

**Les enseignants en formation face aux approches
pédagogiques : une analyse en classes latentes**
**Primary and secondary pre-service teachers' beliefs about
teaching approaches: a latent class analysis**
**Los maestros en formación frente a los enfoques pedagógicos:
un análisis en clases latentes**

Philippe Wanlin et Marcel Crahay

Volume 41, numéro 2, 2015

Texte reçu le 8 mai 2013, version finale reçue le : 8 décembre 2014,
accepté le : 10 février 2015

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1034035ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1034035ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Revue des sciences de l'éducation

ISSN

0318-479X (imprimé)

1705-0065 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Wanlin, P. & Crahay, M. (2015). Les enseignants en formation face aux approches pédagogiques : une analyse en classes latentes. *Revue des sciences de l'éducation*, 41(2), 251–276. <https://doi.org/10.7202/1034035ar>

Résumé de l'article

Le discours pédagogique oppose socioconstructivisme et transmission. Nous examinons l'adhésion des enseignants en formation à cette opposition. Constatant l'absence d'un instrument approprié en français, nous avons trouvé dans les écrits de recherche anglophones et germanophones des outils sommairement validés. Nous en avons extrait 30 items que nous avons traduits et soumis à 228 enseignants en formation. Les analyses factorielles aboutissent à un outil qui obtient de bonnes qualités psychométriques. Nous montrons, d'une part, que les conceptions des enseignants en formation sont moins clivées que le discours pédagogique et, d'autre part, que l'adhésion au socioconstructivisme dépend de la formation suivie. Des implications pour la recherche et la formation sont discutées.

Les enseignants en formation face aux approches pédagogiques : une analyse en classes latentes*



Philippe Wanlin
Chargé d'enseignement
Université de Genève



Marcel Crahay
Professeur
Université de Genève

RÉSUMÉ • Le discours pédagogique oppose socioconstructivisme et transmission. Nous examinons l'adhésion des enseignants en formation à cette opposition. Constatant l'absence d'un instrument approprié en français, nous avons trouvé dans les écrits de recherche anglophones et germanophones des outils sommairement validés. Nous en avons extrait 30 items que nous avons traduits et soumis à 228 enseignants en formation. Les analyses factorielles aboutissent à un outil qui obtient de bonnes qualités psychométriques. Nous montrons, d'une part, que les conceptions des enseignants en formation sont moins clivées que le discours pédagogique et, d'autre part, que l'adhésion au socioconstructivisme dépend de la formation suivie. Des implications pour la recherche et la formation sont discutées.

MOTS CLÉS • socioconstructivisme, enseignement transmissif, conceptions des enseignants, validation de questionnaire, formation des enseignants.

1. Introduction et problématique

La scène pédagogique actuelle est dominée par la *doxa* du socioconstructivisme. De nombreux auteurs s'en réclament. L'existence de phénomènes doxiques fait partie de la vie en société (par exemple, Amossy et Sternberg, 2002). Pour Bourdieu (1979), la *doxa* facilite la communication en offrant aux individus des principes de structuration du monde social. Il écrit : (...) *l'expérience première du monde est celle de la doxa, adhésion aux relations d'ordre qui (...) sont acceptées comme allant de soi* (p. 549).

* Les auteurs remercient les responsables de la Section des sciences de l'éducation de la Faculté de psychologie et des sciences de l'éducation de l'Université de Genève pour leur soutien financier.

Comme toute *doxa*, le socioconstructivisme se présente comme un système (Lenglet, 1984) : une série d'idées sont avancées comme la vérité inscrite dans un champ manichéen dans laquelle elle constitue le pôle du bien opposé au mal qui, dans le cas présent, est l'enseignement transmissif. Par ailleurs, le fait de souligner le rapport de la *doxa* à l'idéologie ne signifie pas que le socioconstructivisme n'ait aucune attache avec le savoir scientifique. Bien au contraire ! Les défenseurs du socioconstructivisme le présentent comme une théorie qui résulte du rapprochement des théories de Piaget et de Vygotsky (voir le site de Labédié et Amossé). Certes, comme le soulignait Barthes (1957), il faut distinguer la *doxa* du savoir scientifique. Cependant, ainsi que l'a fait remarquer Grivel (1980), entre *doxa* et théorie scientifique, les rapports sont plutôt de nature dialectique. C'est d'ailleurs en s'appuyant sur certaines références scientifiques qu'une *doxa* puise sa légitimité. Mais rapport dialectique signifie également que des chercheurs peuvent interroger cette légitimité. C'est ce que n'ont pas manqué de faire, à propos du socioconstructivisme, des auteurs comme Tobias (2009) qui écrit que les partisans de cette approche n'ont rarement rien d'autre que leur prose pour défendre leurs thèses vis-à-vis d'une multitude de recherches qui ont montré la supériorité de l'approche transmissive par la confrontation à des groupes de contrôle (par exemple, Kirschner, Sweller et Clark, 2006; Mayer, 2004). Pour Sweller, Kirschner et Clark (2007), l'approche socioconstructiviste semble surtout fonctionner avec des élèves qui n'éprouvent pas de difficultés scolaires et, d'une manière générale, si elle intègre certains principes de l'enseignement transmissif (autrement dit, installation des prérequis, guidage par l'enseignant, rétroactions, progression dans la complexité des apprentissages, etc.). Cette position est importante, car elle met en question l'opposition entre socioconstructivisme et enseignement transmissif, alors que cette opposition est au cœur du discours des socioconstructivistes.

L'objet de notre recherche n'est pas de valider ou de réfuter les propositions socioconstructivistes quant à leur efficacité; d'autres le font (par exemple, Alfieri, Brooks, Aldrich et Tenenbaum, 2011; Furtak, Seidel, Iverson et Briggs, 2012; Schroeder, Scott, Tolson, Huang et Lee, 2007). Il s'agit plutôt de questionner le processus de propagation ou de diffusion des idées socioconstructivistes dans le monde des enseignants. Partant du constat, établi en fréquentant quotidiennement les programmes de formation initiale des enseignants, que le socioconstructivisme peut être présenté comme la seule pensée pédagogique contemporaine légitime, nous avons voulu savoir comment ce corpus d'idées est repris ou assimilé par les étudiants inscrits dans cette formation. Autrement dit, nous nous questionnons sur le degré d'adhésion des enseignants en formation à l'approche socioconstructiviste et nous nous demandons dans quelle mesure cette adhésion a pour corollaire le rejet de l'approche transmissive. Notre hypothèse est que plus les enseignants en formation avancent dans leur formation, plus ils adoptent un profil correspondant à la *doxa* socioconstructiviste.

Instruisant ce questionnement, un second objet s'est imposé à nous : la construction et la validation d'un instrument permettant d'appréhender, auprès d'un public d'enseignants, les conceptions concernant les approches socioconstructiviste ou transmissive dans l'enseignement. Nous avons procédé à une analyse du contenu basée sur les titres et les mots-clés des articles de plusieurs revues francophones publiées depuis 2000 : *Revue Française de Pédagogie* (du numéro 130,2000 au numéro 180,2012), *Revue des sciences de l'éducation* (XXVI/2000 et XXXVII/2011), *Mesure et évaluation en éducation* (23[1]2000 – 35[3]2011), *Éducation et didactique* (1[1]2007 – 7[1]2013) et *Revue suisse des sciences de l'éducation* (22[1]2000 – 34[2]2012). Signalons que les numéros en indice correspondent aux numéros de volumes des revues consultées ; donc par exemple, pour la revue MEE, nous avons consulté à partir du premier numéro du volume 23 jusqu'au troisième numéro du volume 35. À l'occasion de cette analyse, nous avons dû constater l'inexistence d'échelle de langue française validée, permettant de mesurer les conceptions pédagogiques des enseignants. Dès lors, nous avons été obligés de nous tourner vers les écrits de recherche anglophones et germanophones. Nous avons interrogé les bases de données ERIC, JSTOR, PsycInfo et EBSCO-Host pour obtenir des publications anglophones dont le titre ou les mots-clés contiennent les expressions, et leurs dérivés, *constructivism*, *receptive*, *traditional* et *beliefs* ou *knowledge*. Les publications germanophones ont été obtenues par l'interrogation de la base de données du Deutsche Institut für Internationale Pädagogische Forschung (DIPF) (fachportalpaedagogik.de) et le site digizeitschriften.de, avec les traductions allemandes des mêmes mots-clés, complétée par notre connaissance de certains travaux, notamment ceux des équipes des projets COACTIV et Pythagoras. Cette seconde enquête bibliographique a été, elle, couronnée de succès. Dans ce texte, par conséquent, nous traitons uniquement des articles provenant des écrits de recherche anglais et allemands.

