de ceux, bien plus nombreux, qui ont arrêté leurs études. Il y a là un biais non négligeable, puisqu'il est vraisemblable que les sortants sont, à certains égards, distincts des étudiants réinscrits. Et il est d'autant plus difficile de prendre la mesure de ce biais que les étudiants qui ont quitté le champ ne sont pas tous sortis sur un échec. Certains élèves ayant achevé leur 2ème année de CPGE sont entrés dans l'Institut ou l'Ecole qu'ils espéraient rejoindre. Des élèves de STS, après avoir obtenu leur brevet, sont entrés en entreprise et y ont trouvé un emploi de technicien ou d'ouvrier hautement qualifié tandis que d'autres, après un échec, ont fait le choix d'entrer sur le marché du travail sans diplôme supérieur au baccalauréat. Des étudiants ayant obtenu leur DEUG, leur licence ou leur maîtrise se sont présentés avec succès à un concours administratif, tandis que certains de leurs condisciples quittaient l'université après avoir échoué à l'examen ou même sans s'y être présentés, etc. Il est donc difficile d'interpréter les départs, a fortiori de reconstituer la relation qu'ils ont pu avoir avec tel ou tel facteur de succès ou d'échec. Il n'est cependant pas totalement impossible d'entrevoir dans quels sens les résultats pourraient varier si le calcul des chances de réussite prenait en compte tous les inscrits de 1998-1999 et non pas seulement ceux qui se sont réinscrits en UFR, STS ou CPGE. Et il est en tout cas envisageable de reconstituer certains traits des étudiants ayant abandonné. En effet, une

fraction importante des départs recèle très peu d'ambiguïté. C'est notamment le cas de ceux qui interviennent à la fin de la 1ère année d'enseignement supérieur, ou, a fortiori, au cours de cette 1ère année: à peu d'exceptions près, ces départs traduisent un renoncement, au moins provisoire, à obtenir le moindre diplôme post-baccalauréat (DEUG, STS, DUT, etc.) et peuvent donc tendanciellement être assimilés à des échecs, et même à des échecs brutaux. A défaut de pouvoir questionner les étudiants ainsi précocement "évaporés", l'enquête OVE permet d'esquisser sommairement leur profil, en comparant les principales caractéristiques sociales et scolaires des étudiants primo-inscrits en 1ère année et celles des étudiants promus en 2ème année ou redoublant leur 1ère année. On peut en effet admettre qu'en l'absence de réforme des conditions d'accès au 1er cycle d'enseignement supérieur, les primo-inscrits de 1ère année à la rentrée d'automne 1998 ont très vraisemblablement des performances au baccalauréat et des origines sociales suffisamment proches de celles des primo-inscrits de 1ère année à la rentrée d'automne 1999 pour que ceux-ci puissent "représenter" ceux-là dans la comparaison réalisée, sur ces dimensions, avec les "survivants"<sup>4</sup>. Après avoir présenté et commenté les résultats de la régression opérée sur les réponses des étudiants réinscrits, on procédera donc à une confrontation de ces commentaires avec les enseignements apportés par une simulation du profil des abandons.

## 2] Les facteurs de réussite

Les résultats obtenus montrent que, toutes choses égales par ailleurs (donc à types d'études communs, à héritages scolaires et sociaux égaux, etc.), le sexe n'a pas d'influence sur la réussite, et le mode de logement n'en a guère plus: on n'observe pas de différences significatives entre étudiants logeant chez les parents, résidant en Cité U ou louant un appartement privé<sup>5</sup>. En revanche les chances de réussite à des épreuves du même ordre (même type d'étude, même niveau de cursus) apparaissent étroitement associées à l'héritage de l'enseignement secondaire, liées à certains comportements scolaires et surtout sociaux, sensibles à la concurrence entre études et activités rémunérées, enfin dépendantes du revenu parental.

