

# L'impact de la motivation et des émotions sur les aspirations professionnelles des jeunes de 15 ans

Virginie Dupont, Christian Monseur,  
Dominique Lafontaine et Annick Fagnant

---

*Si l'on connaît le rôle que peuvent jouer le sexe, les performances et l'origine socio-économique sur les aspirations professionnelles des jeunes, peu d'études ont porté sur des données issues d'enquêtes internationales pour analyser l'effet de la motivation et des émotions sur ces aspirations. En s'appuyant sur les données de l'étude PISA 2003, cet article étudie l'impact de ces variables sur les aspirations professionnelles des jeunes de 15 ans dans différents pays. Sous contrôle des variables sociodémographiques et de performance, les variables motivationnelles et émotionnelles ont un effet propre relativement faible, auquel s'ajoute toutefois un effet conjoint. Par ailleurs, nos résultats mettent en évidence un double déterminisme social sur les aspirations professionnelles : d'une part celui lié à l'origine sociale et culturelle de l'individu lui-même et d'autre part celui lié à la composition de l'école fréquentée.*

---

**Mots-clés (TESE) :** carrière, motivation, PISA, système éducatif.

## INTRODUCTION

Dès le plus jeune âge, les enfants se projettent dans le futur en imaginant le métier qu'ils voudraient exercer « lorsqu'ils seront grands ». C'est toutefois à l'adolescence que se structurent réellement les premiers projets d'avenir conscientisés. Ainsi, les jeunes adolescents, après une phase « imaginaire sans imagination » (de 10-11 ans à 13-14 ans) durant laquelle ils se conforment à des projets stéréotypés partagés par un grand nombre de jeunes, vont s'orienter vers un registre plus « stratégique et scolaire » (Dumora, 2004), notamment suite à la prise de conscience des enjeux de l'orientation et de la hiérarchie des professions. Dès 15 ans, les jeunes intègrent progressivement une série de facteurs susceptibles de contraindre leurs projets d'avenir. Ils commencent ainsi à adapter leurs aspirations professionnelles à leurs résultats scolaires, à leur orientation d'étude actuelle (selon la filière d'enseignement fréquentée ou envisagée dans un futur proche dans l'enseignement secondaire) et aux possibles orientations futures qui en découlent (poursuite d'études supérieures – de type court ou long – ou entrée sur le marché du travail à la fin des études secondaires, voire avant). Comme le dit Dumora (2004), à l'adolescence, la plupart des adolescents passent en quelque sorte « des mythes aux normes ».

De nombreuses variables entrent en jeu pour façonner les aspirations professionnelles des jeunes, comme l'attestent les nombreuses recherches menées dans ce domaine. Tout en prenant en compte les résultats de recherches précédentes (notamment l'influence du sexe, du statut socio-économique, de la performance et de variables liées à la composition des établissements), la présente étude envisage cette question sous l'angle des variables motivationnelles et émotionnelles. Elle s'appuie sur une analyse secondaire des données de l'étude PISA<sup>1</sup> 2003, année où les mathématiques étaient le domaine majeur, investigué non seulement sous l'angle des performances cognitives mais aussi sous l'angle des variables motivationnelles et émotionnelles liées à cette discipline.

## CADRE THÉORIQUE

Parmi les recherches relatives au choix d'études ou de carrière, deux modèles majeurs semblent dominer la littérature de recherche actuelle : la théorie de l'*expectancy-value* d'Eccles et Wigfield (2002) d'une part et la théorie sociocognitive de la carrière de Lent, Brown et Hackett (1994) d'autre part.

La théorie de l'*expectancy-value* postule que la persévérance, les performances, mais aussi les choix, sont directement influencés par l'espérance de succès (*expectancy*) et la valeur subjective (*value*) que le sujet accorde à la tâche (Eccles & Wigfield, 2002). L'espérance de succès (*expectancy*) est définie comme l'ensemble des croyances qu'a l'individu quant à ses chances de réussir une tâche donnée. Elle dépend aussi bien des perceptions d'habiletés de l'individu que des perceptions de la tâche et de sa difficulté (Pintrich & Schunk, 1996). La valeur accordée à la tâche (*value*) dépendrait quant à elle de quatre composantes qui sont l'« intérêt intrinsèque » (intérêt subjectif ou plaisir éprouvé), l'« utilité perçue » (utilité en fonction des buts poursuivis), l'« importance » (cohérence avec les traits centraux de son image de soi ou de ses valeurs) et le « coût » (quantité d'efforts anticipés pour atteindre le but souhaité) (Eccles & Wigfield, 2002). Ces deux concepts (*expectancy* et *value*) sont interreliés dans la mesure où la perception subjective qu'a l'individu du risque d'échouer face à une tâche a un impact non négligeable sur les probabilités de s'engager et de persévérer dans cette tâche et cela malgré l'intérêt et la valeur qu'il peut lui accorder. Plusieurs études (Durik, Vida & Eccles, 2006 ; Eccles, Barber & Jozefowicz, 1999 ; Neuville, Frenay & Bourgeois, 2007) ont mis en évidence l'impact de l'espérance de succès (*expectancy*) sur les aspirations de carrière des jeunes ou sur leur choix de poursuivre certains cours universitaires. Lorsque les variables « intérêt intrinsèque », « utilité perçue » et « importance » sont envisagées de manière globale, la « valeur subjective de la tâche » (*value*) semble également avoir un impact non négligeable. Par contre, si l'étude de Durik, Vida et Eccles (2006) montre un effet spécifique du « sentiment de compétences » et de l'« importance », elle ne montre pas d'effet pour la variable « intérêt ».

Le modèle sociocognitif de l'orientation scolaire et professionnelle de Lent, Brown et Hackett (1994) apporte un éclairage complémentaire. Ce modèle s'appuie sur la théorie du sentiment d'efficacité personnelle de Bandura (1986) et plus précisément sur les construits de « buts personnels », d'« attente d'efficacité » et d'« attente de résultats ». Selon cette théorie, les « buts personnels » (« l'intention qu'a la personne de s'engager dans une activité précise pour atteindre un objectif particulier », Lent, 2008, p. 61) seraient directement influencés par les « attentes d'efficacité » et par les « attentes de résultats » (« les gens peuvent croire que certaines actions vont produire certains résultats – attentes de résultats, mais s'ils ne se sentent pas capables d'exécuter ces actions, ils ne pourront ni les initier ni persister à les accomplir – attentes d'efficacité », Dussault, Villeneuve & Deaudelin, 2001, p. 182) qui seraient elles-mêmes dépendantes des capacités objectives du jeune, reflétées par ses performances antérieures. Lent, Brown et Hackett (1994) ont construit plusieurs modèles organisés autour de ces trois variables centrales auxquelles ils ajoutent encore la dimension « intérêt » qui se construirait au travers des expériences encouragées par les parents, les pairs et les autres significatifs et qui aurait également une importance considérable dans la construction des buts personnels. Pour Lent (2008), si les choix d'études et les choix professionnels sont souvent liés aux intérêts des personnes, d'autres variables comme les opportunités offertes, le contexte familial (environnement social et culturel), les croyances d'efficacité personnelle et les attentes de résultats entrent également en ligne de compte. Les études réalisées au départ de ce modèle se sont le plus souvent adressées à des jeunes de première année du supérieur et portent en général sur le domaine des sciences et/ou celui des mathématiques. La méta-analyse de Sheu, Lent, Brown *et alii* (2010) met en évidence des liens significatifs entre le

