

L'hétérogénéité de la manifestation de l'alliance thérapeutique et des dimensions cognitive et affective de l'empathie clinique chez les orthophonistes en France.

Auteurs :

Floriane Ardellier¹, Juliette Le Douarin¹, Valérie Martinage¹, Gilles Guihard²

Affiliations :

¹Centre de Formation Universitaire en Orthophonie (CFUO), Nantes Université, Nantes, France.

²Centre de Recherche en Education de Nantes (CREN UR 2661), Nantes Université, Nantes, France.

Auteur de correspondance :

Gilles Guihard

gilles.guihard@univ-nantes.fr

Dates :

Soumission : 24/09/2024

Acceptation : 19/02/2025

Publication : 25/09/2025

Comment citer cet article :

Ardellier, F., Le Douarin, J., Martinage, V., & Guihard, G. (2025). L'hétérogénéité de la manifestation de l'alliance thérapeutique et des dimensions cognitive et affective de l'empathie chez les orthophonistes en France. *Glossa*, 144, 7-22. <https://doi.org/10.61989/6m0fxd50>

e-ISSN : 2117-7155

Licence :

© Copyright Floriane Ardellier, Juliette Le Douarin, Valérie Martinage, Gilles Guihard, 2025. Ce travail est disponible sous licence Creative Commons Attribution 4.0 International.



Contexte. L'interaction entre les dimensions cognitive et affective de l'empathie et la capacité à établir une alliance thérapeutique avec le patient, a été explorée pour plusieurs professions de santé à l'exception des orthophonistes.

Objectifs. Le travail décrit ici a été réalisé afin de collecter des mesures chez les orthophonistes exerçant en France afin d'identifier des groupes différant par leur alliance thérapeutique et leurs dimensions cognitive et affective de l'empathie.

Méthodes. Une enquête nationale a été réalisée pour mesurer l'alliance thérapeutique (échelle WAI-SR) et les dimensions cognitive (prise de perspective) et affective (soin compassionnel) de l'empathie. Des items sociodémographiques (âge, sexe, ancienneté professionnelle) ont complété le questionnaire. Après validation psychométrique de l'échelle WAI-SR, une analyse corrélationnelle entre les différentes mesures a été réalisée. L'hétérogénéité de la population au regard de ces construits a été explorée grâce à une analyse par grappes.

Résultats. 698 réponses ont été analysées. L'échelle WAI-SR présentait une structure uni-dimensionnelle invariante selon l'ancienneté professionnelle. Le score WAI-SR était corrélé positivement avec la prise de perspective ($p_s = 0,407$; $p < ,001$) et le soin compassionnel ($p_s = 0,193$; $p < ,001$). Ces corrélations ne différaient pas significativement ($p < ,05$) selon l'ancienneté professionnelle. Quatre grappes ont été identifiées comme différant significativement par leur alliance thérapeutique ($K = 277,91$; $p < ,001$), leur prise de perspective ($K = 315,69$; $p < ,001$) et leur soin compassionnel ($K = 246,31$; $p < ,001$).

Conclusion. Ce travail constitue la première analyse de données collectées auprès d'orthophonistes exerçant en France concernant l'alliance thérapeutique et les dimensions cognitive et affective de l'empathie. Ces trois construits sont positivement corrélés et leurs manifestations sont hétérogènes dans l'échantillon testé. Cette hétérogénéité n'apparaît pas comme strictement dépendante de l'ancienneté professionnelle. D'autres possibles déterminants de cette hétérogénéité sont discutés.

Mots-clés : émotions, invariance de la mesure, observance thérapeutique, relation praticien-patient.

The Heterogeneity of the Manifestation of the Therapeutic Alliance and the Cognitive and Affective Dimensions of Clinical Empathy in French Speech and Language Therapists.

Background. The interaction between the cognitive and affective dimensions of empathy and the ability to establish a therapeutic alliance with the patient has been explored for several healthcare professions except for speech therapists.

Objective. The work described here was carried out to collect measures from French speech therapists in order to identify groups differing in their therapeutic alliance and their cognitive and affective dimensions of empathy.

Methods. A national survey was conducted to measure the therapeutic alliance (WAI-SR scale) and the cognitive (perspective-taking) and affective (compassionate care) dimensions of empathy. Sociodemographic items (age, sex, professional seniority) completed the questionnaire. After psychometric validation of the WAI-SR scale, a correlational analysis was performed between the different measures. Cluster analysis was used to explore the heterogeneity of the population regarding these constructs.

Results. 698 responses were analysed. The WAI-SR scale had a uni-dimensional structure that was invariant to job tenure. The WAI-SR score was positively correlated with perspective-taking ($\rho_s = 0,407$; $p < ,001$) and compassionate care ($\rho_s = 0,193$; $p < ,001$). These correlations did not differ significantly ($p > .05$) by professional seniority. Four clusters were identified as differing in therapeutic alliance ($K = 277.91$; $p < .001$), perspective taking ($K = 315.69$; $p < .001$) and compassionate care ($K = 246.31$; $p < .001$).

Conclusion. This work constitutes the first analysis of data collected from speech and language therapists practising in France concerning the therapeutic alliance and the cognitive and affective dimensions of empathy. These three constructs are positively correlated and their manifestations are heterogeneous in the sample tested. This heterogeneity does not appear to be strictly dependent on professional seniority. Other possible determinants of this heterogeneity are discussed.

Keywords: emotions, measurement invariance, therapeutic compliance, practitioner-patient relationship.

INTRODUCTION

L'alliance thérapeutique

La relation thérapeutique qui s'établit entre un professionnel de santé et son patient a été explorée à l'orée du XXème siècle. Dès 1912, Freud parlait de la relation psychanalytique entre le praticien et le patient en termes de collaboration, de transfert et de contre-transfert. Les travaux de Carl R. Rogers (1957) dans le domaine de la psychothérapie ont contribué à faire émerger un modèle de relation thérapeutique centré sur la personne, considérant chaque individu comme intrinsèquement capable de croissance personnelle lorsqu'il est dans un environnement favorable. Rogers a proposé d'envisager la relation thérapeutique grâce à une méthode d'écoute active qui vise à comprendre profondément l'expérience subjective d'une personne. Il a souligné l'importance de l'empathie, de l'acceptation inconditionnelle positive et de la congruence dans la construction de la relation thérapeutique. L'empathie a été définie par Rogers comme la capacité du thérapeute à percevoir le monde intérieur du patient « comme si » ce monde était le sien, sans pour autant perdre la distinction entre les deux. Rogers a défendu aussi l'idée que le thérapeute doit non seulement écouter, mais aussi reformuler ou refléter ce que le patient exprime dans la demande de prise en soin.

La première mention d'alliance thérapeutique provient de Zetzel (1956) qui a postulé qu'un lien premier doit être établi afin d'initier et de pérenniser le processus thérapeutique. Ce lien serait fondé sur le désir du patient de s'identifier partiellement à- et de coopérer avec le thérapeute afin d'analyser les résistances à la mise en œuvre et à l'accomplissement du traitement. Toutefois, la définition a pu être affinée grâce à la distinction nette établie par Greenson (1965) entre une alliance thérapeutique et une relation de transfert. Greenson a montré que l'alliance reposait sur une collaboration rationnelle et consciente entre le patient et le thérapeute. Le concept d'alliance thérapeutique a pris de l'ampleur avec le modèle à trois composantes proposé par Bordin (1979) : i) la capacité du patient à poursuivre un objectif thérapeutique, ii) le lien affectif liant le patient au praticien et iii) les tâches (les techniques ou pratiques) utilisées dans la thérapie.

L'importance de l'alliance thérapeutique dans le soin a été soulignée en montrant que la qualité de la communication entre le praticien

et le patient réduit le renoncement du patient et améliore son observance thérapeutique (Sharf et al., 2010 ; Zolnieriek & Dimatteo, 2009). Plusieurs méta-analyses ont documenté la contribution positive de l'alliance thérapeutique dans le succès de psychothérapies chez l'adulte (Flückiger et al., 2012 ; Flückiger et al., 2018 ; Martin et al., 2000) et chez l'enfant (Roest et al., 2023). Par ailleurs, des travaux récents ont aussi décrit la contribution positive de l'alliance thérapeutique dans l'amélioration de la qualité de vie et des signes cliniques de patients souffrant de cancers (Thomas et al., 2021 ; Velasco-Durántez et al., 2023). Ces données incitent à ne plus opposer alliance thérapeutique et médecine basée sur les preuves scientifiques (Chvetzoff et al., 2021).

La mesure de l'alliance thérapeutique

La force et la qualité d'une alliance thérapeutique peuvent être estimées à l'aide d'échelles psychométriques. Celles-ci peuvent explorer le point de vue du praticien, celui du patient et/ou celui d'un juge externe. Plusieurs échelles ont été créées pour permettre une mesure fiable de l'alliance thérapeutique. À titre d'exemple, citons l'échelle Haq-II (pour Helping Alliance Questionnaire method II, 19 items ; Luborsky et al., 1996), l'échelle CALPAS (pour CALifornia Psychotherapy Alliance Scale, 24 items ; Gaston & Marmar, 1994) et l'échelle WAI (pour Working Alliance Inventory, 36 items ; Horvath & Greenberg, 1989). Les versions abrégées WAI-S (pour Working Alliance Inventory – Short form, 12 items ; Tracey & Kokotovic, 1989) et WAI-SR (pour Working Alliance Inventory – Short Revised ; Hatcher & Gillaspay, 2006) ont été développées afin d'obtenir des instruments plus parcimonieux nécessitant un temps de réponse plus concis.