En définitive, dans le présent article, nous poursuivons quatre objectifs. Le premier est de nous doter d'un outil de mesure valide des conceptions pédagogiques. Pour ce faire, nous comparons plusieurs outils anglophones et germanophones dont nous extrairons des affirmations pour composer une banque d'items en français ; ensuite, nous mettrons ces items à l'épreuve au sein d'un échantillon d'enseignants en formation pour le primaire et le secondaire. Le deuxième objectif est d'étudier si, pour les enseignants, les conceptions pédagogiques sont antagonistes. Le troisième objectif est d'examiner, au moyen d'une analyse typologique, plus particulièrement une analyse en classes latentes, comment les enseignants en formation au primaire et secondaire interrogés se positionnent par rapport aux idées socioconstructivistes. Enfin, quatrième objectif, nous explorons si certains facteurs, tels que le type de formation entreprise et le degré d'avancement dans celle-ci, influent sur le positionnement des enseignants en formation par rapport au socioconstructivisme et à l'enseignement transmissif.

2. Contexte théorique

L'examen des questionnaires existants nous a conduits à l'analyse fournie dans le tableau 1. Ce tableau présente, pour chaque étude, les éléments suivants: les auteurs et la date de publication, l'origine du questionnaire qu'elle a utilisé, le nombre d'items du questionnaire, le type d'échelle utilisée pour le sondage des conceptions pédagogiques dans la matière donnée ainsi que les sous-échelles, la taille des échantillon et les indices de consistance interne des échelles et/ou sous-échelles. Comme le montre le tableau 1, nous avons pu trouver neuf articles présentant un instrument de mesure des conceptions pédagogiques des enseignants. La seconde colonne fait apparaître que presque tous les articles repérés réfèrent de manière directe ou indirecte au questionnaire de Fennema, Carpenter et Loef (1990), lui-même inspiré de l'étude de Peterson, Fennema, Carpenter et Loef (1989). Fennema et al. (1990) ont, en effet, développé un questionnaire de 48 items à partir des résultats qu'ils avaient obtenus avec Peterson dans une recherche pour laquelle ils avaient interviewé 39 enseignants de mathématiques pour connaître leurs convictions en matière d'enseignement. Les études de Woolley, Benjamin et Williams-Woolley (2004) et de Hermans, Van Braak et Van Keer (2008) se fondent sur un questionnaire qu'ils ont développé à partir de leurs entrevues d'enseignants. À noter que nous n'avons pas utilisé les questionnaires de Belo, van Driel, van Veen et Verloop (2014) ni ceux de Könings, Seidel, Brand-Gruwel et van Merriënboer (2014), car ils n'étaient pas disponibles au moment de la construction de notre instrument. Nous n'avons pas utilisé le questionnaire de Chan et Elliott (2004), car les items ne portent pas explicitement sur les conceptions de l'enseignement, mais plutôt sur celle de l'apprentissage. Quant au questionnaire de Chen, Brown, Hattie et Millward (2012), vu que, selon nous, les items pourraient inciter notre public à adopter des réponses entachées de désirabilité sociale, il n'a pas été retenu.

Staub et Stern (2002) écrivent qu'ils ont repris une partie des items de Fennema et al. (1990) en les combinant à ceux de Cobb, Wood, Yackel, Nicholls, Wheatley, Trigatti et Perlwitz (1991). Cobb et al (1991) ont lu les théories et ont transformé les idées maîtresses de ces théories en affirmations pour développer un questionnaire qui a été utilisé par Hess (2002), Rakoczy, Buff et Lipowsky (2005), et aussi par Leuchter, Reusser, Pauli et Klieme (2008). De leur côté, les chercheurs Voss, Kleickmann, Kunter et Hachfeld (2011) combinent une sélection des items de Fennema et al. (1990) avec une sélection de ceux de Grigutsch, Raatz et Törner (1996).

La plupart de ces différentes études ont été menées sur des échantillons relativement petits, allant de 18 à 81 enseignants de mathématiques. Seule la recherche de Voss et al. (2011) fait exception: elle portait sur 328 enseignants de mathématiques dans des écoles secondaires. Selon les études, les modalités de réponse sur l'échelle de Likert allaient de 4 à 5 degrés d'accord. Quant aux alphas de Cronbach, ils varient entre 0,67 et 0,88 pour la vision constructiviste et entre 0,68 et 0,88,

Tableau 1

Synoptique des études ayant utilisé un questionnaire de mesure des conceptions pédagogiques – sources, nombre d'items, matière, structure, échantillons et alphas de Cronbach

Étude	Source principale du questionnaire	Nombre d'items disponibles/ total	Matière	Échelles	Échantillon (n)	α
Fennema et al. (1990) dans Capraro (2001)	Peterson et al. (1989)	48/48	Math.	Lickert 5 - Manière d'apprendre les mathématiques - Manière d'enseigner les mathématiques - Relations entre apprentissage, concepts et procédures	39	0,93
Cobb et al. (1991)	Items développés par l'équipe de Cobb	10/33	Math.	Lickert 5 - 1 dimension C/T	18	0,96
Staub et Stern (2002)	Fennema et al. (1990) Cobb et al. (1991)	8/48	Math.	Lickert 5 - Rôle de l'apprenant (12 it.) - Résolution de problèmes (12 it.) - Socioconstructivisme (12 it.) - Rôle de l'enseignant (12 it.)	53	0,90 0,85 n.i. 0,60 n.i.
Hess (2002)	Staub et Stern (2002)	48/48	Math.	Lickert 5	81	n.i.
Rakoczy et al. (2005)	Staub et Stern (2002)	16/48	Math.	Lickert 4 - Convictions constructivistes (6 it.) - Convictions traditionnelles (10 it.)	38	0,78 0,88
Leuchter et al. (2008)	Rakoczy et al. (2005)	n.i.	Math.	Licket 4 - Convictions constructivistes (it. n.i.) - Convictions traditionnelles (it. n.i.)	36	0,78 0,88
Voss, Kleickmann et al. (2011)	Fennema et al. (1990) Grigutsch et al. (1996)	7/44	Math.	Lickert 4 Vision constructiviste - Mathématiques comme processus (4 it.) - Apprentissage discursif autonome et signifiant (12 it.) - Confiance dans l'autonomie mathématique des élèves (5 it.) Vision transmissive - Mathématiques boîte à outils (5 it.) - Solution unique (2 it.) - Apprentissage réceptif à l'aide de démonstration et d'exemples (12 it.) - Insinuation de savoir technique (4 it.)	328	0,67 0,88 0,81 0,73 0,76 0,86 0,68

n.i. = non indiqué dans le texte de référence; * enseignants en formation; † étudiants *tous venants*; Math. = mathématiques, Gén. = Général

Tableau 1 (suite)

Synoptique des études ayant utilisé un questionnaire de mesure des conceptions pédagogiques – sources, nombre d'items, matière, structure, échantillons et alphas de Cronbach

Étude	Source principale du questionnaire	Nombre d'items disponibles/ total	Matière	Échelles	Échantillon (n)	α
Woolley et al. (2004)	Entrevue préalable de 14 enseignants en fonction	34/34	Gén.	Lickert 6 4 facteurs : gestion traditionnelle, enseignement traditionnel, enseignement constructiviste, parent constructiviste	137 + 61*	n.i.
		21/21	Gén.	Lickert 6 3 facteurs : - Gestion traditionnelle (GT) - Enseignement traditionnel (ET) - Enseignement constructiviste (EC)	856*	0,52 0,78 0,73
Hermans et al. (2008)	Interview préalable d'enseignants en fonction (banque de 26 items mais ils n'en retiennent que 22)	18/22	Gén.	Lickert 5 2 dimensions (35,1% var. exp.) : - Constructiviste - développementale (9 it.) - Transmissif (9 it.)	166† + 186*	0,73 0,77
		18/18	Gén.	Lickert 5 - Constructiviste - développementale (9 it.) - Transmissif (9 it.)	377	0,71 0,75
		18/18	Gén.	Lickert 6 - Constructiviste - développementale (9 it.) - Transmissif (9 it.)	380	0,69 0,71

n.i. = non indiqué dans le texte de référence ; * enseignants en formation ; † étudiants *tous venants* ; Math. = mathématiques, Gén. = Général

pour la vision transmissive. On trouve cinq sous-études ventilées dans les deux textes : les 2 premières sous-études sont relatées dans l'étude de Wooley et les trois autres dans l'étude de Hermann. Il y a donc deux textes présentant deux études. Chaque étude présente ses deux sous-études. Quasiment toutes les études portent sur les mathématiques ; elles utilisent le questionnaire de Fennema et al. (1990) ; deux font exception en présentant un questionnaire généraliste. Woolley et al. (2004) ont en effet mené deux études, l'une portant sur 198 enseignants, dont une partie en formation, et l'autre sur 856 enseignants en formation. Hermans et al. (2008) présentent trois études portant chacune sur des échantillons importants : l'une combinant des étudiants *tous venants* et des enseignants en formation et les deux autres sondant des enseignants titulaires. Ces deux questionnaires obtiennent des alphas qui oscillent entre 0,71 et 0,78 pour la conception transmissive et entre 0,69 et 0,73 pour la conception constructiviste.

