

Propriétés psychométriques d'un instrument de mesure des représentations des approches grammaticales inductives/déductives des enseignants de FLE au Mexique

Psychometric properties of an instrument for measuring French teachers in Mexico's representations of inductive/deductive grammatical approaches

RESUMÉ: Sur la base des paradigmes dominants de l'enseignement des langues étrangères, le présent article vise à construire un instrument de mesure des représentations de la langue, de l'enseignement/apprentissage, de la fréquence et de l'usage conditionné des approches grammaticales inductives et déductives. À partir d'une population de 142 professeurs de français langue étrangère (FLE) du Mexique et d'un ensemble de tests (l'analyse factorielle exploratoire, le calcul des coefficients alfa de Cronbach et l'analyse de Rasch), les évidences de fiabilité, de cohérence interne, d'agroupement et même de dimensionnalité sont produites. De façon générale, l'ensemble des échelles développées et testées présentent des critères de normalité acceptables. Cependant, on observe particulièrement une difficulté liée à la mesure des représentations constructivistes d'une langue étrangère, de son enseignement et de son apprentissage.

MOTS CLÉS: Enseignement/apprentissage, grammaire; approches inductives/déductives, représentations, mesures.

ABSTRACT: Based on the dominant paradigms of foreign language teaching, this article is aimed at constructing an instrument to measure language representations, teaching/learning, frequency, and the conditioned use of the inductive and deductive grammar approaches. From a sample population of 142 teachers of French as a foreign language (FLE) in Mexico and a set of tests (exploratory factor analysis, the calculation of Cronbach's alfa coefficients and Rasch's analysis), evidence of reliability, internal consistency, clustering, and even dimensionality are provided. Generally, all the scales developed and tested showed acceptable normality criteria. However, a particular difficulty is being encountered in measuring the constructivist representations of a foreign language, its teaching and learning.

KEYWORDS: Teaching/learning, grammar, inductive/deductive approaches, representations, measures.

Hervé Fotso Kono

a219230184@unison.mx

Universidad de Sonora, México

ORCID: 0000-0002-5053-3695

José Ángel Vera Noriega

jose.vera@unison.mx

Universidad de Sonora, México

ORCID: 0000-0003-2764-4431

Recibido: 30/09/2021

Aceptado: 24/03/2022

VERBUM ET LINGUA

NUM. 20

JULIO / DICIEMBRE 2022

ISSN 2007-7319

Introduction

À partir de l'histoire des méthodologies d'enseignement des langues étrangères (LE), on pourrait se rendre compte que la question de la grammaire a toujours fait l'objet de controverses selon qu'on se trouve dans une méthodologie ou dans une autre (Cuq, 1996; Germain, 1993 ; Puren, 2001). Il a très souvent existé un débat sur la nature de la grammaire, son rôle dans le processus d'enseignement/apprentissage, sa fréquence en classe de LE et la perspective qui devrait être adoptée pour l'aborder. Autour de ces questions, diverses méthodologies et même d'approches¹ ont été développées pour l'enseignement des LE, inspirées par différentes écoles de pensée telles que le structuralisme, le béhaviorisme, le constructivisme, l'interactionnisme, etc. Outre cette controverse, on constate également, comme le soulignent Vincent et Lefrançois (2013), que des études empiriques comparant l'effectivité des approches grammaticales inductives et déductives ne sont pas assez nombreuses, même si on peut observer un grand nombre de travaux traitant de certains points précis de la grammaire.

Par ailleurs, certains travaux permettent de mettre en évidence les perspectives suivant lesquelles des points grammaticaux sont abordés dans des méthodes de FLE (Bento, 2019, Blin & Becerril, 2017). À côté de ces travaux sur les perspectives grammaticales des éditeurs de FLE, il serait tout aussi intéressant de savoir comment les enseignants appréhendent ces différentes

perspectives grammaticales. C'est donc là l'un des enjeux qu'il y a d'élaborer des instruments fiables de mesure des représentations de l'enseignant de FLE, en rapport à l'utilisation des approches grammaticales comme le veut cette étude.