Alliance thérapeutique et empathie

Le terme « empathie » provient de l'expression germanique « *Einfühlung* » énoncée par Vischer (1873) qui l'employa pour évoquer les sentiments éprouvés à partir d'une œuvre d'art. Lipps (1903) a transposé le terme à la psychologie en évoquant un processus de résonance intérieure où le sujet est en capacité d'accéder aux états émotionnels et mentaux d'un autre individu. Lipps explique qu'une contagion émotionnelle peut s'installer chez le sujet et lui permettre de ressentir les mêmes émotions qu'autrui. Freud (1905) rejoint cette idée en concevant l'« *Einfühlung* » comme la

capacité à se mettre à la place de l'autre. Titchener (1909) impose le néologisme « *empathy* » en traduction du terme « *Einfühlung* ».

Eklund et Meranius (2021) ont proposé de considérer que « l'empathie consiste à comprendre, ressentir et partager ce que quelqu'un d'autre ressent, avec cet autre ». L'empathie apparaît donc comme une construction impliquant des dimensions cognitive et affective, permettant à chacun de ressentir et comprendre l'état mental d'autrui, tout en se différenciant consciemment de cet autre (Ratka, 2018). La composante affective se réfère à une expérience subjective suscitant des sentiments et sensations à la suite d'une stimulation figurée par une émotion ressentie par une autre personne (Cuff et al., 2016 ; Ratka, 2018). La dimension cognitive renvoie à l'identification objective de l'émotion d'autrui (Ratka, 2018). L'aspect cognitif de l'empathie implique des modifications comportementales telles que la prise de perspective et la régulation des émotions ressenties (Narme et al., 2010). En cela, l'empathie se distingue clairement de la compassion ou de la sympathie (Jeffrey, 2016). L'empathie manifestée par le soignant (empathie clinique) contribue fortement à l'efficacité des soins (Hojat, 2007 ; Lelorain et al., 2013 ; Ratka, 2018). L'empathie clinique fait partie des compétences interpersonnelles qui participent à la qualité de la relation praticien-patient ainsi qu'au résultat thérapeutique (Elliot et al., 2011).

Parmi les trois composantes de l'alliance thérapeutique évoquées par Bordin (1979), la compréhension et l'engagement affectif du professionnel de santé pour le patient fait clairement référence aux dimensions cognitive et affective de l'empathie. Plusieurs travaux soulignent que l'alliance thérapeutique est étroitement connectée à la perception par le praticien des représentations du patient et à l'adaptation du projet thérapeutique en fonction de ces représentations (Nienhuis et al., 2018). L'empathie par ses dimensions cognitive et affective est ainsi au cœur de l'alliance thérapeutique (Hojat et al., 2017). Toutefois, l'empathie ne constitue pas une quantité objective également exprimée envers tous les patients puisque le professionnel de santé peut en moduler l'intensité en fonction de l'expérience vécue par chaque patient (Greenberg et al., 2001).

De récents travaux ont exploré les interactions entre alliance thérapeutique et empathie

manifestée par un professionnel de santé. Les résultats rapportent des corrélations positives entre alliance thérapeutique et empathie chez les médecins généralistes (Hunik et al., 2021), et entre alliance thérapeutique et les dimensions cognitive et affective de l'empathie chez les infirmières et les kinésithérapeutes (Moreno-Poyato et al., 2021 ; Rodríguez-Nogueira, Leirós-Rodríguez, Pinto-Carral, Álvarez-Álvarez, Morera-Balaguer et al., 2022).

L'estimation de l'alliance thérapeutique et de l'empathie clinique chez les orthophonistes

L'alliance thérapeutique a été décrite comme essentielle dans la pratique orthophonique (Connery et al., 2022 ; Lawton et al., 2018 ; Sønsterud et al., 2019 ; Stahl, 2023) et l'établissement d'une solide alliance thérapeutique s'accompagne d'effets positifs dans la prise en soin de patients atteints de bégaiement (Plexico et al., 2010 ; Sønsterud et al., 2019) ou souffrant d'aphasie (Lawton et al., 2018). Toutefois, à la connaissance des auteurs, aucune étude n'a rapporté de mesure fiable de l'alliance thérapeutique chez des orthophonistes exerçant en France.

En dépit de la diversité des instruments psychométriques permettant une estimation de l'empathie chez les professionnels de santé (médecins, pharmaciens, infirmières, sages-femmes, kinésithérapeutes) (Hong & Han, 2020), une seule étude a mesuré ce construit chez les orthophonistes en France (Ardellier et al., soumis). De cette étude, il est ressorti la possibilité de mesurer de manière fiable une composante cognitive (la prise de perspective) et une composante affective (le soin compassionnel) de l'empathie dans cette population.

Objectifs du travail

Les objectifs de ce travail ont été définis en raison de l'absence de mesure de l'alliance thérapeutique et d'analyse des liens entre l'alliance thérapeutique et l'empathie chez les orthophonistes exerçant en France. Ce manque de données s'opposait à une compréhension des éventuelles variations de ces deux construits au cours de la carrière et donc à l'élaboration de politiques d'accompagnement visant à prévenir leur baisse chez certains orthophonistes. Les objectifs du travail présenté ici ont consisté à établir un état des lieux basé sur des mesures fiables de l'alliance thérapeutique et des dimensions cognitive et affective de l'empathie, puis à analyser les interactions entre

ces construits et enfin, à étudier l'hétérogénéité de leur manifestation au sein de la population des orthophonistes exerçant en France.

Deux hypothèses de travail ont été explorées. Le fondement scientifique de la première a reposé sur l'existence d'une corrélation positive entre l'alliance thérapeutique et l'empathie clinique décrite pour des infirmières (Moreno-Poyato et al., 2021) et des kinésithérapeutes (Rodríguez-Nogueira, Leirós-Rodríguez, Pinto-Carral, Álvarez-Álvarez, Morera-Balaguer et al., 2022). Dans sa formulation, cette hypothèse prédisait qu'une telle corrélation puisse être caractérisée chez les orthophonistes exerçant en France. Les auteurs de ce travail ont formulé la seconde hypothèse en s'appuyant sur les travaux rapportant une augmentation de l'empathie clinique avec l'ancienneté professionnelle chez les infirmières (Bourgault et al., 2015 ; Hsiao & Tsai, 2015 ; Wang et al., 2017) et les médecins (Gleichgerrcht & Decety, 2014 ; Santamaría-García et al., 2017 ; Shariat et al., 2010). Il a été prédit que les orthophonistes exerçant en France puissent être répartis en deux groupes caractérisés pour le premier par des individus expérimentés présentant une capacité élevée d'empathie et d'alliance thérapeutique et pour le second par des individus peu expérimentés et présentant une empathie clinique et capacité d'alliance thérapeutique plus faible.

MÉTHODES

Recrutement des participants et administration de l'enquête

Ce travail a correspondu à une étude nationale transversale. Les participants ont été recrutés en tenant compte des critères d'inclusion suivants : i) être un orthophoniste français, ii) avoir été formé en France, iii) avoir une pratique quotidienne publique ou privée en France.

Les orthophonistes ont été invités à répondre à un questionnaire en ligne accessible sur la plateforme LimeSurvey© entre début octobre 2021 et fin novembre 2021. Le lien de connexion a été diffusé par courriels auprès de groupes d'orthophonistes sur le réseau social Facebook et auprès de deux fédérations d'orthophonistes (Fédération Orthophonique de France et Fédération Nationale des Orthophonistes). Les courriels envoyés comprenaient un texte décrivant les objectifs et les moyens de l'étude. Il était indiqué que la connexion sur la plateforme d'administration de

l'enquête et la réponse aux questions proposées faisait office de consentement éclairé de la part des participants.

Instruments de mesure

Le questionnaire a été élaboré selon la théorie classique des tests. Il comprenait des items permettant de mesurer l'alliance thérapeutique, l'empathie clinique et des items sociodémographiques (âge, sexe, année de diplôme et ancienneté professionnelle).

Mesure de l'alliance de travail

L'alliance thérapeutique des orthophonistes a été estimée à l'aide de l'échelle Working Alliance Inventory-Short Revised scale (WAI-SR ; Horvath & Greenberg, 1989) adaptée par Hatcher et Gillaspay (2006). La notation des items a suivi les recommandations de Munder et al. (2010) plaidant en faveur d'une utilisation d'une échelle de Likert à 5 points (de 1 à 5). L'échelle WAI-SR possède des qualités psychométriques robustes et discrimine correctement les trois dimensions proposées par Bordin (1979). L'échelle présente aussi une bonne validité convergente avec les échelles CALPAS ou Haq-II (Munder et al., 2010). Une version à 10 items a été adaptée en français (f-WAI-SR) pour des médecins (Bottemine, 2017) avec une structure factorielle considérée comme tri-dimensionnelle incluant les facteurs Lien (items 2, 5, 7, 9), Objectif (items 3, 6, 8) et Tâche (items 1, 4, 10), sans qu'une analyse factorielle rigoureuse n'ait étayé cette hypothèse.