Le tableau 2 continue la description de chaque étude exposée dans le tableau 1 par les informations suivantes : les qualités psychométriques des échelles obtenues par des analyses factorielles exploratoires et deux types de remarques avec, d'une part, une observation sur la manière de calculer le score de conception pédagogique et, d'autre part, des observations sur les résultats obtenus par les chercheurs. Le tableau 2 montre que la plupart des chercheurs ne présentent pas d'indices d'ajustement de leur modèle. Les deux textes de Voss (2011a et 2011b) ainsi que les textes de Woolley et al. (2004) et de Hermans et al. (2008) font exception. Les indicateurs d'ajustement des Voss et al (2011a, 2011b) sont bons. Woolley et al. (2004) et Hermans et al. (2008) sont généreux avec leurs outils qui n'obtiennent que des statistiques encourageantes. Hermans et al. (2008) proposent une sous-étude dans laquelle ils comparent leur instrument à celui de Wooley et al. (2004). Dans les deux cas, ils obtiennent des indicateurs de qualité d'ajustement relativement peu satisfaisants ; ceux relatifs à leur questionnaire sont, toutefois, meilleurs que ceux obtenus pour le questionnaire de Wooley et al. (2004).

Une dernière observation, importante sur le plan théorique, s'impose encore. Avant Voss, Kleickmann et al. (2011a), les scores constructiviste ou transmissif étaient fréquemment ramenés sur un continuum opposant ces deux visions. Par exemple, Cobb et al. (1991) et Staub et Stern (2002) proposent un alpha pour leur échelle globale et suggèrent une solution où les items sont encodés de manière à ce que la vision constructiviste soit représentée par un score élevé et la vision transmissive par un score bas sur un continuum unidimensionnel. Voss, Kleickmann et al. (2011a) apportent la démonstration que les conceptions pédagogiques des enseignants sont bidimensionnelles avec une dimension constructiviste et une dimension transmissive, les deux ne pouvant être fusionnées en une échelle unidimensionnelle. À partir de là et des apports de l'équipe Pythagoras (Leuchter et al., 2008 ; Rakoczy et al., 2005), on dispose de valeurs à la fois pour la vision constructiviste et pour la vision transmissive, celles-ci étant corrélées entre elles selon des coefficients allant de - 0,67 à 0,13. D'autres chercheurs

Tableau 2

Synoptique des études ayant utilisé un questionnaire de mesure des conceptions pédagogiques – qualité d'ajustement, composition des scores et commentaires

Étude	Indices d'ajustement	Calcul du score	Résultats ou remarques
Fennema et al. (1990)	n.i.	Polarisation de l'encodage des items pour l'obtention d'un score global sur un continuum opposant les croyances ASc aux croyances AT	Les informations reprises dans cette ligne du tableau sont issues de Capraro (2001) qui a répliqué ce questionnaire sur 123 enseignants puis sur 54 autres enseignants avec les valeurs suivantes : $\alpha = 0,68/0,86$; elle réduit par analyse factorielle exploratoire (ACP) l'échelle initiale à 18 items (6 par facteur qu'elle renomme : apprentissage de l'élève, stades d'apprentissage et pratiques d'enseignant).
Cobb et al. (1991)	n.i.	n.i.	Les 10 enseignants intégrés dans un projet longitudinal d'enseignement socioconstructiviste ont des croyances plus socioconstructivistes que 8 enseignants non intégrés dans ce projet.
Staub et Stern (2002)	n.i.	Polarisation de l'encodage des items pour l'obtention d'un score global sur un continuum opposant les croyances ASc aux croyances AT	L'observation en classe de 27 des enseignants de leur échantillon montre que les enseignants socioconstructivistes proposent davantage de tâches basées sur la compréhension et la résolution de problèmes que les enseignants à tendance traditionnelle. Les élèves des enseignants socioconstructivistes obtiennent de meilleurs résultats aux tâches de résolution de problèmes mais l'impact des ASc/T sur les performances est moindre que celui des connaissances préalables des élèves et de leur QI.
Hess (2002)	n.i.	n.i.	-
Rakoczy et al. (2005)	n.i.	n.i.	-
Leuchter et al. (2008)	n.i.	Calcul de 2 scores factoriels, l'un constructiviste, l'autre transmissif	De l'observation de leur échantillon contenant 18 enseignants allemands et 18 enseignants suisses-allemaniques, ils découvrent qu'il n'y pas de lien évident entre les ASc/T et les processus d'enseignement.

Tableau 2 (suite)

Synoptique des études ayant utilisé un questionnaire de mesure des conceptions pédagogiques – qualité d'ajustement, composition des scores et commentaires

Étude	Indices d'ajustement	Calcul du score	Résultats ou remarques
Voss et al. (2011a)	$\chi^2(13) = 21,62$ p< 0,05 CFI = 0,988 RMSEA = 0,045 s.f. = 0,46-0,91	Étant données la corrélation de -0,67 et la détérioration statistiquement significative de l'ajustement du modèle lorsqu'ils testent l'hypothèse de la polarisation AsC/T sur un même continuum, ils concluent que l'on peut estimer que les deux dimensions sont distinctes bien qu'elles ne soient pas totalement indépendantes.	L'étude des liens entre les AsC/T des enseignants, les apprentissages des élèves et les pratiques des enseignants a porté sur 155 enseignants. Le lien entre AsC/T et résultats est certes médiatisé par les pratiques des enseignants mais l'influence la plus forte reste le niveau des connaissances préalables des élèves. Rem.: Les pratiques n'ont pas été observées directement par les chercheurs, mais elles ont été sondées, par questionnaire, auprès des élèves. Dubberke, Kunter, McElvany, Brunner et Baumert (2008) traitent des mêmes 155 enseignants mais seulement sur la validation de la partie des questionnaires portant les CAT.
Woolley et al. (2004)	n.i. $\chi^2(186) = 753,79$ p< 0,00 CFI = 0,81 NFI = 0,76 NNFI = 0,78 GFI = 0,91 AGFI = 0,88 RMSEA = 0,066 s.f. = n.i.	n.i. Moyennes des scores d'items pour chaque facteur	Ajustement insuffisant pour le <i>Teacher beliefs survey (TBS)</i> Bon ajustement d'après les auteurs Les sous-échelles AT et AsC obtiendraient d'excellentes saturations d'items quel que soit l'échantillon considéré. Corrélations : GT/ET 0,559 p< 0,01 ; GT/EC -0,003 n.s. ; ET/EC -0,011 n.s.
Woolley et al. (2004)	n.i. $\chi^2(186) = 753,79$ p< 0,00 CFI = 0,81 NFI = 0,76 NNFI = 0,78 GFI = 0,91 AGFI = 0,88 RMSEA = 0,066 s.f. = n.i.	n.i. Moyennes des scores d'items pour chaque facteur	Ajustement insuffisant pour le <i>Teacher beliefs survey (TBS)</i> Bon ajustement d'après les auteurs Les sous-échelles AT et AsC obtiendraient d'excellentes saturations d'items quel que soit l'échantillon considéré. Corrélations : GT/ET 0,559 p< 0,01 ; GT/EC -0,003 n.s. ; ET/EC -0,011 n.s.

n.i. = non indiqué dans le texte de référence; s.f. = saturations factorielles; n.s. = non significatif

montrent la coexistence des croyances issues des deux approches (Belo et al., 2014; Schuh, 2004).

En définitive, il existe peu d'instruments de mesure des conceptions pédagogiques des enseignants : aucun en langue française et ceux trouvés en langue anglaise ou allemande se réclament, dans la majorité des cas, de la même source. De surcroît, il apparaît que parmi les textes rassemblés, peu proposent une validation stricte des instruments qu'ils utilisent. Notre contribution vise donc à recenser les items des différents questionnaires afin de proposer une banque d'items mesurant les conceptions pédagogiques des enseignants en essayant d'obtenir un nombre équilibré d'items par sous-échelle, tout en les débarrassant de toute référence à une matière spécifique afin d'en favoriser l'utilisation dans des disciplines variées. Cela réalisé, nous avons soumis l'ensemble des items à un échantillon d'enseignants en formation, pour obtenir des indicateurs de la qualité de notre outil qui pourraient servir de référence lors de répliquations ultérieures. Ce faisant, nous nous attachons à confirmer les résultats de Voss, Kleickmann et al. (2011), mais aussi de Dubberke, Kunter, McElvany, Brunner, et Baumert, (2008), Leuchter (2009) et de Voss, Kunter et Baumert (2011), sans exclure la possibilité que les enseignants puissent adopter des croyances issues des deux perspectives psychopédagogiques.