« sentiment d'efficacité personnelle » (ou « attentes d'efficacité »), les « attentes de résultats », l'« intérêt » et les « buts personnels ». Plus précisément, on retrouve dans un grand nombre d'études un effet direct du « sentiment d'efficacité » sur les « attentes de résultats », une influence de ces deux variables sur l'« intérêt » et enfin, une influence directe des trois variables sur les « buts personnels » ou les choix de carrière posés par les individus.

Au-delà de ces deux théories, plusieurs analyses secondaires des données PISA se sont également intéressées aux variables associées aux aspirations d'études ou de carrière : si les filles formulent en moyenne des projets plus ambitieux que les garçons (Marks, 2010 ; McDaniel & Buchmann, 2007 ; Murat & Rocher, 2002 ; Sikora & Pokropek, 2011), ce sont l'origine socio-économique et culturelle et les performances scolaires qui constitueraient les deux facteurs prédictifs les plus importants (Buchmann & Park, 2009 ; Dupriez, Monseur & Van Campenhoudt, 2009 ; Marks, 2010). Certaines études ont également constaté que les facteurs influençant les aspirations ne se limitaient pas aux caractéristiques individuelles mais que la composition scolaire et sociale des écoles ainsi que le contexte institutionnel entraient également en jeu (Buchmann & Park, 2009 ; Dupriez, Monseur & Van Campenhoudt, 2009).

À notre connaissance, seules deux études fondées sur des analyses secondaires de PISA se sont intéressées au lien entre les variables motivationnelles et les aspirations d'études ou de carrière. Kjaernsli et Lie (2011) ont procédé à une analyse secondaire des données PISA 2006 en vue d'expliquer le souhait des jeunes de s'orienter vers des carrières scientifiques. Leurs résultats montrent que l'aspiration à s'orienter vers une carrière scientifique dépendrait avant tout de la motivation instrumentale en sciences, d'une motivation générale pour les sciences (intérêt général pour les sciences, plaisir à faire des sciences...) et du concept de soi en sciences. La seconde étude (Schulz, 2005) propose une analyse secondaire des données PISA 2003 centrée sur le sentiment d'efficacité personnelle en mathématiques. Parmi les cinq questions de recherche qui guident l'article, l'une porte directement sur les aspirations d'études ou de carrière. Plus précisément, Schulz étudie tour à tour, à l'aide d'un modèle de régression logistique, l'effet du genre, de variables de *background* (l'indice PISA de statut économique, social et culturel [ESCS], le pays de naissance, la filière et l'année d'étude), de la performance en mathématiques, de l'intérêt intrinsèque pour les mathématiques et du sentiment d'efficacité personnelle en mathématiques sur le choix de poursuivre des études de niveau universitaire d'une part et sur celui d'occuper à l'âge de 30 ans une profession liée aux mathématiques d'autre part. Les régressions logistiques mettent en évidence que les performances et le sentiment d'efficacité personnelle contribuent au développement des aspirations (études et carrière) tout comme l'intérêt intrinsèque, dans certains pays, et cela sous contrôle des autres variables susmentionnées.

Par ailleurs, la théorie du « *Big Fish Little Pond Effect* » (BFLPE) basée sur l'idée que les élèves ont tendance à se comparer à leurs pairs (Marsh, 1987) a amplement montré que le concept de soi et certaines autres variables sensibles à la comparaison sociale sont influencées par la classe ou l'école que fréquente l'élève. Le « *Big Fish Little Pond Effect* », littéralement l'« effet gros poisson dans la petite mare », désigne le phénomène résultant de la comparaison sociale selon lequel un individu se sentira d'autant plus performant, motivé, que ses pairs le sont moins, et inversement. Ainsi, à compétences égales, un élève performant peut se sentir « moyen » s'il fréquente une classe ou une école de haut niveau. Un élève de même niveau se sentira nettement meilleur s'il fréquente une école de niveau faible ou moyen. Le phénomène peut être rapproché du proverbe « Au pays des aveugles, les borgnes sont rois ».

Tenir compte de cet effet est d'autant plus important que celui-ci semble avoir un caractère universel. Ainsi, Seaton, Marsh et Craven (2009) et Marsh et Hau (2003) ont pu montrer (toujours à partir des données PISA) que, dans tous les pays étudiés, les étudiants fréquentant des écoles aux bons résultats scolaires ont une perception de soi en mathématiques plus faible

que leurs condisciples ayant des performances égales mais fréquentant des écoles académiquement mixtes ou faibles. Les études consacrées au BFLPE ont surtout porté sur le concept de soi (*academic self-concept*), mais certaines d'entre elles ont porté sur d'autres résultats de l'éducation, dont les aspirations. Ainsi, Marsh (1991) et Marsh et O'Mara (2010), en utilisant des données longitudinales nord-américaines, ont mis en évidence un effet négatif important des performances moyennes de l'école fréquentée sur les aspirations professionnelles : ainsi, à performances individuelles comparables, les étudiants fréquentant des écoles performantes auraient tendance à présenter des aspirations moins élevées que leurs pairs fréquentant des écoles moins performantes. En revanche, le recrutement social moyen de l'établissement est positivement lié aux aspirations professionnelles, toujours à performances égales et à origine sociale égale. Dans un article récent, Nagengast et Marsh (2012) ont à nouveau testé un modèle multiniveau en utilisant les données de PISA 2006. Ils ont ainsi mis en évidence un effet négatif significatif (BFLPE) des performances moyennes de l'établissement fréquenté sur les aspirations à faire une carrière dans 31 des 56 systèmes éducatifs étudiés. Comme le soulignent les auteurs, la généralisation du BFLPE est réelle, mais moins forte que pour le concept de soi. Ces résultats sont en partie en contradiction avec ceux de Dupriez, Monseur et Van Campenhoudt (2009). Ces derniers, en utilisant les données PISA 2003 pour 28 des 31 pays de l'OCDE et en implantant des modèles multiniveaux, ont abouti à des résultats plus contrastés, différents selon les systèmes éducatifs. Ainsi, ils mettent en évidence un effet significatif positif des performances moyennes de l'école sur les aspirations éducatives dans tous les systèmes éducatifs qui pratiquent une différenciation des parcours (filiales avant 15 ans). Dans ces systèmes, meilleures sont les performances de l'établissement, plus élevées sont les aspirations ; dans ce cas, l'effet miroir du prestige de l'école (*reflected glory*) l'emporte largement sur le BFLPE. Dans 9 systèmes éducatifs avec tronc commun, l'effet est non significatif. Enfin, dans 4 systèmes éducatifs (Canada, États-Unis, Nouvelle-Zélande, Espagne), on retrouve le BFLPE (effet négatif des performances moyennes de l'école sur les aspirations, à performances individuelles constantes). En ce qui concerne l'effet moyen du recrutement social de l'école, l'effet est significatif et positif dans 19 des 28 systèmes éducatifs et non significatif dans les 9 autres. L'effet est nettement plus marqué dans les systèmes éducatifs avec filiales.