Mesure des dimensions cognitive et affective de l'empathie clinique

La version française de l'échelle Jefferson Scale of Physician Empathy (f-JSPE ; Guihard, 2023) a été utilisée après son adaptation pour des orthophonistes. L'échelle correspond à un questionnaire auto-administré de 20 items. Les items sont notés sur une échelle de Likert en 7 points (1 et 7 correspondant respectivement à "pas du tout d'accord" et "tout à fait d'accord"). Les items 1, 3, 6, 7, 8, 11, 12, 14, 18 et 19 nécessitent une notation inversée en raison de leur formulation. Le score total de l'échelle varie de 20 à 140 et une valeur élevée indique une forte empathie clinique. La structure de l'échelle comporte 3 facteurs incluant la prise de perspective (PP : items 2, 4, 5, 9, 10, 13, 15, 16, 17 et 20), le soin compassionnel (SC : items 1, 7, 8, 11, 12, 14, 18 et 19) et se mettre à la place du patient (MPP : items 3 et 6). Il a été

proposé de restreindre les analyses aux seules dimensions PP (cognitive) et SC (affective) sur la base des constats réalisés par Lamothe et al. (2014). Un rapport préliminaire a vérifié que ces dimensions présentent une invariance de la mesure selon l'ancienneté professionnelle des orthophonistes (Ardellier et al., soumis).

Analyses des données

Les données ont été analysées avec le logiciel JASP 0.17.3. La détection de valeurs aberrantes a été envisagée comme un test de Dixon (Bean & Dixon, 1951) étendu à l'ensemble des valeurs constituant un score d'item. Les scores d'items des différentes échelles ont été exprimés sous la forme de scores normalisés standardisés (Zscore). Statistiquement, une distribution de Zscore compris entre -3 et +3 correspond à 99% de la population. La notion de valeur aberrante a été définie sur cette base en considérant que tout Zscore dont la valeur absolue était supérieure à 3, serait considéré comme aberrant. Après mise à l'écart des valeurs aberrantes, la normalité univariée de chaque distribution de scores a été évaluée à l'aide du test de Shapiro-Wilk. La normalité multivariée des scores des items a été analysée par le test de Mardia.

Propriétés des items de l'échelle f-WAI-SR

L'interaction de chaque item avec le reste de l'échelle a été estimée par le calcul du coefficient IRC (pour item-rest correlation coefficient). Le caractère factorisable des données a été évalué à l'aide du coefficient de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO, > 0,7) et d'un test de sphéricité de Bartlett ($p < ,05$).

Deux modèles de structure de l'alliance thérapeutique (un facteur général et trois facteurs incluant le lien, les objectifs et les tâches) ont été testés par analyse factorielle confirmatoire sur la base des modèles proposés par Tracey et Kokotovic (1989) et par Hatcher et Gillaspay (2006). L'estimation de l'ajustement a été réalisée en utilisant la méthode des moindres carrés pondérés avec ajustement sur la moyenne et la variance (RDWLS pour Robust Diagonally Weighted Least Squares, DiStefano & Morgan, 2014), et les critères de bon ajustement des données par un modèle correspondaient au χ^2 (degré de liberté, < 3,0), à l'indice de bon ajustement GFI (pour Goodness of Fit Index, > 0,90), à l'indice TLI (pour Tucker-Lewis Index, > 0,90), à l'indice comparatif d'ajustement CFI (pour Comparative fit

Index, > 0,90), à la valeur standardisée de la racine carrée des résidus sRMR (pour standardized Root Mean Square of Residuals, < 0,05) et à la valeur de la racine carrée de la moyenne des erreurs d'approximation RMSEA (pour Root Mean Square of Error Approximation, < 0,08) (Hu & Bentler, 1999).

La vérification de l'invariance de la mesure est une condition *sine qua none* pour l'utilisation des données à des fins statistiques (Dong & Dumas, 2020). L'invariance de la mesure (IM) postule une relation linéaire entre un item et un facteur ou une échelle. Cette relation est caractérisée par un coefficient de régression et une valeur d'ordonnée à l'origine (ou intercept). Dans le travail décrit ici, des analyses factorielles confirmatoires multi-groupes (MGCFA) ont été réalisées pour valider des modèles d'invariance selon l'appartenance à une catégorie d'ancienneté professionnelle (méthode des moindres carrés pondérés avec ajustement sur la moyenne et la variance ou RDWLS). Les modèles introduisaient progressivement des contraintes d'équivalence sur les coefficients de régression et les intercepts. Le modèle le moins contraint (invariance configurale ou faible) comparait la structure de l'échelle entre les catégories d'ancienneté professionnelle, les coefficients de régression et les intercepts étant libres de varier d'un groupe à l'autre. La validation de l'invariance configurale indiquait que le construit mesuré était compris de la même manière par les différentes catégories. Un modèle d'invariance plus contraint (invariance métrique ou moyenne) introduisait l'équivalence des coefficients de régression entre les différentes catégories d'ancienneté professionnelle. Si l'invariance métrique était validée, cela signifiait que le contenu des différents items était compris à l'identique par toutes les catégories. Une contrainte supplémentaire concernait l'équivalence des intercepts entre les catégories d'ancienneté professionnelle (invariance scalaire ou forte). Si l'invariance scalaire était validée, cela indiquait que la compréhension de la réponse à chaque item n'était pas influencée par l'appartenance à telle ou telle catégorie d'ancienneté professionnelle. La validation des différents modèles d'invariance a été actée lorsque l'indice CFI était > 0,95 et lorsque la valeur de RMSEA était < 0,08 (Cheung & Rensvold, 2002). La transition entre deux niveaux consécutifs (configural à métrique et métrique à

scalaire) a été validée lorsque ΔCFI et $\Delta RMSEA$ étaient respectivement inférieurs à 0,01 et 0,02 (Cheung & Rensvold, 2002).

Les catégories d'ancienneté professionnelles ont été définies en regroupant les orthophonistes sur la base du nombre d'années de pratique clinique post diplomation et en imposant un critère d'effectif permettant de fixer un seuil de significativité de 5% ($p < ,05$) aux tests statistiques. Les quatre catégories correspondaient à : novice (< un an), peu expérimentée (entre un et cinq ans), moyennement expérimentée (entre six et 15 ans), très expérimentée (> 15 ans).

Analyses des corrélations

Les scores correspondant à l'alliance thérapeutique et aux dimensions cognitive (prise de perspective) et affective (soin compassionnel) de l'empathie clinique ont été calculés pour l'échantillon total et pour les quatre catégories d'ancienneté professionnelle. La normalité de leurs distributions a été estimée par un test de Shapiro-Wilk ($p > ,05$). Les corrélations ont été estimées à l'aide du coefficient de corrélation sur rang de Spearman (ρ_s) calculé pour l'ensemble de l'échantillon et pour les différentes catégories d'ancienneté professionnelle. Les différences de valeur de ρ_s entre les catégories d'ancienneté professionnelle ont été estimées statistiquement en considérant $p < ,05$ comme critère de significativité.

Analyse de l'hétérogénéité

L'hétérogénéité de l'échantillon a été examinée à l'aide d'une analyse par grappes non-hiérarchique en utilisant des scores moyennés et standardisés (scores Z) pour l'alliance thérapeutique et les dimensions PP et SC comme variables d'intérêt. La définition du nombre de grappes a fait appel à un algorithme des K-moyennes (Kmeans) en testant des solutions à nombre croissant de grappes. La meilleure solution retenue comportait le plus grand nombre de grappes dont les moyennes pour les variables d'intérêt étaient statistiquement différentes (test ANOVA avec correction de Brown-Forsythe et tests post-hoc de Dunn). La solution retenue a fait l'objet d'une validation interne par une analyse discriminante.

RÉSULTATS

735 réponses ont été recueillies à la fin de l'enquête. L'échantillon se composait de 722 femmes (98,2%) et de 13 hommes (1,8%). En raison de la très forte asymétrie dans la composition de l'échantillon, il a été décidé d'écarter les réponses fournies par les hommes. En effet, les investigations statistiques auraient nécessité la vérification d'hypothèses portant notamment sur des analyses d'invariance de la mesure (voir plus loin) entre femmes et hommes, ce qui était impossible au vu des effectifs observés. 24 questionnaires ont été identifiés pour lesquels au moins deux items des facteurs PP et SC ou de l'échelle f-WAI-SR avaient des valeurs aberrantes. Ces questionnaires ont été écartés de l'échantillon définitif ($n = 698$) dont les caractéristiques ont été indiquées dans le tableau 1.

TABEAU 1 : Caractéristiques de l'échantillon.

