

La présence socio-affective en e-Formation : le modèle théorique de référence, l'élaboration et la validation de l'échelle de mesure EMPSA e-Formation

Socio-affective presence in e-Learning: the theoretical reference model, development and validation of the EMPSA e-Learning scale

A presença socioafetiva na e-Formação: o modelo teórico de referência, a elaboração e a validação da escala de medição EMPSA e-Formação

Annie Jézégou

ID ORCID: 0000-0003-3850-9446

Université de Lille

Yihuan Zhao

ID ORCID: 0009-0000-7654-2429

Université de Lille

Moïse Déro

ID ORCID: 0009-0005-2234-0510

Université de Lille



MOTS CLÉS : échelle de mesure, e-Formation, présence sociale, présence socio-affective

L'article décrit le processus d'élaboration et de validation de l'Échelle de Mesure de la Présence Socio-Affective en Formation (EMSPA e-Formation). Cette échelle a été construite en prenant appui sur le modèle théorique de la présence sociale en e-Formation (Jézégou, 2022). L'étude repose sur un échantillon de 309 étudiants inscrits en Master en sciences de l'éducation et de la formation, intégralement en distanciel et dispensé par des universités françaises. Dans un premier temps, une analyse factorielle exploratoire met en évidence une structure factorielle à trois facteurs, caractérisée par une bonne cohérence interne. Dans un second temps, une analyse factorielle confirmatoire valide cette structuration et confirme les relations entre les trois facteurs identifiés. Les résultats montrent que cette échelle constitue un instrument psychométrique robuste pour l'étude et pour l'analyse de la présence socio-affective en e-formation, tout en ouvrant des perspectives pour de futures recherches.

KEY WORDS: e-learning, measurement scale, social presence, socio-affective presence

The article outlines the development and validation process of the measurement scale for socio-affective presence in e-learning. This scale was constructed based on the theoretical model of social presence in e-learning (Jézégou, 2022). The study is based on a sample of 309 students enrolled in a fully online Master's program in Education and Training Sciences, offered by French universities. First, an exploratory factor analysis reveals a three-factor structure with strong internal consistency. Second, a confirmatory factor analysis validates this structure and confirms the relationships between the three identified factors. The results demonstrate that this scale serves as a robust psychometric instrument for studying and analyzing socio-affective presence in e-training while opening new avenues for future research.

PALAVRAS CHAVE: e-Formação, escala de medição, presença social, presença socioafetiva

O artigo descreve o processo de elaboração e validação da Escala de Medição da Presença Socioafetiva na Formação (EMPSA e-Formação). Esta escala foi construída com base no modelo teórico da presença social na e-Formação (Jézégou, 2022). O estudo baseia-se numa amostra de 309 estudantes matriculados num mestrado em Ciências da Educação e da Formação, inteiramente a distância que é oferecido por universidades francesas. Primeiramente, uma análise fatorial exploratória evidenciou uma estrutura fatorial de três fatores, caracterizada por uma boa coerência interna. De seguida, uma análise fatorial confirmatória validou esta estrutura e confirmou as relações entre os três fatores identificados. Os resultados mostram que esta escala constitui um instrumento psicométrico robusto para o estudo e a análise da presença socioafetiva na e-formação, além de abrir perspectivas para pesquisas futuras.

Introduction

« Le faire et le être ensemble pour apprendre avec et par les autres », malgré l'éloignement géographique, constitue à la fois l'objet et l'enjeu du modèle théorique de la présence sociale en e-Formation (Jézégou, 2022). Par e-Formation, on entend ici :

un ensemble d'environnements d'apprentissage en ligne dont une des principales propriétés est d'utiliser les technologies multimédias et l'Internet pour faciliter l'accès à des ressources et des services éducatifs. Ces environnements intègrent des outils logiciels qui permettent la gestion et le suivi d'une formation en ligne, l'accès à des ressources pédagogiques médiatisées, des possibilités technologiques d'interactions synchrones et asynchrones, de travail et de collaboration à distance ou encore de production et de partage de contenus (Jézégou, 2019, p. 9).

Ainsi associée à un ensemble d'environnements spécifiques et non pas à un type de public, la e-Formation concerne tous les domaines éducatifs, du scolaire à la formation des adultes en passant par l'enseignement supérieur.

Le modèle de la présence sociale en e-Formation est d'ordre théorique, au sens où il n'a pas été édifié à partir de données empiriques. Il résulte d'un travail d'ancrage épistémologique et d'articulation conceptuelle à partir duquel s'est opérée une modélisation. Depuis sa finalisation au début des années 2020, il a été mobilisé lors de plusieurs études empiriques qualitatives, dont Androwkha et Jézégou (2019), Bebbouchi et Jézégou (2022), Maury-Zing (2024), Proust-Androwkha (2022, 2023), et Zhao (2024a, 2024b), à visée descriptive et compréhensive. Parallèlement, la question de disposer d'instruments validés pour appréhender la présence sociale en e-Formation lors d'investigations quantitatives s'est rapidement imposée. L'article est centré sur l'une des trois dimensions de la présence sociale : celle dite socio-affective, les deux autres étant la présence socio-cognitive et la présence pédagogique. Il décrit le processus d'élaboration et de validation d'une échelle de mesure de la présence socio-affective. Cette échelle porte l'acronyme EMPSA e-Formation pour Échelle de Mesure de la Présence Socio-Affective en e-Formation. L'élaboration et la validation des échelles

de mesure des deux autres dimensions de la présence sociale constitueront l'une des prochaines phases du travail empirique déjà engagé. Le choix de produire trois échelles de mesure et non pas une échelle globale tient au fait que, selon le modèle, les présences socio-cognitive, socio-affective et pédagogique peuvent se manifester de façon indépendante, même si le modèle précise qu'elles seraient corrélées les unes aux autres. Ces futures échelles de mesure contribueront, entre autres, à tester ces deux grandes hypothèses.

Le modèle théorique de la présence sociale en e-Formation

Le modèle de la présence sociale en e-Formation se réfère à une situation particulière : celle d'apprenants éloignés géographiquement ayant à réaliser une activité groupale pour résoudre une situation problématique, via l'usage d'artefacts socio-numériques de communication. Par situation problématique, on entend, au sens de Dewey (1938), mener un projet, apporter une solution à un problème, répondre à un événement inattendu, etc. Selon ce modèle, la présence sociale résulte de certaines formes d'interactions sociales médiatisées entre les apprenants, entre ces derniers et le formateur, ou l'enseignant, le tuteur, le superviseur, lors de cette activité groupale en distanciel. Elle se manifeste dans un espace numérique de communication verbale régi par des temporalités synchrones et asynchrones via une messagerie instantanée, une visioconférence, un courriel, un forum de discussion, un éditeur d'écriture collective, un tableau interactif, des réseaux sociaux, etc. En e-Formation, ces artefacts socio-numériques de communication sont souvent intégrés, tout ou en partie, dans une plateforme dédiée, par exemple *Moodle*. En attribuant à cet espace (ou plateforme) le statut de tiers-lieu, il s'agit de l'écarter d'une conception purement techno-centrée. Selon Jézégou (2022), il constitue aussi et surtout un lieu, à la fois coconstruit et partagé, d'expression écrite et orale, d'interactions multiples. Il est tiers parce qu'il est différent de la localisation physique respective des utilisateurs et qu'il possède sa propre territorialité souvent qualifiée de virtuelle.

Le modèle de la présence sociale en e-Formation constitue une alternative au célèbre *Community of Inquiry in e-learning model* ou *COI model* (Garrison, 2016, 2017). L'un comme l'autre se réfèrent à la même situation énoncée précédemment. Tous deux s'appuient également sur la théorie de la pratique d'enquête (Dewey, 1938). Mais, comme l'a démontré Jézégou (2022, 2023, 2025), la comparaison s'arrête là, car ces deux modèles comportent des différences importantes.

Les spécificités épistémo-théoriques du modèle

Ce modèle définit la présence sociale comme une méta-présence constituée de trois dimensions ou entités : la présence socio-cognitive, la présence socio-affective et la présence pédagogique. De son côté, le *COI model* appréhende la présence sociale comme une entité en soi et articulée aux deux autres, soit les présences dites cognitive et éducative. Cette différence n'est pas simplement et uniquement sémantique : sur le fond, elle est d'ordre épistémo-théorique et conceptuel. Ainsi, *a contrario* du *COI model*, le modèle de la présence sociale en e-Formation est ancré à la fois dans la théorie de la dynamique des groupes restreints (Festinger, 1954 ; Lewin, 1948 ; Maisonneuve, 1968 ; Moscovici, 1979), dans la théorie du conflit sociocognitif (Darnon et al., 2008 ; Doise & Mugny, 1981 ; Perret-Clermont, 1979 ; Perret-Clermont & Nicolet, 2002) liée au socioconstructivisme et dans la perspective transactionnelle de l'action (Dewey & Bentley, 1949). Dans ce modèle d'origine francophone, notamment en raison de tels fondements épistémo-théoriques, la présence sociale en e-Formation se situe principalement dans le registre de la relation, si ce n'est de la qualité de cette relation pour faire et être ensemble lors d'un travail de groupe en distanciel. Il s'agit donc d'une présence à l'autre, aux autres et au groupe : c'est pourquoi elle est qualifiée ici de sociale.

L'architecture du modèle est étayée par plusieurs concepts clés et articulés entre eux. Ces concepts sont, du moins pour les plus significatifs, les interactions sociales, le conflit socio-cognitif, les transactions communicationnelles, la collaboration contradictoire, le climat socio-affectif, le tutorat de groupe et la communauté d'apprentissage en ligne. Il intègre également les concepts d'agentivité, d'affordance socio-numérique ou encore, de tiers-lieu.