### a) L'origine sociale

Les étudiants dont les parents perçoivent des revenus infé-

rieurs ou, au mieux, égaux à 10.000 F (1.524 €) par mois ont moins de chances de réussite totale que leurs condisciples issus des classes moyennes et supérieures : par rapport à ceux dont les parents se situent dans la tranche de revenus modale (de 20.000 à 30.000 F, i.e. de 3.049 à 4.573 €), les étudiants dont les parents reçoivent au mieux 5.000 F (762 €) ont un quart de chances en moins (coeff. 0,76), ceux dont les parents reçoivent entre 5.000 F et 10.000 F (entre 762 et 1.524 €) un cinquième de chances en moins (coeff. 0,79). Or il faut se rappeler que le modèle place les étudiants à égalité pour ce qui concerne l'exercice d'une activité rémunérée, à égalité aussi pour ce qui concerne le niveau d'étude parental. L'inégale réussite ne traduit donc pas ici le fait que les parents les plus aisés sont souvent aussi plus diplômés, ou encore le fait que les étudiants issus des classes populaires exercent plus fréquemment les emplois les plus concurrents des études. Elle suggère que même placés à égalité du point de vue de l'activité rémunérée, les étudiants ne sont pas affranchis (ou dépendants) de la même façon des contraintes matérielles, selon que leurs parents sont, pour aller vite, riches ou pauvres. On peut, il est vrai, envisager d'autres hypothèses, supposer par exemple que la variable "inégalité économique" masque une inégalité d'ambition, donc de motivation, selon les conditions familiales. Mais, s'agissant des motivations à réussir aux examens, des incitations parentales à être excellent ou au moins bon élève, des gratifications associées au succès académique, il est peu concevable que l'inégalité soit plus étroitement associée au rang matériel des parents qu'à leur rang culturel, leur place dans la hiérarchie des diplômes, leur degré d'intériorisation des normes de succès scolaire. Or on n'enregistre aucune variation significative de réussite selon que les parents ont un diplôme (ou un niveau d'étude) primaire, secondaire ou supérieur. Il y a là une observation qui, même si elle n'est pas radicalement nouvelle, a des implications théoriques non négligeables. Elle ne souligne pas seulement qu'il est peu probable que les variations de réussite observées selon le revenu parental doivent plus aux différences d'ambition scolaire qu'aux effets directs ou indirects de l'inégalité matérielle, à l'empreinte de cette inégalité sur le confort de vie et d'étude, sur le temps de travail domestique, sur la hiérarchie des soucis quotidiens, etc. Elle montre aussi, à partir des résultats d'une enquête d'une ampleur exceptionnelle sur les conditions concrètes de la vie étudiante<sup>6</sup>, que les différences de réussite

dans un type et à un niveau d'études supérieures donnés sont indépendantes des scolarités parentales. Cela ne signifie évidemment pas que les chances d'obtenir un diplôme de 3<sup>ème</sup> cycle universitaire ou de grande Ecole ne doivent rien aux acquis des ascendants. Ces acquis parentaux interviennent en amont, influencent les parcours primaires puis secondaires, inscrivent leur marque sur le choix des établissements et des options, contribuent à déterminer les conditions d'obtention du baccalauréat : à titre indicatif, "toutes choses égales par ailleurs" (sexe, revenu parental, lieu d'habitation des parents, comportements sociaux et scolaires dans l'enseignement supérieur) on observe que les étudiants dont les parents sont titulaires d'un diplôme d'enseignement supérieur, ont une probabilité d'avoir passé un baccalauréat canonique (bac général obtenu à l'heure, avec mention au moins "assez bien") presque 4 fois plus élevée que celle observée chez les étudiants dont les parents n'ont suivi que l'école primaire. Les acquis scolaires des parents exercent même, à baccalauréat identique, une incidence sur l'orientation dans l'enseignement supérieur, l'inscription à l'Université plutôt qu'en STS, ou en Classe Préparatoire aux Grandes Ecoles plutôt qu'à l'Université<sup>6</sup>. Mais cela veut dire que dans une formation supérieure déterminée, il n'y a pas, sauf peut être de façon si accidentelle qu'elle est statistiquement imperceptible, d'inégalité des chances de succès aux examens selon l'héritage culturel. Rien en particulier ne vient confirmer la thèse selon laquelle les étudiants confrontés à des évaluations dans l'enseignement supérieur seraient classés par les examinateurs en fonction de leur maîtrise de savoirs, savoir être et savoir faire susceptibles d'être incorporés dans les milieux familiaux cultivés (ayant le sens de la culture légitime) mais ni transmis, ni explicitement requis par l'institution scolaire<sup>7</sup>.

#### ***b) L'héritage de l'enseignement secondaire***

Les chances de succès dans l'enseignement supérieur sont d'autant plus élevées que les étudiants ont réussi leur sortie de l'enseignement secondaire. Toutes choses égales par ailleurs, les probabilités de conclure une année de 1<sup>er</sup> ou 2<sup>ème</sup> cycle par une réussite totale sont presque multipliées par 3 si l'étudiant a obtenu au baccalauréat une mention "très bien" plutôt que "passable", par 2 s'il a passé un baccalauréat général plutôt qu'un baccalauréat technique ou professionnel. Et lorsque des étudiants ont de façon identique obtenu un baccalauréat général avec une



mention passable (cas de figure le plus courant) leurs chances de réussite aux examens dans l'enseignement supérieur se distinguent encore par la vitesse du parcours: un an de retard au baccalauréat réduit ces chances d'un quart, deux ans ou plus de retard d'un tiers.