Effectif	Ancienneté professionnelle	Âge (années)	Nombre (%)
n = 93	< 1 an	< 30	93 (100)
		> 30	135 (75,0)
n = 180	Entre 1 et 5 ans	30 to 39	26 (14,4)
		40 to 49	16 (8,9)
		> 50	3 (1,7)
n = 202	Entre 6 et 15 ans	< 30	11 (5,4)
		30 to 39	157 (77,7)
		40 to 49	26 (12,9)
		> 50	8 (4,0)
n = 223	> 15 ans	30 to 39	7 (3,1)
		40 to 49	119 (53,4)
		> 50	97 (49,5)

Les catégories d'âge correspondaient à : moins de 30 ans ($n = 239$; 34,2 %), 30 à 39 ans ($n = 190$; 27,2 %), 40 à 49 ans ($n = 161$; 23,1 %), plus de 50 ans ($n = 108$; 15,5 %). L'effectif pour chaque catégorie d'ancienneté professionnelle était : novice ($n = 93$; 13,3 %), peu expérimentées ($n = 180$; 25,8 %), expérimentées ($n = 202$; 28,9 %) et très expérimentées ($n = 223$; 31,9 %).

Propriétés psychométriques de l'échelle f-WAI-SR

Les résultats de l'analyse des propriétés des items de l'échelle f-WAI-SR sont présentés dans le tableau 2.

L'IRC de chaque item demeurait supérieur à 0,3. L'indicateur KMO calculé sur l'ensemble des données ($n = 698$) valait 0,893 et le test de Bartlett était validé ($\chi^2 = 1972,3$; 45 degrés de liberté, $p < ,001$), indiquant que le jeu de données pouvait faire l'objet d'une analyse factorielle. L'estimateur choisi pour les analyses factorielles correspondait à la méthode des moindres carrés pondérés avec ajustement sur la moyenne et sur la variance

(RDWLS) car les distributions de scores d'items ne respectaient ni la normalité univariée, ni la normalité multivariée.

La structure de l'échelle f-WAI-SR a été évaluée sur l'ensemble de l'échantillon ($n = 698$). Le test de la structure à trois facteurs n'a produit aucune solution convergente. Une analyse supplémentaire testant une structure unidimensionnelle a été réalisée et les indicateurs d'adéquation qui en ont résulté étaient les suivants : $\chi^2(35) = 90,18$ ($p < ,001$), GFI = 0,961, TLI = 0,976, CFI = 0,981, sRMR = 0,063 et RMSEA = 0,048. Les coefficients de régression des items étaient supérieurs à 0,4, à l'exception des items 2 ($\lambda = 0,384$) et 5 ($\lambda = 0,333$). Ces résultats ont indiqué que la structure unidimensionnelle correspondait à l'hypothèse la plus probable dans l'échantillon d'orthophonistes.

Analyse de l'invariance de la mesure de l'échelle f-WAI-SR

Les analyses ont été réalisées en prenant en compte les catégories d'ancienneté professionnelle. Les résultats ont été indiqués dans le tableau 3.

TABEAU 2 : Analyse des items de l'échelle f-WAI-SR.

Items	Score moyen (écart-type)	IRC
1	4,1 (0,8)	0,630
2	4,6 (0,6)	0,382
3	4,1 (0,9)	0,613
4	4,2 (0,8)	0,665
5	4,8 (0,5)	0,346
6	4,0 (1,0)	0,613
7	4,8 (0,4)	0,457
8	4,0 (0,9)	0,657
9	4,6 (0,6)	0,348
10	4,3 (0,7)	0,695

IRC : coefficient de corrélation entre le score de l'item considéré et le reste de l'échelle.

TABEAU 3 : Analyse de l'invariance de la mesure de l'échelle f-WAI-SR selon l'ancienneté professionnelle.

Niveau d'invariance	χ^2 (ddl)	CFI	Δ CFI	RMSEA	Δ RMSEA
Configural	123,43 (137)	0,980		0,046	
Métrique	265,44 (164)	0,973	0,007	0,051	0,005
Scalaire	308,97 (194)	0,969	0,004	0,050	0,001

CFI : indice d'ajustement comparatif (comparative fit index) ; ddl : degré de liberté ; RMSEA : moyenne quadratique de l'erreur d'approximation (root mean square of error approximation).

Les niveaux d'invariance configurale, métrique et scalaire étaient validés par des valeurs de CFI et de RMSEA en accord avec leurs seuils d'acceptation respectifs. Les transitions entre niveaux d'invariance étaient aussi validées en raison de valeurs satisfaisantes de ΔCFI et $\Delta RMSEA$. La structure unidimensionnelle de l'échelle f-WAI-SR était donc invariante pour l'ensemble de l'échantillon observé. Les indicateurs de consistance interne calculés pour cette structure correspondaient à : α de Cronbach = 0,842, ω de McDonald = 0,862 et meilleure borne inférieure = 0,892.

Analyse des scores d'alliance thérapeutique, de prise de perspective et de soin compassionnel

Analyse des différences de scores

Au sein de chaque catégorie d'ancienneté professionnelle, la distribution des scores f-WAI-SR ne satisfaisait pas le critère de normalité de Shapiro-Wilk. Les médianes ont été calculées pour les différentes catégories puis ont été comparées statistiquement. Les résultats figurent dans le tableau 4.

Les orthophonistes novices avaient des scores f-WAI-SR et PP significativement plus bas que les praticiennes plus expérimentées. Les tests post-hoc ont montré que les scores f-WAI-SR se stabilisaient lorsque l'ancienneté professionnelle devenait supérieure à un an.

Analyse des corrélations

Les corrélations entre les scores f-WAI-SR, PP et SC ont été analysées et les résultats sont présentés dans le tableau 5.

Dans l'échantillon observé, le score f-WAI-SR était moyennement corrélé avec le score PP et faiblement corrélé avec le score SC. L'analyse comparative entre les catégories d'ancienneté professionnelle a montré que les valeurs de ρ_s ne variaient pas significativement ($p > ,05$), indiquant que la corrélation entre les trois construits était constante dans l'échantillon observé.

Caractéristiques des grappes identifiées au sein de l'échantillon

Les mesures d'alliance thérapeutique, de prise de perspective et de soin compassionnel étant invariantes et les corrélations étant stables à travers

TABEAU 4 : Comparaisons statistiques.

Ancienneté professionnelle		f-WAI-SR
< 1 an (n = 93)		42 (8,0)
1 à 5 ans (n = 180)		44 (6,3)
6 à 15 ans (n = 202)		45 (7,0)
> 15 ans (n = 223)		45 (7,0)
Test de Kruskal-Wallis	K (ddl)	18,53 (3)
	p (η^2)	*** (0,031)

Les scores correspondent à la médiane (intervalle interquartile). ddl : degré de liberté ; η^2 : taille d'effet statistique ; ***: $p < ,001$.

TABEAU 5 : Analyse des corrélations.

Ancienneté professionnelle		PP	SC
< 1 an (n = 93) 1 à 5 ans (n = 180) 6 à 15 ans (n = 202) > 15 ans (n = 223)	f-WAI-SR	0,409	0,204
		0,383	0,161
		0,388	0,270
		0,410	0,202
Échantillon total (n = 698)		f-WAI-SR	0,407
			0,193

Les données correspondent au coefficient de corrélation sur rang de Spearman calculé pour les différentes catégories d'ancienneté professionnelle. Toutes les corrélations étaient significatives à $p < ,001$.

les catégories d'ancienneté professionnelle, l'analyse par grappe était parfaitement justifiée. Plusieurs solutions significatives comportant un nombre croissant de grappes ont été extraites. Toutefois, la solution à quatre grappes est apparue comme la plus satisfaisante sur le plan statistique, puisque les valeurs moyennes et médianes des variables dépendantes différaient statistiquement ($p < ,05$). Des solutions avec un nombre plus élevé de grappes ont pu être extraites, mais certaines moyennes et médianes ne différaient plus significativement ($p > ,05$) d'une grappe à l'autre. Les caractéristiques de la solution à quatre grappes sont indiquées dans le tableau 6.

Les grappes 1 et 2 étaient caractérisées par des scores f-WAI-SR relativement bas, tandis que les grappes 3 et 4 étaient caractérisées par des scores f-WAI-SR élevés. Parallèlement, les grappes 1 et 2 présentaient des scores PP faibles, alors que ceux des grappes 3 et 4 étaient plus élevés. Enfin, les scores SC des grappes 1 et 4 étaient plus élevés que ceux des grappes 2 et 3.

Les proportions des différentes catégories d'ancienneté professionnelle ont été comparées statistiquement dans les 4 grappes. Les résultats étaient les suivants : les grappes 1 et 2 ne différaient pas par leur composition ($p = ,188$). Les compositions des grappes 3 et 4 ne différaient pas significativement ($p = ,053$). La grappe 1 différait par sa composition des grappes 3 ($p < ,001$) et 4 ($p < ,001$), et la composition de la grappe 2 différait significativement de celles des grappes 3 ($p < ,001$) et 4 ($p = ,034$).