3. Méthodologie

3.1 Sujets

Notre échantillon est composé de 228 enseignants en formation de l'Université de Genève (Institut universitaire de formation des enseignants-IUFE) : 138 enseignants en formation pour le primaire et 90 pour le secondaire. En ce qui concerne les premiers, nous avons sondé les candidats inscrits dans les trois dernières années de la formation, excluant les étudiants de 1^e année, car celle-ci constitue un tronc commun qui rassemble non seulement des étudiants se préparant pour le primaire mais aussi de futurs psychologues ou logopèdes en Suisse. Les étudiants de 2^e primaire étaient au nombre de 84, ils étaient 38 en 3^e et 16 en dernière année de formation. Les enseignants en formation pour le secondaire étaient 21 en première année et 69 en dernière année. Pour les candidats au primaire, l'expérience de terrain va *crescendo* avec le niveau d'étude et passe par l'intermédiaire de stages ; tous les candidats de deuxième secondaire bénéficient d'un engagement à 50 %, alors que l'expérience de terrain des étudiants de première année est variable et non garantie. Notons encore que notre échantillon est composé de 158 femmes, - dont 110 se forment pour le primaire. Parmi les candidats au secondaire, on en compte 26 inscrits en sciences humaines (histoire, géographie, musique, alimentation et arts visuels), 28 en sciences (physique, chimie, mathématiques et biologie), 13 en langues (anglais et français), 14 en éducation physique et sportive ainsi que 9 qui ne mentionnent pas cette information.

3.2 Instrumentation

Notre outil de sondage des conceptions pédagogiques (CAsC/T) reprend l'ensemble des items fournis par Rakoczy et al. (2005). Vu le nombre déséquilibré d'items entre les deux dimensions, nous les avons complétés avec cinq items issus de Hess (2002) : 2 items constructivistes et 3 transmissifs. Afin d'obtenir un équilibre encore meilleur, nous avons complété avec 10 items issus du questionnaire de Hermans et al. (2008), dont les indicateurs d'ajustement sont meilleurs que ceux caractérisant celui de Woolley et al. (2004). Au total, nous avons constitué une banque de 30 items : 14 pour le socioconstructivisme et 16 pour la transmission. Le tableau disponible dans l'annexe reprend ces 30 items. Les items représentant le socioconstructivisme tournent autour de l'idée selon laquelle *les élèves peuvent trouver seuls et sans l'aide d'un adulte les procédures de résolution de beaucoup de problème*, mais aussi que cette identification des solutions peut être groupale et qu'elle se déroule avant même que l'enseignant ne montre les procédures de résolution de problèmes. Cette vision est proche de celle des défenseurs du socioconstructivisme (Hmelo-Silver, Duncan et Chinn, 2007 ; Kirschner, Sweller et Clark, 2006 ; Kuhn, 2007 ; Schmidt, Loyens, van Gog et Paas, 2007 ; Sweller, Kirschner et Clark, 2007). À l'opposé, nous avons des items qui insistent sur la nécessité des explications, démonstrations et exposés des contenus par les enseignants, de la communication des marche-à-suivre pour les résolutions des problèmes. Ces items qui incluent aussi la nécessité des exercices et de l'application correspondent, selon les mêmes auteurs, aux idées des partisans de la transmission.

Bien que, dans les études précédentes, les modalités de réponses varient entre 4 et 5, nous avons utilisé une gradation en 6 points allant de *totalemment d'accord* à *en total désaccord* qui accroît la sensibilité de la mesure et évite le problème de la tendance à répondre au centre.

3.3 Déroulement

Le questionnaire a été soumis en version papier-crayon aux sujets lors de sessions de cours animées par l'un des auteurs en ce qui concerne les enseignants en formation pour le secondaire ; une autre partie des sujets, fréquentant le cours de collègues, était invitée à y participer et à remettre le questionnaire dûment complété dans la boîte à courrier de l'un des auteurs. Les répondants du primaire étaient invités à participer à l'enquête lors d'une intervention de cinq minutes dans les différents cours collectifs, en respectant la même procédure de remise du questionnaire.

3.4 Considérations éthiques

Tout participant était averti des buts de la recherche et était libre de compléter le questionnaire pour lequel l'anonymat dans le rendu et le traitement des données était garanti. Tous étaient donc au courant que les informations seraient traitées de manière strictement confidentielle et qu'aucun enseignant ou pair ne pourrait

les identifier. Tous étaient également au courant du caractère facultatif de la recherche et qu'une non-participation n'entraînerait aucune conséquence sur les résultats universitaires. Pour ce qui est des participants qui ont répondu durant la session de cours, l'enseignant a quitté la salle de cours afin qu'ils se sentent libre de répondre selon leurs convictions personnelles.

3.5 Méthodes d'analyse des données

Tous les traitements statistiques ont été effectués avec *MPlus* (Muthén et Muthén, 2002) hormis les tests statistiques qui ont été calculés avec *SPSS 22*. Les données manquantes étant très peu nombreuses (< 2%), nous avons utilisé la procédure d'imputation disponible par défaut dans *MPlus* (FIML). Pour les analyses factorielles exploratoires, nous avons utilisé l'estimateur *WLSMV*, idéal pour données catégorielles ordonnées, et robuste à la distribution non normale des données, avec une rotation oblique CF-Equamax. L'analyse factorielle confirmatoire a été générée avec le même estimateur et est à l'origine de nos scores factoriels. Ces choix reposent sur les suggestions de Brown (2006). Le même estimateur a été utilisé pour l'analyse en classes latentes.

4. Résultats

4.1 Validation de l'instrument

Se basant sur Hu et Bentler (1999), Brown (2006) indique les valeurs critiques suivantes pour juger de l'ajustement des modèles factoriels : SRMR proche de 0,08 ou en dessous, RMSEA < 0,10 ajustement médiocre, < 0,08 ajustement adéquat, < 0,05 bon ajustement, CFI et TLI < 0,90 modèle suspect à rejeter, 0,90 < TLI/CFI < 0,95 ajustement acceptable; le χ^2 devant être non significatif (mais ce critère n'est pas fiable pour les grands échantillons). Muthén et Muthén (2002; <http://www.statmodel.com>) ainsi que Wang et Wang (2012) ajoutent que le WRMR doit être proche de, mais inférieur à 1. Si on se base sur ces critères, l'analyse factorielle exploratoire, sur la version initiale du questionnaire (30 items), obtient un relativement bon ajustement avec l'extraction de deux facteurs : $\chi^2(435) = 2868,91$, $p < 0,001$; RMSEA = 0,065. En effet, *MPlus* présente la particularité de pouvoir proposer plusieurs solutions factorielles simultanées. Nous avons conservé la solution à deux facteurs pour deux raisons : elle obtenait le meilleur ajustement et correspondait au modèle théorique à l'origine de la formulation des items. Afin d'obtenir une échelle allégée, nous avons supprimé des items en fonction des critères suivants : items qui saturent sur le mauvais facteur, items qui ont une saturation sur le deuxième facteur plus grande que 0,30 et, items qui ont une saturation plus petite que 0,40 sur le facteur concerné. Nous avons ensuite écarté d'autres items afin d'obtenir un nombre équilibré d'items par facteur. Pour ce faire, nous avons utilisé deux critères : la consistance sémantique des items, la force de leur saturation par ordre croissant lors du calcul d'une nouvelle analyse exploratoire. Nous obtenons, en définitive, une échelle composée de 12 items, 6 par dimension. L'annexe fournit les saturations

des items dans les facteurs obtenus lors de nos deux analyses factorielles exploratoires. L'ajustement de nos données au modèle théorique est satisfaisant : $\chi^2(66) = 1506,783$, $p < 0,001$; RMSEA = 0,086.

