



HAL
open science

Une échelle de mesure des attributions causales pour enfants : EMAC-E

Laurent Brun, Benoit Dompnier, Pascal Pansu

► **To cite this version:**

Laurent Brun, Benoit Dompnier, Pascal Pansu. Une échelle de mesure des attributions causales pour enfants : EMAC-E. *L'Année psychologique*, 2019, Vol.119, pp.449 - 471. 10.3917/anpsy1.194.0449 . hal-03779181

HAL Id: hal-03779181

<https://hal.science/hal-03779181>

Submitted on 3 Oct 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



UNE ÉCHELLE DE MESURE DES ATTRIBUTIONS CAUSALES POUR ENFANTS : EMAC-E

[Laurent Brun](#), [Benoit Dompnier](#), [Pascal Pansu](#)

Presses Universitaires de France | « L'Année psychologique »

2019/4 Vol. 119 | pages 449 à 471

ISSN 0003-5033

ISBN 9782130821076

DOI 10.3917/anpsy1.194.0449

Article disponible en ligne à l'adresse :

<https://www.cairn.info/revue-l-annee-psychologique-2019-4-page-449.htm>

Distribution électronique Cairn.info pour Presses Universitaires de France.

© Presses Universitaires de France. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Une échelle de mesure des attributions causales pour enfants : EMAC-E

Laurent Brun¹, Benoit Dompnier² et Pascal Pansu^{*1}

¹ Univ. Grenoble Alpes, LaRAC, France ² Université de Lausanne, Suisse

RÉSUMÉ

Deux études ont analysé la structure factorielle d'une Echelle de Mesure des Attributions Causales pour Enfants (EMAC-E) adaptée de la *Revised Causal Dimension Scale* (McAuley, Duncan, & Russell, 1992). Cette échelle comprend quatre sous-échelles correspondant aux dimensions de causalité : lieu de causalité, stabilité, contrôle personnel et par autrui. Dans l'étude 1, 120 élèves français ont complété l'échelle après avoir été informés de leur résultat à un test de lecture. Conformément à nos attentes, les résultats montrent que les réponses des élèves s'organisent en quatre facteurs. Dans l'étude 2, la structure de l'échelle a été re-testée auprès de 310 élèves. Les résultats des analyses confirmatoires indiquent que le modèle à quatre facteurs présente un ajustement aux données très satisfaisant. Des résultats additionnels montrent l'invariance métrique entre les conditions échec et réussite. En conclusion, l'EMAC-E dispose d'une fiabilité interne satisfaisante pour étudier les attributions causales des jeunes élèves.

Mots-clés: attributions causales ; dimensions de causalité ; Échelle pour les enfants ; résultats scolaires.

A causal attributions scale for children: EMAC-E

ABSTRACT

Two studies tested the factorial structure of a French scale for children (EMAC-E) adapted from the *Revised Causal Dimension Scale* (McAuley, Duncan, & Russell, 1992). This new scale includes four subscales corresponding to the causal dimensions of locus of causality, stability, personal control and control by others. In study 1, 120 French primary school students completed the scale after having imagined a positive or negative result in a reading test. The results revealed that the students' responses corresponded to the four factors. In

* Correspondance : Pascal Pansu, Université Grenoble Alpes, Laboratoire de Recherche sur les Apprentissages en Contexte, Bureau C 209 BSHM 1251 Avenue Centrale, 38400 Saint-Martin-d'Hères. E-mail : pascal.pansu@univ-grenoble-alpes.fr

study 2, the scale's structure was re-tested on a sample of 310 students. The confirmatory analyses' results indicated that the four-factor model has a very satisfactory fit to the data. Additional results showed metric invariance of the scale in failure and success conditions. In conclusion, the EMAC-E is a reliable scale, which is useful for the study of the causal attributions of young students.

Keywords: causal attributions; causal dimensions; scale for children; school outcomes.

INTRODUCTION

Quel enseignant ou parent n'a jamais entendu des enfants s'écrier qu'ils sont nuls dans telle discipline alors que d'autres, au contraire, s'exclament qu'ils sont bons ou encore qu'ils ont travaillé fort pour réussir. Ces élèves cherchent ainsi à donner du sens à leurs résultats et font ce qu'on appelle une attribution de causalité. Ce processus attributionnel est un processus qui s'enclenche très tôt dans l'enfance et qui peut enfermer durablement les enfants dans des patterns attributionnels plus ou moins fonctionnels pour leur adaptation sociale et scolaire (Pansu & Sarrazin, 2010). Depuis le milieu du XX^e siècle, sous l'impulsion de Heider (1958), un large courant de recherche s'est développé pour comprendre ce processus et analyser les conséquences des attributions en situation d'accomplissement (Dweck & Leggett, 1988 ; Försterling & Binser, 2002 ; Weiner, 1985, 2000, 2005). Au-delà de leur différence dans les modélisations proposées, la plupart des auteurs considèrent qu'il s'agit d'un processus fondamental qui permet de donner du sens aux événements, d'expliquer nos réussites et nos échecs ou ceux d'autrui et d'agir ensuite en conséquence (Graham, 1991 ; Weiner, 1985 ; Weiner & Kukla, 1970 ; Wilson, Damiani & Shelton, 2002). Si théoriquement le caractère fondamental de ce processus ne pose pas de problème, la question de sa mesure s'avère souvent plus compliquée. Pour faire face à la difficulté d'analyser les différentes formes d'attributions de causalité, les chercheurs les ont catégorisées à partir de dimensions causales (Abramson, Seligman & Teasdale, 1978 ; McAuley, Duncan & Russell, 1992 ; Russel, 1982 ; Weiner, 1985).

Une perspective attributionnelle de la motivation à la réussite

Les trois dimensions de la théorie intraindividuelle attributionnelle des émotions et de la motivation à l'accomplissement de Weiner (1979, 1985,

1986, 2000, 2010) sont souvent mobilisées par les chercheurs qui étudient les processus motivationnels et leurs implications en milieu scolaire (e.g. Folmer, Cole, Sigal, Benbow, Satterwhite, Swygert & Ciesla, 2008 ; Heckhausen, Wrosch & Schultz, 2010 ; Lazowski & Hulleman, 2015 ; Thomas & Mathieu, 1994). La première dimension, le lieu de causalité renseigne sur la localisation de la cause interne ou externe à l'acteur. Le recours à l'effort et la capacité sont des attributions internes alors que le recours à la chance et la facilité de la tâche sont des attributions externes. La deuxième dimension, la stabilité (stable ou instable), fait référence à la durée ou caractère variant/invariant de la cause dans le temps. Par exemple, la chance, de par son caractère aléatoire, est considérée comme instable alors que l'aptitude, en tant que disposition à faire quelque chose, est stable (e.g., aptitude aux mathématiques). La troisième dimension, celle de contrôlabilité (contrôlable ou incontrôlable) réfère au contrôle exercé par l'acteur sur la cause de l'événement. L'effort, par exemple, sous le contrôle de l'acteur alors que la chance, par définition, ne l'est pas. Des travaux ont ensuite soutenu l'intérêt de décomposer la contrôlabilité en deux dimensions indépendantes : le contrôle personnel ou contrôle interne, d'une part, et le contrôle par autrui ou contrôle externe, d'autre part (e.g. McAuley et al., 1992 ; Osborne & Weiner, 2015). Cette dernière et quatrième dimension indique dans quelle mesure une personne autre que l'acteur peut contrôler la cause de l'évènement.