1. Revue de la littérature

Premièrement, il sera question dans cette revue, d'analyser quelques travaux jugés pertinents qui permettent de définir les approches grammaticales inductives et déductives, ensuite, ceux mettant en lumière les représentations de la relation entre la grammaire et la didactique des langues, et enfin, certains travaux qui, du point de vue psychométrique, portent sur la mesure de ces différentes représentations.

1.1 Les approches inductives et déductives de l'enseignement de la grammaire

Dans le domaine de la pédagogie, le plus souvent, la « déduction » désigne les approches qui vont du général au particulier (de la règle aux exemples). En revanche, le terme « induction » désigne les approches du particulier au général (des exemples à la règle). Dans la littérature, les résultats de certaines études (Erlam, 2003 ; Mohammed & Jaber, 2008 ; Rose & Ng, 2001) montrent que les pratiques déductives présentent plus d'avantages. En revanche, d'autres études (Haight, Herron, & Cole, 2007 ; Jong-Won, 2007 ; Vogel, Herron, Cole & York, 2011) ont trouvé plus d'avantages pour les pratiques inductives, et certaines (Rosa & O'Neill, 1999; Takimoto, 2008) ont des résultats peu clairs sur la pertinence de l'une ou l'autre de ces deux grandes catégorisations d'approches. Mais, en général, on constate une plus grande préférence vers les

¹ On parle généralement d'« approche » pour faire référence à une méthodologie non constituée, encore en cours d'élaboration (Germain, 1996)

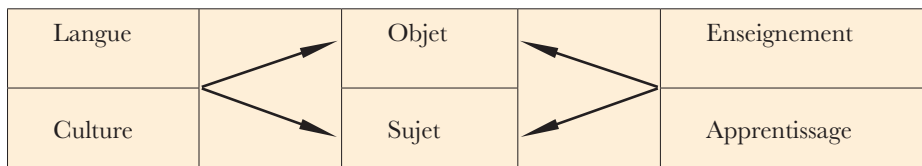
approches inductives de la grammaire, au niveau des principales instances décisionnelles dans l'enseignement des langues étrangères.

C'est du moins le cas du Conseil de l'Europe (2002) qui propose une approche dite « actionnelle », basée sur un apprentissage beaucoup plus indirect, voire implicite et inductif de la grammaire. Cette perspective inductive n'exclut aucunement un enseignement explicite de la grammaire, mais plutôt, préconise une grammaire au service de la réalisation des « tâches », puisque l'apprenant y est considéré comme un « acteur social ».

1.2 Représentations de la relation entre grammaire et didactique des langues

Selon Puren (2001), quatre représentations principales de la relation entre grammaire et didactique des langues (DDL) peuvent être identifiées dans l'évolution historique de la didactique du français langue étrangère. Le modèle qu'il propose met en correspondance la langue et la culture avec les deux autres aspects fondamentaux de la didactique, à savoir : les binômes sujet-objet et enseignement/apprentissage.

*Table 1
Représentations de la relation grammaire DDL (Puren, 2001)*



Au vu de cette table, Puren met en évidence une pluralité d'orientations épistémologiques en ce qui concerne la conception de la langue de l'enseignement et de l'apprentissage. En effet, la conception de la langue peut être orientée vers l'objet (la langue) comme dans le structuralisme (linguistique), dont le projet est de décrire la langue en elle-même et son fonctionnement. D'autre part, la conception de la langue peut aussi être orientée vers le sujet, comme dans la linguistique de l'énonciation, qui vise à décrire comment les sujets personnalisent ou actualisent la langue dans leur usage quotidien. Dans le même schéma, il y a deux orientations possibles de la conception de l'enseignement : l'une

orientée vers le sujet qui apprend, comme dans la pédagogie active ou même dans les approches communicatives et « actionnelles », où l'enseignement est conçu comme des séances de coaching, d'orientation et de guide à l'apprentissage, et l'enseignant dans ce processus joue un rôle d'animateur et de médiateur. D'autre part, l'enseignement peut être orienté vers l'objet, comme dans ce qui est communément appelé l'enseignement « centré sur la forme ».