### Probabilités de réussite selon le passé scolaire

Passé scolaire et réussite	
Type de baccalauréat	Chances de succès
<b>Séries</b>	
générales	100
autres	52
<b>Mention</b>	
passable	100
assez bien	154
bien	232
très bien	275
<b>Rapport à l'âge "normal"</b>	
sans retard	100
un an de retard	74
plus d'un an de retard	65

*Lecture : par rapport à la catégorie, majoritaire, des titulaires d'un baccalauréat général, les étudiants de premier ou deuxième cycle entrés dans l'enseignement supérieur avec un baccalauréat technique ou professionnel, ont, toutes choses égales par ailleurs, presque deux fois moins de chances d'achever leur année avec une réussite totale.*

### c) Le degré de discipline studieuse et sociale

Contrairement aux attentes, on n'observe pas de différences significatives entre les étudiants révisant régulièrement leurs cours et les étudiants ne révisant qu'à l'approche des examens. En revanche, la fréquentation des bibliothèques universitaires (ou du CDI pour les élèves de classes supérieures de lycée) est associée à des probabilités légèrement plus élevées de succès: ceux qui y travaillent au moins une fois par semaine ont des chances de réussite totale 1,14 fois supérieures à celles de ceux qui s'y rendent plus rarement ou jamais. Une vie organisée semble un atout pour le succès aux examens : on remarque, en tout cas, que les étudiants utilisant un agenda et le respectant scrupuleusement ont des chances de réussite plus fortes (coefficient : 1,25) que les autres. Certaines dispositions d'hygiène de vie apparaissent également comme un facteur favorable ou du moins comme un comportement associé à de meilleures chances de réussite : les fumeurs ont des probabilités de succès total inférieures de 16% à celles des non fumeurs<sup>8</sup>. On observe que le fait de déjeuner régulièrement au restaurant universitaire est associé à un accroissement assez net des probabilités

de réussite totale (coefficient 1,39). Rappelons que la comparaison est toujours effectuée toutes choses égales par ailleurs, donc en neutralisant le fait que les étudiants d'UFR Sciences ou Santé sont, par leurs horaires de cours magistraux et de travaux pratiques ou dirigés, plus astreints que les étudiants d'UFR Lettres à demeurer sur le campus, ou encore le fait que les filles fréquentent moins le restaurant universitaire parce qu'elles sont plus soucieuses de leur poids (et donc moins sensibles que les garçons au rapport quantité/prix), plus méfiantes à l'égard des qualités diététiques de la nourriture servie au RU, plus aptes à préparer les repas elles-mêmes. Dans les conditions comparatives ainsi créées, on peut penser que la fréquentation régulière du R.U. traduit une hygiène de vie en même temps qu'une façon d'assumer pleinement le statut d'étudiant, un arbitrage permettant de prendre un repas équilibré et complet, sans gaspiller les ressources et sans désertier le campus, c'est à dire en restant situé à proximité immédiate des lieux d'étude, ce qui a des implications matérielles, temporelles, mais aussi probablement morales. Sur le campus, les conversations sont sans doute moins mondaines, les pauses moins dissociées des préoccupations universitaires (*lato sensu*, c'est à dire incluant les engagements et loisirs associatifs, les intérêts propres à un site ou une discipline, etc.), bref les étudiants sont vraisemblablement moins "jeunes" et plus étudiants. Enfin on n'a pas contrôlé ici l'incidence du degré d'assiduité, dont la stabilité d'un niveau du cursus à l'autre est incertaine. Une étude précédente<sup>9</sup> avait suggéré que l'absentéisme occasionnel n'affaiblissait pas de façon significative les chances de réussite totale mais augmentait cependant un peu les risques de redoublement ; ce n'est qu'à partir d'un seuil élevé (plus de 20% des enseignements manqués) que la non assistance aux cours réduisait très sensiblement (d'environ un quart) les probabilités de réussite totale. Il faut cependant souligner que l'absence aux cours, surtout lorsqu'elle est régulière, ne relève pas nécessairement du relâchement de la discipline studieuse : elle peut traduire des ajustements tactiques (des "impasses" sur tel enseignement afin de mieux se consacrer à tel autre, des prises de notes à tour de rôle) et surtout elle peut être imposée par les contraintes matérielles, en premier lieu par la concurrence entre les études et l'activité professionnelle, qu'on examinera infra.