Très vite, ces dimensions de causalité se sont révélées utiles pour décomposer les patterns attributionnels d'autant qu'elles présentent une certaine fiabilité et stabilité à travers les situations et les méthodes utilisées (e.g. Dresel, Schober & Ziegler, 2005 ; Graham, 1991 ; Meyer, 1980 ; Meyer & Koelbl, 1982 ; Pintrich & Schunk, 2002). Selon Weiner (1985). Chacune de ces dimensions est associée à des réactions émotionnelles et cognitives spécifiques. La dimension du lieu de causalité influe sur les perceptions de soi et l'émotion de fierté. La dimension de stabilité influe sur les attentes de réussite ou d'échec et l'émotion d'espoir ou de désespoir (Valle & Frieze, 1976 ; Weiner, Frieze, Kukla, Reed, Rest & Rosenbaum, 1971 ; Weiner, Nierenberg & Goldstein, 1976). La dimension de contrôlabilité influence surtout les émotions, qu'elles soient négatives comme la honte, la colère, la culpabilité ou positives comme le soulagement et la satisfaction (Greitemeyer & Weiner, 2008 ; Weiner, 1986, 2000). La modélisation théorique proposée par Weiner trouve son intérêt dans l'articulation de ces réactions puisque c'est la conjonction des réactions émotionnelles et cognitives qui affecte les comportements à venir de l'élève, en particulier son rendement scolaire (Hsieh & Schallert, 2008 ; Marsh, Cairns, Relich, Barnes & Debus, 1984 ; McClure, Meyer, Garisch,

Fischer, Weir & Walkey, 2011 ; Russell & McAuley, 1986 ; Stajkovic & Sommer, 2000 ; Swinton, Kurtz-Costes, Rowley & Okeke-Adeyanju, 2011).

En somme, chacune des dimensions causales va susciter des conséquences psychologiques spécifiques plus ou moins adaptatives pour la réussite scolaire. Par exemple, expliquer un faible résultat par le manque d'effort aura, pour l'élève, des conséquences différentes que l'expliquer par un manque de capacité. Si le recours au manque d'effort risque temporairement d'amoindrir les perceptions de soi de l'élève (causalité interne et instable) et augmenter son sentiment de culpabilité (contrôlable), il peut en revanche affecter positivement son espoir et renforcer ses attentes de réussite future (instable). Les conséquences comportementales se traduiront alors par une motivation à travailler plus fort et à persévérer face aux difficultés. En revanche, expliquer l'échec par un manque de capacité risque d'amoindrir durablement les perceptions de soi de l'élève (causalité interne et stable), ses attentes de réussite future (stable) et d'éveiller un sentiment de honte et de désespoir (incontrôlable). Les conséquences comportementales se traduiront alors par une perte de motivation et l'adoption de comportements d'évitement dans le domaine scolaire concerné.

Une mesure directe des dimensions de causalité chez l'enfant

Deux grandes méthodes sont principalement utilisées pour mesurer les dimensions de causalité (Benson, 1989 ; Elig & Frieze, 1979 ; Russell, McAuley & Tarico, 1987). La première, dite méthode indirecte, consiste à catégoriser, *a posteriori*, la cause énoncée par le participant. Qu'elle que soit la forme utilisée, forme ouverte ou score dérivé, cette méthode est sensible à la perception subjective du codeur ou du chercheur (Russell, 1982) et peut conduire ce dernier à des interprétations biaisées des croyances causales d'autrui (Benson, 1989 ; Dresel et al., 2005 ; Jones & Nisbett, 1971 ; McAuley et al., 1992). La deuxième méthode, dite mesure directe, permet de pallier ce biais. Elle consiste à demander aux participants d'évaluer eux-mêmes la cause de leur résultat sur une échelle bidimensionnelle propre à chaque dimension de causalité. Les outils de mesure directe des dimensions causales restent encore rares. La *Causal Dimension Scale II* (CDSII ; McAuley et al., 1992) est aujourd'hui un des

instruments les plus aboutis qui intègre les quatre dimensions de causalités que sont le lieu de causalité, la stabilité, le contrôle personnel et le contrôle par autrui. Traduit en français par Echelle de Mesure des Attributions Causales (EMAC), cet instrument a été validé en France auprès d'une population d'adultes et adolescents par Fontayne, Martin-Krumm, Buton et Heuzé (2003).

Dans l'ensemble, les études conduites avec la CDSII auprès d'adultes et d'adolescents de différentes nationalités soutiennent sa structure oblique à quatre dimensions (Crocker, Eklund & Graham, 2002 ; Dong, Stupnisky, Obade, Gerszewski & Ruthig, 2015 ; Fontayne et al., 2003 ; McAuley et al., 1992 ; McAuley & Schaffer, 1993 ; Osborne & Weiner, 2015 ; Van Overwalle, Mervielde & De Schuyter, 1995 ; Yin, 1999). À notre connaissance, seuls Vlachopoulos, Biddle et Fox (1996, 1997) ont proposé une version de la CDSII adaptée à une population plus jeune que celle visée par l'échelle originale (CDSII-C). Les résultats de leurs études, réalisées auprès d'adolescents anglais (âge moyen 12-13 ans), confirment la structure factorielle à quatre dimensions mais révèlent aussi des erreurs de mesures élevées ($> .90$) concernant les énoncés de contrôlabilité, dans l'étude 1 (Vlachopoulos et al., 1996) et de stabilité (Vlachopoulos et al., 1997).

A ce jour, aucune adaptation de la CDSII (McAuley et al., 1992) n'a été proposée pour des enfants plus jeunes. L'objectif de cet article est de pallier ce manque et de proposer une adaptation pour jeunes enfants de la version française adulte de la CDSII validée par Fontayne et al. (2003 ; Echelle de Mesure des Attributions Causales). Deux études ont été réalisées auprès d'élèves de 4^e et 5^e années de l'école élémentaire. Elles visaient à examiner de façon exploratoire (étude 1) et confirmatoire (étude 2) la structure à quatre facteurs de l'Echelle de Mesure des Attributions Causales pour Enfants (EMAC-E), puis de tester l'invariance métrique entre des conditions expérimentales, échec ou réussite.

ÉTUDE 1 : EXAMEN DE LA STRUCTURE FACTORIELLE DE L'EMAC-E

Méthode

Participants

120 élèves français de 4^e et 5^e années (59 filles ; $M_{\text{âge}} = 10.25$ ans, $E-T=1.06$) scolarisés dans des écoles publiques de la région Rhône-Alpes en France ont participé à l'étude durant le deuxième trimestre de l'année 2015. Les écoles fréquentées par les élèves étaient principalement localisées dans des zones périurbaines.

L'étude a été validée par la Direction des Services Départementaux de l'Éducation Nationale du département de l'Isère. Les accords des différents responsables, Inspecteurs de l'Éducation Nationale, directeurs d'école, enseignants et parents ont été recueillis au préalable. Seules les élèves des classes des enseignants volontaires et pour lesquels les parents avaient donné leur consentement ont pris part à l'étude (3 refus de parents).

Matériel

Les élèves étaient invités à écrire la cause qu'ils considéraient comme la plus probable et la plus importante pour expliquer une réussite ou un échec à un supposé test de lecture. Les questions ouvertes étaient formulées de la façon suivante : « Selon toi, pourquoi aurais-tu obtenu ce bon (faible) résultat ? Quelle en serait la cause ? » Après avoir rédigé ladite cause, les élèves devaient l'évaluer à partir de l'Échelle de Mesure des Attributions Causales pour Enfants (EMAC-E). L'EMAC-E a été élaborée à partir de la version adulte de la *CDSII* traduite et validée en français par Fontayne et al. (EMAC, 2003). La formulation de certains énoncés a été simplifiée afin d'éviter des difficultés de compréhension. Un pré-test réalisé auprès de douze élèves de 4^e et 5^e grade a permis de vérifier leur compréhension et de sélectionner les formulations les plus adaptées à cette tranche d'âge. Après avoir vérifié que l'enfant avait compris les consignes, l'expérimentateur accompagnait l'élève en donnant un exemple et restait à l'écoute des commentaires et des demandes de précisions des élèves. Parmi ces douze élèves, aucun n'a rapporté à l'expérimentateur avoir eu des difficultés à compléter le questionnaire.