Les trois dimensions de la présence sociale et leur modélisation systémique et dynamique

Comme précisé en introduction, le modèle résulte d'un travail d'articulation de plusieurs cadres théoriques et de concepts différents, tels que mentionnés à l'instant. Ensemble, ils assurent l'architecture du modèle. La démarche de modélisation théorique adoptée est celle qui est qualifiée de systémique et dynamique (Le Cardinal & Guyonnet, 2006 ; Richalet, 1983). Elle a été décrite de façon détaillée par ailleurs (Jézégou, 2022). Pour aller à l'essentiel, voici la définition attribuée à chacune de ces trois dimensions de la présence sociale en e-Formation :

La présence socio-cognitive est l'une des trois dimensions de la présence sociale en e-Formation. Elle résulte de transactions communicationnelles médiatisées entre les apprenants d'un groupe lors de la pratique d'enquête. La présence socio-cognitive ainsi créée s'exprime dans un tiers-lieu socio-numérique de communication et contribue au développement d'une communauté d'apprentissage en ligne. Les transactions communicationnelles sont des interactions sociales spécifiques d'expression et de confrontation de points de vue, d'ajustement mutuel, de négociation et de délibération (Jézégou, 2022, p. 173).

La présence socio-affective est l'une des trois dimensions de la présence sociale en e-Formation. Elle résulte des interactions sociales médiatisées qui permettent de générer un climat socio-affectif favorable aux transactions communicationnelles entre les apprenants lors de la pratique d'enquête. Ces interactions sociales sont porteuses de cohésion, de symétrie de la relation et d'aménité. La présence socio-affective ainsi créée s'exprime dans un tiers-lieu socio-numérique de communication et contribue au développement d'une communauté d'apprentissage en ligne (Jézégou, 2022, p. 184).

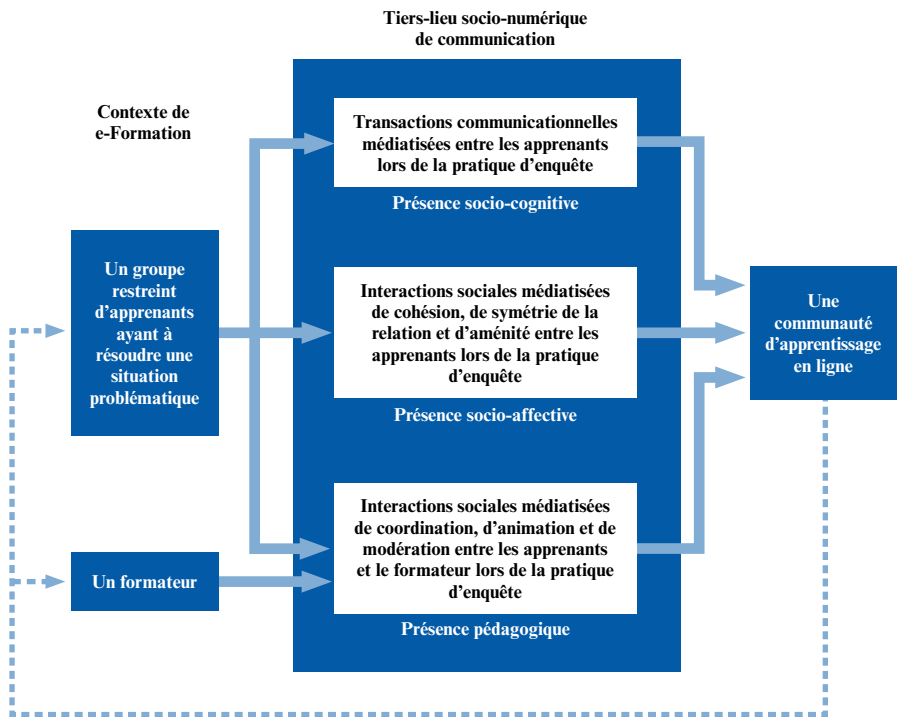
La présence pédagogique est l'une des trois dimensions de la présence sociale en e-Formation. Elle résulte d'interactions sociales médiatisées que le formateur entretient avec les apprenants d'un groupe lors de la pratique d'enquête. Ces interactions se manifestent lors d'activités de coordination, d'animation et de modération auprès des apprenants du groupe. La présence pédagogique ainsi créée s'exprime dans un tiers-lieu socio-numérique de communication et contribue au développement d'une communauté d'apprentissage en ligne (Jézégou, 2022, p. 196).

Le modèle de la présence sociale en e-Formation est formalisé schématiquement de la manière suivante, tel que le montre la figure 1.

Selon le modèle, les présences socio-cognitive, socio-affective et pédagogique s'expriment, indépendamment ou ensemble, dans un tiers-lieu socio-numérique de communication. Chacune contribue au développement d'une communauté en ligne, tout en favorisant les apprentissages d'un point de vue à la fois individuel et collectif. La communauté ainsi constituée exerce des effets en retour sur « le faire et le être ensemble pour apprendre avec et par les autres » (Jézégou, 2022, p. 9). D'une manière générale, toujours d'un point de vue théorique, la présence socio-affective soutient la présence socio-cognitive issue de ces transactions. De plus, la présence pédagogique du formateur vise à favoriser ces deux formes de présence. Néanmoins, l'appui apporté n'est pas automatique et leur influence respective peut s'avérer limitée. Ainsi, selon les contextes, si ce n'est même les profils de groupe, les trois dimensions de la présence sociale

en e-Formation peuvent malgré tout se manifester indépendamment les unes des autres. Ces grands énoncés ont le statut d'hypothèses théoriques. L'un des enjeux majeurs des études empiriques menées en lien avec ce modèle est de tester ces hypothèses, notamment en utilisant les échelles de mesure des trois dimensions de la présence sociale.

Figure 1
Le modèle de la présence sociale en e-Formation



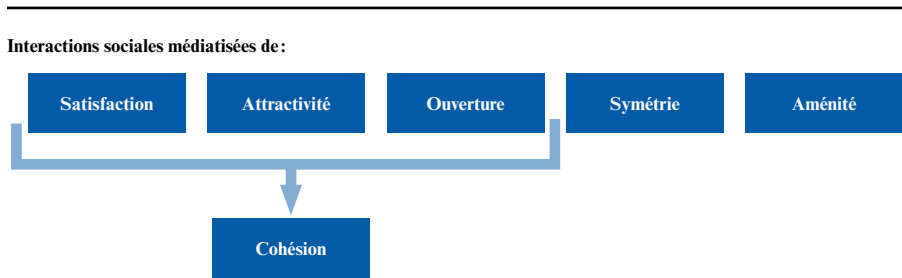
Jézégou, 2022, p. 209

La présence socio-affective : la structure et les indicateurs théoriques pour élaborer et valider l'EMPSA e-Formation

Au sens large, la présence socio-affective renvoie au être ensemble, et même davantage au bien-être ensemble, afin de faire ensemble. Plus précisément, elle résulte d'interactions sociales médiatisées qui, ensemble, génèrent le climat socio-affectif le plus favorable au faire ensemble, en groupe. Selon la théorie de la dynamique des groupes restreints en tant

qu’ancrage épistémo-théorique du modèle, trois grandes dimensions contribuent à générer un tel climat. Elles ont été mises à jour par les auteurs historiques de cette théorie (dont Festinger, 1954; Lewin, 1948; Maisonneuve, 1968; Moscovici, 1979). Le consensus sur ces dimensions n’a fait que se confirmer au cours des décennies chez les psychologues sociaux contemporains des groupes restreints. On peut notamment se référer ici aux travaux de plusieurs auteurs francophones dont Aebischer et Oberlé (2016), Albric (2008), Augustinova et Oberlé (2013), Bègue et Desrichard (2013) ou encore Fischer (2015). Elles ont également été mises en avant dans la théorie du conflit socio-cognitif en tant que levier favorisant ce conflit et donc l’apprentissage à la fois sur le plan individuel et collectif (Doise & Mugny, 1981; Moscovici & Doise, 1992). Ces trois dimensions fondamentales sont : 1) la cohésion de groupe, 2) la symétrie de la relation et 3) l’aménité entre les membres du groupe. Ici, la cohésion est elle-même déclinée en trois dimensions : 1.1) la satisfaction¹, 1.2) l’attractivité² et 1.3) l’ouverture³. À chacune de ces cinq dimensions correspond une catégorie spécifique d’interactions sociales médiatisées porteuses de présence socio-affective (Jézégou, 2022⁴), comme le montre la figure 2 ci-après.

Figure 2
*Les cinq catégories d’interactions sociales médiatisées porteuses
de présence socio-affective*



D’après Jézégou, 2022

1. Satisfaction : satisfaction à être et faire ensemble, des aspects socio-opératoires du travail de groupe (voir tableau 1)
2. Attractivité : voir tableau 1
3. Ouverture : norme relationnelle ouverte à la différence et à la diversité.
4. Tableau 21, p. 190 ; tableau 24, p. 195.

Toujours en s'appuyant sur la théorie de la dynamique des groupes restreints, 13 indicateurs ont été attribués aux interactions sociales médiatisées de cohésion dont sept sont liées à la satisfaction, quatre à l'attractivité et deux à de l'ouverture. Quatre indicateurs ont été attribués respectivement aux interactions sociales médiatisées à symétrie de la relation et à l'aménité. Ensemble, les tableaux 1 et 2 ci-après montrent la structuration théorique de départ à partir de laquelle l'échelle EMPSA a été construite. Cette structure intègre 21 indicateurs théoriques au total.