### d) La sélection des loisirs

S'il est vrai que plus les études sont élitistes, plus les étu-

dians sélectionnent leurs sorties et dédaignent les loisirs distants de la culture légitime, on n'observe pas, à égalité d'études suivies, de lien entre la réussite et le fait de sortir en discothèque ou, au pôle culturel opposé, au concert de musique classique. On note cependant que les étudiants regardant la télévision tous les jours ont des chances de réussite plus faibles (elles sont inférieures de 7%) que leurs condisciples moins "dépendants".

#### e) L'activité rémunérée

Les résultats obtenus montrent de façon nette qu'à partir d'un certain seuil, et seulement à partir d'un certain seuil, une activité non intégrée aux études est une activité concurrente des études, une activité qui compromet le succès aux examens. Les étudiants de 1er et 2ème cycles, exerçant une activité non intégrée aux études mais à temps très partiel (moins d'un mi-temps) et/ou de façon irrégulière (moins de six mois par an), ont des chances de réussite totale qui ne se distinguent pas de façon statistiquement significative de celles des inactifs<sup>10</sup>. En revanche, lorsque l'activité rémunérée non intégrée aux études est pratiquée au moins à mi-temps et au moins six mois par an, les probabilités de réussite totale diminuent de 29 %. Pour bien mesurer les conséquences à terme d'un tel écart de réussite entre étudiants inactifs et étudiants assujettis à une activité réduisant sensiblement la disponibilité studieuse, il faut se rappeler que l'allongement du temps mis pour réussir aux épreuves d'un niveau du cursus réduit les chances de succès aux étapes ultérieures. Plus les étudiants sont âgés, plus ils sont socialement incités à prendre en charge le financement de leurs études; et plus ils sont en retard à un niveau de cursus donné, moins ils ont de chances d'accéder à une activité intégrée aux études, donc de s'autofinancer sans compromettre les résultats scolaires<sup>11</sup>. Autrement dit, s'il est vrai que le travail concurrent des études accroît les risques d'échec, l'échec accroît en retour les risques d'exercer un travail concurrent des études, de telle sorte que le processus de dégradation des chances scolaires est cumulatif<sup>12</sup>. Il est vrai que l'inégalité (même si elle reste forte) est moins accusée lorsqu'on calcule les probabilités de promotion dans l'année supérieure après une réussite non plus exclusivement totale mais totale ou partielle : pour les étudiants exerçant au moins à mi-temps, au moins six mois par an, une activité concurrente des études, ces probabilités sont alors inférieures d'à peu près un quart (24%) à celles des inactifs. Cependant les étudiants investissant une grande part de leur

temps "à côté" de leurs études sont ceux qui peuvent le moins se satisfaire d'une promotion incomplète, du moins s'ils n'ont matériellement pas la possibilité d'interrompre ou d'alléger leur engagement professionnel : passer dans l'année supérieure à la fois avec des unités de valeur à rattraper et avec de lourdes contraintes d'investissement extra scolaire, c'est moins éviter que différer le redoublement ou l'abandon.

### 3] Le profil des abandons

Comme on l'a vu dans l'introduction méthodologique, les résultats précédents ont été calculés sur un échantillon constitué exclusivement d'étudiants réinscrits ; ils demandent donc à être contrôlés par un aperçu, obtenu par simulation, du profil social et scolaire des abandons. Cette simulation montre que, de la 1ère à la 2ème année d'inscription dans l'enseignement supérieur, certaines catégories d'étudiants deviennent proportionnellement moins nombreuses: celles des étudiants qui ont passé le baccalauréat "en retard" (de 47,34% à 44,21%, soit une variation de -6,61%), qui n'ont obtenu à ce baccalauréat que la mention "passable" (de 62,03% à 60,04%, soit -3,2%), qui sont entrés dans l'enseignement supérieur avec un baccalauréat professionnel, un baccalauréat technique tertiaire ou une équivalence (de 26,41% à 22,31%, soit -15,52%), dont les parents ont un revenu d'un montant au mieux égal à 10.000 F par mois (de 16,26% à 14,24%, soit -12,42%), enfin dont aucun parent n'a un diplôme supérieur au baccalauréat (de 58,97% à 57,34%, soit -2,76%).

On le voit : lorsqu'on compare les primo-inscrits de 1ère année avec les primo-inscrits de l'année précédente "survivant" dans l'enseignement supérieur, on retrouve les discriminations liées à l'héritage de l'enseignement secondaire ("cristallisé" dans les conditions d'obtention du baccalauréat: série, âge, mention) et à l'origine sociale, tout particulièrement au seuil qui semble représenter 10.000 F (1.524 €) de revenus parentaux mensuels. Il est vrai que la comparaison suggère aussi une sur-représentation, dans les abandons, des étudiants dont aucun parent n'a un diplôme supérieur au baccalauréat et semble donc identifier un facteur pénalisant qui n'apparaissait pas dans le modèle de calcul des chances de réussite. Mais on peut observer que les écarts liés aux diplômes sont beaucoup moins marqués que ceux liés aux revenus. Et il faut surtout rappeler qu'on pro-



cède ici par simples tris croisés, non par calcul de probabilités "toutes choses égales par ailleurs" : pour interpréter convenablement l'abandon des étudiants dont les parents n'ont pas d'expérience de l'enseignement supérieur, on ne doit pas oublier que ces étudiants sont sur-représentés parmi les détenteurs d'un baccalauréat médiocre.