Les résultats de l'analyse par grappes ont été confrontés à une analyse discriminante dans laquelle le nombre de grappes a été considéré comme une variable dépendante. L'analyse

discriminante a pris en compte 698 cas valides. Les valeurs du λ de Wilk calculées pour l'échelle f-WAI-SR (0,421) et pour les dimensions PP (0,469) et CC (0,444) étaient significatives ($p < ,001$). Le test d'égalité des matrices de covariance a montré que les valeurs du logarithme des déterminants calculées pour les clusters 1 (-2,218), 2 (-2,474), 3 (-2,281) et 4 (-2,994) étaient proches et que le pourcentage de variance expliquée par les fonctions canoniques était important (valeur Eigen = 1,829, corrélation canonique = 0,804, taille de l'effet = 52,7 %). La classification des individus produite par l'analyse discriminante a résulté en une attribution correcte dans les diverses grappes pour 95,7 % des cas. Pour la grappe 1, 94,7% des orthophonistes ont été correctement redistribués après analyse discriminante (3 et 5 orthophonistes ont été reclassés respectivement dans les grappes 2 et 4). Pour la grappe 2, 97,6% des orthophonistes étaient retrouvées dans cette grappe après analyse discriminante (1 et 3 orthophonistes ont été respectivement réattribués aux grappes 3 et 4). Pour la grappe 3, l'analyse discriminante reclassait correctement 88,7% des orthophonistes (6 et 8 orthophonistes étaient respectivement réalloués aux grappes 2 et 4). Enfin, pour la grappe 4, 98,4 % des orthophonistes retrouvaient une allocation identique à la suite de l'analyse discriminante (1, 1 et 2 orthophonistes réapparaissaient respectivement dans les grappes 1, 2 et 3).

DISCUSSION

Ce travail a été élaboré dans le but d'analyser les interactions entre alliance thérapeutique et dimensions affective et cognitive de l'empathie puis de caractériser l'hétérogénéité de manifestation de ces construits dans un échantillon d'orthophonistes exerçant en France. Les résultats

TABEAU 6 : Analyse des grappes.

	Ancienneté professionnelle	Grappe 1 (152)	Grappe 2 (167)	Grappe 3 (123)	Grappe 4 (256)	
Effectif (%)	< 1 an (n = 93)	36 (23,7)	26 (15,6)	4 (3,3)	27 (10,5)	
	1 à 5 ans (n = 180)	40 (26,3)	52 (31,1)	28 (22,8)	60 (23,4)	
	6 à 15 ans (n = 202)	36 (23,7)	50 (29,9)	36 (29,3)	80 (31,3)	
	> 15 ans (n = 223)	40 (26,3)	39 (23,4)	55 (44,7)	89 (34,8)	
	Échelle					Test de Kruskal-Wallis
Médiane (Intervalle interquartile)	f-WAI-SR	38 (5)	43 (4,5)	46 (6)	47 (5)	K = 277,91 ; $p < ,001$
	PP	53 (6)	50 (5)	59 (7)	62 (7)	K = 315,69 ; $p < ,001$
	SC	47 (5)	45 (5)	42 (4)	50 (4)	K = 246,31 ; $p < ,001$

ont montré que l'échelle de mesure de l'alliance thérapeutique (f-WAI-SR) satisfaisait plusieurs critères de validité de contenu et de construit et que l'alliance thérapeutique était corrélée positivement avec les dimensions affective et cognitive de l'empathie clinique. L'hypothèse de travail postulant l'existence de deux grappes d'orthophonistes sur la base de leur alliance thérapeutique et de leur empathie a été réfutée par les analyses. Les résultats ont clairement mis en lumière quatre grappes d'orthophonistes caractérisées par des degrés distincts d'alliance thérapeutique et de dimensions cognitive et affective de l'empathie clinique.

Considérations sur l'échelle f-WAI-SR.

Le comportement des items de l'échelle f-WAI-SR dans un échantillon d'orthophonistes était totalement inconnu lorsque ce travail a débuté. Il est montré ici que les items présentent une bonne validité de contenu comme l'attestent les valeurs d'IRC. Ces items se regroupent dans l'échantillon observé selon une structure unidimensionnelle invariante selon l'ancienneté professionnelle. Ces résultats sont en contradiction avec la structure factorielle décrite par Hatcher et Gillaspay (2006), mais cette contradiction peut trouver une interprétation dans les aspects méthodologiques utilisés pour les analyses. En effet, Hatcher et Gillaspay (2006) ont basé leur analyse sur des échantillons plus petits que celui étudié ici. Par ailleurs, la nature ordinale des réponses aux items et l'évaluation de la normalité de leur distribution n'ont pas été prises en considération pour le choix de l'estimateur de calcul le plus adapté. De plus, les indicateurs présentés par Hatcher et Gillaspay (2006) ont montré un mauvais ajustement de leurs données par un modèle à 3 facteurs (CFI et TLI < 0,90 et RMSEA > 0,1). Ces auteurs ont aussi rapporté une corrélation excessivement élevée (> 0,90) entre les facteurs "Objectifs" et "Tâches", indiquant que ces deux facteurs correspondent très probablement à la même variable latente. En d'autres termes, les résultats de Hatcher et Gillaspay (2006) ne constituent pas de bons arguments en faveur d'une structure tri-dimensionnelle. Bien que la structure tri-dimensionnelle de l'échelle WAI-SR ait été répliquée dans des échantillons de médecins généralistes (Sturgiss et al., 2019) et de psychothérapeutes (Prusiński, 2021), le nombre de participants recrutés dans ces études n'était pas suffisant pour permettre des analyses fiables.

A contrario, le travail décrit ici est appuyé sur une méthodologie plus robuste, puisque le nombre de réponses est suffisamment important (> 500) pour garantir un ratio [nombre de réponses / nombre d'items] > 20 (Thompson, 2004). De plus, le caractère ordinal et la non-normalité des distributions des réponses ont été pris en compte afin de choisir la meilleure méthode d'estimation pour les analyses factorielles (DiStefano & Morgan, 2014). Enfin, les analyses confirmatoires ont validé une structure unidimensionnelle invariante en suivant fidèlement les recommandations de Dong et Dumas (2020). La proposition de la mesure d'un facteur général d'alliance thérapeutique par l'échelle f-WAI-SR est donc étayée par des arguments robustes. Cette proposition corrobore, pour un échantillon d'orthophonistes, l'observation d'une structure unidimensionnelle dans des échantillons d'étudiants chinois (Hsu et al., 2016) et de patients australiens (Hunik et al., 2021).

Interactions entre l'alliance thérapeutique et les dimensions de l'empathie clinique

L'existence d'une relation entre l'alliance thérapeutique et l'empathie décrite pour différentes professions de santé incluant des psychothérapeutes (Nienhuis et al., 2018), des infirmières en psychiatrie (Moreno-Poyato et al., 2021) et des kinésithérapeutes (Rodríguez-Nogueira, Leirós-Rodríguez, Pinto-Carral, Álvarez-Álvarez, Morera-Balaguer et al., 2022), trouve ici un corolaire dans un large échantillon d'orthophonistes exerçant en France. Toutefois, les résultats décrits ici apportent des précisions quant à cette relation puisqu'il est démontré que l'alliance thérapeutique est corrélée positivement avec les dimensions cognitive et affective de l'empathie clinique. Ces observations sont corroborées par des rapports antérieurs réalisés sur les échantillons d'infirmières (Moreno-Poyato et al., 2021) et de kinésithérapeutes (Rodríguez-Nogueira, Leirós-Rodríguez, Pinto-Carral, Álvarez-Álvarez, Morera-Balaguer et al., 2022). Il est important de noter que la relation est faible pour le soin compassionnel et moyennement forte pour la prise de perspective. La prise de perspective permet d'adopter le point de vue de l'autre sans nécessité d'être impliqué sur le plan émotionnel (Blatt et al., 2010). Cette prise de perspective permettrait à l'orthophoniste une écoute active et dénuée de jugement, et faciliterait le consensus sur le traitement à adopter. Parallèlement, le soin compassionnel mobilise le désir d'aider le patient à réaliser les meilleurs objectifs thérapeutiques

en fonction de ses préférences (Reynolds & Scott, 1999). Il est donc cohérent que ces deux dimensions soient en relation avec la capacité à établir une alliance thérapeutique. Néanmoins, les corrélations mesurées ici suggèrent que l'alliance thérapeutique s'appuie davantage sur la dimension cognitive de l'empathie clinique. En cela, ce travail apporte des arguments supplémentaires à la proposition d'Hojat (2007) suggérant que l'empathie clinique correspond essentiellement à un processus cognitif éloigné d'un processus émotionnel. Ce processus cognitif s'articulerait pour les orthophonistes sur le comportement (manifestations d'une préoccupation sincère et d'une communication ouverte) et sur le sens de l'inter-personnalité (mise en place de rapports de confiance) (Tan et al., 2021).

Considérations sur les caractéristiques des grappes

De précédentes analyses par grappes avaient mis en évidence différents profils d'empathie au sein de populations d'étudiants en médecine (Schrötter et al., 2024) et d'internes en médecine générale (Morice-Ramat et al., 2018). Le travail présenté ici rapporte la première analyse par grappes réalisée sur la population des orthophonistes en France, en utilisant des mesures concomitantes de l'alliance thérapeutique et des dimensions cognitive et affective de l'empathie.