Tableau 1

Les trois catégories d'interactions médiatisées de cohésion porteuses de présence socio-affective en e-Formation, leur codage et les 13 indicateurs initiaux retenus pour élaborer EMPSA

Interactions sociales médiatisées de cohésion porteuses de présence socio-affective en e-Formation	
Catégories et codages utilisés	13 indicateurs
PSACOSatisfaction ¹	7 indicateurs
Interactions sociales exprimant une satisfaction :	à faire ensemble à être ensemble du rôle joué par les un-e-s et les autres dans le groupe de la manière de s'organiser du partage des rôles de la contribution de chacun-e des moyens mis à disposition
PSACOAttractivité ²	4 indicateurs
Interactions sociales manifestant l'attractivité du groupe pour :	le but visé les actions réalisées ensemble les autres membres du groupe le groupe lui-même
PSACOOuverture ³	2 indicateurs
Interactions sociales basées sur une norme relationnelle ouverte à la différence et à la diversité :	à la différence de statut, d'âge, de niveau d'expertise, de genre aux idées, à des points de vue différents

1. PSACOSatisfaction : Présence Socio-Affective, Cohésion, Satisfaction.

2. PSACOAttractivité : Présence Socio-Affective, Cohésion, Attractivité.

3. PSACOOuverture : Présence Socio-Affective, Cohésion, Ouverture.

Tableau 2

Les trois catégories d'interactions sociales médiatisées de symétrie de la relation et d'aménité porteuses de présence socio-affective en e-Formation, leur codage et les huit indicateurs initiaux pour élaborer EMPSA

Interactions sociales médiatisées de symétrie de la relation et d'aménité porteuses de présence socio-affective en e-Formation	
Catégories et codage	8 indicateurs associés
PSASymétrie.	4 indicateurs
PSASymétrie.	un respect mutuel
Interactions sociales révélant une relation égalitaire par :	une considération des autres
	la reconnaissance des apports de chacun-e
	la valorisation des compétences des un-e-s et des autres
SPAAMénité.	4 indicateurs
Interactions sociales d'aménité :	politesse
	bienveillance
	sympathie
	sérénité

Compte tenu de cette structure théorique de départ, à chacun de ces 21 indicateurs correspondait un item spécifique du questionnaire initial pour élaborer et valider l'échelle de mesure EMPSA e-Formation.

La méthodologie d'élaboration et de validation de l'échelle

L'échelle a été élaborée à partir des réponses complètes à ce questionnaire saisi puis soumis via *LimeSurvey*. Le texte d'accueil mentionnait qu'il s'agissait d'une enquête réalisée auprès d'apprenants ayant participé à un travail de groupe intégralement en distanciel, tout en précisant l'objet : celui de la présence socio-affective créée entre les membres du groupe lors de ce travail. Il pointait aussi le fait que cette enquête préservait l'anonymat des répondants.

Le questionnaire en ligne, sa structure et le ciblage des répondants

Le questionnaire comportait trois parties distinctes. La première posait comme conditions aux répondants potentiels d'avoir suivi une formation intégralement en distanciel et participé, dans ce cadre, à un ou à

plusieurs travaux de groupe. Les réponses obtenues (oui/non) conditionnaient ensemble la possibilité ou pas de poursuivre (blocage du répondant pour un double non).

La deuxième partie invitait les répondants à se référer à un travail de groupe en distanciel en particulier. Elle est située en annexe A du présent article. Elle comportait une série de sept questions fermées à choix unique portant chacune sur une caractéristique du travail de groupe en distanciel : 1) la taille de ce groupe, 2) la durée du travail de groupe, 3) la décision démocratique, 4) la modalité coopérative et/ou collaborative, 5) la fréquence des échanges, 6) l'existence d'une compétition inter et/ou intra-groupe et 7) la modalité de constitution du groupe. Selon le modèle théorique de référence, chacune de ces sept caractéristiques serait corrélée à la présence socio-affective. Cette hypothèse a notamment été testée sur le plan statistique lors de la présente enquête.

La troisième partie du questionnaire, centrale pour la construction de l'échelle de mesure, se référait à ce même travail de groupe en distanciel. Comme annoncé précédemment, elle comportait 21 items correspondant chacun à un indicateur théorique associé à la cohésion, à la symétrie de la relation et à l'aménité (tableaux 1 et 2 ci-dessus). La liste de ces 21 items de départ figure en annexe B.

Tableau 3
Nombre d'items dans le questionnaire pour les indicateurs de cohésion, de symétrie de la relation et d'aménité

Interactions sociales médiatisées porteuses de cohésion, de symétrie de la relation et d'aménité.	Codage	Nombre d'items
Cohésion. Satisfaction.	PSACOSatisfaction	7
Cohésion. Attractivité	PSACOAttractivité	4
Cohésion. Ouverture	PSACOOuverture	2
Symétrie relation	PSASymétrie 1	3
Symétrie compétences	PSASymétrie 2	1
Aménité	PSAAménité	4
	Total	21

Pour illustration, voici quelques exemples de questions posées et d'items associés : lors de ce travail en distanciel, au sein de notre groupe, nous avons : « exprimé de la satisfaction à être ensemble » (PSACOSatisfaction), « échangé de façon bienveillante » (PSAAMénité), « manifesté une ouverture d'esprit aux idées et aux points de vue de chacun-e » (PSACOOuverture), « montré de l'intérêt pour les activités à réaliser » (PSACOttractivité). La réponse possible sur une échelle de Likert à 7 points allait de 1) pas du tout à 7) fortement, en passant par très peu, un peu, moyennement, assez, beaucoup. Ces sept niveaux de réponse permettaient d'obtenir une grande variabilité de réponses, tout en évitant un manque de discrimination (Streiner et al., 2015).

L'ensemble de ce questionnaire (les 21 items et les sept questions liées aux caractéristiques du travail de groupe en distanciel) a été testé auprès d'un petit échantillon de personnes (dont des doctorants et des étudiants inscrits dans un dispositif de e-Formation et réalisant des travaux de groupe, N = 15), dans le but de s'assurer de la bonne compréhension des items et d'apporter les ajustements nécessaires dans leur formulation. Le questionnaire a ensuite été diffusé en deux phases auprès d'un public cible : celui d'étudiants en Master en sciences de l'éducation et de la formation (SEF) intégralement en distanciel et dispensé par plusieurs universités françaises. Le choix de cette cible est lié à une volonté d'obtenir un échantillon homogène. Les étudiants ont répondu sur une base volontaire sans récompense.

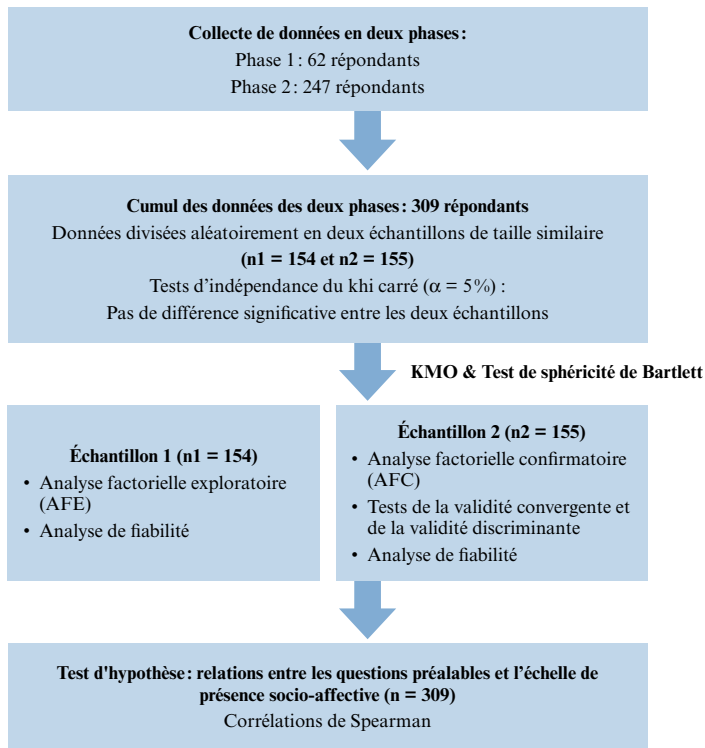
Tableau 4
Ciblage et nombre de répondants au questionnaire pour les phases 1 et 2

Questionnaire	Cible	Modalité de formation	Universités	Passation	Nombre de répondants	Nombre de questionnaires complets
Phase 1	Étudiants Master en SEF 2022-2023.	Distanciel intégral	Lille	Novembre 2023	72	62
Phase 2	Étudiants Master en SEF 2023-2024.	Distanciel intégral	Lille Nanterre Lyon 2 Rouen	Avril 2024	280	247
						309

Le plan d'analyse des données recueillies lors des phases 1 et 2

Les analyses des données ont été effectuées à l'aide des logiciels *Jamovi* et *SPSS*. La figure 3 ci-après présente le plan d'analyse adopté pour établir la validité du construit des deuxième et troisième parties du questionnaire.

Figure 3
Plan d'analyse des données visant à établir la validité du construit de l'échelle de présence socio-affective



Un ratio de cinq à dix répondants par item est généralement préconisé (DeVellis, 2016). Par conséquent, un minimum de 105 participants était requis pour assurer la validité des analyses portant sur les 21 items. Or, la phase 1 ne comportait que 62 questionnaires complets. Le volume ainsi obtenu étant insuffisant, le nombre de répondants à cette première phase et celui de la seconde phase ($n = 247$) ont été cumulés, totalisant

ainsi 309 questionnaires complets. Ces 309 questionnaires ont ensuite été aléatoirement divisés dans le logiciel *SPSS* en deux échantillons de taille similaire ($n_1 = 154$ et $n_2 = 155$). Comme le soulignent Fokkema et Greiff (2017) ou encore Worthington et Whittaker (2006), ce procédé permet notamment de réaliser des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires sur des échantillons distincts.

Avant de conduire ces analyses, les résultats des tests d'indépendance du khi carré ($\alpha = 5\%$) ont montré qu'il n'y avait pas de différence significative entre les deux échantillons (n_1 et n_2) concernant les caractéristiques du travail de groupe (questions de la 2^e partie). Comme le précisent Bélisle et al. (2022), cette vérification préalable est nécessaire afin d'éviter un biais possible dans les résultats issus des analyses ultérieures.