Enfin on peut souligner que les caractéristiques qui augmentent les risques de quitter l'enseignement supérieur en cours ou à la fin de la première année, autrement dit les risques de sorties les plus assimilables à un abandon, coïncident assez souvent avec celles qui augmentent les probabilités d'exercer une activité fortement concurrente des études. L'analyse des probabilités d'exercer ce type d'activité<sup>13</sup> a montré en effet qu'elles étaient d'autant plus élevées que les étudiants étaient retardataires au baccalauréat et, plus généralement, qu'ils étaient plus âgés à un niveau de cursus donné ; qu'elles étaient, à âge égal, d'autant plus fortes que la mention obtenue au baccalauréat était plus basse ; que les étudiants les plus protégés par leur origine sociale avaient des parents à revenus élevés (entre 20.000 et 30.000 F, i.e. 3.049 et 4.573 €, par mois) tandis que les plus exposés avaient des parents à revenus faibles (entre 5.000 et 10.000 F, i.e. 762 et 1.524 €, par mois).

En somme, on peut raisonnablement supposer que les étudiants ayant quitté l'enseignement supérieur sans diplôme l'année précédant l'enquête avaient, tendanciellement, des parents plus pauvres et un baccalauréat moins estimé que ceux qui s'étaient réinscrits, étaient entrés plus fréquemment dans l'enseignement supérieur avec un retard scolaire et étaient aussi plus souvent contraints d'exercer un emploi concurrençant fortement les études suivies. Or, on a vu *supra* que, parmi les réinscrits, ces caractéristiques étaient associées aux chances les plus faibles d'avoir conclu l'année par une réussite totale. Donc, pour ce qui concerne les trois dimensions décisives que sont l'origine sociale, les conditions de sortie de l'enseignement secondaire, et l'exercice d'une activité salariée concurrençant les études, une réflexion méthodique sur les caractéristiques associées aux abandons ne remet pas en cause l'analyse précédente des facteurs de réussite mais conduit, au contraire, à des résultats convergents.

## Conclusions

L'exploitation des réponses de plus de 15.000 étudiants à un

questionnaire détaillé sur leurs caractéristiques socio-démographiques, leurs conditions de vie et d'étude ainsi que leurs parcours scolaires depuis le baccalauréat (inclus) conduit aux conclusions suivantes :

L'origine sociale ne contribue pas seulement à différencier les chances d'accès à l'enseignement supérieur et les points d'entrée (très inégalement prestigieux) dans l'enseignement supérieur. Elle rend encore inégales les chances de réussite dans un type d'études supérieures donné. Cependant, à ce niveau, les acquis scolaires des parents n'apparaissent plus discriminants alors que l'inégalité économique continue à exercer une influence. Avoir des parents à faibles revenus réduit les chances de succès et ce désavantage est sensible même lorsque les étudiants sont placés à égalité du point de vue de l'exercice d'une activité salariée.

Quel que soit le type d'études supérieures suivies, les probabilités de succès aux examens sont d'autant plus élevées que les étudiants ont bien réussi leur parcours secondaire; cet avantage des anciens "bons élèves" s'observe de façon nette même lorsqu'ils ne se distinguent apparemment pas par une plus grande discipline scolaire et sociale.

Les étudiants qui contrôlent sérieusement leur emploi du temps, protègent leur santé, utilisent les services communs offerts pour faciliter la vie studieuse, réussissent mieux que leurs condisciples plus dilettantes ou moins préparés à gérer leur vie étudiante; mais le succès ne semble pas particulièrement associé à l'ascétisme le plus rigoureux ou à la totale conformité aux modèles académiques d'apprentissage et de loisir.

L'exercice d'un petit job occasionnel ne compromet pas les chances de réussite. En revanche, une activité rémunérée coupée des études, pratiquée de façon régulière et exercée au moins à mi-temps accroît fortement les risques d'échec. Elle augmente même les risques d'enfermement dans un cercle vicieux puisque plus un étudiant échoue, plus il se retrouve en retard à un niveau de cursus donné, et puisque plus il est retardataire, plus il est exposé au risque de ne pouvoir poursuivre ses études qu'en exerçant un emploi parallèle, emploi qui compromet l'assistance aux cours, réduit le temps de travail scolaire personnel, diminue plus généralement la mobilisation studieuse, la place des études dans les pratiques quotidiennes, dans les attentions et préoccupations, dans la sélection des relations sociales.