Nous avons soumis cette version raccourcie à une analyse factorielle confirmatoire pour obtenir un ajustement adéquat entre nos données et le modèle théorique postulé ($\chi^2(66) = 1506,783$, $p < 0,001$; CFI = 0,989; TLI = 0,986; RMSEA = 0,036 (IC90 % 0,046-0,083); WRMR = 0.631). La figure 1 présente ce modèle où les saturations factorielles, qui varient entre 0,458 et 0,819, sont acceptables et proches de celles obtenues par d'autres avant nous (par exemple, Voss, Kleickmann et al., 2011). Les inter-influences entre les erreurs d'items *a06c* et *a16c* ainsi que *a13c* et *a22c*, qui améliorent significativement l'ajustement du modèle (procédure DIFFTEST : $\chi^2(2) = 37,022$; $p < 0,001$), sont conceptuellement explicables : dans le premier cas, les deux items traitent de la capacité de résolution individuelle de problèmes et, dans le second, de coopération dans les apprentissages.

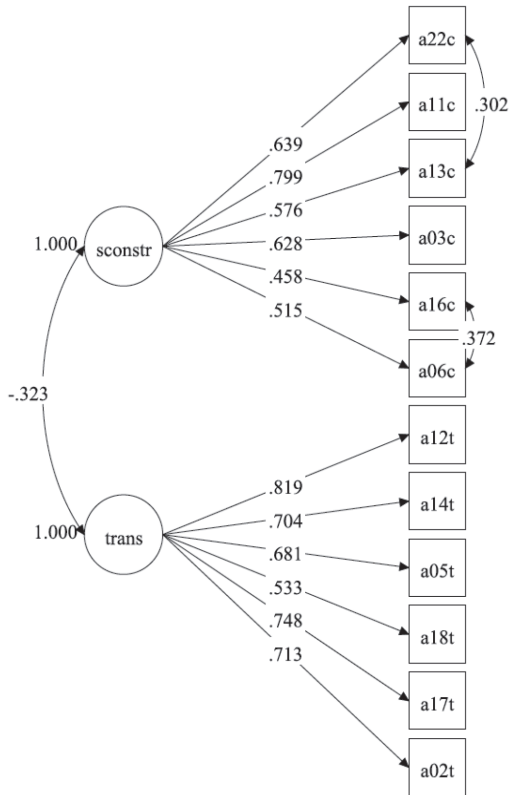


Figure 1. Modèle structurel des conceptions pédagogiques des enseignants en formation – valeurs standardisées (Sconstr = conceptions socioconstructivistes, Trans = conceptions transmissives)

En termes de fidélité, la sous-échelle socioconstructiviste obtient un alpha de Cronbach de 0,75 qui prend une valeur de 0,83 pour la transmission. Étant donné les mises en garde de Laveault (2012), nous proposons également un indicateur de consistance interne issu de Brown (2006) et repris par Furr (2011). Cet indicateur est basé sur les valeurs de l'analyse factorielle confirmatoire; on le calcule grâce à la formule suivante: carré de la somme des saturations factorielles divisé par la somme de trois éléments, qui sont: le carré de la somme des saturations factorielles, la somme des erreurs de variance et le double de la somme des covariances entre les termes d'erreur de certains items (ce dernier élément prend la valeur de 0 quand il n'y a pas de corrélations entre des termes d'erreur). Ici, cette fidélité estimée vaut 0,70 pour l'échelle socioconstructiviste et 0,83 pour la transmissive. Ces valeurs de fidélité sont acceptables et correspondent à celles obtenues par d'autres avant nous (par exemple, Hermans et al., 2008; Rakoczy et al., 2005; Staub et Stern, 2002; Voss et al., 2011).

4.2 Bidimensionnalité des conceptions pédagogiques et profils épistémiques des enseignants en formation

4.2.1 Uni- ou bidimensionnalité des conceptions pédagogiques

Nous avons procédé aux mêmes analyses que Voss, Kleickmann et al. (2011) pour vérifier si l'on peut estimer que les conceptions pédagogiques se situent sur un même continuum ou si l'on doit considérer qu'elles sont organisées en deux dimensions distinctes mais liées. Nous constatons une détérioration du modèle lorsque nous fixons, comme nos prédécesseurs, la corrélation entre les conceptions à 1, ainsi que lorsque nous vérifions que nos deux dimensions convergent vers un facteur unique; dans les deux cas, l'ajustement se détériore fortement (par exemple, RMSEA = 0,284; CFI = 0,337). Bref, nous ne pouvons pas considérer que les conceptions pédagogiques des enseignants en formation appartiennent à un même continuum; au contraire, ils se positionnent sur deux dimensions différentes mais complémentaires, puisque celles-ci corrélaient à - 0,323.

4.2.2 Profils de conceptions pédagogiques établis à partir d'une analyse en classes latentes

Pour identifier des profils de conception pédagogiques des enseignants en formation, nous avons procédé à une analyse en classes latentes. Celle-ci présente l'avantage de donner des indicateurs statistiques solides qui permettent au chercheur de choisir le nombre de sous-ensembles dans ses données (McCutcheon, 1987). Ces indices sont d'une part, l'AIC, le BIC ou le BIC ajusté qui doivent atteindre les valeurs les plus basses possibles pour que le regroupement soit statistiquement adéquat (Collins et Lanza, 2010). D'autre part, il y a le LMR, sa version ajustée et le BLRT qui vérifient si le regroupement choisi améliore statistiquement la classification en comparant avec un modèle ayant un groupe de moins (donc celui qui précédait). Tant que ces valeurs restent sous le seuil de significativité de .05 (Wang

et Wang, 2012), on peut considérer que le nombre de groupes choisis est adéquat. L'entropie est grosso modo un pourcentage d'individus ayant de très fortes chances d'être associés à leur profil : plus ce pourcentage est proche de 1, mieux c'est (Wang et Wang, 2012). Puisque Nylund, Asparouhov et Muthén (2007) ont montré que la *BLRT* et le *BIC* sont les meilleurs indicateurs pour choisir le nombre de groupes, nous les privilégierons si plusieurs solutions sont possibles. L'itération de plusieurs solutions de regroupement – appliquées sur les scores de variables afin de conserver au maximum la qualité de l'information disponible dans nos données – aboutit aux indicateurs fournis dans le tableau 3.

Sur les sept indicateurs que nous proposons, six soutiennent une classification en 3 profils. L'indicateur d'entropie est certes légèrement détérioré par cette décision, mais il indique tout de même une pertinence de classification importante pour ce choix, puisque 84,3 % des sujets obtiennent une haute probabilité d'association à leur classe.

Tableau 3
Indice de qualité des regroupements établi par une analyse en classes latentes

Nombre de profils	AIC	BIC (BIC aj.)	LMR (sig.)	LMR aj. (sig.)	BLRT (sig.)	Entropie
1 profil	8077,926	8160,230 (8084,167)	-	-	-	-
2 profils	7715,546	7876,725 (7727,767)	-4014,963 (0,000)	405,136 (0,000)	-4014,963 (0,000)	0,872
3 profils	7561,247	7801,302 (7579,449)	-3810,773 (0,016)	198,707 (0,017)	-3810,773 (0,000)	0,843
4 profils	7607,247	7926,177 (7631,430)	-3710,624 (0,499)	0,00 (0,499)	-3710,624 (1,00)	0,876

La lecture du tableau 4 laisse voir que notre échantillon est composé de trois sous-ensembles d'enseignants en formation : 73 se déclarent clairement en faveur du socioconstructivisme et rejettent la transmission (profil 1) ; 93 sont défavorables au socioconstructivisme, mais ne se prononcent pas pour autant en faveur de la transmission (profil 2) et 62 sont favorables à la transmission, mais ne s'opposent pas au socioconstructivisme (profil 3).

Tableau 4
Comparaison des moyennes obtenues aux scores factoriels de conceptions pédagogiques par les différents profils d'enseignants en formation (ANOVA avec tests *post hoc* – moyennes et (écart-type))

	Profil 1 (n = 73)	Profil 2 (n = 93)	Profil 3 (n = 62)	F 2/225 (p < .000)	Scheffé
Vision constr.	0,46 (0,25)	-0,40 (0,37)	0,06 (0,29)	155,06	P2 < P3 < P1
Vision transm.	-0,63 (0,49)	0,04 (0,40)	0,68 (0,36)	162,87	P1 < P2 < P3

L'un des avantages de l'analyse en classes latentes est qu'elle produit des probabilités d'appartenance aux classes. Les attributions de profils sont tranchées avec des probabilités oscillant entre 0,89 et 0,95. Vu les valeurs élevées de ces statistiques, la pertinence de la suite de nos analyses comparative est garantie (Collins et Lanza, 2010).