Les résultats mettent en lumière une hétérogénéité dans la manifestation de ces construits chez les orthophonistes exerçant en France. En ce sens, les résultats accréditent la seconde hypothèse de travail. Toutefois, cette hypothèse n'est que partiellement validée puisque quatre grappes, et non pas deux, ont été mises en évidences. Le score WAI-SR établit un ordonnancement de la capacité d'alliance thérapeutique entre les grappes selon la séquence suivante : $4 > 3 > 2 > 1$. Le score PP ordonne la dimension cognitive de l'empathie selon la séquence $4 > 3 > 1 > 2$. Les orthophonistes des grappes 4 et 3 présentent donc une capacité plus élevée d'alliance thérapeutique et une prise de perspective plus importante que les orthophonistes des grappes 1 et 2. Du point de vue du patient, les orthophonistes des grappes 3 et 4 pourraient donc apparaître comme plus pertinentes que les orthophonistes des grappes 1 et 2 pour établir une alliance thérapeutique de qualité, associée à une forte dimension cognitive de l'empathie. Toutefois, le soin compassionnel (dimension affective) introduit une distinction plus

fine. On remarque que le soin compassionnel est exprimé selon une séquence $4 > 1 > 2 > 3$. La dimension affective de l'empathie des orthophonistes de la grappe 3 est donc assez diminuée par rapport à celle des orthophonistes de la grappe 4 (forte alliance thérapeutique et dimensions cognitive et affective de l'empathie) et de celle des orthophonistes des grappes 1 et 2 (faible alliance thérapeutique et faible dimension cognitive de l'empathie).

L'origine de ces différences de manifestation de l'alliance thérapeutique et des dimensions cognitive et affective de l'empathie demeure incertaine et, en l'absence de données supplémentaires, nous ne pouvons avancer que des interprétations hypothétiques. Une première hypothèse peut être formulée sous la forme suivante : l'ancienneté professionnelle pourrait constituer un déterminant de l'hétérogénéité constatée au sein de l'échantillon. En d'autres termes, retrouve-t-on les orthophonistes les plus expérimentées dans les grappes d'alliance thérapeutique et de dimensions empathiques fortes ? À l'appui de cette hypothèse, la composition des grappes présentant une forte alliance thérapeutique et une dimension cognitive de l'empathie élevée (grappes 3 et 4) est caractérisée par une proportion importante d'orthophonistes très expérimentées. À l'inverse, les grappes présentant une alliance thérapeutique et une prise de perspective faibles (grappes 1 et 2) présentent une proportion plus importante de collègues novices. Il n'en demeure pas moins que chaque grappe est constituée par des orthophonistes dont l'ancienneté professionnelle est variable. Cette hétérogénéité ne peut pas être expliquée uniquement par une appartenance à telle ou telle catégorie d'ancienneté professionnelle.

Des travaux passés ont caractérisé des facteurs influençant l'alliance thérapeutique établie entre des psychothérapeutes et leurs patients. Ces facteurs étaient reliés aux compétences du thérapeute (écoute et flexibilité) (Ackerman & Hilsenroth, 2003), à certaines caractéristiques du patient (engagement, attentes, anxiété, méfiance) (Del Re et al., 2012) et à des variables contextuelles (ancienneté de la relation thérapeutique, durée des séances, type de thérapie) (Del Re et al., 2012). Certains de ces facteurs pourraient influencer l'alliance thérapeutique des orthophonistes en France et contribuer à l'hétérogénéité constatée dans ce travail.

Alternativement, une autre interprétation reposant sur la santé mentale peut être aussi envisagée. L'empathie des professionnels de santé est influencée par des facteurs en lien avec leur santé mentale (revue dans Nembhard et al., 2023). Ainsi, il a été rapporté que la survenue d'un épuisement professionnel (burnout) pouvait être accompagnée d'une dégradation de l'empathie chez les kinésithérapeutes (Rodríguez-Nogueira, Leirós-Rodríguez, Pinto-Carral, Álvarez-Álvarez, Fernández-Martínez et al., 2022), les infirmières et les médecins généralistes (Lamothe et al., 2014 ; Delgado et al., 2023). Brito-Marcelino et al. (2020) ont rapporté que le burnout n'épargnait pas les orthophonistes de différents pays. L'état de l'épuisement professionnel chez les orthophonistes de France n'a pas encore été estimé par des enquêtes scientifiques. Toutefois, si cette érosion professionnelle existe et se manifeste de manière hétérogène chez les orthophonistes de France, elle pourrait contribuer à l'hétérogénéité des dimensions affective et cognitive de l'empathie et expliquer les résultats décrits ici.

Forces et limites de l'étude

Ce travail s'est appuyé sur des données collectées à partir d'un échantillon conséquent et recouvrant largement les différentes catégories d'ancienneté professionnelle. La méthodologie utilisée pour l'analyse des données était robuste et chaque étape a été justifiée par des hypothèses systématiquement testées. Plusieurs critères de validité des échelles ont fait l'objet de vérification, notamment l'invariance de la mesure selon l'ancienneté professionnelle. La validation de ce dernier critère a justifié les analyses corrélationnelles et les analyses par grappes dont les résultats peuvent être considérés comme fiables.

Malgré ces forces, le travail présente certaines limites qui en restreignent la portée. La première limite provient d'un biais de désirabilité sociale car les orthophonistes ont été interrogés sur des construits aisément identifiables après la lecture des items. La seconde limite provient de la composition de l'échantillon collecté puisque la répartition entre les sexes était fortement asymétrique. Cette asymétrie était proche de celle décrite par la DREES (2019) décrivant une population totale de 25607 orthophonistes travaillant en France dont 24795 femmes (96,8%) et 812 hommes (3,2%). Pour des raisons statistiques exposées précédemment, il a été décidé de constituer un échantillon définitif

exclusivement composé par des femmes, excluant *de facto* toute analyse de l'invariance selon le sexe. Les principales observations décrites dans ce travail ne peuvent donc pas être étendues aux orthophonistes hommes. Une troisième limite concerne les études corrélationnelles qui ne constituent en aucune manière des études prédictives. Ainsi, de futures analyses devront permettre de savoir si les dimensions cognitive et affective de l'empathie clinique constituent des prédicteurs de l'alliance thérapeutique.

CONCLUSION

Ce travail a été élaboré afin de mesurer dans la population des orthophonistes exerçant en France, la capacité à établir une alliance thérapeutique avec un patient et les dimensions cognitive (prise de perspective) et affective (soin compassionnel) de l'empathie clinique. Les résultats ont montré que les outils utilisés pour réaliser ces mesures fournissaient des données fiables qui ont permis de caractériser les relations positives entre ces trois construits et d'identifier quatre grappes d'orthophonistes différant significativement par les valeurs des trois construits. La composition de ces grappes est hétérogène au regard de l'ancienneté professionnelle puisqu'y sont retrouvées des orthophonistes novices, peu expérimentées, expérimentées et très expérimentées. L'origine de cette hétérogénéité reste pour le moment hypothétique et il sera nécessaire de poursuivre ce travail par une exploration plus poussée de la relation entre l'alliance thérapeutique et l'empathie et par une mise en lumière des déterminants de l'alliance thérapeutique des orthophonistes, possiblement en lien avec leur santé mentale.

DÉCLARATION D'INTÉRÊTS

L'auteur de correspondance déclare qu'il n'y a pas de conflit d'intérêts.

CONSENTEMENT ÉCLAIRÉ

Le protocole a été approuvé par le comité d'éthique local de Nantes Université. Les participants et participantes éligibles ont été informés électroniquement des objectifs et des méthodes de l'enquête. Chaque participant ou participante a été considéré comme ayant donné son consentement éclairé en remplissant volontairement le formulaire électronique de l'enquête.

FINANCEMENTS

Cette recherche n'a bénéficié d'aucune subvention spécifique de la part d'organismes de financement des secteurs public, commercial ou à but non lucratif.

DÉCLARATION DE L'IA GÉNÉRATIVE ET DES TECHNOLOGIES ASSISTÉES PAR L'IA DANS LE PROCESSUS DE RÉDACTION

Aucune intelligence artificielle génératrice de contenu n'a été utilisée pour la rédaction de ce manuscrit.

DISPONIBILITÉ DES DONNÉES

Toutes les données sont disponibles sur demande auprès de l'auteur de correspondance.