## MÉTHODE DE RECHERCHE ET D'ANALYSE

La présente étude s'appuie sur une analyse secondaire des données de PISA 2003, cycle où les mathématiques constituaient le domaine majeur. En plus du test cognitif, cette enquête a proposé aux élèves un questionnaire contextuel portant notamment sur leurs « attitudes et intérêts vis-à-vis des mathématiques », ainsi qu'une question relative à leurs aspirations professionnelles. Cette question demandait explicitement aux élèves le métier qu'ils souhaitaient exercer à l'âge de 30 ans. Les réponses fournies par les élèves à cette question ouverte ont été recodées selon la classification ISCO88, puis transformées selon l'Index international du statut socio-économique des professions (ISEI) afin d'obtenir, pour chaque élève un score d'aspiration professionnelle – méthodologie proposée par Ganzeboom, De Graaf et Treiman (1992) et décrite dans le rapport technique de PISA 2003 (OCDE, 2005). Ainsi, la variable « aspirations professionnelles » est une variable continue pour laquelle plus le score est élevé, plus les aspirations sont ambitieuses. Cette variable véhicule donc davantage d'informations que la variable ordinaire décrivant selon la classification CITE les aspirations d'études des jeunes de 15 ans. De plus, sur le plan conceptuel, les aspirations d'études peuvent être considérées comme un passage obligé, une étape intermédiaire pour concrétiser le statut professionnel auquel le jeune de 15 ans aspire.

Travailler sur les données PISA offre par ailleurs l'occasion de contrôler certaines variables individuelles associées aux aspirations professionnelles, telles que le niveau socio-

économique et culturel des familles (variable « ESCS » dans PISA), le sexe et les performances en mathématiques<sup>2</sup>. Dans le prolongement de l'étude de Schulz (2005), notre étude vise en plus à mettre en évidence l'apport des variables motivationnelles et émotionnelle (l'« anxiété ») telles que mesurées dans PISA 2003. L'analyse de l'impact de ces variables motivationnelles et émotionnelle sous contrôle de la performance des élèves constitue selon nous un apport intéressant par rapport à d'autres modèles précédemment cités.

Concrètement, quatre variables motivationnelles et une variable émotionnelle ont ainsi été intégrées dans la modélisation :

- la variable « intérêt et plaisir des élèves pour les mathématiques » (par exemple « J'aime lire des textes qui parlent de mathématiques »), qui s'apparente à la variable « intérêt » des modèles d'Eccles et Wigfield (2002) d'une part, et de Lent, Brown et Hackett (1994) d'autre part ;
- la variable « motivation instrumentale en mathématiques » (par exemple « Les mathématiques sont importantes pour les études/le métier que je souhaite faire plus tard »), qui s'apparente à la variable « utilité » du modèle d'Eccles et Wigfield (2002) ;
- la variable « perception de soi en mathématiques » (par exemple « Je ne suis tout simplement pas bon en mathématiques »), qui porte sur le domaine général des mathématiques et s'approche dès lors des croyances d'efficacité du modèle d'Eccles et Wigfield (2002) ;
- la variable « perception de ses capacités personnelles en mathématiques » (par exemple « Je suis de pas du tout à tout à fait certain(e) de réaliser tel ou tel type de tâche décrite précisément »), qui propose d'auto-évaluer ses capacités à réaliser une liste de tâches mathématiques spécifiques et qui s'approche dès lors davantage du sentiment d'efficacité personnelle de Bandura (2003) et du modèle de Lent, Brown et Hackett (1994) ;
- la variable « anxiété vis-à-vis des mathématiques » (par exemple « Je m'inquiète souvent en pensant que j'aurai des difficultés au cours de mathématiques »), qui prend en compte l'expression des émotions ressenties face à l'apprentissage des mathématiques.

Pour caractériser l'environnement scolaire fréquenté par l'élève, nous avons calculé par école la moyenne des deux ensembles de variables indépendantes : d'une part, les variables sociodémographiques et de performance (ESCS, sexe et performance en mathématiques) et, d'autre part, les variables motivationnelles et émotionnelle (les cinq variables précitées). Pour différencier les effets liés aux caractéristiques des élèves des effets de l'environnement scolaire, nous avons recouru à des analyses de régression multiniveaux, implémentées sous le logiciel SAS avec la procédure PROC MIXED. Les variables indépendantes (à l'exception du sexe) ont été standardisées au niveau international avec une moyenne de 0 et un écart-type de 1. La variable « aspirations professionnelles » a également été standardisée avec une moyenne de 500 et un écart-type de 100. Lors de ces différentes standardisations<sup>3</sup>, chaque pays a contribué de manière identique aux différentes transformations linéaires, à l'instar des standardisations opérées par PISA et décrites dans les rapports techniques.

Cinq modèles successifs de régression multiniveaux ont été calculés, chaque nouveau modèle reprenant l'ensemble des variables indépendantes du modèle précédent (voir tableau 1). Ces cinq modèles sont :

- modèle 1 : modèle vide ou modèle de décomposition de la variance de la variable dépendante « aspirations professionnelles » ;
- modèle 2 : les variables « élèves » sociodémographiques et de performance ;
- modèle 3 : les variables « élèves » motivationnelles et émotionnelle ;
- modèle 4 : les variables « écoles » sociodémographiques et de performance ;

- modèle 5 : les variables « écoles » motivationnelles et émotionnelle.

Tableau 1. Cinq modèles testés

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Niveau élève		Sexe	Sexe	Sexe	Sexe
		Performance	Performance	Performance	Performance
		ESCS	ESCS	ESCS	ESCS
			Intérêt	Intérêt	Intérêt
			Motivation instrumentale	Motivation instrumentale	Motivation instrumentale
			Perception de soi	Perception de soi	Perception de soi
			Perception de ses capacités	Perception de ses capacités	Perception de ses capacités
			Anxiété	Anxiété	Anxiété
Niveau école				% de filles	% de filles
				Performance moyenne	Performance moyenne
				ESCS moyen	ESCS moyen
					Intérêt moyen
					Motivation instrumentale moyenne
					Perception de soi moyenne
					Moyenne des perceptions de ses capacités
					Anxiété moyenne

Les analyses multiniveaux qui ont été menées concernant les 13 pays de l'OCDE de culture européenne et/ou anglo-saxonne pour lesquels suffisamment d'informations relatives à la profession espérée à 30 ans étaient disponibles<sup>4</sup>.