1. Il s'inscrit donc dans le prolongement de l'analyse développée in C. Grignon, L. Gruel, *La Vie Etudiante*, Paris, PUF, 1999.
2. Comme cela a été le cas pour le précédent numéro, on trouvera en annexe de l'édition électronique (sur le site [www.ove-national.education.fr](http://www.ove-national.education.fr)) la définition et les résultats complets de cette régression portant sur les étudiants ayant passé un examen de premier ou deuxième cycle en 1998-99.
3. Comme on l'a vu *supra*, l'enquête fournit ces informations à ceci près qu'elle n'indique pas si l'activité exercée en 1998-1999 était ou non intégrée aux études. Cependant les activités intégrées aux études progressant très sensiblement avec l'avancement en âge et dans le cursus, et étant le plus souvent reconduites d'une année sur l'autre, on a estimé qu'il n'était pas déraisonnable de considérer que les étudiants actifs en 1998-1999 et n'exerçant pas l'année suivante une activité intégrée aux études, exerçaient en 1998-1999 une activité qui n'était pas intégrée aux études. Par contre, on s'est évidemment gardé de supposer que les étudiants exerçant l'année de l'enquête une activité intégrée aux études exerçaient déjà ce type d'activité l'année précédente, même s'il est probable qu'ils exerçaient ce type d'activité moins rarement que les autres. Et on s'est *a fortiori* gardé d'interpréter selon un schéma de causalité unilatérale le fait que les probabilités de réussite totale en 1998-1999 de ces actifs intégrés en 1999-2000 sont presque trois fois plus élevées que celles des inactifs : l'accès à certaines activités intégrées aux études -c'est le cas pour les internes hospitaliers, les ATER, etc.- est en effet souvent une *conséquence* du succès scolaire.
4. On observe donc les différences entre les caractéristiques (raisonnablement supposées) de l'ensemble des primo-inscrits 1998 (représentés par leurs successeurs) avec celles des étudiants qui, également primo-inscrits à la rentrée 1998, se sont réinscrits (comme promus ou redoublants) en 1999-2000, et on tient ces différences pour des indicateurs approximatifs des caractéristiques des primo-inscrits 1998 qui ont quitté l'enseignement supérieur (ou du moins qui ne se sont réinscrits ni à l'Université, publique ou privée, ni en CPGE ou STS publiques).
5. On enregistre simplement des chances de réussite un peu plus élevées chez des étudiants en habitation atypique, comme le logement au pair. Il faut cependant relever que si on prend en compte le mode de logement non plus l'année de l'examen mais l'année suivante, l'année de l'enquête, la décohabitation apparaît positivement liée à la réussite. Lorsqu'on ne disposait d'information que sur cette année de l'enquête (comme c'était le cas pour les éditions 1994 et 1997) on pouvait donc envisager diverses hypothèses, supposer que la décohabitation augmentait les chances de succès scolaire (parce qu'elle renforçait, notamment en Cité U ou en appartement partagé, l'intégration étudiante) et/ou que le succès augmentait les probabilités de décohabitation (parce que la progression dans le cursus, notamment le changement de cycle, imposait parfois de s'éloigner du domicile parental). L'édition 2000 permet d'arbitrer, de tenir la décohabitation pour un effet plus que pour une cause de la réussite.
6. Sur la relation entre diplômes parentaux et point d'entrée dans l'enseignement supérieur, voir C. Grignon, L. Gruel, 1999, op. cit. (chapitre intitulé "La hiérarchie des points d'entrée").
7. Cette hypothèse a été esquissée dans un classique de la sociologie des inégalités scolaires : P. Bourdieu, J.-C. Passeron, *Les Héritiers*, Paris, Ed. de Minuit, 1964. Elle a été donnée comme vérifiée in P. Bourdieu, *La Noblesse d'Etat*, Ed. de Minuit, 1989, par identification d'un cas de connivence entre "capital culturel des élèves" et "catégories de l'entendement professoral" (cas tenu pour exemplaire mais se réduisant objectivement aux fiches d'appréciation écrites par un professeur de khâgne).
8. On n'a pas pu contrôler soigneusement les effets de la consommation d'alcool dans la mesure où cette consommation progresse très sensiblement avec l'âge, et où on ne disposait d'informations que sur les usages au cours de l'année suivant les examens observés. Mais les indices disponibles tendent à confirmer les remarques effectuées lors des précédentes enquêtes nationales de l'OVE (Cf. C. Grignon, "Les conduites à risques" in *La vie matérielle des étudiants*, Paris, La Documentation Française, 1998 et, du même auteur, la rubrique "Les consommations de tabac et d'alcool" du chapitre intitulé "Alimentation et santé" in C. Grignon et alii, *Les conditions de vie des étudiants*, Paris, PUF, 2000) : contrairement à la consommation de tabac, la consommation quotidienne d'alcool ne semble pas associée à une moindre réussite scolaire et il n'est pas exclu, il apparaît même vraisemblable que les étudiants buvant du vin, de la bière ou du cidre chaque jour (modérément, on le suppose) réussissent mieux que les ascètes pratiquant une abstinence rigoureuse (peut être parce que l'austérité, le renoncement, sont en l'occurrence associés à l'excès de stress et/ou au déficit de liens sociaux).
9. Cf. C. Grignon, L. Gruel, 1999, op. cit.
10. Bien entendu, cela ne veut pas dire que tous les étudiants travaillant moins d'un mi-temps et/ou moins de six mois par an sont totalement protégés; on peut supposer qu'être veilleur de nuit pendant un trimestre, ou serveur le midi pendant quelques jours par semaine tout au long de l'année, impose des contraintes physiques susceptibles d'affecter l'investissement scolaire. Mais la forme la plus commune du travail étudiant exercé de façon irrégulière et/ou moins durable qu'à mi-temps est le "petit job" occasionnel, du type baby-sitting, cours à domicile, participation ponctuelle à une enquête d'opinion, monitoring pendant les vacances d'hiver ou de printemps.
11. Les étudiants qui ont obtenu leur baccalauréat avec deux ans ou plus de retard ont deux fois moins de chances d'accéder à une activité intégrée aux études que leurs condisciples "à l'heure". Cf. Béatrice Thiphaine, "Les étudiants et l'activité rémunérée", *OVE Infos n°1*, février 2002.
12. Ce point a déjà été souligné ; voir en particulier C. Grignon, L. Gruel, 1999, op.cit. On peut trouver une illustration grossière du résultat de ces processus croisés, en observant le retard croissant, au fur et à mesure de l'avancement dans le cursus, des étudiants employés comme "pions" (activité non intégrée aux études, généralement exercée au moins à mi-temps, au moins six mois par an, le plus souvent reconduite d'année en année, recrutant presque exclusivement des étudiants recevant peu d'aide financière des parents) par rapport aux étudiants inactifs. Dans notre échantillon, 45,16% des surveillants ont obtenu le baccalauréat à l'heure ou en avance, contre 59,20% (1,31 fois plus) des inactifs ; à bac + 4, les surveillants ne sont plus que 7,40% à n'avoir pas de retard, contre 26,61% (2,31 fois plus) des inactifs. Ces variations reflètent les effets combinés du fréquent redoublement (et parfois même du triplement) des étudiants exerçant un emploi de surveillant et du recrutement fréquent, dans cette activité, à chaque degré du cursus (donc à chaque occasion de prendre et d'accumuler du retard), de retardataires d'origine modeste, trop âgés et trop peu aidés pour rester inactifs ou se contenter de petits jobs, et au parcours trop lent et/ou trop médiocre pour accéder aux activités intégrées aux études.
13. Cf. Béatrice Thiphaine, 2002, op. cit.