Puis, les données du premier échantillon ($n_1 = 154$), issues de la troisième et principale partie du questionnaire, ont été soumises à des analyses factorielles exploratoires (AFE) à l'aide du logiciel *SPSS*. Une analyse de fiabilité a été réalisée pour chaque facteur de l'échelle résultante ainsi que pour l'ensemble de l'échelle. Par la suite, des analyses factorielles confirmatoires (AFC) ont été effectuées sur le second échantillon ($n_2 = 155$) à l'aide du module AMOS de *SPSS* pour confirmer la structure factorielle préalablement identifiée (Worthington & Whittaker, 2006).

Les résultats de l'analyse des données issues des deux échantillons ($n_1 = 154$, $n_2 = 155$)

Les analyses factorielles exploratoires (n_1)

Dans l'échantillon $n_1 = 154$, les 21 items liés à la troisième partie du questionnaire présentaient une asymétrie négative, indiquant ainsi une déviation de la normalité confirmée par la significativité du test de ($p < 0,001$). Toutefois, les valeurs d'asymétrie (*skewness*) et d'aplatissement (*kurtosis*) restaient dans des seuils acceptables. En effet, ces valeurs étaient comprises entre -1 et -2, tandis que les valeurs d'aplatissement variaient entre -0,184 et 6,050, respectant ainsi les critères établis par Kline (2023) (asymétrie ± 3 , aplatissement ± 10) et même si elles approchaient les limites plus strictes définies par Byrne et Van de Vijver (2010) (asymétrie ± 2 , aplatissement ± 7). En conséquence, aucune déviation univariée sévère de la normalité n'a été observée. Puis, l'adéquation des données aux analyses factorielles exploratoires (AFE) a été vérifiée. L'indice KMO de 0,947 ($\geq 0,7$) indiquait un excellent ajustement des items aux facteurs latents sous-jacents (Bourque et al., 2006). De plus, le test de sphéricité de Bartlett révélait un

résultat significatif ($p < 0,001$), confirmant que la matrice des corrélations des variables observées n'était pas une matrice identité : elle était donc factorisable (Beavers et al., 2013).

Comme le pointent Conway et Huffcutt (2003) et Pett et al. (2003), les rotations orthogonales produisent des facteurs non corrélés tandis que les rotations obliques permettent des corrélations qui reflètent mieux la complexité des données en sciences sociales. Worthington et Whittaker (2006) notent que les rotations obliques favorisent une structure factorielle plus simple et plus appropriée. Étant donné l'intercorrélation théorique entre les grands aspects de la présence socio-affective, une extraction par factorisation en axes principaux avec rotation oblique (Oblimin) a été effectuée.

En suivant le critère de Kaiser pour la sélection des facteurs (valeurs propres > 1), deux facteurs ont été initialement identifiés. Toutefois, en tenant compte des critiques relatives à l'arbitraire de ce critère, telles qu'é émises par Fabrigar et al. (1999) ou par Bourque et al. (2006), ainsi que des suggestions de Costello et Osborne (2005) concernant l'unicité, un troisième facteur a été ajouté. Cette décision s'appuyait également sur le fait que la structure à deux facteurs ne capturait pas entièrement la variance de certains items. De plus, il s'agissait aussi de conserver un ou deux facteurs supplémentaires afin de prévenir le danger d'extraire un nombre insuffisant de facteurs comme le recommande Gorsuch (1997, cité dans Berger, 2021). Par ailleurs, considérant que l'échelle développée repose sur une base théorique robuste, Bourque et al. (2006) préconisent de déterminer le nombre de facteurs sur la base de critères théoriques, de manière *a priori*. En conséquence, une tentative a été faite pour fixer le nombre de facteurs à trois *a priori* : ils expliquaient respectivement 36,6%, 26,5% et 6,7% de la variance partagée des données, pour un total de 69,8%.

Ensuite, la matrice des facteurs après rotation a été analysée. Conformément aux conseils émis par Worthington et Whittaker (2006), les analyses factorielles exploratoires ont été poursuivies par élimination d'items jusqu'à l'obtention d'une structure simple et facilement interprétable. Ainsi, les items 1 (échangé de façon amicale), 3 (montré de l'intérêt pour le groupe lui-même), 9 (témoigné de la reconnaissance pour les apports de chacun-e) et 14 (mis en avant des compétences de chacun) ont été éliminés. En effet, leurs contributions factorielles étaient supérieures à 0,30 sur deux axes principaux. De plus, les items 7 (montré de l'intérêt

pour chacune des personnes de ce groupe) et 16 (exprimé une satisfaction des moyens mis à disposition) ont aussi été éliminés afin de respecter le critère de sens et d'interprétation des facteurs retenus.

À ce stade, la matrice de forme après rotation démontrait une structure simple en trois facteurs : le premier, COOuvverture, Symétrie des relations et Aménité, comportait sept items ; le deuxième facteur, COSatisfaction, contenait six items, tandis que troisième, COAttractivité, renvoyait à deux items. Ces trois facteurs expliquaient 73,5% de la variance partagée des données. Le facteur 1 montrait une forte corrélation avec le facteur 2 ($r = 0,74$) ainsi qu'avec le facteur 3 ($r = 0,52$), tandis que le facteur 2 présentait également une corrélation significative avec le facteur 3 ($r = 0,68$). Une analyse de cohérence interne a également été réalisée pour chaque facteur de l'échelle résultante. Celle-ci a été évaluée à l'aide de l'alpha de Cronbach (α) et de l'oméga (ω) de McDonald, conformément aux recommandations de Béland et Michelot (2020) ainsi que de Hayes et Coutts (2020). Pour chaque facteur, les coefficients α et ω ont été calculés et ont donné des valeurs identiques : 0,94 pour les facteurs 1 et 2, et 0,91 pour le facteur 3, indiquant une excellente cohérence interne. De même, les coefficients α et ω obtenus pour l'ensemble de l'échelle étaient tous deux de 0,96, attestant d'une fidélité globale élevée. Aucune suppression d'item n'aurait permis d'améliorer la cohérence interne, ce qui démontre que tous les items convergeaient vers la mesure du même concept. Les communautés supérieures à 0,70 indiquaient que chaque variable est bien expliquée par les facteurs extraits. Le tableau 5 ci-après présente les résultats des analyses factorielles exploratoires et de fiabilité.

Les analyses factorielles confirmatoires (n2 = 155)

Afin de confirmer la structure interne de l'échelle résultante, des analyses factorielles confirmatoires (AFC) ont été réalisées sur le second échantillon de données, à l'aide de la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance et en utilisant le module AMOS de SPSS, tout en tenant compte de la non-normalité des données (Byrne, 2006). Pour tester le modèle initial à trois facteurs avec 15 items (selon les résultats de l'analyse factorielle exploratoire (AFE) de n1), divers indices d'ajustement ont été examinés : le rapport du khi carré de Satorra-Bentler (1988) aux degrés de liberté (χ^2/df), l'indice de qualité d'ajustement corrigé, ou *adjusted goodness of fit index* (AGFI), l'indice d'ajustement comparatif, ou *comparative fit index* (CFI), l'indice de Tucker-Lewis, ou *Tucker-Lewis*

Tableau 5
Saturations des items pour une AFE à trois facteurs

Les 15 Items	Dénomination	Facteur			Communauté	Alpha de Cronbach (α)	Oméga de McDonald (ω)
		1	2	3			
Item6PSAAM4aménité		0,993	-0,138	0,077	0,870		
Item2PSACO2ouverture		0,881	-0,006	-0,062	0,713		
Item11PSASYM3symétrie	COouverture	0,854	0,102	-0,108	0,769		
Item4PSACO1ouverture	Symétrie des relations et	0,805	0,092	-0,006	0,762	0,94	0,94
Item5PSAAM2aménité	Aménité	0,709	0,107	0,073	0,701		
Item21PSASYM2symétrie		0,579	0,249	0,088	0,709		
Item13PSAAM3aménité		0,506	0,199	0,240	0,701		
Item12PSACOS3cosatisfaction		-0,036	0,921	-0,013	0,783		
Item20PSACOS6cosatisfaction		-0,007	0,908	-0,032	0,776		
Item18PSACOS5cosatisfaction	COsatisfaction	0,126	0,634	0,156	0,720	0,94	0,94
Item10PSACOS2cosatisfaction		0,090	0,626	0,185	0,695		
Item19PSACOS7cosatisfaction		0,287	0,536	0,093	0,708		
Item8PSACOS1cosatisfaction		0,214	0,513	0,184	0,681		
Item17PSACO4coattractivité	COAttractivité	0,015	-0,034	0,907	0,796	0,91	0,91
Item15PSACO3coattractivité		-0,024	0,081	0,881	0,854		
Facteur 1 et Facteur 2 : $r = 0,74$ / Facteur 1 et Facteur 3 : $r = 0,52$ / Facteur 2 et Facteur 3 : $r = 0,68$							Ensemble
							$\alpha = 0,96$
							$\omega = 0,96$

index (TLI), l'erreur quadratique moyenne de l'approximation, ou *root mean square error of approximation* (RMSEA) et la valeur moyenne quadratique pondérée, ou *standardized root mean square residual* (SRMR). Les recommandations générales suggèrent qu'un rapport χ^2/df inférieur à 3 indique un modèle acceptable (Jöreskog, 1993 ; Schreiber et al., 2006). Diamantopoulos et Siguaw (2000) précisent, quant à eux, que la valeur de l'AGFI doit être supérieure à 0,80 pour signaler un bon ajustement du modèle. Les valeurs supérieures à 0,90 pour le CFI et pour le TLI montrent un bon ajustement des données et une très bonne qualité à partir de 0,95 (Hu & Bentler, 1999). Enfin, un RMSEA inférieur à 0,08 et un SRMR inférieur à 0,08 signifient un ajustement acceptable (Hu & Bentler, 1999 ; MacCallum et al., 1999).