## RÉSULTATS

Dans un premier temps, nous aborderons la répartition de la variance des aspirations professionnelles en variance entre écoles et variance à l'intérieur des écoles. Cela fournit une première réponse à la question de savoir si les aspirations professionnelles sont liées à l'école fréquentée et dans quelle mesure. Après une brève discussion sur la qualité de la modélisation à travers l'étude des variances expliquées, nous analyserons les effets des variables « élèves », puis des variables « écoles ».

Le tableau 2 présente, sous la forme de pourcentages, la décomposition de la variance des aspirations professionnelles entre écoles et à l'intérieur des écoles. Il présente également le pourcentage de la variance entre écoles et de la variance à l'intérieur des écoles expliquées par l'ensemble des variables introduites dans le modèle.

Tableau 2. **Décomposition de la variance des aspirations professionnelles et pourcentage de variance expliquée entre écoles et à l'intérieur des écoles**

Pays	% de variance entre écoles	% de variance à l'intérieur des écoles	% de variance expliquée entre écoles	% de variance expliquée à l'intérieur des écoles
Australie	8	92	60	15
Autriche	45	55	36	2
Belgique	35	65	63	12
République tchèque	34	66	75	14
France	29	71	62	8
Grèce	24	76	61	7
Hongrie	47	53	52	2
Irlande	6	94	81	19
Islande	5	95	82	12
Italie	37	63	40	4
Pologne	4	96	91	25
Portugal	9	91	77	13
États-Unis	3	97	23	8

En Australie, en Irlande, en Islande, en Pologne, au Portugal et aux États-Unis, moins de 10 % de la variance des aspirations de carrière se situe entre établissements. En d'autres termes, à quelques nuances près, les étudiants présentent en moyenne des aspirations professionnelles assez semblables d'un établissement à l'autre. Aucun des pays où la variance entre écoles des aspirations professionnelles est faible ne présente de filières pour les élèves de 15 ans. Par contre, dans les autres pays, un quart ou plus d'un quart de la variabilité se situe entre établissements. Parmi ces pays, on retrouve des pays comme l'Autriche, la Belgique, la Hongrie ou la République tchèque qui se caractérisent par une différenciation de l'offre d'enseignement sous la forme de filières académiques ou professionnalisantes par ailleurs souvent organisées dans des établissements distincts. Puisque les élèves qui fréquentent des filières académiques n'ont généralement pas les mêmes aspirations professionnelles que les élèves de filières professionnelles, il n'est pas surprenant d'observer des pourcentages de variances aussi élevés dans ces pays. À l'inverse de la performance des élèves pour laquelle plus de 60 % de la variance peut parfois se situer entre écoles, quel que soit le pays, la variance des aspirations professionnelles à l'intérieur des écoles est toujours supérieure à la variance entre écoles.

Les pourcentages de variance expliquée entre établissements oscillent entre 23 % pour les États-Unis et 91 % pour la Pologne<sup>5</sup>. Il est donc assez aisé de prédire, au départ des variables présentes dans le modèle, pourquoi les aspirations diffèrent d'une école à l'autre. En revanche, l'explication des variations individuelles au sein des établissements est moins aisée. On arrive, dans le meilleur des cas à expliquer 19 % et 25 % de la variance entre individus pour l'Irlande et la Pologne. La part de variance moyenne expliquée oscille autour de 10 % dans les autres pays.

Il est important de dépasser ces constats généraux pour voir quelles sont les variables les plus déterminantes dans l'explication des aspirations. Plus précisément, à l'intérieur des établissements (où se situe la part de variance d'aspirations de carrière la plus importante), quel est le poids respectif des variables de *background* et de performance d'une part, et des variables motivationnelles et émotionnelle d'autre part ?

Le tableau 3 présente la décomposition de la variance expliquée par les caractéristiques « élèves » à l'intérieur des écoles en effets nets et effets joints. Ces variables « élèves » ont été regroupées en deux catégories : les variables sociodémographiques et de performance (sexe,

ESCS et performance) et les cinq variables motivationnelles et émotionnelle (intérêt, motivation instrumentale, perception de soi, perception de ses capacités et anxiété). Ainsi, ces résultats nous permettent d'appréhender le poids qu'ont respectivement ces deux ensembles de variables dans l'explication des aspirations professionnelles.

Tableau 3. **Variance expliquée à l'intérieur des écoles : effets nets et effets joints**

Pays	% de variance spécifique aux variables de <i>background</i> et à la performance	% de variance spécifique aux variables motivationnelles	% de variance jointe
Australie	7	3	5
Autriche	1	0	0
Belgique	8	2	3
République tchèque	7	2	4
France	3	3	3
Grèce	4	1	2
Hongrie	2	0	0
Irlande	11	2	6
Islande	6	2	4
Italie	3	1	0
Pologne	14	1	10
Portugal	6	2	4
États-Unis	4	2	2

Dans tous les pays, la contribution des caractéristiques sociodémographiques et de performance est largement supérieure à la contribution des variables motivationnelles et émotionnelle. En effet, l'effet net de ces dernières variables ne dépasse pas 2 %, alors que l'effet net des variables sociodémographiques et de performance atteint 14 % en Pologne. Il convient par ailleurs de noter que bon nombre de pays présentent une variance jointe, témoignant ainsi d'un certain enchevêtrement entre les variables de motivation et les caractéristiques individuelles<sup>6</sup>. On note ainsi des corrélations positives entre la performance et les quatre variables motivationnelles ; elles sont négatives entre la performance et la variable émotionnelle « anxiété ». Les liens entre le statut socio-économique et culturel et les variables motivationnelles et émotionnelle vont dans le même sens mais sont d'ampleur moins importante que ceux avec la performance. La motivation d'un élève dépend donc davantage de ses performances scolaires que de son origine sociale. Enfin, les filles semblent globalement moins motivées que les garçons par les mathématiques : singulièrement, elles ont moins confiance en elles et elles sont plus anxieuses.

Examinons maintenant l'association spécifique de chacune des variables « élèves » avec les aspirations professionnelles. Le tableau 4 présente, par pays, les coefficients de régression associés aux caractéristiques des élèves. Pour rappel, les variables indépendantes ont toutes, à l'exception de la variable « genre », été standardisées. Les effets des différentes variables peuvent donc être comparés. Notons que pour faciliter la lecture du tableau, seuls les coefficients de régression qui diffèrent statistiquement de 0 sont repris.