4.2.3 Analyse de facteurs d'adhésion aux profils de conceptions pédagogiques

Comme le montre le tableau 5, l'appartenance aux profils en fonction de la formation effectuée est significative ($\chi^2(8) = 40,798$; $p < .000$). La majorité des enseignants en formation de première année primaire se retrouvent dans les profils mixtes, alors que la majorité des deuxième et troisième primaire sont dans le profil 1, socioconstructiviste. De ce fait, les enseignants en formation de deuxième et troisième primaires adoptent des croyances davantage constructivistes et moins transmissives que ceux de première primaire. Ces tendances ne se retrouvent pas parmi les participants du secondaire; en effet, la majorité d'entre eux se retrouve dans les profils mixtes.

Tableau 5

Répartition des enseignants en formation dans les différents profils par année et types de formation

	Primaire 1	Primaire 2	Primaire 3	Secondaire 1	Secondaire 2	Total
Profil 1	18	22	13	3	17	73
Profil 2	39	12	1	9	32	93
Profil 3	27	4	2	9	20	62
Total	84	38	16	21	69	228

En ce qui concerne les participants du secondaire, les analyses statistiques indiquent qu'il n'y a pas de différence significative entre les scores factoriels selon la matière qu'ils se préparent à enseigner et ce, que ce soit pour le socioconstructivisme ($F(3, 77) = 0,274$, $p = 0,84$) ou la transmission ($F(3, 77) = 0,32$, $p = 0,81$). Notons, enfin, que l'influence du genre des répondants peut être exclue tant pour le socioconstructivisme ($F(1, 226) = 0,99$, $p = 0,32$) que pour la transmission ($F(1/226) = 3,37$ à $p = 0,07$).

5. Discussion des résultats

La première contribution du présent article réside dans la construction et la validation d'une échelle de mesure des conceptions pédagogiques des enseignants. Celle-ci couvre deux dimensions correspondant à la doxa actuelle, privilégiant le socioconstructivisme par opposition à la transmission. Il s'agit bien d'une contribution, puisque les écrits francophones de recherche en sciences de l'édu-

cation ne proposent pas d'échelle validée en la matière. Pour construire cette échelle, nous avons puisé dans les recherches anglophones et germanophones, découvrant que la plupart des questionnaires utilisés sont issus d'une même source : Fennema et al. (1990). Assez étonnamment, peu de chercheurs se sont souciés de valider leur échelle, puisque la plupart des textes ne mentionnent pas d'indicateurs de qualité. L'échelle présentée ici, qui combine des items provenant de plusieurs sources, obtient des indicateurs d'ajustement très honorables. Pour rappel, les 30 items retenus et traduits en français ont été soumis à l'avis d'un échantillon de 228 enseignants en formation se préparant à l'enseignement primaire ou secondaire à l'Université de Genève (Institut Universitaire de Formation des Enseignants-IUFE). Nous avons retenu 12 items pour confectionner une version courte dont les qualités métriques sont à présent établies.

Pour notre part, dans la foulée de la validation de l'échelle, nous nous sommes interrogés sur le caractère antagoniste des dimensions socioconstructiviste et transmissive. Comme nous l'avons vu, cette question a soulevé la controverse. Clairement, nos résultats convergent avec ceux de Voss, Kleickmann et al. (2011) : il n'apparaît pas légitime de considérer que les conceptions pédagogiques des enseignants en formation appartiennent à un même continuum qui oppose les deux approches. Certes, les deux dimensions sont corrélées négativement, mais l'adoption du socioconstructivisme n'implique pas automatiquement le rejet de la transmission. Les résultats de l'analyse en classes latentes corroborent cette complémentarité pour au moins deux profils d'enseignants en formation. Seulement un tiers d'entre eux adopte des conceptions correspondant à la vision antagoniste du discours pédagogique actuel (profil 1), alors que le reste se dit soit en défaveur du socioconstructivisme (profil 2), soit en faveur de la transmission (profil 3) sans se prononcer contre l'autre approche. La complémentarité des approches pédagogiques pour ces deux profils semble être avérée et correspond aux constats d'autres chercheurs (Belo et al., 2014 ; Kyriakides, Christoforou et Charalambous, 2013 ; Schuh, 2004). Bref, les conceptions de la plupart des répondants sont moins clivées que ne le donnent à entendre certains discours pédagogiques. Cette observation nous paraît importante, car elle indique que la doxa socioconstructiviste ne se propage pas forcément comme un simple reflet du discours de ceux qui la défendent.

Par ailleurs, nos analyses révèlent un effet de la formation suivie. C'est parmi les étudiants en 2^e et 3^e année de formation à l'enseignement primaire que l'on trouve le plus d'adeptes du socioconstructivisme, opposés à la transmission. Plus précisément, au sein du sous-échantillon du primaire, on observe un effet de l'année de formation : plus ils sont avancés dans la formation, plus ils adhèrent au socioconstructivisme. Par contre, nous n'observons pas d'évolution analogue des conceptions chez les répondants du secondaire, plutôt favorables à la transmission, en liaison avec leur avancement dans la formation. Ce constat est évidemment difficile à interpréter comme tel. En effet, à ce propos, on peut avancer

deux hypothèses et, dans l'état actuel de nos recherches, il ne nous est pas possible de trancher : soit les deux formations sont différentes quant aux messages pédagogiques transmis, soit les candidats du secondaire réagissent autrement que ceux du primaire à une formation qui a certains points communs, étant donné que certains formateurs enseignent aux deux publics. En outre, notre contribution montre que dans le canton de Genève, on se trouve en présence de groupes d'enseignants en formation qui vont aborder leur métier avec des conceptions pédagogiques différentes. Cela interpelle non seulement les chercheurs, mais aussi les étudiants, car un tel constat ne permet pas d'augurer d'une bonne harmonie entre des enseignants fonctionnant à deux niveaux du même système éducatif. Dans la mesure où nous n'imaginons pas que cela soit voulu par les responsables de l'enseignement genevois, cette observation appelle à la réflexion.

6. Conclusions

Dans ce texte, nous avons présenté l'adaptation en français d'outils de mesure des conceptions pédagogiques en anglais et en allemand. Sa validation aboutit à des qualités psychométriques qui nous poussent à ne pas envier nos collègues non francophones (Belo, et al., 2014 ; Hermans et al., 2008 ; Könings et al., 2014 ; Voss, Kleickmann et al., 2011 ; Voss, Kunter et Baumert, 2011 ; Woolley et al., 2004). Nos données montrent que les enseignants n'ont pas une conception dichotomisée des approches pédagogiques, ce qui nous a permis de vérifier si les enseignants en formation adoptent des profils de croyances différents par rapport aux dimensions socioconstructiviste et transmissive. L'analyse en classes latentes a porté ses fruits, puisque nous découvrons trois profils d'enseignants différents dont l'un a une vision manichéenne et les deux autres préfèrent une approche sans rejeter l'autre.

Certes, notre recherche n'est pas exempte de limitations : notre plan expérimental est transversal, notre taille d'échantillon, quoique raisonnable, comporte un nombre différents d'enseignants par année de formation, et notre instrument ne prévoit pas la mesure de l'origine de l'adoption des profils épistémiques. Cette observation conduit directement à une implication pour les recherches à venir : elles devraient prévoir le suivi longitudinal d'enseignants en formation jusqu'à leur entrée en profession, voire au-delà.

Les implications pour la recherche sont multiples et nous ne saurions nous montrer exhaustifs ici. Il serait important d'analyser la stabilité de l'adoption des profils, en fonction de l'évolution professionnelle, voire en fonction des situations pédagogiques, des activités des élèves, des caractéristiques des élèves, et de toute autre variable d'intérêt. Par ailleurs, il serait important d'étudier l'efficacité des différents profils ou de leur stabilité en termes de motivation des élèves et de leurs résultats scolaires. Une autre voie serait de s'intéresser à la complémentarité entre les perceptions des enseignants et des élèves et d'étudier dans quelle mesure celle-ci détermine les résultats scolaires et la motivation des élèves.

Les implications pour la formation des enseignants résident probablement dans l'interrogation du bienfondé de privilégier certaines orientations pédagogiques au détriment d'autres. En effet, la recherche sur l'efficacité des approches pédagogiques aboutit à des constats questionnant l'approche socioconstructiviste (Furtak et al., 2012; Kirschner et al., 2006) et conclut que la variabilité des méthodes est bénéfique (Cronbach et Snow, 1977; Hattie, 2009, 2012; Karst, 2012), pour autant que les enseignants recourent à des diagnostics pertinents des besoins des élèves et un guidage approprié (Helmke et Schrader, 1987; Mayer, 2004). C'est probablement sur la base de ce débat de fond que les prochaines réformes des programmes de formation des enseignants devront être établies.