L'EMAC-E, comme la *CDSII*, comprend quatre sous-échelles mesurant les dimensions causales du lieu de causalité, de stabilité, de contrôle personnel et de contrôle par autrui (cf. annexe 1). Chaque dimension causale est mesurée à partir de trois énoncés. Les élèves répondaient sur des échelles sémantiques différentielles en 5 points – contre 9 points dans la version adulte. Un exemple des énoncés de la dimension du lieu de causalité était : « la cause que tu viens d'écrire est quelque chose qui vient de ta personne vs qui vient d'autre chose que de ta personne ». Les élèves indiquaient dans quelle mesure ils pensaient leur cause interne ou externe en entourant un chiffre allant de 1 (interne) à 5 (externe). Un des énoncés de la dimension de stabilité était formulé de la façon suivante : « la cause que tu viens d'écrire est quelque chose qui ne change pas vs qui est changeant ». Les réponses des élèves indiquaient dans quelle mesure ils pensaient leur cause stable (1) ou instable (5) dans la durée. Concernant la dimension de contrôle personnel, les énoncés rendaient compte de la mesure dans laquelle les élèves estimaient leur cause contrôlable (1) ou incontrôlable (5) par eux-mêmes. Un des énoncés était formulé de la façon suivante : « la cause que tu viens d'écrire est quelque chose sur laquelle tu peux agir vs sur laquelle tu ne peux pas agir ». La dimension de contrôle par autrui mesurait dans quelle mesure les élèves percevaient leur cause contrôlable (1) ou incontrôlable (5) par une autre personne qu'eux-mêmes. Un des énoncés était « la cause que tu viens d'écrire est quelque chose que d'autres personnes peuvent changer vs que les autres personnes ne peuvent pas changer ».

Procédure

L'étude s'est déroulée en classe durant le temps scolaire. Après avoir rappelé le caractère anonyme et non obligatoire de leur participation, l'expérimentateur invitait les élèves à compléter le questionnaire. Il les invitait à imaginer qu'ils venaient de recevoir le résultat d'une évaluation concernant leur compétence en lecture. La lecture fait partie des apprentissages fondamentaux indispensables pour l'avenir scolaire et sociale des élèves. Elle est un prérequis nécessaire pour entrer dans nombre d'apprentissages, développer sa pensée et s'insérer socialement. À ce titre, la lecture fait donc l'objet d'une forte valorisation sociale dès l'école primaire (Dutrévis & Toczek, 2007). Pour la moitié des élèves, l'expérimentateur précisait que ce résultat était une réussite ($n = 62$) et pour l'autre moitié un échec ($n = 58$). Après avoir pris connaissance de leur supposé résultat au test de lecture, les élèves devaient mentionner la cause la plus importante à l'origine de ce résultat. L'expérimentateur demandait ensuite à chaque élève de positionner la cause énoncée sur chaque dimensions causales en complétant les 12 énoncés de l'EMAC-E.

Analyse des données

Les quatre dimensions causales étant interreliées (e.g. Fontayne et al., 2003 ; McAuley et al., 1992), une analyse factorielle exploratoire avec rotation oblique a été réalisée sur les réponses des élèves aux 12 énoncés de l'EMAC-E. Les données manquantes (moins de 2 %) ont été imputées en utilisant la procédure d'expectation-maximisation (e.g. Dong & Peng, 2013 ; Enders, 2010). La consistance interne des échelles a été testée à partir des coefficients alpha de Cronbach (α) et Oméga total (ω_T) (Cronbach, 1951 ; McDonald, 1999). Ce dernier coefficient mesure la fiabilité d'une échelle sans présumer l'équivalence des contributions (poids factoriel) des énoncés. Il permet ainsi une mesure potentiellement plus précise de la consistance interne lors de l'utilisation d'analyses factorielles que le coefficient alpha de Cronbach (e.g. McNeish, 2017 ; Revelle & Zinbarg, 2009).

Résultats

Les résultats de la valeur de l'indice Keiser-Meyer-Olkin ($KMO = .67$) et de la significativité du test de Bartlett ($\chi^2(66) = 303.50, p < .001$) indiquent que les données de cet échantillon se prêtaient à une analyse factorielle exploratoire.

Les résultats de l'analyse factorielle exploratoire révèlent une structure oblique à quatre facteurs expliquant 62.88% de la variance totale (cf. tableau 1)¹. Les énoncés présentent des saturations dominantes (variant de .45 à .74) sur les facteurs attendus correspondant aux dimensions causales, à savoir la stabilité (Facteur 1, valeur propre = 2.81), le contrôle personnel (Facteur 2, valeur propre = 2.03), le contrôle par autrui (Facteur 3, valeur propre = 1.55) et le lieu de causalité (Facteur 4, valeur propre = 1.16). Notons que deux énoncés (l'énoncé 2 du lieu de causalité et l'énoncé 1 du contrôle personnel) présentent, bien qu'inférieure à leur saturation dominante, des saturations croisées légèrement supérieures à .30. L'examen des corrélations entre les facteurs montre que les quatre facteurs sont faiblement corrélés ($-.22 < r_s < .31$) indiquant une validité discriminante appropriée de la structure factorielle. Les indices de fiabilité des échelles de mesure des dimensions sont dans l'ensemble satisfaisants au regard du faible nombre d'énoncés par dimensions : lieu de causalité

¹ Aucune différence due au genre n'a été observée sur les scores moyens du lieu de causalité [$F(1,118) = 1.609 ; p = .207$], de la stabilité [$F(1,118) = 1.964 ; p = .164$], du contrôle personnel [$F(1,118) = .197 ; p = .658$] et du contrôle par autrui [$F(1,118) = .000 ; p = .995$].

($\alpha = .63$; $\omega_T = .64$, IC 95% = [.46, .75]), stabilité ($\alpha = .71$; $\omega_T = .74$, IC 95% = [.63, .81]), contrôle personnel ($\alpha = .66$; $\omega_T = .66$, IC 95% = [.47, .76]) et contrôle par autrui ($\alpha = .64$; $\omega_T = .65$, IC 95% = [.50, .73]).

L'ensemble de ces résultats montre que l'EMAC-E présente une structure factorielle oblique satisfaisante. Les énoncés saturent sur leur facteur respectif et les quatre facteurs représentant les dimensions causales sont faiblement corrélés entre eux.