Tableau 4. Coefficients de régression des caractéristiques des élèves

Pays	Sexe	Performance	ESCS	Intérêt	Motivation instrumentale	Perception de soi	Perception de ses capacités	Anxiété
Australie	27,3	22,5	13,9	3,7	9,8	5,0	7,5	3,8
Autriche		5,2	9,3					
Belgique	8,0	22,5	15,8	4,1	7,2		3,9	3,7
République tchèque	27,2	20,9	17,2		4,0	7,1	9,4	
France		13,5	12,8		4,8		12,2	4,5
Grèce	21,9	11,3	12,2		3,8	6,3		
Hongrie	16,8	12,5	6,6					
Irlande	33,4	33,3	17,5		6,6		6,5	
Islande	25,2	16,6	23,5		12,0		9,5	
Italie	26,0	3,4	11,5			3,5	2,7	2,8
Pologne	43,1	28,0	24,3				7,4	
Portugal	30,7	22,0	8,0		7,6	8,0	7,2	
États-Unis	23,5	14,2	12,9		10,9			

Les filles, à compétences égales et sous contrôle aussi de l'origine sociale et des différentes variables motivationnelles et émotionnelles, présentent des aspirations professionnelles plus élevées que les garçons. Seuls deux pays dérogent à cette règle : l'Autriche et la France. Par ailleurs, dans tous les pays, la performance des élèves en mathématiques et leur origine sociale sont associées à un accroissement significatif et positif des aspirations professionnelles. Autrement dit, toutes choses étant égales par ailleurs, plus un élève est performant en mathématiques, plus ses aspirations professionnelles seront élevées. De même, les élèves issus de milieux privilégiés ont en moyenne des aspirations professionnelles plus élevées que leurs pairs moins favorisés, et cela même s'ils ne présentent pas de performances plus élevées, ni même une plus grande motivation.

Parmi les variables motivationnelles, la motivation instrumentale, la perception de ses capacités personnelles en mathématiques et, dans une moindre mesure, la perception de soi en mathématiques présentent, dans la plupart des pays, des associations positives et significatives avec les aspirations professionnelles. Par contre, les coefficients de régression de la variable « intérêt et plaisir des élèves pour les mathématiques » sont, à deux exceptions près, non significatifs. À l'âge de 15 ans, la perception de ses capacités et une motivation instrumentale apparaissent donc comme des facteurs qui interviennent dans la détermination des aspirations professionnelles. Enfin, la variable « anxiété à l'égard des mathématiques » présente un coefficient de régression significatif dans seulement 4 pays.

En résumé, si l'on considère deux élèves de même sexe, fréquentant la même école, provenant d'une famille de même niveau socio-économique et culturel et ayant le même niveau de performance en mathématiques, la plupart des variables motivationnelles ont encore un poids, certes faible, mais non négligeable, sur la détermination de leurs aspirations professionnelles.

Enfin, le tableau 5 présente les coefficients de régression pour les différentes variables « écoles ». Comme précédemment, seuls les coefficients de régression qui diffèrent statistiquement de 0 sont repris. Ceux-ci nous permettent d'étudier l'impact respectif de chacune des variables de niveau « écoles » sur les aspirations professionnelles. Peu de tendances générales semblent se dégager de ce tableau. Le milieu socio-économique de l'école apparaît comme le facteur « école » le plus stable. En effet, dans 9 pays sur 13, plus le niveau socio-économique moyen de l'école est élevé, plus les aspirations

socioprofessionnelles des élèves sont élevées, toutes choses par ailleurs étant égales. Notons que parmi ces 9 pays, 6 font partie de ceux pointés précédemment comme recourant à une différenciation précoce des filières d'enseignement (et présentant les taux les plus importants de variance inter-établissement – voir tableau 2 ; seule la France fait exception face à cette variable).

Tableau 5. Coefficients de régression des caractéristiques des élèves agrégées au niveau « écoles »

Pays	% de filles	Performance	ESCS	Intérêt	Perception de soi	Perception de ses capacités	Anxiété
Australie		-18,3	11,1	38,8	-29,4	23,8	
Autriche	27,7	23,5	53,0		52,7		28,4
Belgique	68,5		20,5	21,9		29,6	
République tchèque			18,6			39,4	19,7
France		27,7					
Grèce		20,2	12,5				
Hongrie		28,1	37,0				
Irlande	-16,6	-19,4	24,8				
Islande			23,1		-30,4		-42,8
Italie	33,7		43,8	35,3		19,9	29,2
Pologne							
Portugal							
États-Unis		-17,2				17,1	

Note : la motivation instrumentale moyenne au niveau « écoles » n'est pas représentée dans le tableau car elle n'a d'effet significatif dans aucun pays.

Le niveau moyen de performance en mathématiques est associé positivement aux aspirations professionnelles des élèves dans 4 pays (l'Autriche, la France, la Grèce et la Hongrie, qui tous présentent une variance entre écoles importante – voir tableau 2) et négativement dans les 3 pays anglo-saxons retenus dans la présente étude (Australie, Irlande et États-Unis, qui tous présentent une variance entre écoles inférieure à 10 %). Le niveau moyen de l'efficacité perçue des élèves fréquentant une même école est associé à un accroissement significatif des aspirations dans 5 pays. Faut-il y voir l'action délibérée ou la capacité de certaines écoles à insuffler aux élèves davantage de confiance dans leurs capacités en mathématiques ? Enfin, les autres variables motivationnelles et émotionnelles agrégées au niveau « écoles » ne semblent présenter que des effets ponctuels qu'il serait peu prudent de tenter d'interpréter.

## CONCLUSION ET DISCUSSION

Cet article avait pour objectif d'étudier les aspirations professionnelles des jeunes de 15 ans à la lumière de leurs caractéristiques sociodémographiques, leurs performances en mathématiques et leur profil motivationnel et émotionnel. Plus précisément, sous contrôle d'une série de facteurs ayant fait leur preuve comme déterminants des aspirations professionnelles (sexe, ESCS, performance scolaire mais aussi profil de l'établissement scolaire fréquenté), il s'agissait d'estimer la contribution spécifique de l'intérêt, de la motivation instrumentale, des perceptions de soi, des perceptions de son efficacité personnelle et de l'anxiété. Pour éclairer cette problématique, des analyses de régression multiniveaux ont été conduites en utilisant les données de l'étude PISA 2003.