Toutefois, ce modèle initial à trois facteurs avec 15 items ne montrait pas un ajustement acceptable par rapport aux données, car la valeur de RMSEA était supérieure à 0,09, dépassant ainsi le seuil de 0,08. Par conséquent, l'item 13 (échangé poliment) a été éliminé en raison d'indices de modification, ou *modification index* (MI), élevés indiquant une covariance notable avec d'autres facteurs (facteur 1 : MI = 8,560 ; facteur 3 : MI = 7,282), remettant ainsi en question son adéquation au facteur auquel il était attribué. De plus, une covariance significative avec l'item 6 (échangé de façon bienveillante), (MI = 13,919) suggérait une redondance entre ces deux items, justifiant la suppression de l'item 13 afin d'améliorer la cohérence et la validité du modèle. Ensuite, trois paramètres de covariance ont été ajoutés entre les résidus d'énoncés similaires d'un point de vue conceptuel appartenant au même facteur de l'échelle. Comme le montre le tableau 6 ci-après, les statistiques et les indices d'ajustement pour le modèle testé (trois facteurs avec 14 items) répondent désormais à l'ensemble de ces critères.

Le modèle testé à trois facteurs avec 14 items présentait un rapport CMIN/DF de Satorra-Bentler inférieur à 2, ce qui peut être qualifié d'excellent. Les valeurs de SRMR et de RMSEA inférieures à 0,08 indiquaient un ajustement acceptable. De plus, les valeurs de CFI et TLI supérieures à 0,95 signalaient un très bon ajustement.

Par la suite, les tests de validité convergente et de validité discriminante (Fornell & Larcker, 1981) ont été effectués afin d'évaluer si les items supposés mesurer le même concept étaient fortement corrélés entre eux et si les facteurs mesuraient des concepts distincts. Les tableaux 7 et 8 ci-après présentent les résultats de ces tests.

Tableau 6
Statistiques et indices d'ajustement pour le modèle testé selon les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire

Indices d'ajustement examinés	Critères (Seuils)	Résultats
CMIN/DF basé sur le khi carré de Satorra-Bentler	CMIN/DF < 3	1,92
Indice de qualité d'ajustement corrigé/ <i>Adjusted goodness of fit index (AGFI)</i>	AGFI > 0,8	0,89
Indice d'ajustement comparatif/ <i>Comparative fit index (CFI)</i>	CFI > 0,9	0,97
Indice de Tucker-Lewis/ <i>Tucker-Lewis Index (TLI)</i>	TLI > 0,9	0,96
Erreur quadratique moyenne de l'approximation/ <i>Root mean square error of approximation (RMSEA)</i>	RMSEA < 0,08	0,07
Valeur moyenne quadratique pondérée/ <i>Standardized root mean square residual (SRMR)</i>	SRMR < 0,08	0,07

Tableau 7
Résultats de la variance moyenne extraite, ou average variance extracted (AVE) et de la fiabilité composite, ou composite reliability (CR) pour chaque facteur

Facteur	Item	Charge factorielle standardisée	Corrélation multiple carrée	CR	AVE
1	8	0,854	0,729	0,990	0,729
	10	0,843	0,711		
	12	0,883	0,780		
	18	0,916	0,839		
	19	0,925	0,856		
	20	0,813	0,661		
2	15	0,842	0,709	0,792	0,656
	17	0,777	0,604		
3	2	0,795	0,632	0,947	0,749
	4	0,872	0,760		
	5	0,805	0,648		
	6	0,862	0,743		
	11	0,885	0,783		
	21	0,962	0,925		

Tableau 8
*Validité discriminante - racine carrée de l'AVE et corrélation entre les facteurs
 (diagonale = racine carrée de l'AVE)*

Racine carrée de l'AVE	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3
Facteur 1	0,873		
Facteur 2	0,671	0,810	
Facteur 3	0,837	0,759	0,865

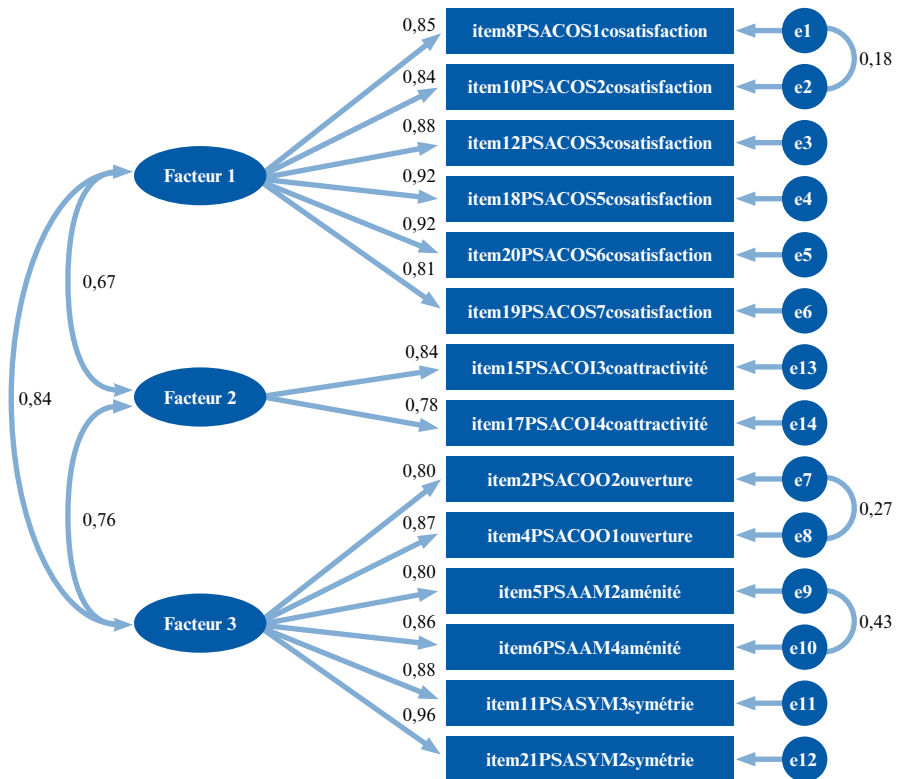
Selon Fornell et Larcker (1981), pour chaque facteur, le CR et l'AVE doivent être respectivement supérieurs à 0,7 et à 0,5. Les résultats des tests de CR étaient tous supérieurs à 0,8, ce qui signifie que les items de chacun de ces trois facteurs étaient fortement corrélés entre eux et mesuraient de manière cohérente le même construit latent. De plus, les résultats des tests AVE étaient supérieurs à 0,7 pour les facteurs 1 et 3, proche de 0,7 pour le facteur 2, ce qui indiquait une bonne validité convergente. La racine carrée de l'AVE de chaque facteur doit être supérieure à la corrélation entre ce facteur et les autres facteurs, ce qui indique une bonne validité discriminante. Les résultats obtenus pour la validité discriminante étaient donc satisfaisants.

De plus, les résultats de l'analyse de fiabilité indiquaient une excellente cohérence interne, avec des coefficients de Cronbach de 0,93 ($\omega = 0,95$) pour le facteur 1, 0,79 ($\omega = 0,79$) pour le facteur 2, 0,95 ($\omega = 0,95$) pour le facteur 3, et 0,95 ($\omega = 0,96$) pour l'ensemble de l'échelle. Ces coefficients attestent d'une fiabilité satisfaisante, avec des valeurs nettement supérieures au seuil de 0,70, tel que recommandé par Landauer (1997), Kline (2023) et Hair et al. (2019).

Enfin, la figure 4 ci-après précise les saturations des items sur les facteurs pour le modèle à trois facteurs avec 14 items ainsi que les corrélations entre les facteurs. Il convient de noter que toutes les valeurs de saturation des items dépassaient 0,75 ; ce qui révélait une excellente qualité des items selon les critères proposés par Comrey et Lee (1992). Ces valeurs élevées de saturation témoignaient de la forte corrélation entre les items et les facteurs sous-jacents, suggérant que les items mesuraient avec précision les concepts théoriques représentés par chaque facteur. Ces résultats soulignaient la qualité d'ajustement du modèle et la robustesse des facteurs. De plus, les corrélations entre les facteurs étaient fortes, tout en garantissant

une validité discriminante, ce qui indiquait une relation étroite entre les construits théoriques mesurés. Cela suggère que les trois facteurs de la présence socio-affective sont interdépendants, ce qui est cohérent avec la théorie initiale.

Figure 4
Saturation des items sur les facteurs et corrélations entre les facteurs



Cette version finale de l'échelle de mesure de la présence socio-affective en e-Formation (EMPSA e-Formation) comprenant 14 items (précisés en annexe C) est concise et ne nécessite pas d'optimisation supplémentaire. Divers éléments de preuve de validité ont été recueillis tout au long du processus d'élaboration afin de garantir la robustesse de l'interprétation des résultats pour l'usage prévu (DeVellis, 2016).

La structure interne de l'échelle a été étudiée en utilisant les données du premier échantillon. Les résultats révèlent une structure à trois facteurs principaux, démontrant une très bonne cohérence interne. Le second échantillon a apporté des preuves supplémentaires de la validité de cette structure. Les deux premiers facteurs correspondent à la COSatisfaction (facteur 1) et à la COAttractivité (facteur 2) alors que le troisième regroupe la COOuverture, la Symétrie de la relation et à l'Aménité (facteur 3). La validation de cette structure permet donc de mesurer la présence socio-affective en calculant la moyenne des scores pour chaque facteur ainsi que le score total de l'échelle.