Tableau I. Saturation des énoncés de l'EMAC-E sur les quatre facteurs (Étude 1)
Table I. EMAC-E's items loading on the four extracted factors (Study 1)

Énoncés (n°)	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4
S ₍₃₎	.74	-.23	-.17	.13
S ₍₁₎	.74	-.26	-.13	.29
S ₍₂₎	.60	.01	-.04	.28
CP ₍₃₎	-.22	.72	.09	.19
CP ₍₁₎	-.29	.69	.13	-.15
CP ₍₂₎	.02	.56	.12	.14
CA ₍₃₎	-.14	.09	.64	-.08
CA ₍₂₎	-.08	.08	.64	-.24
CA ₍₁₎	-.07	.33	.45	-.14
L ₍₁₎	.22	.04	-.24	.72
L ₍₃₎	.21	.11	-.02	.67
L ₍₂₎	.29	-.03	-.30	.54
Corrélation entre les facteurs				
Facteur 1	1			
Facteur 2	-.18	1		
Facteur 3	-.13	.20	1	
Facteur 4	.30	.07	-.22	1
Variance expliquée (%)	23.42	16.92	12.91	9.63

Note. CA = Contrôle par autrui, CP = Contrôle personnel, S = Stabilité, L = Lieu de causalité

Note. CA = Control by others, CP = Personal control, S = Stability, L = Locus of causality

Discussion

Cette étude visait à explorer la structure factorielle de la version enfant de la CDSII (EMAC-E). Les résultats soutiennent la structure originale à quatre dimensions observée chez des participants plus âgés (e.g. Fontayne et al., 2003 ; McAuley et al., 1992). Les élèves de fin d'école élémentaire distinguent clairement les dimensions causales, que sont le lieu de causalité, la stabilité, le contrôle personnel et le contrôle par autrui, dans l'explication qu'ils donnent de leurs résultats scolaires. Si, de prime abord, les coefficients de fiabilité interne peuvent paraître modestes, ils doivent être relativisés en raison du faible nombre d'énoncés utilisés (John & Benet-Martinez, 2014). Ces coefficients peuvent aussi être relativisés au regard du jeune âge des participants, ce qu'avait souligné Fontayne et al. (2003) après avoir observé une diminution de la fiabilité des sous-échelles de l'EMAC auprès d'adolescents (13-14 ans). Une deuxième étude, conduite auprès de plus de trois cents élèves, a été réalisée pour confirmer la structure factorielle de l'EMAC-E et tester l'invariance métrique de l'EMAC-E entre les conditions échec et réussite.

ÉTUDE 2 : ANALYSE CONFIRMATOIRE DE LA STRUCTURE FACTORIELLE DE L'EMAC-E

Méthode

Participants

310 élèves français de 4^e et 5^e grade (147 filles, 151 garçons et 2 non renseignés ; $M_{\text{âge}} = 10.54$, $E-T = .66$) scolarisés dans des écoles publiques de la région Rhône Alpes en France ont participé à l'étude durant le troisième trimestre 2015. Le recueil de données s'est fait en parallèle et dans les mêmes conditions que celui de l'étude 1. Comme dans l'étude 1, les écoles étaient majoritairement situées en zone urbaine et péri-urbaine de la ville de Grenoble. La validation par la Direction des Services Départementaux de l'Éducation Nationale du département de l'Isère et les accords des différents responsables, Inspecteurs de l'Éducation Nationale, directeurs d'école, enseignants et parents ont été recueillis au préalable.

Matériel et procédure

Le matériel et la procédure étaient identiques à ceux de l'étude 1. Les quatre dimensions du lieu de causalité, de stabilité, de contrôle personnel et de contrôle par autrui étaient mesurées à partir de l'EMAC-E. Les élèves devaient mentionner par écrit la cause qu'ils considéraient comme la plus importante pour expliquer un résultat scolaire fictif obtenu lors d'une évaluation de lecture. Ce résultat était soit présenté comme une réussite, soit comme un échec. Les élèves ont été répartis aléatoirement dans ces deux conditions expérimentales : 162 élèves se sont imaginés vivre une situation de réussite et 148 une situation d'échec. Après avoir énoncé la cause responsable de leur réussite ou leur échec, les élèves étaient invités à compléter les douze énoncés de l'EMAC-E.

Analyse des données

Des analyses factorielles confirmatoires ont été conduites sur les réponses des élèves aux énoncés de l'échelle (Mplus 7.4 ; Muthén & Muthén, 1998-2015). La méthode d'estimation du *Maximum Likelihood Robust* (Yuan & Bentler, 2000) traitant les données manquantes (moins de 2 %) via la méthode de *Full Information Maximum Likelihood* (Dong & Peng, 2013 ; Enders, 2001) a été utilisée. Plusieurs indices d'ajustement ont été pris en compte pour estimer l'ajustement aux données des modèles : le *Comparative Fit Index* (CFI ; Bentler, 1990), le *Tucker-Lewis Index* (TLI ; Tucker & Lewis, 1973), le *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA ; Browne & Cudeck, 1992) et le *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR ; Bentler, 1995). Une valeur supérieure à .90 pour le CFI et le TLI et des valeurs proches de .06 pour le RMSEA et .08 pour le SRMR attestent d'un bon ajustement du modèle (Hu & Bentler, 1999). La consistance interne a été estimée à partir des coefficients alpha de Cronbach et Oméga total.

Afin de tester la structure factorielle de l'EMAC-E, nous avons opté pour une démarche d'analyse en deux temps. Premièrement, une série d'analyses factorielles confirmatoires a permis d'examiner la structure factorielle théorique de l'EMAC-E en la confrontant à des modèles alternatifs. Deuxièmement, l'invariance métrique et l'invariance des covariances entre les conditions échec et réussite ont été testées sur le modèle théorique (Meredith, 1993 ; Vandenberg & Lance, 2000).

Résultats

Test de la structure factorielle de l'EMAC-E.

Quatre modèles alternatifs ont été testés afin d'analyser la structure factorielle de l'échelle. Un premier (Modèle 1) supposait l'existence d'un facteur latent unique. Un deuxième (Modèle 2) comprenait les trois facteurs latents que sont le lieu de causalité, la stabilité et la contrôlabilité, ce dernier facteur étant opérationnalisé comme une combinaison du contrôle personnel et du contrôle par autrui. Un troisième modèle a été testé sur la base des résultats d'études antérieures ayant rapporté de fortes corrélations entre les dimensions lieu de causalité et contrôle personnel (McAuley et al., 1992 ; Van Overwalle et al., 1995 ; Vlachopoulos et al., 1996 ; Watkins, Sachs & Regmi, 1997). Ce modèle reposait sur une structure à trois facteurs latents : un premier facteur regroupait les énoncés des dimensions lieu de causalité et contrôle personnel, un deuxième ceux de la dimension stabilité et un troisième regroupait les énoncés de la dimension contrôle par autrui. Enfin, un quatrième modèle a testé la structure factorielle supposée de l'EMAC-E à quatre facteurs en distinguant les dimensions, lieu de causalité, stabilité, contrôle personnel et contrôle par autrui.

Le modèle théorique de la structure factorielle de l'EMAC-E (modèle 4) présente un bon ajustement aux données et s'ajuste mieux que les trois autres modèles (cf. tableau 2)¹. Tous les énoncés sont liés significativement à leur facteur latent respectif ($.44 < \beta_s < .76$, $p < .001$). Les corrélations entre les quatre facteurs latents ($|.14| < r_s < |.38|$) indique une validité discriminante satisfaisante de l'EMAC-E. Les analyses de fiabilité montrent des valeurs satisfaisantes des coefficients alpha et oméga pour les dimensions de stabilité ($\alpha = .71$; $\omega_T = .71$, IC 95% = [.64, .76]) et du lieu de causalité ($\alpha = .70$; $\omega_T = .70$, IC 95% = [.62, .76]), des valeurs plus modestes pour la dimension de contrôle personnel ($\alpha = .62$; $\omega_T = .63$, IC 95% = [.53, .70]) et moins satisfaisantes pour la dimension du contrôle par autrui ($\alpha = .55$; $\omega_T = .56$, IC 95% = [.45, .64]).

¹ Les tests d'invariance de l'échelle en fonction du genre montrent l'invariance de tous les paramètres des modèles testés.