ENGLISH TITLE • Primary and secondary pre-service teachers' beliefs about teaching approaches: a latent class analysis

SUMMARY • Current educational literature opposes socioconstructivism and transmission. We examine if pre-service teachers support this position. Given that an appropriate instrument doesn't exist in French, we found some only basically validated tools in the English- and German language literature. Of these tools, we extracted 30 items which we translated into French and submitted to a sample of 228 pre-service teachers. The factor analysis shows a good model fit. Results show pre-service teachers' beliefs are less split than suggested by the educational literature and that the support in socioconstructivism depends on the teacher education program the pre-service teachers are following. Implications for research and teacher education are discussed.

KEYWORDS • socioconstructivism, transmissive teaching, teachers' beliefs, scale construct validation, teacher education

TÍTULO • Los maestros en formación frente a los enfoques pedagógicos: un análisis en clases latentes

RESUMEN • El discurso pedagógico opone socioconstructivismo y transmisión. Este artículo examina la adhesión de los maestros en formación a esta oposición. Constatando la ausencia de un instrumento apropiado en francés, encontramos en la literatura científica anglófona y en alemán algunas herramientas poco validadas. De éstas, extrajimos 30 ítems que hemos traducido y propuesto a 228 maestros en formación. Los análisis factoriales llevan a una herramienta que muestra buenas cualidades psicométricas. Nuestros resultados muestran, por un lado, que las concepciones de los maestros en formación son menos dicotómicas que el discurso pedagógico y, por otro lado, que la adhesión al socioconstructivismo depende de la formación seguida. Se discuten también algunas implicaciones para la investigación y la formación.

PALABRAS CLAVE • Socioconstructivismo, enseñanza transmisora, concepciones de los maestros, validación de cuestionario, formación de maestros.

7. Références

- Alfieri, L., Brooks, P. J., Aldrich, N. J. and Tenenbaum, H. R. (2011). Does discovery-based instruction enhance learning? *Journal of educational psychology*, 103(1), 1-18.
- Amossy, R. and Sternberg, M. (2002). Doxa and discourse: how common knowledge works. *Poetics today*, 23(3), 216.
- Barthes, R. (1957). *Mythologies*. Paris, France: Seuil.
- Belo, N. A. H., van Driel, J. H., van Veen, K. and Verloop, N. (2014). Beyond the dichotomy of teacher- versus student-focused education: a survey study on physics teachers' beliefs about the goal and pedagogy of physics education. *Teaching and teacher education*, (39), 89-101.
- Bourdieu, P. (1979). *La distinction. Critique sociale du jugement*. Paris, France: Les Éditions de Minuit.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, New York: Guilford Press.
- Capraro, M. M. (2001). *Construct validation and a more parsimonious mathematics beliefs scales*. Paper presented at the annual meeting of the Mid-south educational research association. Little Rock, Arkansas: Mid-south educational research association.
- Chan, K.-W. and Elliott, R. G. (2004). Relational analysis of personal epistemology and conceptions about teaching and learning. *Teaching and teacher education*, (20) 8, 817-831.
- Chen, J., Brown, G. T. L., Hattie, J. A. C. and Millward, P. (2012). Teachers' conceptions of excellent teaching and its relationship to self-reported teaching practices. *Teaching and teacher education*, (28), 936-947.
- Cobb, P., Wood, T., Yackel, E., Nicholls, J., Wheatley, G., Trigatti, B. and Perlwitz, M. (1991). Assessment of a problem-centered second-grade mathematics project. *Journal for research in mathematics education*, 22(1), 3-29.
- Collins, L. M. and Lanza, S. T. (2010). *Latent class and latent transition analysis*. Cambridge, United Kingdom: Higher Education Press.
- Cronbach, L. J. and Snow, R. E. (1977). *Aptitudes and instructional methods: a handbook for research on interactions*. New York, New York: Irvington Publishers.
- Dubberke, T., Kunter, M., McElvany, N., Brunner, M. und Baumert, J. (2008). Lerntheoretische Überzeugungen von Mathematiklehrkräften: Einflüsse auf die Unterrichtsgestaltung und den Lernerfolg von Schülerinnen und Schülern. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 22(3-4), 193-206.
- Fennema, E., Carpenter, T. and Loef, M. (1990). Teacher beliefs scale: cognitively guided instruction project. Madison, Wisconsin: University of Wisconsin.
- Furr, M. (2011). *Scale construction and psychometrics for social and personality psychology*. London, United Kingdom: SAGE publications.
- Furtak, E. M., Seidel, T., Iverson, H. and Briggs, D. C. (2012). Experimental and quasi-experimental studies of inquiry-based science teaching: a meta-analysis. *Review of educational research*, 82(3), 300-329.
- Grigutsch, S., Raatz, U. und Törner, G. (1996). Einstellungen gegenüber Mathematik bei Mathematiklehrern. *Journal für mathematik-didaktik*, 19(1), 3-45.

- Grivel, C. (1980). Esquisse d'une théorie des systèmes doxiques. *Degrés*, (24-25), 1-23.
- Hattie, J. A. C. (2009). *Visible learning: a synthesis of over 800 meta-analyses relating to achievement*. London, United Kingdom: Routledge.
- Hattie, J. A. C. (2012). *Visible learning for teachers: maximizing impact on learning*. London, United Kingdom: Routledge.
- Helmke, A. and Schrader, F.-W. (1987). Interactional effects of instructional quality and teacher judgement accuracy on achievement. *Teaching and teacher education*, 3(2), 91-98.
- Hermans, R., van Braak, J. and Van Keer, H. (2008). Development of the beliefs about primary education scale: distinguishing a developmental and transmissive dimension. *Teaching and teacher education*, (24), 127-139.
- Hess, K. (2002). *Lehren zwischen Belehrung und Lernbegleitung: Didaktische Hintergründe und empirische Untersuchung zum Lehrverständnis und dessen Umsetzung im mathematischen Erstunterricht*. Doctorat à l'Université Zürich, Zürich. Récupéré de <http://edudoc.ch/record/3008/files/zu03052.pdf>
- Hmelo-Silver, C. E., Duncan, R. G. and Chinn, C. A. (2007). Scaffolding and achievement in problem-based and inquiry learning: a response to Kirschner, Sweller, and Clark (2006). *Educational psychologist*, 42(2), 99-107.
- Hu, L. and Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling*, (6), 1-55.
- Karst, K. (2012). *Kompetenzmodellierung des diagnostischen Urteils von Grundschullehrern*. Münster, Deutschland: Waxmann.
- Kirschner, P. A., Sweller, J. and Clark, R. E. (2006). Why minimal guidance during instruction does not work: an analysis of the failure of constructivist, discovery, problem-based, experiential, and inquiry-based teaching. *Educational psychologist*, 41(2), 75-86.
- Könings, K. D., Seidel, T., Brand-Gruwel, S. and van Merriënboer, J. J. G. (2014). Differences between students' and teachers' perceptions of education: profiles to describe congruence and friction. *Instructional science*, 42(1), 11-30.
- Kuhn, D. (2007). Is direct instruction an answer to the right question? *Educational psychologist*, 42(2), 109-113.
- Kyriakides, L., Christoforou, C. and Charalambous, C. (2013). What matters for student learning outcomes: a meta-analysis of studies exploring factors of effective teaching. *Teaching and teacher education*, (36), 143-152.
- Laveault, D. (2012). Soixante ans de bons et mauvais usages du alpha de Cronbach. *Mesure et évaluation en éducation*, 35(2), 1-7.
- Lenglet, R. (1984). *Pratiques doxiques*. Paris, France: Éditions Anousia.
- Leuchter, M. (2009). *Die Rolle der Lehrperson bei der Aufgabenbearbeitung: Unterrichtsbezogene Kognitionen von Lehrpersonen*. Münster: Waxmann.
- Leuchter, M., Reusser, K., Pauli, C. und Klieme, E. (2008). Zusammenhänge zwischen unterrichtsbezogenen Kognitionen und Handlungen von Lehrpersonen. In M. Gläser-Zikuda et J. Seifried (eds.), *Lehrerexpertise - Analyse und Bedeutung unterrichtlichen Handelns* (p. 165-186). Münster, Deutschland: Waxmann.