Les relations entre les questions préalables et l'échelle de présence socio-affective

Comme évoqué précédemment, la deuxième partie du questionnaire comportait une série de sept questions fermées à choix unique portant chacune sur une caractéristique du travail de groupe en distanciel : 1) la taille de ce groupe, 2) la durée du travail de groupe, 3) la décision démocratique, 4) la modalité coopérative et/ou collaborative, 5) la fréquence des échanges, 6) l'existence d'une compétition inter et/ou intra-groupe et 7) la modalité de constitution du groupe. Cette deuxième partie est située en annexe A du présent article.

Selon le modèle théorique de référence, chacune de ces sept caractéristiques serait corrélée à la présence socio-affective. Plus précisément, en tenant compte des résultats des phases 1 et 2, elles seraient donc corrélées aux items de l'échelle de mesure de la socio-affective obtenue.

Pour vérifier cette hypothèse, des corrélations de Spearman ont été calculées en raison de la non-paramétrie des données (Spearman, 1910), afin de vérifier l'association entre les scores de chacun des trois facteurs, le score total de l'échelle et les réponses aux questions préalables de la deuxième partie du questionnaire. Le codage des réponses aux questions préalables suivait une progression ordinaire reflétant l'intensité du phénomène mesuré. Plus une réponse traduisait une prise de décision démocratique, une modalité collaborative, un volume d'échanges élevé ou une compétition intra/inter-groupe marquée, plus son score était élevé. Par exemple, pour la question sur la prise de décision démocratique, les réponses s'échelonnaient ainsi : 1) suivi des consignes données par l'un(e) d'entre nous, 2) suivi des consignes données par plusieurs d'entre nous et 3) tout décidé ensemble. Cette gradation était appliquée de manière cohérente avec les autres questions. Le tableau 9 présente les résultats obtenus.

Tableau 9
Corrélation de Spearman entre les réponses aux questions préalables et les scores de chaque facteur ainsi que le score total de l'échelle

Questions préalables	Facteur 1 COSatisfaction	Facteur 2 COAttractivité	Facteur 3 COOuverture, Symétrie de la relation et Aménité	Score total de l'échelle
Décision démocratique	0,339*** $p < 0,001$	0,227*** $p < 0,001$	0,377*** $p < 0,001$	0,356*** $p < 0,001$
Modalité coopérative et/ou collaborative	0,207*** $p < 0,001$	0,226*** $p < 0,001$	0,159*** $p = 0,006$	0,222*** $p < 0,001$
Volume des échanges	0,447*** $p < 0,001$	0,380* $p < 0,001$	0,378*** $p < 0,001$	0,466*** $p < 0,001$
Existence d'une compétition intra-groupe	- 0,234*** $p < 0,001$	- 0,268*** $p < 0,001$	- 0,268*** $p < 0,001$	- 0,230*** $p < 0,001$
Existence d'une compétition inter-groupe	- 0,119* $P = 0,037$	- 0,020 $P = 0,724$	- 0,119* $P = 0,037$	- 0,103 $P = 0,071$

Note. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

L'appréciation de la force des corrélations s'appuie sur les tailles d'effet conventionnelles proposées par Cohen (1988) : une corrélation de 0,10 à 0,29 est considérée comme faible, de 0,30 à 0,49 comme moyenne, et de 0,50 à 1,00 comme forte.

Les résultats montrent qu'il existe une corrélation positive modérée et statistiquement significative entre la décision démocratique, le volume des échanges et les trois facteurs ainsi que le score total de l'échelle. Ainsi, plus la prise de décision au sein du groupe est démocratique, plus le score de l'échelle augmente. Il en est de même pour le volume des échanges. Ces résultats tendent à confirmer les hypothèses émises par le modèle théorique de référence (Jézégou, 2022) concernant ces deux caractéristiques. Par ailleurs, la modalité coopérative et/ou collaborative présente des corrélations positives faibles avec l'échelle. Plus la modalité de travail du groupe est orientée vers la collaboration plutôt que vers la coopération, plus les scores de l'échelle tendent également à augmenter, bien que cette relation soit relativement faible. Là également, les résultats vont dans le sens des hypothèses émises par le modèle en ce qui concerne cette caractéristique.

À propos de la caractéristique compétition inter-groupe/intra-groupe, les résultats révèlent qu'une augmentation du degré de compétition intra-groupe est associée à une corrélation négative avec chaque facteur de l'échelle, ainsi qu'avec le score total. Autrement dit, plus la compétition intra-groupe est forte, plus le niveau de présence socio-affective est bas. Ce résultat tend à invalider l'hypothèse concernant cette caractéristique. En ce qui concerne la compétition inter-groupe, les résultats montrent une très faible corrélation négative uniquement avec les facteurs 1 et 3, tandis que les corrélations avec le facteur 2 et le score total ne sont pas significatives. Par ailleurs, dans cette étude, probablement en raison du contexte homogène, aucune corrélation statistiquement significative n'a été trouvée entre la taille du groupe, la durée du travail de groupe et la modalité de constitution du groupe avec l'échelle.

In fine, les corrélations observées, bien qu'elles soient entre faibles et modérées, demeurent significatives sur le plan statistique. Aussi, il est fortement recommandé aux chercheurs utilisant l'échelle de mesure produite de prendre en compte toutes ces caractéristiques à des fins d'interprétation des résultats issus du traitement des données après la passation de cette échelle. Par ailleurs, le contexte de la formation et les différentes caractéristiques du travail collaboratif pourraient influencer la présence

socio-affective de manière plus complexe que ne le capturent les corrélations bivariées. Ces dernières, bien que modérées, ne rendent pas compte des effets combinés de plusieurs variables contextuelles, chacune n'expliquant qu'une fraction limitée de la variance du phénomène observé. Dès lors, une exploration approfondie des liens entre ces caractéristiques du travail de groupe et la présence socio-affective pourrait constituer une piste intéressante pour de futurs travaux.

Discussion

Au regard des principaux résultats obtenus, la discussion peut porter sur trois points essentiels. Le premier a trait à la taille de l'échantillon, un élément important à prendre en compte dans l'interprétation des résultats. Le deuxième point concerne la justification du choix d'une solution à trois facteurs plutôt que deux dans une AFE. Le troisième point est lié au décalage *a priori* existant entre la structure théorique de la présence socio-affective répartie en cinq catégories d'interactions sociales médiatisées (tableaux 1 et 2 ci-dessus) et la structure factorielle obtenue (figure 4 ci-dessus).

Concernant la taille de l'échantillon, l'AFE a été menée sur 154 participants ($n=1$) avec 21 items, respectant ainsi le ratio minimal recommandé (5:1). Les communautés élevées ($> 0,7$) observées indiquent une explication substantielle de la variance, renforçant ainsi la validité factorielle de la structure obtenue et réduisant l'impact de la taille de l'échantillon sur l'ajustement du modèle (Bourque et al., 2006; MacCallum et al., 1999; Worthington & Whittaker, 2006). De plus, une AFC réalisée sur le second échantillon a apporté des preuves supplémentaires, assurant ainsi une évaluation rigoureuse de la validité de l'échelle, conformément aux recommandations de la littérature (Costello & Osborne, 2005; Worthington & Whittaker, 2006). Certes, une validation sur des échantillons plus larges et diversifiés permettrait d'en confirmer la robustesse.

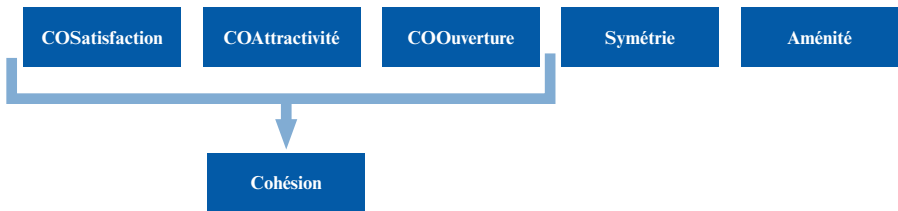
Quant au deuxième point, plusieurs éléments ont conduit à privilégier une solution à trois facteurs en AFE. D'une part, en solution à deux facteurs, les communautés étaient faibles, suggérant une variance insuffisamment expliquée (Costello & Osborne, 2005). Plus précisément, les items 2 et 6 étaient proches du seuil recommandé de 0,5 (Evrard et al., 2003), tandis que les items 7, 8, 10, 18 et 21 étaient inférieurs à 0,4. D'autre part, la structure factorielle obtenue manquait de cohérence théorique. L'ajout

d'un troisième facteur a considérablement amélioré son interprétation conceptuelle. De plus, la solution à deux facteurs montrait un manque de discrimination entre les construits, attesté par des saturations factorielles croisées et confirmé par une AFC révélant un ajustement insatisfaisant. Par conséquent, la solution à trois facteurs offrant un modèle aux indices d'ajustement satisfaisants a été retenue.

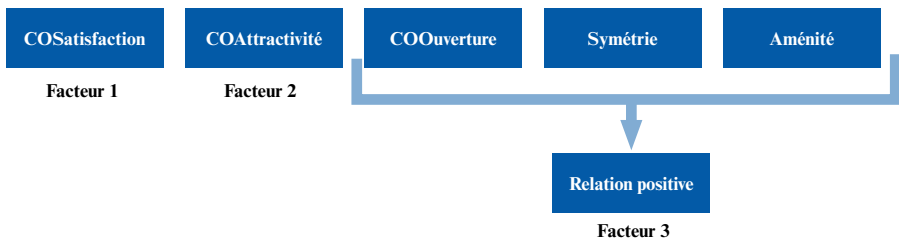
Concernant le troisième point, il apparaît que, au final, la structure factorielle obtenue ne correspond pas exactement aux cinq catégories d'interactions sociales médiatisées posées *a priori* (figure 2, tableaux 1 et 2 ci-dessus). En effet, l'analyse factorielle a révélé une structuration différente dotée de trois facteurs distincts : COSatisfaction (F1), de COAttractivité (F2), COOuverture, Symétrie de la relation et Aménité (F3). La figure 5 ci-après illustre l'évolution de ces cinq catégories initialement posées vers les trois facteurs finalement retenus dans l'échelle.