Tableau II. Indices d'ajustement des modèles
Table II. *Fit indices of the models*

Indices	Modèle 1 Unidimensionnel	Modèle 2 Tridimensionnel	Modèle 3 Tridimensionnel	Modèle 4 Théorique
χ^2 (ddl)	343.48(54)***	118.81(51)***	181.47(51)***	60.36(48)
SRMR	.11	.07	.10	.05
TLI	.28	.82	.66	.97
CFI	.41	.86	.73	.98
RMSEA [IC 90%]	.13 [.12, .15] ***	.07 [.05, .08] *	.09 [.08, .11] ***	.03 [.00, .05]

Note. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$. Modèle 1 : unidimensionnel ; Modèle 2 : tridimensionnel (lieu de causalité, stabilité et un facteur regroupant les deux dimensions de contrôle) ; Modèle 3 : tridimensionnel (stabilité, contrôle par autrui et un facteur regroupant les dimensions lieu de causalité et contrôle personnel) ; Modèle 4 : théorique (quatre facteurs).

Note. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$. Model 1: unidimensional; Model 2: tridimensional (locus of causality, stability and one last factor including the two dimensions of control); Model 3: tridimensional (stability, control by others and one last factor including locus of causality and personal control); Model 4: theoretical model (four factors).

Test de l'invariance métrique de l'EMAC-E en situations de réussite et d'échec.

Afin de poursuivre l'analyse des caractéristiques psychométriques de l'EMAC-E, nous avons procédé à l'examen de son invariance métrique puis de l'invariance des covariances entre les quatre facteurs latents selon les deux conditions expérimentales (échec vs réussite). Le modèle à quatre facteurs de l'EMAC-E montre un bon ajustement pour le groupe en condition de réussite ($n = 162$), $\chi^2 = 63.25$, ddl = 48, RMSEA = .04, IC 90% = .00-.07, SRMR = .06, CFI = .95, TLI = .93 et pour le groupe en condition d'échec ($n = 148$), $\chi^2 = 44.51$, ddl = 48, RMSEA = .00, IC 90% = .00-.05, SRMR = .05, CFI = 1.00, TLI = 1.00. Le modèle configural présente des indices d'ajustement très satisfaisants (cf. tableau 3) signifiant que la structure factorielle peut être considérée comme similaire dans les deux groupes (Meredith, 1993 ; Vandenberg & Lance, 2000). La comparaison entre le modèle d'invariance métrique et le modèle configural, indique que l'ajout de contraintes d'invariance sur les poids factoriels n'a pas entraîné de baisse significative de l'ajustement du modèle. De fait,

l'invariance métrique de l'EMAC-E en fonction de la valence de l'événement (réussite ou échec) est attestée. La comparaison entre le modèle contraignant les poids factoriels et les covariances égales dans les deux groupes et le modèle d'invariance métrique révèle une invariance seulement partielle des covariances. Plus précisément, les covariances reliant d'un côté le contrôle personnel et de l'autre le lieu de causalité, $\Delta\chi^2(1) = 8.81, p < .001$, la stabilité, $\Delta\chi^2(1) = 23.74, p < .001$, et le contrôle par autrui, $\Delta\chi^2(1) = 6.74, p < .001$, apparaissent comme étant différentes en fonction de la situation (réussite vs d'échec). Ces contraintes spécifiques éliminées, le modèle final obtient des valeurs d'ajustement satisfaisantes et ne se différencie pas du modèle d'invariance métrique totale (cf. figure 1).

Tableau III. Indices d'ajustements pour les tests d'invariance (Étude 2)
Table III. Fit Indices for invariance tests (Study 2)

Description	Comparaison	χ^2 (ddl)	RMSEA	SRMR	TLI	CFI	$\Delta\chi^2$ (Δ ddl)
1. Modèle configural	-	107.40 (96)	.03	.05	.97	.98	-
2. Modèle d'invariance métrique totale	2 vs 1	117.79 (104)	.03	.06	.97	.97	10.01 (8)
3. Modèle d'invariance métrique totale avec invariance totale des covariances	3 vs 2	159.13 (110)**	.05	.10	.88	.90	38.17 (6)***
4. Modèle d'invariance métrique totale avec invariance partielle des covariances	4 vs 2	120.49 (107)	.03	.07	.97	.97	2.68 (3)

Note. ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Les estimations des paramètres de ce modèle multigroupes montrent que lors d'une réussite, la dimension du lieu de causalité corrèle significativement et positivement avec les dimensions de stabilité et de contrôle personnel (respectivement, $r = .36, p < .001$; $r = .59, p < .001$). Lors d'un échec, les dimensions du lieu de causalité et de stabilité corrèlent aussi positivement ($r = .28, p < .001$). Il en est de même pour les dimensions de contrôle personnel et de contrôle par autrui ($r = .64, p < .001$). En revanche, les dimensions de stabilité et de contrôle par autrui corrèlent négativement ($r = -.70, p < .001$).

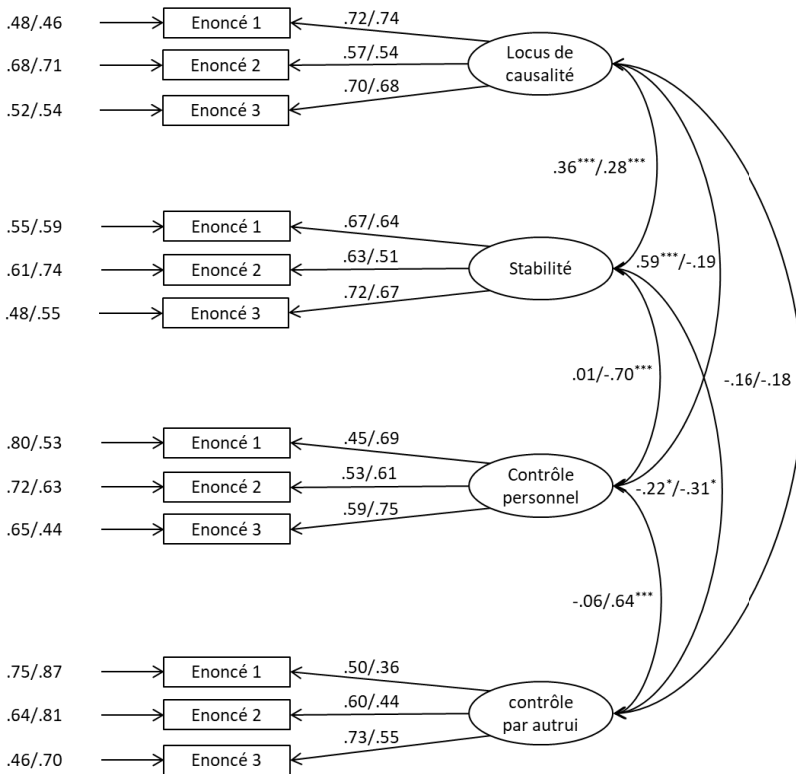


Figure 1. Paramètres du Modèle d'invariance partielle des covariances (Étude 2). Condition réussite / Condition échec.
Figure 1. Parameters of the partial invariance of covariances model (Study 2). Success condition / Failure condition.

Discussion

Les résultats de cette deuxième étude confirment la structure à quatre facteurs de l'EMAC-E (lieu de causalité, stabilité, contrôle personnel et contrôle par autrui). Les analyses subséquentes apportent aussi de nouvelles informations sur les propriétés de l'EMAC-E. D'une part, l'EMAC-E présente une invariance métrique indiquant que les énoncés mesurent des facteurs identiques que ce soit pour un événement positif ou négatif. D'autre part, l'examen de l'invariance des covariances entre les dimensions causales révèle de fortes variations entre la condition de réussite et la condition d'échec. Dans les conditions réussite et échec la dimension de stabilité est négativement liée au contrôle par autrui. Dans la condition

réussite, la dimension du lieu de causalité covarie positivement avec les dimensions de stabilité et de contrôle personnel, alors que dans la condition échec, elle covarie uniquement avec la stabilité. Dans cette dernière condition, la dimension du contrôle personnel est liée négativement à la stabilité et positivement au contrôle par autrui.