Avec des modélisations différentes, nos résultats confirment que les filles, à compétences égales et sous contrôle de l'origine sociale et des variables motivationnelles et émotionnelles, présentent des aspirations professionnelles plus élevées que les garçons (Marks, 2010 ; McDaniel & Buchmann, 2007 ; Murat & Rocher, 2002 ; Sikora & Pokropek, 2011). Ils

confirment également que, dans tous les pays, les performances et l'indice socio-économique et culturel sont les variables qui sont les plus associées aux aspirations professionnelles (Buchmann & Park, 2009 ; Dupriez, Monseur & Van Campenhoudt, 2009 ; Marks, 2010). Les résultats obtenus dans la présente étude concernant le lien entre les performances en mathématiques et les aspirations professionnelles ne se limitent toutefois pas à ce domaine. Nagengast et Marsh (2012) ont en effet montré que, dans une majorité des pays participant à PISA 2006, les performances en sciences ont également un lien significatif et positif avec les aspirations de carrière. Concernant la lecture, aucune analyse portant sur les aspirations professionnelles n'a, à notre connaissance, été menée. Toutefois, Dupriez, Monseur et Van Campenhoudt (2009) ont pu montrer que la lecture a un lien significatif positif avec les aspirations d'études dans la quasi-totalité des pays étudiés (PISA 2003).

L'originalité de cet article réside principalement dans l'étude de l'impact des variables motivationnelles et émotionnelle sur les aspirations professionnelles, sous contrôle de plusieurs variables sociodémographiques et de performances scolaires. L'explication incrémentielle de ces variables est faible, mais nos résultats mettent en évidence un effet conjoint témoignant d'un certain enchevêtrement entre les variables de motivation et les caractéristiques individuelles.

Au niveau de l'impact propre des différentes variables motivationnelles et émotionnelle, certains résultats corroborent les conclusions de précédentes recherches. Tout d'abord, malgré l'importance accordée à l'intérêt dans différents modèles de motivation (notamment Eccles & Wigfield, 2002 ; Lent, Brown & Hackett, 2004), l'intérêt porté par les élèves aux mathématiques n'a pour ainsi dire aucun lien avec les aspirations professionnelles. Durik, Vida et Eccles (2006) avaient déjà pu constater cette absence de lien et faisaient l'hypothèse qu'à cet âge (au grade 10 dans leur étude), les jeunes ont plus de préoccupations liées à l'utilité du métier qu'au plaisir qu'ils pourraient éprouver au travers de celui-ci. La variable « perception de soi en mathématiques », qui porte sur le domaine général des mathématiques, présente une association avec les aspirations moins marquée que la variable « perception de ses capacités personnelles en mathématiques » qui propose d'auto-évaluer ses capacités à réaliser une liste de tâches mathématiques spécifiques, ce qui confirme notamment les résultats de Schulz (2005) dont les régressions logistiques mettaient en évidence que les performances et le sentiment d'efficacité personnelle contribuaient au développement des aspirations d'études et de carrière. Certains liens entre variables motivationnelles et émotionnelle sont couramment mentionnés dans la littérature : d'une part, les états psychologiques et émotionnels feraient partie des déterminants du sentiment d'efficacité personnelle et un sentiment d'efficacité élevé serait lié à une meilleure gestion du stress et de l'anxiété (Galand, 2006) ; d'autre part, les émotions pourraient jouer un rôle médiateur entre les croyances motivationnelles et les performances (Govaerts & Grégoire, 2006). Dans cette optique, nous avons imaginé un lien possible des émotions avec les choix de carrière mais la variable « anxiété à l'égard des mathématiques » ne présente un coefficient de régression significatif que dans 4 pays. Dans ces derniers, toutes choses égales par ailleurs, le lien entre l'anxiété et les aspirations professionnelles est positif. Nous pouvons faire l'hypothèse, qu'à compétences égales, les élèves anxieux sont des élèves soucieux de leur avenir et qui se projettent dans des professions ambitieuses. Enfin, la motivation instrumentale (proche de l'utilité perçue dans le modèle d'Eccles & Wigfield, 2002) a également un effet significatif dans la plupart des pays. L'effet de cette variable pourrait s'expliquer par le fait que bon nombre de professions socialement prestigieuses nécessitent une formation universitaire avec une composante mathématique parfois relativement importante ; les étudiants qui se destinent à de telles carrières ne peuvent alors que confirmer l'importance des mathématiques pour leur futur. Ce résultat peut également se comprendre à la lumière des résultats de Vermandele,

Plaigin, Dupriez *et alii* (2010) qui montrent que les étudiants de 1<sup>re</sup> génération à l'université ont majoritairement suivi des options de mathématiques fortes.

Notre recherche ne s'est pas limitée à l'étude du lien entre les variables individuelles et les aspirations professionnelles des élèves puisque les contextes scolaires ont été pris en considération. Notons tout d'abord que les variables de motivation et d'émotion agrégées à ce niveau n'ont pour ainsi dire aucun lien avec les aspirations professionnelles des élèves de 15 ans. Si, dans la majorité des pays, la motivation instrumentale et le sentiment d'efficacité propre à l'individu sont en lien avec ses aspirations professionnelles, le fait de côtoyer des pairs partageant ou non cette motivation et ce sentiment d'efficacité ne semble guère jouer de rôle.

À l'inverse, comme cela a déjà été montré (Buchmann & Park, 2009 ; Dupriez, Monseur & Van Campenhoudt, 2009 ; Nagengast & Marsh, 2012), la composition sociale et académique de l'établissement peut influencer les aspirations professionnelles. Dans la plupart des pays, le niveau socio-économique des écoles est associé positivement aux aspirations professionnelles des élèves. Côtoyer quotidiennement des condisciples issus de milieux privilégiés semble élever les aspirations professionnelles des jeunes de 15 ans. Comme l'ont déjà démontré Dupriez, Monseur et Van Campenhoudt (2009), l'effet de l'environnement académique de l'école est plus complexe, puisque dans certains pays, cet effet est positif, dans d'autres, aucun effet significatif n'a pu être mis en évidence et enfin, dans quelques pays, cet effet est négatif. Ces différences de résultats peuvent sans doute s'expliquer par la structure des systèmes scolaires.

Dans les systèmes éducatifs qui différencient l'offre d'enseignement de manière précoce (Autriche, France, Grèce, Hongrie), les élèves sont regroupés dans les écoles de manière relativement homogène en regard de leur performance scolaire (filiales d'enseignement). Ainsi, les élèves qui fréquentent des écoles performantes se caractérisent par des ambitions professionnelles plus élevées comparativement à leurs pairs qui ont été orientés prématurément dans des écoles professionnalisantes. Dans ce cas, le *reflected glory effect* (Trautwein, Lüdtke, Marsh *et al.*, 2009) selon lequel, par un effet d'assimilation, les perceptions de soi et les aspirations des étudiants seraient positivement influencées par le fait d'appartenir à un groupe perçu comme plus prestigieux, aurait un effet plus important que le *Big Fish Little Pond Effect* (Marsh, 1987). Par contre, les jeunes qui fréquentent une école où sont regroupés des jeunes issus de milieu moins favorisé baignent *de facto* dans un environnement où moins de parents ont obtenu un diplôme de l'enseignement supérieur ; la connaissance directe ou indirecte d'adultes diplômés ou qui exercent les professions les plus prestigieuses est moins répandue dans ces écoles. On comprend aisément que les professions plus prestigieuses paraissent aux élèves des écoles socialement défavorisées nettement plus inaccessibles. Par ailleurs, peu de leurs pairs envisagent de faire des études supérieures ; l'effet d'émulation est donc quasi absent. Le « déterminisme » lié à l'environnement social de l'école est donc bien présent dans ces systèmes éducatifs à enseignements différenciés.