# Variation des chances de réussite totale en 1998-99

Variables explicatives	Coefficients
<b>Sexe</b>	NS
<b>Age à l'obtention du Baccalauréat</b>	
<i>En avance ou à l'heure</i>	100
Un an de retard	74
Deux ans ou plus de retard	65
<b>Réussite dans l'enseignement secondaire</b>	
<i>Bac avec mention passable</i>	100
Mention assez bien	154
Mention bien	232
Mention très bien	275
BAC non général	52
<b>Cycle en 98-99</b>	
<i>Premier cycle</i>	100
Deuxième cycle	188
<b>Type d'études en 98-99</b>	
UFR droit, sciences éco., AES	131
<i>UFR lettres, langues, sciences humaines</i>	100
UFR sciences	NS
Santé	88
IUT	200
CPGE	31
STS	124
<b>Diplôme parental le plus élevé</b>	
<i>Fin d'études primaire</i>	100
Niveau secondaire	NS
Diplôme post-bac	NS
<b>Revenu mensuel des parents</b>	
5 000 F et moins	75
5 001-10 000 F	77
10 001 - 15 000 F	NS
15 001 - 20 000 F	NS
20 001 - 30 000 F	100
Plus de 30 000 F	NS
<b>Mode d'habitation en 98-99</b>	
<i>Chez les parents</i>	100
En location privée	NS
En résidence universitaire ou internat	NS
Autres	116
<b>Exercice en 98-99 d'une activité rémunérée non intégrée aux études *</b>	
<i>Inactif</i>	100
Actif moins d'à mi-temps en concurrence	NS
Actif plus d'à mi-temps en concurrence	72
<b>Respect scrupuleux d'un agenda</b>	125
<b>Télévision regardée tous les jours</b>	93
<b>Révisions régulières toute l'année</b>	NS
<b>Déjeuner régulier au RU</b>	139
<b>Travail à la bibliothèque au moins une fois par semaine</b>	114
<b>Sortie en discothèque **</b>	NS
<b>Concert classique ou opéra **</b>	NS
<b>Consommation de tabac</b>	84