RÉFÉRENCES

- Ackerman, S. J., & Hilsenroth, M. J. (2003). A review of therapist characteristics and techniques positively impacting the therapeutic alliance. *Clinical Psychology Review*, 23(1), 1-33. [https://doi.org/10.1016/S0272-7358\(02\)00146-0](https://doi.org/10.1016/S0272-7358(02)00146-0)
- Ardellier, F., Le Douarin, J., Collet, M., Humeau, C., Jacquin, J., Enkel, B., Jordana, F., Martinage, V., & Guihard, G. (s. d.). *Analysis of the dimensions of clinical empathy in speech and language therapists and speech and language therapy students*. Manuscrit soumis pour publication.
- Bean, R. B., & Dixon, W. J. (1951). Simplified statistics for small numbers of observations. *Analytical Chemistry*, 23(4), 636-638. <https://doi.org/10.1021/ac60052a025>
- Blatt, B., LeLacheur, S. F., Galinsky, A. D., Simmens, S. J., & Greenberg, L. (2010). Does perspective-taking increase patient satisfaction in medical encounters? *Journal of the Association of American Medical Colleges*, 85(9), 1445-1452. <https://doi.org/10.1097/ACM.0b013e3181eae5ec>
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, 16(3), 252-260. <https://doi.org/10.1037/h0085885>
- Bottemine, T. (2017). Traduction de la Working Alliance Inventory Short Version (WAI SR) en français par une méthode de consensus Delphi avec une traduction Aller/Retour. [Thèse de Doctorat de Médecine Générale, Université de Brest-Bretagne Occidentale]. HAL. <https://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-01696125v1>
- Bourgault, P., Lavoie, S., Paul-Savoie, E., Grégoire, M., Michaud, C., Gosselin, E., & Johnston, C. C. (2015). Relationship between empathy and well-being among emergency nurses. *Journal of Emergency Nursing*, 41(4), 323-328. <https://doi.org/10.1016/j.jen.2014.10.001>
- Brito-Marcelino, A., Oliva-Costa, E. F., Sarmento, S. C. P., & Carvalho, A. A. (2020). Burnout syndrome in speech-language pathologists and audiologists: A review. *Revista brasileira de medicina do trabalho : publicacao oficial da Associacao Nacional de Medicina do Trabalho-ANAMT*, 18(2), 217-222. <https://doi.org/10.47626/1679-4435-2020-480>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Chvetzoff, R., Laurent, B., Baylot, D., & Chvetzoff, G. (2021). Médecine scientifique et relation de soin : de l'alliance thérapeutique à l'effet thérapeutique de l'alliance [Scientific medicine and care relationship: From the therapeutic alliance to the therapeutic effect of the alliance]. *Bulletin du cancer*, 108(9), 837-842. <https://doi.org/10.1016/j.bulcan.2021.02.011>
- Connery, A., Pender, T., Yaruss, J. S., & McCurtin, A. (2022). It's time to talk about our relationships: Exploring the role of therapeutic alliance in speech and language therapy, with stuttering intervention as an exemplar. *Advances in Communication and Swallowing*, 25(2), 115-128. <https://doi.org/10.3233/ACS-220009>
- Cuff, B. M. P., Brown, S. J., Taylor, L., & Howat, D. J. (2016). Empathy: A review of the concept. *Emotion Review*, 8(2), 144-153. <https://doi.org/10.1177/1754073914558466>
- Delgado, N., Delgado, J., Betancort, M., Bonache, H., & Harris, L.T. (2023). What is the link between different components of empathy and burnout in healthcare professionals? A systematic review and meta-Analysis. *Psychology Research and Behavior Management*, 16, 447-463. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S384247>
- Del Re, A. C., Flückiger, C., Horvath, A. O., Symonds, D., & Wampold, B. E. (2012). Therapist effects in the therapeutic alliance-outcome relationship: A restricted-maximum likelihood meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 32(7), 642-649. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2012.07.002>
- DiStefano, C., & Morgan, G. B. (2014). A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling*, 21(3), 425-438. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>
- Dong, Y., & Dumas, D. (2020). Are personality measures valid for different populations? A systematic review of measurement invariance across cultures, gender, and age. *Personality and Individual Differences*, 160, 109956. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109956>
- DREES (2019). Les orthophonistes : données statistiques. Fédération Nationale des Orthophonistes.
- Eklund, J. H., & Meranius, M. S. (2021). Toward a consensus on the nature of empathy: A review of reviews. *Patient Education and Counseling*, 104(2), 300-307. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2020.08.022>
- Elliott, R., Bohart, A. C., Watson, J. C., & Greenberg, L. S. (2011). Empathy. *Psychotherapy (Chicago, Ill.)*, 48(1), 43-49. <https://doi.org/10.1037/a0022187>
- Flückiger, C., Del Re, A. C., Wampold, B. E., & Horvath, A. O. (2018). The alliance in adult psychotherapy: A meta-analytic synthesis. *Psychotherapy*, 55(4), 316-340. <https://doi.org/10.1037/pst0000172>
- Flückiger, C., Del Re, A. C., Wampold, B. E., Symonds, D., & Horvath, A. O. (2012). How central is the alliance in psychotherapy? A multilevel longitudinal meta-analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 59(1), 10-17. <https://doi.org/10.1037/a0025749>
- Freud, S. (1912). La dynamique du transfert. Dans *La technique psychanalytique* (tr. Fr. 1989, p. 50-60). Presses Universitaires de France.
- Freud, S. (1905, 1988). *Le mot d'esprit et ses rapports avec l'inconscient* (tr. Fr. 1930). Gallimard.

- Gaston, L., & Marmar, C. R. (1994). The California Psychotherapy Alliance Scales. Dans A. O. Horvath & L. S. Greenberg (dir.), *The working alliance: Theory, research, and practice* (p. 85–108). John Wiley & Sons.
- Gleichgerricht, E., & Decety, J. (2014). The relationship between different facets of empathy, pain perception and compassion fatigue among physicians. *Frontiers in Behavioral Neuroscience*, 8, 243. <https://doi.org/10.3389/fnbeh.2014.00243>
- Greenberg, L. S., Elliott, R., Watson, J. C., & Bohart, A. C. (2001). Empathy. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 38(4), 380–384. <https://doi.org/10.1037/0033-3204.38.4.380>
- Greenson, R. R. (1965). The working alliance and the transference neurosis. *The Psychoanalytic Quarterly*, 34(2), 155–181. <https://doi.org/10.1080/21674086.1965.11926343>
- Guihard, G. (2023). Measurement invariance analysis of two empathy scales in a sample of French first year students registered in health formation. *Current Psychology*, 42, 6516–6531. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01936-9>
- Hatcher, R. L., & Gillaspay, J. A. (2006). Development and validation of a revised short version of the working alliance inventory. *Psychotherapy Research*, 16(1), 12–25. <https://doi.org/10.1080/10503300500352500>
- Hojat, M. (2007). *Empathy in patient care: Antecedents, development, measurement, and outcomes*. Springer Science + Business Media.
- Hojat, M., DeSantis, J., & Gonnella, J. S. (2017). Patient perceptions of clinician's empathy: Measurement and psychometrics. *Journal of Patient Experience*, 4(2), 78–83. <https://doi.org/10.1177/2374373517699273>
- Hong, H., & Han, A. (2020). A systematic review on empathy measurement tools for care professionals. *Educational Gerontology*, 46(2), 72–83. <https://doi.org/10.1080/03601277.2020.1712058>
- Horvath, A., & Greenberg, L. (1989). Development and validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of Counseling Psychology*, 36(2), 223–233. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.36.2.223>
- Hsiao, C. Y., & Tsai, Y. F. (2015). Factors associated with the perception of family nursing practice among mental health nurses in Taiwan. *Journal of Family Nursing*, 21(4), 508–528. <https://doi.org/10.1177/1074840715606543>
- Hsu, S., Zhou, R. D.H., & Yu, C. K.C. (2016). A Hong Kong validation of Working Alliance Inventory—short form—Client. *Asia Pacific Journal of Counselling and Psychotherapy*, 7(1-2), 69–81. <https://doi.org/10.1080/21507686.2016.1193036>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hunik, L., Galvin, S., Olde Hartman, T., Rieger, E., Lucassen, P., Douglas, K., Boeckstaens, P., & Sturgiss, E. (2021). Exploring the psychometric properties of the Working Alliance Inventory in general practice: A cross-sectional study. *BJGP open*, 5(1), bjgpopen20X101131. <https://doi.org/10.3399/bjgpopen20X101131>
- Jeffrey, D. (2016). Empathy, sympathy and compassion in healthcare: Is there a problem? Is there a difference? Does it matter? *Journal of the Royal Society of Medicine*, 109(12), 446–452. <https://doi.org/10.1177/0141076816680120>
- Lamothe, M., Boujut, E., Zenasni, F., & Sultan, S. (2014). To be or not to be empathic: The combined role of empathic concern and perspective taking in understanding burnout in general practice. *BMC Family Practice*, 15, 15. <https://doi.org/10.1186/1471-2296-15-15>
- Lawton, M., Sage, K., Haddock, G., Conroy, P., & Serrant, L. (2018). Speech and language therapists' perspectives of therapeutic alliance construction and maintenance in aphasia rehabilitation post-stroke. *International Journal of Language & Communication Disorders*, 53(3), 550–563. <https://doi.org/10.1111/1460-6984.12368>
- Lelorain, S., Sultan, S., Zenasni, F., Catu-Pinault, A., Jaury, P., Boujut, E., & Rigal, L. (2013). Empathic concern and professional characteristics associated with clinical empathy in French general practitioners. *European Journal of General Practice*, 19(1), 23–28. <https://doi.org/10.3109/13814788.2012.709842>
- Lipps, T. (1903). Einfühlung, innere Nachahmung und Organempfindungen. *Archiv für die gesamte Psychologie*, 1, 185–204. Traduction anglaise : Empathy, inner imitation, and sense-feelings. Dans M. Rader (dir.), *A modern book of esthetics. An anthology* (1979, 5e éd., p. 371–378). Holt, Rinehart & Winston.
- Luborsky, L., Barber, J. P., Siqueland, L., Johnson, S., Najavits, L. M., Frank, A., & Daley, D. (1996). The revised Helping Alliance questionnaire (HAQ-II): Psychometric properties. *The Journal of Psychotherapy Practice & Research*, 5(3), 260–271. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC3330423/>
- Martin, D. J., Garske, J. P., & Davis, M. K. (2000). Relation of the therapeutic alliance with outcome and other variables: A meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68(3), 438–450. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.68.3.438>
- Moreno-Poyato, A. R., Rodríguez-Nogueira, Ó., & MiRTCIME CAT working group (2021). The association between empathy and the nurse-patient therapeutic relationship in mental health units: A cross-sectional study. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 28(3), 335–343. <https://doi.org/10.1111/jpm.12675>
- Morice-Ramat, A., Goronflot, L., & Guihard, G. (2018). Are alexithymia and empathy predicting factors of the resilience of medical residents in France? *International Journal of Medical Education*, 9, 122–128. <https://doi.org/10.5116/ijme.5ac6.44ba>
- Munder, T., Wilmers, F., Leonhart, R., Linster, H. W., & Barth, J. (2010). Working Alliance Inventory-Short Revised (WAI-SR): Psychometric properties in outpatients and inpatients. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 17(3), 231–239. <https://doi.org/10.1002/cpp.658>
- Narme, P., Mouras, H., Loas, G., Krystkowiak, P., Roussel, M., Boucart, M., & Godefroy, O. (2010). Vers une approche neuropsychologique de l'empathie. *Revue de Neuropsychologie*, 2(4), 292–298. <https://doi.org/10.3917/rne.024.0292>
- Nembhard, I. M., David, G., Ezzeddine, I., Betts, D., & Radin, J. (2023). A systematic review of research on empathy in health care. *Health Services Research*, 58(2), 250–263. <https://doi.org/10.1111/1475-6773.14016>
- Nienhuis, J. B., Owen, J., Valentine, J. C., Winkeljohn Black, S., Halford, T. C., Parazak, S. E., Budge, S., & Hilsenroth, M. (2018). Therapeutic alliance, empathy, and genuineness in individual adult psychotherapy: A meta-analytic review. *Psychotherapy Research*, 28(4), 593–605. <https://doi.org/10.1080/10503307.2016.1204023>