Par contre, dans les systèmes à structure unique (Australie, Irlande, États-Unis), les écoles ont un recrutement scolaire plus hétérogène et les élèves ont donc la possibilité de définir leur niveau d'aspirations en se comparant à un groupe d'élèves plus hétérogène, dont le « destin » scolaire n'est pas encore formaté par la fréquentation d'une filière plus ou moins prestigieuse. Les élèves moins performants, par comparaison aux premiers de classe, risquent de développer une image plus négative de leurs capacités et entraîner ainsi une réduction de leurs aspirations professionnelles. On est bien en présence d'un *Big Fish Little Pond Effect*.

Par ailleurs, d'autres études (par exemple Monseur & Lafontaine, 2012) ont montré que dans les pays à filiales, l'origine socio-économique et culturelle des élèves, même à performances égales, est associée significativement au choix des filiales et *a fortiori* des écoles lorsque

celles-ci organisent des filières différentes. Nos résultats montrent que ce sont non seulement ces pays qui présentent la variance entre écoles la plus importante, mais aussi ceux pour lesquels les variables de composition des écoles semblent avoir l'impact le plus important sur l'explication de la variance interne aux établissements. Autrement dit, les élèves d'origine socio-économique et culturelle défavorisée ont plus de risques de se retrouver dans les écoles ou les filières les moins prestigieuses (et cela même s'ils sont aussi performants que leurs pairs), mais en plus, la composition sociale et académique de ces écoles va encore mettre un frein à leurs aspirations professionnelles (et cela toujours à performances égales).

En accord avec les constats de Marks (2010), on pourrait relativiser la part de déterminisme social en notant que dans tous les pays, à l'exception de l'Autriche et de l'Italie, l'impact propre de la performance est nettement plus élevé que celui de l'origine socio-économique et culturelle. D'un point de vue plus critique, on soulignera que le déterminisme socioculturel observé demeure trop important (voire inacceptable) puisque les résultats comparent les aspirations professionnelles d'élèves démontrant le même niveau de performance et fréquentant le même établissement. Dans cette logique, même si l'effet propre des variables motivationnelles demeure faible (de l'ordre de 2 %) et complexe à dégager (voir l'effet conjoint), il s'agit de l'effet observé sous contrôle des autres variables (« toutes choses égales par ailleurs »). La prise en compte des variables motivationnelles et émotionnelles est importante dans la mesure où il s'agit de variables changeables sur lesquels l'enseignant peut agir. Des recherches devraient être poursuivies en ce sens, notamment parce qu'elles permettent de rompre avec un certain déterminisme auquel pourraient conduire les constats pointant l'impact de variables individuelles non changeables (le sexe ou le statut socio-économique par exemple). Enfin, même si les facteurs socio-économiques et culturels ont bien plus de poids que les facteurs motivationnels, il ne faut pas oublier qu'il s'agit là aussi de variables potentiellement changeables, moyennant des politiques volontaristes en la matière. En ce sens, nos résultats apportent encore un peu d'eau au moulin de ceux qui défendent des systèmes d'enseignement moins sélectifs, plus performants et plus équitables (pour une revue de la question, voir Crahay, 2012).

Virginie Dupont

virginie.dupont@ulg.ac.be

Université de Liège (Belgique), Analyse des systèmes et pratiques d'enseignement

Christian Monseur

Université de Liège (Belgique), Approches quantitatives des faits éducatifs

Dominique Lafontaine

Université de Liège (Belgique), Analyse des systèmes et pratiques d'enseignement

Annick Fagnant

Université de Liège (Belgique), Didactique générale et intervention éducative

## BIBLIOGRAPHIE

- BANDURA A. (1986). *Social foundations of thought and action*. Englewood Cliffs, N. J. : Prentice-Hall.
- BANDURA A. (2003). *Auto-efficacité. Le sentiment d'efficacité personnelle*. Paris : De Boeck Université.
- BUCHMANN C. & PARK H. (2009). « Stratification and the formation of expectations in highly differentiated educational systems ». *Research in Social Stratification and Mobility*, n° 27, p. 245-267.
- CRAHAY M. (2012). *L'école peut-elle être juste et efficace ?* Bruxelles : De Boeck.
- DUMORA B. (2004). « La formation des intentions d'avenir à l'adolescence ». *Psychologie du travail et des organisations*, n° 10, p. 249-262.