Comme dans l'étude 1, la consistance interne des deux sous-échelles de contrôle est modeste, voire peu satisfaisante pour le contrôle par autrui. Les études à venir devront s'attacher à mesurer de manière plus optimale ces deux dimensions. Pour faciliter l'interprétation des énoncés, une manière de faire serait d'accentuer l'identification de la personne dans les énoncés du contrôle par autrui en faisant appel à l'entourage signifiant de l'enfant.

CONCLUSION

L'objectif de ces deux études était de valider une version enfant de l'Echelle de Mesure des Attributions Causales à partir de la version française de la *Causal Dimension Scale II* pour adolescents et adultes (Fontayne et al., 2003 ; McAuley et al., 1992) dont les soubassements théoriques sont ancrés dans la théorie attributionnelle de la motivation et des émotions de Weiner (1985). Pris dans leur ensemble, les résultats de ces deux études confirment chez des élèves de cycle élémentaire la structure oblique à quatre dimensions observée chez des participants plus âgés (e.g., Fontayne et al., 2003 ; McAuley et al., 1992). Les qualités psychométriques de l'EMAC-E sont globalement satisfaisantes. Les dimensions du locus de causalité et du contrôle personnel ne présentent, ni de corrélations trop élevées, ni de saturations croisés problématiques entre leurs énoncés (e.g. Crocker et al., 2002 ; Watkins et al., 1997). Par ailleurs, l'absence de saturation croisée des énoncés des deux dimensions de contrôle atteste de la pertinence de les considérer comme indépendantes. Une telle distinction semble particulièrement adaptée pour les élèves d'école élémentaire qui, à cet âge, accordent une place importante à ceux qui les guident dans leurs apprentissages scolaires – la plupart du temps, l'enseignant et les parents.

Si les résultats des deux études confirment la structure à quatre facteurs de l'EMAC-E, l'examen de son invariance métrique entre les conditions échec et réussite montre aussi que les énoncés mesurent les mêmes concepts dans ces deux conditions. Ce résultat renforce l'intérêt de l'EMAC-E qui s'avère efficace pour capter plus finement les croyances des

élèves suite à un résultat scolaire. À noter que si les concepts mesurés sont identiques dans les deux conditions, l'analyse de l'invariance des covariances indique que leurs relations changent parfois de façon marquée selon la valence du résultat. Un tel résultat souligne une fois de plus que les dimensions sont loin d'être orthogonales sur le plan empirique, bien qu'elles puissent être considérées comme indépendantes sur le plan théorique (Weiner, 1985, 2010). Dans l'étude 2, les liens lorsqu'ils existent sont relativement faibles, excepté pour trois d'entre eux : un dans la condition réussite et deux dans la condition échec. Dans la situation de réussite, la corrélation est plus élevée entre le lieu de causalité et le contrôle personnel (.59) conformément aux considérations de Weiner (2010). Dans la condition échec, les corrélations sont plus élevées entre le contrôle personnel et le contrôle par autrui, d'une part, et entre le contrôle personnel et la stabilité, d'autre part (respectivement, $r = .64$ et $r = -.70$). Aucune différence due au genre des élèves n'apparaît dans nos études, ce qui va dans le sens des conclusions de Meece, Bower, Glienke and Burg (2006) qui mentionnaient que peu d'études dans le domaine du langage ont reporté des différences de genre. En somme, nos résultats montrent que, chez de jeunes élèves, la dynamique des relations entre les dimensions causales est quelque peu différente entre les conditions réussite et échec. Ils plaident donc en faveur d'une prise en compte de la valence des événements lors de l'utilisation de l'EMAC-E afin de tenir compte des variations observées.

Au-delà d'une limite inhérente à la fiabilité des échelles de contrôle, l'utilisation d'un événement fictif dans nos études est une autre limite qui restreint possiblement la généralisation des résultats à une situation ordinaire de classe. Des études à venir devront s'attacher à vérifier la robustesse de la structure factorielle de l'EMAC-E dans des situations de réalisations ordinaires impliquant un feed-back de performance réel (réussite ou échec à un examen effectué en classe). Ces situations de réalisations ordinaires pourront être étendues à d'autres domaines scolaires que celui de la lecture, tout en considérant que ces domaines peuvent être plus ou moins importants pour les élèves. D'autres études devront aussi tester les liens avec d'autres concepts liés directement aux attributions tels que l'estime de soi, les attentes de réussite ou encore la motivation (validité convergente). D'autres encore pourront tester à un niveau interindividuel (Weiner 2005) le lien entre les attributions des élèves et les jugements émis par autrui à leur endroit qu'il s'agisse de jugements de sanction, de pronostic de réussite, de compétence, de motivation (Dompnier & Pansu, 2007) ou encore de responsabilité (Matteucci, 2008). Toutefois, ces limites ne sauraient faire oublier que ces deux études apportent

les premiers éléments empiriques qui soutiennent la structure interne de l'EMAC-E pour étudier les attributions causales des jeunes élèves.

En conclusion, l'EMAC-E peut être utile au chercheur qui veut étudier, chez de jeunes enfants, la structure de causalité des explications pour elle-même, comme à celui qui s'intéressent à son rôle central dans la détermination des réactions comportementales (e.g. Weiner, 1985). Son avantage tient dans une mesure directe des attributions et des dimensions causales qui permet aux élèves d'évaluer eux-mêmes la cause de leur résultat et d'éviter des interprétations biaisées des croyances causales des élèves par le chercheur ou le codeur (Benson, 1989 ; Dresel et al., 2005 ; Jones & Nisbett, 1971 ; McAuley et al., 1992 ; Ronis, Hansen, & O'Leary, 1983 ; Russel 1982 ; Russell et al., 1987). Facile d'utilisation, elle peut aussi être utile aux psychologues, aux enseignants et aux éducateurs désireux d'éviter que les élèves ne s'enferment dans des spirales attributionnelles dysfonctionnelles pouvant les conduire au désengagement scolaire. En contribuant au dépistage précoce des patterns attributionnels les plus dysfonctionnels (e.g. explication interne, stable et incontrôlable d'un échec et explication externe, instable et incontrôlable d'une réussite), L'EMAC-E permet d'évaluer le risque de désinvestissement dans un ou plusieurs domaines scolaires et d'orienter les élèves les plus à risque vers des programmes de reconversions attributionnelles (Matteucci, 2017 ; Pansu & Sarrazin, 2010) qui reposent sur des stratégies éprouvées.