\* Cf. note n°3 de l'article.

\*\* sorties au cours des trente derniers jours.

## Lecture du tableau

Ce tableau présente les résultats d'un modèle de régression (Logit). La méthode utilisée est une application de l'analyse de la variance à des pratiques de nature discontinue ou "discrète" (par exemple loger ou non chez ses parents, regarder ou non la télévision tous les jours, avoir ou non passé avec succès les examens de fin d'année, etc.).

Cette méthode a l'avantage d'isoler l'effet propre d'une variable en neutralisant les effets respectifs des autres variables. L'analyse de la variance permet de séparer les effets et de raisonner toutes choses égales d'ailleurs, ce qui n'est pas le cas de l'analyse multivariée classique, ne serait-ce que parce que l'on ne peut multiplier les critères (tris à  $n$  entrées) sans se retrouver très vite, même dans le cas d'échantillons de taille confortable comme le nôtre, avec un très petit nombre d'individus par case.

On se souviendra, cependant, que les effets que la régression multiple met en évidence sont relatifs : l'effet d'une variable donnée ne s'observe et ne se mesure que par rapport à l'ensemble des effets produits par les autres variables indépendantes retenues. Il varie par conséquent en fonction de la sélection de ces variables ; il suffit d'introduire dans cette sélection une variable dotée d'un pouvoir explicatif très fort pour que les effets des autres variables diminuent et deviennent non significatifs. Par exemple l'effet du type d'études sur la probabilité de se fixer un emploi du temps strict disparaît si l'on introduit la durée du travail consacré aux études dans la série des variables explicatives ; c'est, en effet, par l'intermédiaire de celle-ci que le type d'études agit.

2 Pour plus de lisibilité, les résultats sont présentés, dans ce tableau, sous forme d'indices. Quand les "dimensions explicatives" retenues comptent plusieurs "variables explicatives" (par exemple, "En avance ou à l'heure", "Un an de retard", "Deux ans de retard", pour la dimension : "Âge à l'obtention du Baccalauréat"), on a affecté l'indice de base 100 à la variable explicative choisie par convention comme situation de référence, celle par rapport à laquelle on mesure les écarts des autres variables, et dont le coefficient est par définition égal à zéro. Quand l'appartenance à l'une des variables qui font partie de la dimension explicative considérée augmente la probabilité de présenter le comportement étudié, l'indice est supérieur à 100 ; lorsqu'elle la diminue, toujours par rapport à la situation de référence, l'indice est inférieur à 100. Ainsi, par rapport aux étudiants qui étaient en premier cycle en 1998-99, catégorie de référence, les étudiants qui étaient en deuxième cycle sont à l'indice 188 ; en d'autres termes ils avaient presque deux fois plus de chance de réussir totalement leurs examens que les étudiants en premier cycle. Dans le cas des dimensions explicatives comportant plusieurs variables, on a en règle générale choisi comme situation de référence la situation modale, i.e. la variable rassemblant le plus grand effectif (par exemple les étudiants des UFR de lettres, Langues et Sciences humaines, les étudiants de premier cycle). Quand la dimension explicative retenue est à deux positions (par exemple en ce qui concerne le fait de respecter ou non scrupuleusement un agenda, de réviser régulièrement ou non toute l'année), le principe est le même : l'indice de base 100, non mentionné, est attribué par défaut à la situation opposée à celle qui figure dans le tableau (ne respecte pas scrupuleusement un agenda, ne réviser pas régulièrement toute l'année, etc.).

Les régressions ont été calculées sur l'échantillon pondéré (pour conserver les écarts types et en conséquence la validité des tests de significativité, on a utilisé des pondérations normalisées de moyenne 1, en divisant la variable de pondération par sa moyenne calculée sur l'ensemble de la population). N'ont été retenus comme significatifs que les coefficients pour lesquels le seuil de probabilité du  $\chi^2$  est au plus égal à 0,05.