Figure 5
Évolution de la structuration en cinq catégories initiales vers les trois facteurs retenus dans l'échelle

Les 5 catégories d'interactions sociales médiatisées posées *a priori*:



Les 3 facteurs retenus:



Comme le montre cette figure, les interactions sociales liées à la cohésion de groupe renvoient bien aux deux catégories de la proposition théorique faite initialement (tableau 1 ci-dessus). D'un côté, les interactions sociales liées à la COSatisfaction (F1) regroupent des aspects socio-opératoires liés à la satisfaction de l'organisation de l'activité groupale (p. ex., satisfaction en ce qui concerne la répartition des rôles, satisfaction quant aux contributions individuelles). De l'autre, les interactions liées à la COAttractivité (F2) sont associées à l'intérêt pour l'activité et pour le groupe lui-même. Enfin, concernant le troisième facteur, les résultats indiquent que COOuverture, Symétrie de la relation et Aménité (F3) ne constituent pas trois catégories distinctes, mais forment un ensemble cohérent. L'association Symétrie de la relation et Aménité peut s'expliquer par le fait que, comme le soulignent Doise et Mugny (1981) ainsi que Moscovici et Doise (1992), d'une manière générale, l'aménité permet de gommer les différences perçues entre les membres du groupe et d'instaurer ainsi une symétrie de la relation. Par ailleurs, le glissement de COOuverture vers le facteur 3 est tout relatif quant à son importance. En effet, lorsque l'on se réfère à la théorie de la dynamique des groupes restreints, et comme le montre Jézégou (2022), en s'appuyant en particulier sur les travaux Moscovici (1979) et de Festinger (1954), l'ouverture est définie comme une norme relationnelle ouverte à la différence lors d'une activité collective et relève de la cohésion de groupe. En même temps, cette norme relationnelle est très proche de la symétrie de la relation qui, quant à elle, traduit une relation égalitaire au-delà des différences objectives. *In fine*, ce facteur 3, intégrant COOuverture, Symétrie et Aménité, pourrait représenter une forme de relation positive entre les membres du groupe (figure 5 ci-dessus).

Bien que la structuration factorielle obtenue diffère légèrement de la structuration théorique de départ, une explication tangible est apportée dans cette discussion. Par conséquent, l'évolution constatée (figure 5 ci-dessus) ne remet pas en cause le concept global de présence socio-affective. Les trois facteurs identifiés sont en accord avec le cadrage conceptuel de la présence socio-affective et semblent en proposer une appréhension plus affinée sur le plan empirique.

Conclusion

Un prometteur chantier d'études empiriques fondé sur le modèle de la présence sociale en e-Formation est en cours de développement. Le processus d'élaboration et de validation de l'échelle de mesure EMPSA e-Formation, tel que décrit dans cet article, participe à ce chantier. Cette échelle de mesure constitue une ressource importante pour les recherches sur la présence socio-affective en e-Formation. Les équipes de recherche disposent ainsi d'un outil robuste pour étudier les liens entre cette forme spécifique de présence et d'autres variables comme les caractéristiques individuelles des apprenants ou encore celles qui sont issues d'autres échelles de mesure existantes et qui portent sur des dimensions différentes. Elles bénéficient également de l'usage de cet outil et de l'interprétation des résultats détaillés qu'il fournit pour réaliser des études mixtes. Les acteurs éducatifs (formateurs, responsables de formation, coordinateurs pédagogiques, enseignants, etc.) peuvent, quant à eux, utiliser cette échelle pour établir un diagnostic de la présence socio-affective telle que vécue et ressentie par les apprenants au sein de leur groupe lors de la réalisation d'un travail collectif intégralement en distanciel. Les résultats obtenus peuvent alors constituer des aides à la décision pour mettre en place des actions visant à développer ce type de présence au sein des groupes.

Sur le plan scientifique, le chantier se poursuit actuellement par la construction de deux autres échelles : celle de la présence socio-cognitive et celle de la présence pédagogique. Dès lors, les chercheurs disposeront de trois échelles valides pour mesurer chacune des trois dimensions de la présence sociale en e-Formation, toujours en référence au même modèle théorique de départ. Ils pourront notamment utiliser ces échelles pour étudier les liens existants entre ces dimensions dont, par exemple, le soutien éventuellement apporté par la présence pédagogique aux deux autres présences ou encore le rôle joué par la présence socio-affective sur la présence socio-cognitive, etc.

Ensemble ou indépendamment, ces trois échelles permettront de tester les nombreuses hypothèses théoriques énoncées par le modèle (Jézégou, 2022) et, d'une manière générale, de le mettre à l'épreuve sur le plan empirique auprès de différents publics réalisant des travaux de groupe en distanciel et en contexte de e-Formation.

Dans tous les cas, qu'il s'agisse d'études qualitatives associées à ce modèle théorique ou encore de l'usage de ces échelles de mesure pour des investigations quantitatives, le défi scientifique repose sur la solidité conceptuelle et méthodologique des recherches conduites ainsi que sur la validité de l'instrumentation proposée. C'est bien ce défi qu'il s'agit de relever lors des études empiriques mobilisant les apports du modèle de la présence sociale en e-Formation.

Révision linguistique: Marie-Claire Legaré

Mise en page: Emmanuel Gagnon

Résumé en portugais: Eusébio André Machado

Réception: 06 septembre 2024

Version finale: 28 avril 2025

Acceptation: 21 mai 2025

LISTE DE RÉFÉRENCES

- Aebischer, V. & Oberlé, D. (2016). *Le groupe en psychologie sociale* (5^e éd.). Dunod.
- Albric, J. C. (2008). *Psychologie de la communication: théories et méthodes* (3^e éd.). Armand Colin.
- Androwkha, S. & Jézégou, A. (2019). La présence socio-cognitive lors d'une activité collective à distance: une étude réalisée auprès de trois groupes d'enseignants en situation de formation. *Revue internationale des technologies en pédagogie universitaire (RIPTU)*, 16(3), 22-38. <https://www.ritpu.ca/articles/view/364>
- Augustinova, M. & Oberlé, D. (2013). *Psychologie sociale du groupe au travail*. De Boeck Supérieur.
- Beavers, A. S., Lounsbury, J. W., Richards, J. K., Huck, S. W., Skolits, G. J. & Esquivel, S. L. (2013). Practical considerations for using exploratory factor analysis in educational research. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 18(6), 1-13. <https://doi.org/10.7275/qv2q-rk76>
- Bebbouchi, D. & Jézégou, A. (2022). L'entraide d'étudiants dans l'apprentissage en ligne: le rôle joué par le sentiment d'appartenance à un groupe et par l'autodétermination de la motivation. *Revue internationale des technologies en pédagogie universitaire (RIPTU)*, 19(1), 1-17. <https://doi.org/10.18162/ritpu-2022-v19n1-01>
- Bègue, L. & Desrichard, O. (2013). *Traité de psychologie sociale: La science des interactions humaines*. De Boeck.

- Béland, S. & Michelot, F. (2020). Une note sur le coefficient oméga (ω) et ses déclinaisons pour estimer la fidélité des scores. *Mesure et Évaluation en Éducation*, 43(3), 103. <https://doi.org/10.7202/1084526ar>
- Bélisle, M., Heilporn, G., Lavoie, P., Lakhal, S., Lechasseur, K., Fernandez, N., Caty, M.-E. & Chichekian, T. (2022). Élaboration et validation d'une échelle de mesure de la professionnalisation des étudiants et des étudiantes universitaires en sciences de la santé. *Mesure et Évaluation en Éducation*, 45(2), 69-105. <https://doi.org/10.7202/1105562ar>
- Berger, J.-L. (2021). *Analyse factorielle exploratoire et analyse en composantes principales : guide pratique* [prépublication]. <https://hal.science/hal-03436771v2>
- Bourque, J., Poulin, N. & Cleaver, A. F. (2006). Évaluation de l'utilisation et de la présentation des résultats d'analyses factorielles et d'analyses en composantes principales en éducation. *Revue des sciences de l'éducation*, 32(2), 325-344. <https://doi.org/10.7202/014411ar>
- Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modeling with EQS. Basic concepts, applications, and programming* (2^e éd.). Routledge.
- Byrne, B. M. & Van De Vijver, F. J. R. (2010). Testing for Measurement and Structural Equivalence in Large-Scale Cross-Cultural Studies: Addressing the issue of Nonequivalence. *International Journal of Testing*, 10(2), 107-132. <https://doi.org/10.1080/15305051003637306>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2^e éd.). Erlbaum.
- Comrey, A. L. & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (2^e éd.). Erlbaum.
- Conway, J. M. & Huffcutt, A. I. (2003). A review and evaluation of exploratory factor analysis practices in organizational research. *Organizational Research Methods*, 6(2), 147-168. <https://doi.org/10.1177/1094428103251541>
- Costello, A. B. & Osborne, J. (2005). Best practice in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7), 1-9. <https://www.researchgate.net/publication/209835856>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1177/1094428103251541>
- Darnon, C., Butera, F. & Mugny, G. (2008). *Des conflits pour apprendre*. Presses Universitaires de Grenoble.
- DeVellis, R. F. (2016). *Scale development: Theory and applications* (4^e éd.). SAGE.
- Dewey, J. (1938). *Logic: The Theory of Inquiry*. Henry Holt and Company
- Dewey, J. & Bentley, A. F. (1949). *Knowing and the known*. Beacon Press.
- Diamantopoulos, A. & Sigauw, J. (2000). *Introducing LISREL*. SAGE.
- Doise, W. & Mugny, G. (1981). *Le développement social de l'intelligence*. Interéditions.
- Evrard, Y., Pras, B. & Roux, E. (2003). *Market : études et recherches en marketing* (3^e éd.). Dunod.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C. & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7(2), 117-140. <https://doi.org/10.1177/001872675400700202>
- Fischer, G. N. (2015). *Les concepts fondamentaux de la psychologie sociale* (5^e éd.). Dunod.