RÉFÉRENCES

- Abramson, L. Y., Seligman, M. E., & Teasdale, J. D. (1978). Learned helplessness in humans: Critique and reformulation. *Journal of Abnormal Psychology, 87*(1), 49-74. DOI: 10.1037/0021-843x.87.1.49
- Benson, M. (1989). Attributional measurement techniques: Classification and comparison of approaches for measuring causal dimensions. *The Journal of Social Psychology, 129*(3), 307-323. DOI: 10.1080/00224545.1989.9712048
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238-246. DOI: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Multivariate Software, Encino, CA.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological methods & research, 21*(2), 230-258. DOI: 10.1177/0049124192021002005
- Crocker, P. R. E., Eklund, R. C., & Graham, T. R. (2002). Evaluating the factorial structure of the revised Causal Dimension Scale in adolescents. *Research*

- Quarterly for Exercise and Sport*, 73(2), 211–218. DOI: 10.1080/02701367.2002.10609011
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. DOI: 10.1007/bf02310555
- Dompnier, B. & Pansu, P. (2007). L'intervention des explications causales internes en termes d'effort dans les stratégies d'autoprésentation et le jugement social : perspectives sociocognitives. *Psychologie Française*, 52, 459-478
- Dong, Y., & Peng, C.-Y. J. (2013). Principled missing data methods for researchers. *SpringerPlus*, 2(1), 222. DOI: 10.1186/2193-1801-2-222
- Dong, Y., Stupnisky, R. H., Obade, M., Gerszewski, T., & Ruthig, J. C. (2015). Value of college education mediating the predictive effects of causal attributions on academic success. *Social Psychology of Education*, 18(3), 531-546. DOI: 10.1007/s11218-015-9299-5
- Dresel, M., Schober, B., & Ziegler, A. (2005). Nothing more than dimensions? Evidence for a surplus meaning of specific attributions. *The Journal of Educational Research*, 99(1), 31–45. DOI: 10.3200/joer.99.1.31-45
- Dutrévis, M. & Toczek, M. C. (2007). Perception des disciplines scolaires et sexe des élèves : le cas des enseignants et des élèves de l'école primaire en France. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 36(3), 379-400. DOI : 10.4000/osp.1469
- Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95(2), 256–273. DOI: 10.1037/0033-295x.95.2.256
- Elig, T. W., & Frieze, I. H. (1979). Measuring causal attributions for success and failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(4), 621–634. DOI: 10.1037/0022-3514.37.4.621
- Enders, C. K. (2001). The impact of non-normality on full information maximum-likelihood estimation for structural equation models with missing data. *Psychological Methods*, 6(4), 352-370. DOI: 10.1037/1082-989x.6.4.352
- Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. New York: The Guilford Press.
- Folmer, A. S., Cole, D. A., Sigal, A. B., Benbow, L. D., Satterwhite, L. F., Swygert, K. E., & Ciesla, J. A. (2008). Age-related changes in children's understanding of effort and ability: Implications for attribution theory and motivation. *Journal of Experimental Child Psychology*, 99(2), 114–134. DOI: 10.1016/j.jecp.2007.09.003
- Fontayne, P., Martin-Krumm, C., Buton, F. & Heuzé, J. P. (2003). Validation française de la version révisée de l'échelle de mesure des attributions causales (CDSII). *Les Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale*, 58, 59-72.
- Försterling, F., & Binsler, M. J. (2002). Depression, school performance, and the veridicality of perceived grades and causal attributions. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28(10), 1441–1449. DOI: 10.1177/014616702236875
- Graham, S. (1991). A review of attribution theory in achievement contexts. *Educational Psychology Review*, 3(1), 5–39. DOI: 10.1007/bf01323661
- Greitemeyer, T., & Weiner, B. (2008). Asymmetrical effects of reward and punishment on attributions of morality. *The Journal of Social Psychology*, 148(4), 407–422. DOI: 10.3200/socp.148.4.407-422
- Heckhausen, J., Wrosch, C., & Schulz, R. (2010). A motivational theory of life-span development. *Psychological Review*, 117(1), 32–60. DOI: 10.1037/a0017668
- Heider, F. (1958). *The psychology of interpersonal relationships*. New York: Wiley.
- Hsieh, P.-H. P., & Schallert, D. L. (2008). Implications from self-efficacy and attribution theories for an understanding of undergraduates' motivation in a foreign

- language course. *Contemporary Educational Psychology*, 33(4), 513–532. DOI: 10.1016/j.cedpsych.2008.01.003
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: *Conventional criteria versus new alternatives*. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. DOI: 10.1080/10705519909540118
- John, O., & Benet-Martinez, V. (2014). Measurement: Reliability, construct validation, and scale construction. In H. Reis & C. Judd (Eds.), *Handbook of Research Methods in Social and Personality Psychology second edition* (p. 473–503). Cambridge: Cambridge University Press. DOI: 10.1017/CBO9780511996481.023
- Jones, E. E., & Nisbett, R. E. (1971). *The actor and the observer: Divergent perceptions of the causes of behavior*. New York: General Learning Press.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling fourth edition*. New York: The Guilford Press.
- Lazowski, R. A., & Hulleman, C. S. (2015). Motivation interventions in education: A meta-analytic review. *Review of Educational Research*, 86(2), 602–640. DOI: 10.3102/0034654315617832
- Marsh, H. W., Cairns, L., Relich, J., Barnes, J., & Debus, R. L. (1984). The relationship between dimensions of self-attribution and dimensions of self-concept. *Journal of Educational Psychology*, 76(1), 3–32. DOI: 10.1037/0022-0663.76.1.3
- Matteucci, M. C. (2017). Attributional retraining and achievement goals: An exploratory study on theoretical and empirical relationship. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée/European Review of Applied Psychology*, 67(5), 279–289. DOI: 10.1016/j.erap.2017.08.004
- Matteucci, M. C., Tomasetto, C., Selli, P., & Carugati, F. (2008). Teacher judgments and pupils' causal explanations: Social valorization of effort-based explanations in school context. *European Journal of Psychology of Education*, 23(4), 421–432. DOI: 10.1007/bf03172750
- McAuley, E., Duncan, T. E., & Russell, D. W. (1992). Measuring causal attributions: The revised Causal Dimension Scale (CDSII). *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18(5), 566–573. DOI: 10.1177/0146167292185006
- McAuley, E., & Shaffer, S. (1993). Affective responses to externally and personally controllable attributions. *Basic and Applied Social Psychology*, 14(4), 475–485. DOI: 10.1207/s15324834baspl1404_6
- McClure, J., Meyer, L. H., Garisch, J., Fischer, R., Weir, K. F., & Walkey, F. H. (2011). Students' attributions for their best and worst marks: Do they relate to achievement? *Contemporary Educational Psychology*, 36(2), 71–81. DOI: 10.1016/j.cedpsych.2010.11.001
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412–433. DOI: 10.1037/met0000144
- Meece, J. L., Glienke, B. B., & Burg, S. (2006). Gender and motivation. *Journal of School Psychology*, 44(5), 351–373. DOI: 10.1016/j.jsp.2006.04.004
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525–543. DOI: 10.1007/bf02294825
- Meyer, J. P. (1980). Causal attribution for success and failure: A multivariate investigation of dimensionality, formation, and consequences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 38(5), 704–718. DOI: 10.1037/0022-3514.38.5.704
- Meyer, J. P., & Koelbl, S. L. (1982). Dimensionality of students' causal attributions for test performance. *Personality and Social Psychology*, 42(2), 207–215. DOI: 10.1037/0022-3514.42.2.207