- DUPRIEZ V., MONSEUR C. & VAN CAMPENHOUDT M. (2009). « Étudier à l'université : le poids des pairs et du capital culturel face aux aspirations d'études ». *Les Cahiers de recherche en éducation et formation*, n° 75.
- DURIK A. M., VIDA M. & ECCLES J. S. (2006). « Task values and ability beliefs as predictors of high school literacy choices: A developmental analysis ». *Journal of Educational Psychology*, vol. 98, n° 2, p. 382-393.
- DUSSAULT M., VILLENEUVE P. & DEAUDELIN C. (2001). « L'échelle d'autoefficacité des enseignants : validation canadienne-française du *Teacher efficacy scale* ». *Revue des sciences de l'éducation*, vol. 27, n° 1, p. 181-194.
- OCDE (2005). *PISA 2003 Technical Report*. Paris : OCDE.
- ECCLES J. S., BARBER B. L. & JOZEFOWICZ D. (1999). « Linking gender to educational, occupational and recreational choices: applying the Eccles *et al.* model of achievement-related choices ». In W. B. Swann, J. H. Langlois & L. A. Gilbert (dir.), *Sexism and stereotypes in modern society*. Washington : American Psychological Association, p. 153-192.
- ECCLES J. S. & WIGFIELD A. (2002). « Motivation beliefs, values and goals ». *Annual Review of Psychology*, n° 53, p. 109-132.
- GALAND B. (2006). « La motivation en situation d'apprentissage : les apports de la psychologie de l'éducation ». *Revue française de pédagogie*, n° 155, p. 5-8.
- GANZEBOOM H. B. G., DE GRAFF P. & TREIMAN D. J. (1992). « A standard international socio-economic index of occupational status ». *Social Sciences Research*, vol. 21, n° 1, p. 1-56.
- GOVAERTS S. & GRÉGOIRE J. (2006). « Motivation et émotions dans l'apprentissage scolaire ». In B. Galand & É. Bourgeois (dir.), *(Se) Motiver à apprendre*. Paris : PUF, p. 97-108.
- KJAERNSLI M. & LIE S. (2011). « Students' preference for science careers: International comparisons based on PISA 2006 ». *International Journal of Science Education*, vol. 33, n° 1, p. 121-144.
- LENT R. W., BROWN S. D. & HACKETT G. (1994). « Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance ». *Journal of Vocational Behavior*, n° 45, p. 79-122.
- LENT R. W. (2008). « Une conception sociale cognitive de l'orientation scolaire et professionnelle : considérations théoriques et pratiques ». *L'Orientation scolaire et professionnelle*, n° 37/1, p. 57-90.
- MARKS G. N. (2010). « Meritocracy, modernization and students' occupational expectations: Cross-national evidence ». *Research in Social Stratification and Mobility*, n° 8, p. 275-289.
- MARSH H. W. (1987). « The Big-Fish-Little-Pond Effect on Academic Self-Concept ». *Journal of Educational Psychology*, vol. 79, n° 3, p. 280-295.
- MARSH H. W. (1991). « Failure of high-ability school to deliver academic benefits commensurate with their students' ability levels ». *American Educational Research Journal*, n° 28, p. 445-480.
- MARSH H. W. & O'MARA (2010). « Long-term negative effects of school-average ability on diverse educational outcomes: direct and indirect effects of the Big-Fish-Little-Pond Effect ». *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, n° 24, p. 51-72.
- MARSH H. W. & HAU K.-T. (2003). « Big-Fish-Little-Pond Effect on academic self-concept. A cross-cultural (26 country) test of the negative effects of academically selective schools ». *American Psychologist*, vol. 58, n° 5, p. 364-376.
- McDANIEL A. & BUCHMANN C. (2007). « Cross-national gender gaps on educational and occupational expectations: a study of patterns and causes ». Communication présentée au

- Population Association of American Annual Meeting*, organisé à New York (États-Unis) en mars 2007.
- MONSEUR C. & LAFONTAINE D. (2012). « Structure des systèmes éducatifs et équité : un éclairage international ». In M. Crahay (dir.), *L'école peut-elle être juste et efficace ?* Bruxelles : De Boeck.
- MURAT F. & ROCHER T. (2002). « La place du projet professionnel dans les inégalités de réussite scolaire à 15 ans ». In INSEE, *France, portrait social – édition 2002-2003*. Paris : INSEE.
- NAGENGAST B. & MARSH H. W. (2012). « Big fish in little ponds aspire more: mediation and cross-cultural generalizability of school-average ability effects on self-concept and career aspirations in science ». *Journal of Educational Psychology*, vol. 104, n° 4, p. 1033-1053.
- NEUVILLE S., FRENAY M. & BOURGEOIS É. (2007). « Task value, self-efficacy and goal orientations: impact on self-regulated learning, choice and performance among university students ». *Psychologica Belgica*, vol. 47, n° 1, p. 95-117.
- PINTRICH P. R. & SCHUNK D. H. (1996). *Motivation in education: Theory, research, and applications*. Englewood Cliffs, N. J. : Prentice Hall.
- SCHULZ W. (2005). « Mathematics self-efficacy and student expectations. Results from PISA 2003 ». Communication présentée à l'*Annual Meetings of the American Educational Research Association*, organisé à Montréal (Canada) du 11 au 15 avril 2005.
- SEATON M., MARSH H. W. & CRAVEN R. G. (2009). « Earning its place as a pan-human theory: universality of the Big-Fish-Little-Pond Effect across 41 culturally and economically diverse countries ». *Journal of Educational Psychology*, vol. 101, n° 2, p. 403-419.
- SHEU H.-B., LENT R. W., BROWN S. D., MILLER M. J., HENNESSY K. D. & DUFFY R. D. (2010). « Testing the choice model of social cognitive career theory across Holland themes: a meta-analytic path analysis ». *Journal of Vocational Behavior*, n° 76, p. 252-264.
- SIKORA J. & POKROPEK A. (2011). « Gendered Career Expectations of students: Perspectives from PISA 2006 ». *Education Working Papers*, n° 57.
- TRAUTWEIN U., LÜDTKE O., MARSH H. W. & NAGY G. (2009), « Within-School social comparison: How students perceive the standing of their class predicts academic Self-Concept ». *Journal of Educational Psychology*, vol. 101, n° 4, p. 853-866.
- VERMANDELE C., PLAIGIN C., DUPRIEZ V., MAROY C., VAN CAMPENHOUDT M. & LAFONTAINE D. (2010). « Profil des étudiants entamant des études universitaires et analyse des choix d'études ». *Les Cahiers de recherche en éducation et formation*, n° 78.

<sup>1</sup> Le *Programme international pour le suivi des acquis* (PISA), mené sous l'égide de l'OCDE, est une enquête internationale à large échelle qui a lieu tous les trois ans depuis l'an 2000. Lors de chaque collecte de données, les échantillons nationaux constitués de quelque 5000 élèves sont évalués à chaque fois dans trois domaines, en mettant l'accent sur un domaine en particulier : la lecture en 2000 et 2009, la culture mathématique en 2003 et 2012 et la culture scientifique en 2006. Les élèves sont évalués dans les domaines précités pendant 2 heures et doivent ensuite répondre à un questionnaire contextuel sur leur environnement familial et scolaire, leurs aspirations académiques et professionnelles... Lors de l'étude de 2009, 475 000 élèves répartis dans plus de 17 000 écoles et issus de 65 pays ont pris part à l'étude.

<sup>2</sup> La performance en mathématiques correspond à la valeur plausible 1.

<sup>3</sup> Les variables indépendantes ont été standardisées avec une moyenne de 0 et un écart-type de 1 afin de pouvoir comparer les coefficients de régression entre variables indépendantes. La variable dépendante a été standardisée avec une moyenne de 500 et un écart-type de 100, comme il est d'usage de le faire dans le cadre des études internationales.

<sup>4</sup> Étant donné que plus de 30 % des données étaient manquantes en Allemagne, en Grande-Bretagne, en Lettonie et en République slovaque, ces pays n'ont pas été retenus dans les analyses.

<sup>5</sup> Notons cependant que la variance entre écoles en Pologne ne représente que 4 % de la variance totale. On arrive donc à expliquer quasi toute la variance entre écoles, dans un système où celle-ci est dérisoire.

<sup>6</sup> L'analyse des corrélations intra-écoles entre les variables motivationnelles et émotionnelle d'une part et les autres caractéristiques individuelles d'autre part (annexe 1) montre d'ailleurs qu'il existe bien des liens entre ces deux ensembles de variables. C'est avec la performance que les liens sont les plus importants.