- Fokkema, M. & Greiff, S. (2017). How performing PCA and CFA on the same data equals trouble. *European Journal of Psychological Assessment*, 33(6), 399-402. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000460>
- Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981). Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error: Algebra and Statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(3), 382-388. <https://doi.org/10.1177/002224378101800313>
- Garrison, D. R. (2016). *Thinking Collaboratively: Learning in a Community of Inquiry*. Routledge.
- Garrison, D. R. (2017). *E-Learning in the 21st Century: A Community of Inquiry Framework for Research and Practice* (3^e éd.). Routledge.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate Data Analysis* (8^e éd.). Prentice-Hall.
- Hayes, A. F. & Coutts, J. J. (2020). Use Omega Rather than Cronbach's Alpha for Estimating Reliability. But.... *Communication Methods and Measures*, 14(1), 124. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Hu, L. & 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jézégou, A. (2019). Introduction générale. Dans A. Jézégou (dir.), *Traité de la e-Formation des adultes*, 9-15. De Boeck Supérieur.
- Jézégou, A. (2022). La présence à distance en e-formation : enjeux et repères pour la recherche et l'ingénierie. Presses Universitaires du Septentrion.
- Jézégou, A. (2023). La présence comme levier pour les apprentissages en groupe et en distanciel : quelles propriétés et quels modèles théoriques? *Distances et médiations des savoirs*, 42. <https://doi.org/10.4000/dms.9169>
- Jézégou, A. (2025). Doing and being together to learn with and from others. The Theoretical Model of Social Presence in e-learning: MSP e-learning. *Asian Journal of Distance Education*, 20(1), 76-96. <https://doi.org/10.5281/zenodo.14635232>
- Jöreskog, K. G. (1993). Testing structural equation models. Dans K. A. Bollen & J. S. Long (dir.), *Testing structural equation models*, 294-316. SAGE.
- Kline, R. B. (2023). Principles and practice of structural equation modeling. Guilford publications.
- Landauer, T. K. (1997). Behavioral research methods in human-computer interaction. Dans M. G. Helander, T. K. Landauer et P. V. Prabhu (dir.), *Handbook of human-computer interaction*, 203-227. North-Holland.
- Le Cardinal, G. & Guyonnet, J-F. (2006). Le modélisateur, la modélisation, le modèle dans la recherche-action en sciences humaines. *Communication et organisation*, 30, 79-98.
- Lewin, K. (1948). *Resolving social conflicts*. Harper and Brothers.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S. & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84-99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>
- Maisonneuve, J. (1968). *La dynamique des groupes*. Presses Universitaires de France.
- Maury-Zing, C. (2024). *Interactions sociales et travaux de groupe : étude des situations au sein d'un dispositif hybride de formation* [communication]. XVIII^e Rencontres du Réseau international francophone de recherche en éducation et en formation (REF 2024), Fribourg, Suisse.

- Moscovici, S. (1979). *Psychologie des minorités actives*. Presses Universitaires de Paris.
- Moscovici, S. & Doise, W. (1992). *Dissensions et consensus*. Presses Universitaires de France.
- Perret-Clermont, A. N. (1979). *La construction de l'intelligence dans les interactions sociales*. Peter Lang.
- Perret-Clermont, A. N. & Nicolet, M. (2002). *Interagir et connaître. Enjeux et régulations sociales dans le développement cognitif*. L'Harmattan.
- Pett, M. A., Lackey, N. R. & Sullivan, J. J. (2003). Making Sense of Factor Analysis: The Use of Factor Analysis for Instrument Development in Health Care Research. SAGE.
- Proust-Androwkha, S. (2022). Description de la mise en œuvre d'une démarche inductive pour caractériser les perceptions de présence des pairs-apprenants dans le cadre de la réalisation d'activités collectives à distance. *Distances et médiations des savoirs*, 2022(38). <https://doi.org/10.4000/dms.7812>
- Proust-Androwkha, S. (2023). Compte-rendu d'une étude empirique portant sur la présence socio-affective des pairs dans une formation en ligne : les étapes de l'analyse des données qualitatives fondée sur l'analyse à l'aide des catégories conceptualisantes. *Recherches qualitatives*, 42(1), 30-50. <https://doi.org/10.7202/1100243arv>
- Richalet, J. (1983). Identification des processus par la méthode du mode. Gordon Breach.
- Satorra, A. & Bentler, P. (1988). Scaling Corrections for Statistics in Covariance Structure Analysis. Dans *American Statistical Association 1988 Proceedings of the Business and Economics Section* (p. 308-313). American Statistical Association.
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A. & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Spearman, C. (1910). Correlation calculated from faulty data. *British Journal of Psychology*, 3(3), 271-295. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8295.1910.tb00206.x>
- Streiner, D. L., Norman, G. R. & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use* (5^e éd.). Oxford University Press.
- Worthington, R. L. & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The counseling psychologist*, 34(6), 806-838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
- Zhao, Y. (2024a). Présence sociale à distance et son impact potentiel sur les stéréotypes au sein de groupes restreints d'étudiants français et chinois lors d'activités collaboratives en e-formation interculturelle [communication]. XVIII^e Rencontres du Réseau international francophone de recherche en éducation et en formation (REF 2024), Fribourg, Suisse.
- Zhao, Y. (2024b). Présence sociale en e-formation et apprentissage interculturel : étudiants chinois et français apprenant avec et par les autres lors de la réalisation des activités collectives à distance [communication]. Colloque CIDEF : Apprendre avec et par les autres en éducation et formation (CIDEF 2024), Nantes, France.

Annexe A. Questions préalables, modalités de réponse et codage

Partie I – Deux conditions indispensables			
Suivez-vous ou avez-vous suivi une formation qui se déroule intégralement à distance?			Oui/Non
Lors de cette formation à distance, avez-vous réalisé un ou plusieurs travaux de groupe intégralement en distanciel?			Oui/Non
Partie II – Questions préalables (en référence à un travail de groupe en distanciel)			
(Taille du groupe)	(1) entre 3 et 5 membres	(2) entre 6 et 9 membres	
Dans ce groupe, nous étions :	(3) entre 9 et 12 membres	(4) entre 13 et 16 membres	
	(5) plus de 16 membres		
(Durée du travail de groupe)	(1) moins de 2 semaines	(2) entre 2 semaines et 1 mois	
Ce travail de groupe a duré :	(3) entre 5 semaines et 2 mois	(4) entre 9 semaines et 3 mois	
	(5) entre 13 semaines et 4 mois	(6) entre 17 semaines et 5 mois	
	(7) plus de 5 mois		
(Décision démocratique)	(1) suivi les consignes données par l'un(e) d'entre nous		
Pour réaliser ce travail de groupe, nous avons :	(2) suivi les consignes données par plusieurs d'entre nous		
	(3) tout décidé ensemble		
(Modalité coopérative et/ou collaborative)	(1) nous nous sommes répartis le travail		
Dans ce groupe,	(2) à certains moments, nous nous sommes répartis le travail et à d'autres, nous l'avons fait ensemble		
	(3) nous avons tout fait ensemble		
(Volume des échanges)	(1) très rares	(2) rares	(3) peu fréquents
Au sein de notre groupe, les échanges étaient	(4) fréquents	(5) très fréquents	(6) permanents
(Existence d'une compétition inter-groupe/intra-groupe)			Oui (1)/Non (0)
Lors de ce travail, nous étions en compétition les un-e-s avec les autres au sein de notre groupe.			
Lors de ce travail, nous étions en compétition avec un autre groupe.			
(Modalité de constitution du groupe)			Oui (1)/Non (0)
Nous avons constitué nous-mêmes notre groupe.			
Nous avons rejoint un groupe qui nous avait été respectivement imposé.			

Annexe B. Les 21 items initiaux

Les 21 items initiaux

(1 = pas du tout; 2 = très peu; 3 = un peu; 4 = moyennement; 5 = assez; 6 = beaucoup; 7 = fortement)

Au sein du groupe, nous avons les un-e-s et les autres:	1	2	3	4	5	6	7
1. échangé de façon amicale.							
2. manifesté une tolérance mutuelle malgré nos différences.							
3. exprimé de l'intérêt pour le groupe lui-même.							
4. fait preuve d'une ouverture d'esprit aux idées et aux points de vue de chacun-e.							
5. échangé de façon sereine.							
6. échangé de façon bienveillante.							
7. exprimé de l'intérêt pour chacune des personnes de ce groupe.							
8. exprimé de la satisfaction à être ensemble.							
9. témoigné de la reconnaissance pour les apports de chacun-e.							
10. exprimé de la satisfaction à faire ensemble ce travail.							
11. manifesté un respect mutuel.							
12. exprimé être satisfait-e-s du rôle joué par chacun-e.							
13. échangé poliment.							
14. mis en avant les compétences de chacun-e.							
15. exprimé de l'intérêt pour les activités à réaliser lors de ce travail.							
16. exprimé être satisfait-e-s des moyens mis à disposition (supports, outils de communication, personnes-ressources, etc.).							
17. montré de l'intérêt pour le but à atteindre par ce travail de groupe.							
18. exprimé être satisfait-e-s de la manière de nous organiser pour réaliser ce travail.							
19. exprimé être satisfait-e-s des contributions de chacun-e.							
20. exprimé être satisfait-e-s de la manière dont les rôles étaient partagés.							
21. manifesté de la considération pour chacun-e.							