- Psychology Bulletin*, 8, 31-36. DOI: 10.1177/014616728281005
- Muthén, L. K. and Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus User's Guide*. Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén
- Osborne, D., & Weiner, B. (2015). A latent profile analysis of attributions for poverty: Identifying response patterns underlying people's willingness to help the poor. *Personality and Individual Differences*, 85, 149-154. DOI: 10.1016/j.paid.2015.05.007
- Pansu, P., & Sarrazin P. G. (2010). Les théories de l'attribution appliquées à l'éducation : l'efficacité des programmes de reconversion attributionnelle interrogée. Dans P. Morchain & A. Somat (Eds), *Psychologie sociale : applicabilité et applications*, (p. 237-265). Rennes : Presses universitaire de Rennes.
- Pintrich, P. R., & Schunk, D. H. (2002). *Motivation in education: Theory, research and applications* (2nd ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall Merrill.
- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2011). *Introduction to psychometric theory*. New York, NY, US: Routledge/Taylor & Francis Group.
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2008). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. DOI: 10.1007/s11336-008-9102-z
- Ronis, D. L., Hansen, R. D., & O'leary, V. E. (1983). Understanding the meaning of achievement attributions: A test of derived locus and stability scores. *Journal of Personality and Social psychology*, 44(4), 702-711. DOI: 10.1037/0022-3514.44.4.702
- Russell, D. (1982). The Causal Dimension Scale: A measure of how individuals perceive causes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42(6), 1137-1145. DOI: 10.1037/0022-3514.42.6.1137
- Russell, D., & McAuley, E. (1986). Causal attributions, causal dimensions, and affective reactions to success and failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(6), 1174-1185. DOI: 10.1037/0022-3514.50.6.1174
- Russell, D. W., McAuley, E., & Tarico, V. (1987). Measuring causal attributions for success and failure: A comparison of methodologies for assessing causal dimensions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(6), 1248-1257. DOI: 10.1037/0022-3514.52.6.1248
- Stajkovic, A. D., & Sommer, S. M. (2000). Self-efficacy and causal attributions: Direct and reciprocal links. *Journal of Applied Social Psychology*, 30(4), 707-737. DOI: 10.1111/j.1559-1816.2000.tb02820.x
- Swinton, A. D., Kurtz-Costes, B., Rowley, S. J., & Okeke-Adeyanju, N. (2011). A longitudinal examination of African American adolescents' attributions about achievement outcomes. *Child Development*, 82(5), 1486-1500. DOI: 10.1111/j.1467-8624.2011.01623.x
- Thomas, K. M., & Mathieu, J. E. (1994). Role of causal attributions in dynamic self-regulation and goal processes. *Journal of Applied Psychology*, 79(6), 812-818. DOI: 10.1037/0021-9010.79.6.812
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10. DOI: 10.1007/bf02291170
- Valle, V. A., & Frieze, I. H. (1976). Stability of causal attributions as a mediator in changing expectations for success. *Journal of Personality and Social Psychology*, 33(5), 579-587. DOI: 10.1037/0022-3514.33.5.579
- Vallerand, R. J., & Richer, F. (1988). On the use of the Causal Dimension Scale in a field setting: A test with confirmatory factor analysis in success and failure situations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(4), 704-712. DOI: 10.1037/0022-3514.54.4.704
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70. DOI: 10.1177/109442810031002

- Van Overwalle, F., Mervielde, I., & De Schuyter, J. (1995). Structural modelling of the relationships between attributional dimensions, emotions, and performance of college freshmen. *Cognition & Emotion*, 9(1), 59–85. DOI: 10.1080/02699939508408965
- Vlachopoulos, S., Biddle, S. J. H., & Fox, K. R. (1996). A social-cognitive investigation into the mechanisms of affect generation in children's physical activity. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 18(2), 174–193. DOI: 10.1123/jsep.18.2.174
- Vlachopoulos, S., Biddle, S. J. H., & Fox, K. R. (1997). Determinants of emotion in children's physical activity: A test of goal perspectives and attribution theories. *Pediatric Exercise Science*, 9(1), 65–79. DOI: 10.1123/pes.9.1.65
- Watkins, D., Sachs, J., & Regmi, M. (1997). Confirmatory factor analysis of the revised causal dimension scale: a Nepalese investigation. *Psychological Reports*, 81(3), 936–967. DOI: 10.2466/pr0.1997.81.3.963
- Weiner, B. (1979). A theory of motivation for some classroom experiences. *Journal of Educational Psychology*, 71(1), 3–25. DOI: 10.1037/0022-0663.71.1.3
- Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review*, 92(4), 548–573. DOI: 10.1037/0033-295x.92.4.548
- Weiner, B. (1986). *An attributional theory of motivation and emotion*. New York: Springer-Verlag. DOI: 10.1007/978-1-4612-4948-1
- Weiner, B. (2000). Intrapersonal and interpersonal theories of motivation from an attributional perspective. *Educational Psychology Review*, 12(1), 1–14. DOI: 10.1023/a:1009017532121
- Weiner, B. (2005). Motivation from an attribution perspective and the social psychology of perceived competence. In A. J. Elliot & C. S. Dweck (Eds), *Handbook of Competence and Motivation* (p. 73–84). The Guilford Press.
- Weiner, B. (2010). The development of an attribution-based theory of motivation: A history of ideas. *Educational Psychologist*, 45(1), 28–36. DOI: 10.1080/00461520903433596
- Weiner, B., Frieze, I., Kukla, A., Reed, L., Rest, S., & Rosenbaum, R. M. (1971). Perceiving the causes of success and failure. In E. E. Jones, D. E. Kanouse, H. H. Kelley, R. E. Nisbett, S. Valins, B. Weiner (Eds), *Attribution: Perceiving the causes of behavior* (p. 95–120). Morristown, New Jersey: General Learning Press.
- Weiner, B., & Kukla, A. (1970). An attributional analysis of achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 15(1), 1–20. DOI: 10.1037/h0029211
- Weiner, B., Nierenberg, R., & Goldstein, M. (1976). Social learning (locus of control) versus attributional (causal stability) interpretations of expectancy of success. *Journal of Personality*, 44(1), 52–68. DOI: 10.1111/j.1467-6494.1976.tb00583.x
- Wilson, T. D., Damiani, M., & Shelton, N. (2002). Improving the academic performance of college students with brief attributional interventions. In J. Aronson (Eds.), *Improving academic achievement: Impact of psychological factors on education* (pp. 89–108). San Diego, CA, US: Academic Press. DOI: 10.1016/b978-012064455-1/50008-7
- Yin, L. P. (1999). A longitudinal study of Hong Kong Chinese university students' academic causal attributions, self-concept, learning approaches, and their causal effects on achievement. *The American Educational Research Association Annual Meeting*.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (2000). Three likelihood-based methods for mean and covariance structure analysis with nonnormal missing data. *Sociological Methodology*, 30(1), 165–200. DOI: 10.1111/0081-1750.00078

ANNEXE :

échelle de mesure des attributions causales pour enfants

Selon toi, pourquoi as-tu obtenu ce résultat ?

Écris la cause qui te semble la plus importante sur la ligne ci-dessous.

.....

Entoure à chaque fois le chiffre qui correspond le mieux à ce que tu penses
Selon toi, cette cause est quelque chose :

qui vient de ta personne	1	2	3	4	5	qui vient d'autre chose que de ta personne
que tu peux modifier	1	2	3	4	5	que tu ne peux pas modifier
qui est permanent	1	2	3	4	5	qui est passager
que tu peux contrôler	1	2	3	4	5	que tu ne peux pas contrôler
sur laquelle d'autres personnes ont un contrôle	1	2	3	4	5	sur laquelle les autres personnes n'ont pas de contrôle
qui t'est propre	1	2	3	4	5	qui vient de quelque chose d'extérieur à ta personne
qui est stable, toujours la même	1	2	3	4	5	qui est instable, qui n'est pas toujours la même
sur laquelle d'autres personnes peuvent agir	1	2	3	4	5	sur laquelle les autres personnes ne peuvent pas agir
qui vient de toi	1	2	3	4	5	qui vient d'autre chose
sur laquelle tu peux agir	1	2	3	4	5	sur laquelle tu ne peux pas agir
qui ne change pas	1	2	3	4	5	qui est changeant
que d'autres personnes peuvent changer	1	2	3	4	5	que les autres personnes ne peuvent pas changer