- Plexico, L. W., Manning, W. H., & DiLollo, A. (2010). Client perceptions of effective and ineffective therapeutic alliances during treatment for stuttering. *Journal of Fluency Disorders*, 35(4), 333–354. <https://doi.org/10.1016/j.jfludis.2010.07.001>
- Prusiński, T. (2021). Patients' and psychotherapists' combined and separate evaluations of the psychotherapeutic relationship: The structure of working alliance and Polish versions of the WAI. *Journal of Contemporary Psychotherapy*, 51(4), 323–329. <https://doi.org/10.1007/s10879-021-09500-z>
- Ratka, A. (2018). Empathy and the development of affective skills. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 82(10), 7192. <https://doi.org/10.5688/ajpe7192>
- Reynolds, W. J., & Scott, B. (1999). Empathy: A crucial component of the helping relationship. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 6(5), 363–370. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2850.1999.00228.x>
- Rodríguez-Nogueira, Ó., Leirós-Rodríguez, R., Pinto-Carral, A., Álvarez-Álvarez, M. J., Fernández-Martínez, E., & Moreno-Poyato, A. R. (2022). The relationship between burnout and empathy in physiotherapists: A cross-sectional study. *Annals of Medicine*, 54(1), 933–940. <https://doi.org/10.1080/07853890.2022.2059102>
- Rodríguez-Nogueira, Ó., Leirós-Rodríguez, R., Pinto-Carral, A., Álvarez-Álvarez, M. J., Morera-Balaguer, J., & Moreno-Poyato, A. R. (2022). The association between empathy and the physiotherapy-patient therapeutic alliance: A cross-sectional study. *Musculoskeletal Science & Practice*, 59, 102557. <https://doi.org/10.1016/j.msksp.2022.102557>
- Roest, J. J., Welmers-Van de Poll, M. J., Van der Helm, G. H. P., Stams, G. J. J. M., & Hoeve, M. (2023). A three-level meta-analysis on the alliance-outcome association in child and adolescent psychotherapy. *Research on Child and Adolescent Psychopathology*, 51, 275–293. <https://doi.org/10.1007/s10802-022-00986-2>
- Rogers, C. R. (1957). The necessary and sufficient conditions of therapeutic personality change. *Journal of Consulting Psychology*, 21(2), 95–103. <https://doi.org/10.1037/h0045357>
- Santamaría-García, H., Baez, S., García, A. M., Flichtentrei, D., Prats, M., Mastandueno, R., Sigman, M., Matallana, D., Cetkovich, M., & Ibáñez, A. (2017). Empathy for others' suffering and its mediators in mental health professionals. *Scientific Reports*, 7, 6391. <https://doi.org/10.1038/s41598-017-06775-y>
- Schrötter, S., Kropp, P., & Müller, B. (2024). Comparison of empathy profiles of medical students at the start and in the advanced clinical phase of their training. *GMS Journal for Medical Education*, 41(1), Doc7. <https://doi.org/10.3205/zma001662>
- Sharf, J., Primavera, L. H., & Diener, M. J. (2010). Dropout and therapeutic alliance: A meta-analysis of adult individual psychotherapy. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 47(4), 637–645. <https://doi.org/10.1037/a0021175>
- Shariat, S. V., Eshtad, E., & Ansari, S. (2010). Empathy and its correlates in Iranian physicians: A preliminary psychometric study of the Jefferson Scale of Physician Empathy. *Medical Teacher*, 32(10), e417–e421. <https://doi.org/10.3109/0142159x.2010.498488>
- Sønsterud, H., Kirmess, M., Howells, K., Ward, D., Feragen, K. J. B., & Halvorsen, M. S. (2019). The working alliance in stuttering treatment: A neglected variable? *International Journal of Language & Communication Disorders*, 54(4), 606–619. <https://doi.org/10.1111/1460-6984.12465>
- Stahl, B. (2023). Beyond language deficits: Working alliance and resources as predictors of recovery from aphasia. *Stroke*, 54(8), 2208–2212. <https://doi.org/10.1161/strokeaha.123.043498>
- Sturgiss, E. A., Rieger, E., Haesler, E., Ridd, M. J., Douglas, K., & Galvin, S. L. (2019). Adaption and validation of the Working Alliance Inventory for General Practice: qualitative review and cross-sectional surveys. *Family Practice*, 36(4), 516–522. <https://doi.org/10.1093/fampra/cmy113>
- Tan, L., Le, M. K., Yu, C. C., Liaw, S. Y., Tierney, T., Ho, Y. Y., Lim, E., Lim, D., Ng, R., Ngeow, C., & Low, J. (2021). Defining clinical empathy: A grounded theory approach from the perspective of healthcare workers and patients in a multicultural setting. *BMJ open*, 11(9), e045224. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-045224>
- Thomas, T., Althouse, A., Sigler, L., Arnold, R., Chu, E., White, D. B., Rosenzweig, M., Smith, K., Smith, T. J., & Schenker, Y. (2021). Stronger therapeutic alliance is associated with better quality of life among patients with advanced cancer. *Psycho-Oncology*, 30(7), 1086–1094. <https://doi.org/10.1002/pon.5648>
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10694-000>
- Titchener, E. B. (1909). The experimental psychology of thought. Dans *Lectures on the experimental psychology of the thought-processes* (p. 157–194). MacMillan. <https://doi.org/10.1037/10877-005>
- Tracey, T. J., & Kokotovic, A. M. (1989). Factor structure of the Working Alliance Inventory. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 1(3), 207–210. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.1.3.207>
- Velasco-Durántez, V., Mihic-Góngora, L., Coca-Membribes, S., Galán-Moral, R., Fernández-Montes, A., Castillo-Trujillo, O. A., Sorribes, E., Quilez, A., Puntí-Brun, L., Jiménez-Fonseca, P., & Calderon, C. (2023). The relationship between therapeutic alliance and quality of care in patients with advanced cancer in Spain. *Current Oncology*, 30(4), 3580–3589. <https://doi.org/10.3390/curroncol30040273>
- Vischer, R. (1873). *Über das optische Formgefühl. Ein Beitrag zur Ästhetik*. Herman Credner. Traduction anglaise : On the optical sense of form: A contribution to aesthetics. Dans H. F. Mallgrave et E. Ikonomou (dir.), *Empathy, form, and space: Problems in german aesthetics, 1873–1893* (1994, p. 89–123). Getty Center for the History of Art and the Humanities.
- Wang, C., Wu, Q., Feng, M., Wan, Q., & Wu, X. (2017). International nursing: Research on the correlation between empathy and China's big five personality theory. Implications for nursing leaders. *Nursing Administration Quarterly*, 41(2), E1–E10. <https://doi.org/10.1097/NAQ.0000000000000219>
- Zetzel, E. R. (1956). Current concepts of Transference. *International Journal of Psycho-Analysis*, 37(4-5), 369–376.
- Zolnierek, K. B. H., & DiMatteo, M. R. (2009). Physician communication and patient adherence to treatment: A meta-analysis. *Medical Care*, 47(8), 826–834. <https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e31819a5acc>