- Mayer, R. E. (2004). Should there be a three-strikes rule against pure discovery learning? The case for guided methods of instruction. *American psychologist*, 59(1), 14-19.
- McCutcheon, A. L. (1987). *Latent class analysis* (Vol. 64). London, United Kingdom: SAGE publications.
- Muthén, L. K. and Muthén, B. O. (2002). *Mplus statistical analysis with latent variables: user's guide* (7th edition). Los Angeles, California: Muthén and Muthén.
- Nylund, K. L., Asparouhov, T. and Muthén, B. O. (2007). Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: a Monte Carlo simulation study. *Structural equation modeling*, 14(4), 535-569.
- Peterson, P. L., Fennema, E., Carpenter, T. and Loef, M. (1989). Teachers' pedagogical content beliefs in mathematics. *Cognition and instruction*, 6(1), 1-40.
- Rakoczy, K., Buff, A. und Lipowsky, F. (2005). Befragungsinstrumente. In E. Klieme, C. Pauli et K. Reusser (eds.), *Dokumentation des Erhebungs- und Auswertungs-instrumente zur schweizerisch-deutschen Videostudie: "Unterrichtsqualität, Lernverhalten und mathematisches Verständnis"* (Vol. Teil 1). Frankfurt am Main: DIPF und Universität Zürich. Retrieved from http://www2.dipf.de/gfpf/publikationen/MatBild_Bd15.pdf
- Schmidt, H. G., Loyens, S. M. M., van Gog, T. and Paas, F. (2007). Problem-based learning is compatible with human cognitive architecture: commentary on Kirschner, Sweller, and Clark (2006). *Educational psychologist*, 42(2), 91-97.
- Schroeder, C. M., Scott, T. P., Tolson, H., Huang, T.-Y. and Lee, Y.-H. (2007). A meta-analysis of national research: effects of teaching strategies on student achievement in science in the United States. *Journal of research in science teaching*, 44(10), 1436-1460.
- Schuh, K. L. (2004). Learner-centered principles in teacher-centered practices? *Teaching and teacher education*, (20), 833-846.
- Staub, F. C. and Stern, E. (2002). The nature of teachers' pedagogical content beliefs matters for students' achievement gains: quasi-experimental evidence from elementary mathematics. *Journal of educational psychology*, 94(2), 344-355.
- Sweller, J., Kirschner, P. A. and Clark, R. E. (2007). Why minimally guided teaching techniques do not work: a reply to commentaries. *Educational psychologist*, 42(2), 115-121.
- Tobias, S. (2009). An eclectic appraisal of the success or failure of constructivist instruction. In S. Tobias and T. M. Duffy (eds), *Constructivist instruction: success or failure?* (p. 335-350). New York, New York: Routledge.
- Voss, T., Kleickmann, T., Kunter, M. und Hachfeld, A. (2011). Überzeugungen von Mathematiklehrkräften. In M. Kunter, J. Baumert, W. Blum, U. Klusmann, S. Krauss und M. Neubrand (eds.), *Professionelle Kompetenz von Lehrkräften* (p. 235-257). München, Deutschland: Waxmann.
- Voss, T., Kunter, M. and Baumert, J. (2011). Assessing teacher candidates' general pedagogical/psychological knowledge: test construction and validation. *Journal of educational psychology*, 103(4), 952-969.
- Wang, J. and Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: applications using Mplus*. Chichester, United Kingdom: Higher Education Press, Wiley.

Woolley, S. L., Benjamin, W.-J. J. and Williams-Woolley, A. (2004). Construct validity of a self-report measure of teacher beliefs related to constructivist and traditional approaches to teaching and learning. *Educational and psychological measurement*, 64(2), 319-331.

Correspondance

philippe.wanlin@unige.ch

marcel.crahay@unige.ch

Contribution des auteurs

Philippe Wanlin: 70 %

Marcel Crahay: 30 %

Ce texte a été révisé par: Caroline de Launay

Texte reçu le 8 mai 2013

Version finale reçue le: 8 décembre 2014

Accepté le: 10 février 2015

Les enseignants en formation face aux approches pédagogiques :
une analyse en classes latentes

ANNEXE : Pool d'items et résultats des analyses factorielles exploratoires
(saturations et facteurs)

N°	Source	Affirmations	Version initiale		Version finale	
			ASc	AT	ASc	AT
A11C	1	Laisser les élèves discuter leurs propres idées de résolution les aide à comprendre les contenus d'apprentissage.	0,608	0,118	0,672	0,191
A22C	3	Les apprenants devraient avoir l'opportunité de construire leurs connaissances en collaboration avec leurs camarades de classe ou avec l'enseignant.	0,621	0,116	0,622	0,176
A13C	1	L'enseignant devrait souvent laisser aux élèves l'opportunité de résoudre des problèmes en binômes ou en petits groupes.	0,525	0,147	0,558	0,187
A03C	1	Avant que l'enseignant ne démontre les procédures de résolution de problèmes aux élèves, il devrait leur laisser l'occasion d'identifier des solutions personnelles à ces problèmes.	0,453	0,135	0,540	0,179
A06C	1	Les élèves peuvent trouver seuls et sans l'aide d'un adulte les procédures de résolution de beaucoup de problèmes.	0,442	0,163	0,533	0,171
A16C	2	La plupart des élèves peuvent trouver seuls les solutions des tâches problématiques qui leur sont proposées.	0,466	0,045	0,509	0,073
A12T	1	Les élèves apprennent le plus lorsque l'enseignant leur explique, démontre et expose les contenus.	-0,220	-0,700	-0,282	-0,773
A14T	1&2	Les enseignants devraient communiquer les marches à suivre détaillées pour la résolution des problèmes mettant en application les apprentissages.	-0,099	-0,694	-0,132	-0,698
A17T	2	Les élèves apprennent mieux lorsqu'ils suivent les explications de leurs enseignants.	-0,247	-0,643	-0,288	-0,687
A02T	1	Les élèves ont besoin d'une démonstration claire de la part de l'enseignant de la manière de résoudre les problèmes mettant en application les contenus.	-0,133	-0,608	-0,155	-0,681
A05T	1	Les enseignants les plus efficaces démontrent la bonne manière de résoudre les problèmes à leurs élèves.	-0,086	-0,661	-0,199	-0,647
A18T	2	Il faut d'abord que les élèves comprennent les contenus et procédures avant qu'ils ne soient invités à les exercer.	0,044	-0,605	-0,066	-0,528

N°	Source	Affirmations	Version initiale		Version finale	
			ASc	AT	ASc	AT
A27C	3	Les activités d'apprentissage devraient toujours prendre leurs sources dans les besoins des élèves.	0,490	0,035		
A28C	3	Un bon enseignement s'inspire toujours des expériences personnelles des élèves.	0,476	0,009		
A25C	3	Il est important de se focaliser sur des éléments communs à plusieurs contenus/ matières si on veut que les élèves apprennent.	0,424	-0,146		
A08C	1&2	À l'école, on devrait organiser le contexte d'apprentissage de sorte que les élèves puissent identifier seuls les relations entre les contenus d'apprentissage.	0,382	-0,024		
A19C	2	Les enseignants devraient motiver les élèves à trouver leurs propres manières de résoudre les problèmes même si ces dernières sont peu efficaces.	0,366	0,007		
A01C	1	Les élèves apprennent mieux lorsqu'ils ont l'occasion de découvrir seuls la solution à des problèmes.	0,334	-0,015		
A30C	3	L'apprentissage doit s'inscrire dans les savoirs et savoir-faire que les élèves maîtrisent déjà et non dans des tâches complexes inédites.	0,102	-0,394		
A20T	2	Les élèves ne devraient recevoir les tâches problématiques que lorsqu'ils maîtrisent les contenus et procédures.	-0,087	-0,523		
A04T	1	On devrait exiger des élèves qu'ils résolvent les problèmes le plus souvent comme cela a été enseigné en classe.	0,027	-0,491		
A15T	1	Pour un apprentissage durable, il est impératif que les élèves soient amenés à exercer les procédures et connaissances avant de résoudre des problèmes ou des tâches complexes.	0,062	-0,482		
A09T	1	On devrait souvent donner aux élèves l'occasion de reproduire les résolutions modèles démontrées ou expliquées par leurs enseignants.	0,072	-0,473		
A26T	3	Pour être efficace, l'enseignant ne devrait pas dévier du plan de leçon qu'il a construit à l'aide du programme officiel.	-0,080	-0,447		
A10T	1	Avant de consacrer du temps à la résolution de problèmes, on devrait laisser le temps aux élèves d'apprendre et de retenir les procédures sous-jacentes.	0,170	-0,392		
A07T	1	En règle générale, les élèves n'arrivent pas à découvrir seuls les relations entre les différents contenus.	-0,221	-0,327		

N°	Source	Affirmations	Version initiale		Version finale	
			ASc	AT	ASc	AT
A24T	3	L'enseignement devrait privilégier l'acquisition de connaissances scolaires chez les élèves avant des savoir-être sociaux.	0,007	-0,289		
A21T	3	L'enseignant doit définir, avant de donner cours, les objectifs de chaque leçon.	0,280	-0,187		

Sources : 1 = Rakoczy et al. (2005) ; 2 = Hess (2002) ; 3 = Hermans et al. (2008)