En ce qui concerne les représentations des enseignants et l'enseignement de la grammaire, certaines études révèlent qu'il y aurait une contradiction entre les représentations déclarées des enseignants et leurs pratiques en classe (Rahman, Singh,

& Pandian, 2018 ; Oranje & Smith, 2018; Kaymakamoglu, 2018 ; Liviero, 2017). Cependant, les avis restent très divergents à cet égard, d'où l'importance de mettre à jour les questions de mesure des représentations des enseignants en rapport aux questions grammaticales, ceci à l'aide d'instruments fiables et valides.

1.3 Mesure des représentations grammaticales dans la littérature

À la suite d'une recherche effectuée dans les bases de données de Google Scholar, ResearchGate, Sage Journals, Semantic Scholar, Eric, ScienceDirect, la Revue Française de Pédagogie et bien d'autres, nous n'avons pu trouver que quelques instruments de mesure quantitative des représentations des enseignants de LE, en rapport à l'enseignement/apprentissage de la grammaire. Les paragraphes suivants feront état des travaux révisés.

Borg et Burn (2015) ont développé un instrument pour mesurer les représentations des enseignants au sujet de l'enseignement de la grammaire. Leur enquête portait sur 176 enseignants d'anglais d'Australie, de Nouvelle-Zélande, d'Europe et d'Asie. L'instrument développé se compose de 15 questions concernant l'enseignement/apprentissage de la grammaire. Les participants devaient exprimer leur niveau de concordance ou de discordance sur une échelle de Likert dont la valeur minimale est de 1 (pas du tout d'accord) et la valeur maximale de 5 (tout à fait d'accord). L'objectif de ces questions était d'aborder un certain nombre de problèmes liés à l'enseignement de la grammaire, à savoir l'enseignement explicite et implicite, le but de la grammaire dans les séquences d'en-

seignement et la place de l'enseignant dans le processus. Quant aux indices de fiabilité de l'échelle, il faut noter que celle-ci ne présente pas d'indices de validité statistique, ce qui semble être une limite importante pour tout instrument de mesure quantitative. Toutefois, les auteurs précisent avoir effectué un pré-test de l'échelle auprès d'un groupe de 15 professeurs d'anglais au Brésil et de 8 en Australie.

Dans la logique du précédent, l'un des instruments probablement les plus cités et les plus adaptés (Dorji, 2018 au Bhoutan ; Valeo & Spada, 2015 au Canada et au Brésil ; Barnard & Scampton, 2008 en Nouvelle-Zélande, etc.) en ce qui concerne la perception de l'enseignement de la grammaire par les enseignants de langue est sans doute celui développé par Burgess et Etherington (2002). Il s'agit d'un instrument à deux dimensions, dont l'une concerne les perspectives d'enseignement de la grammaire, avec 23 questions de type Likert (avec des réponses allant de 1 à 5, où la valeur minimale exprime le degré de désaccord et la valeur maximale le niveau d'approbation).

La deuxième dimension de l'instrument traite des représentations des difficultés des apprenants et des enseignants concernant la grammaire, et contient 20 questions au format de réponse type Likert. L'instrument proposé par ces auteurs ne présente aucune preuve ni de validation de contenu (ce qui prouve qu'il évalue le contenu pour lequel il a été conçu), ni de validation statistique pour mettre en évidence sa cohérence interne, sa fiabilité et le regroupement des items. Un autre aspect à relever est le contenu de l'instrument en lui-même, qui n'aborde pas un aspect im-

portant: les représentations des enseignants sur ce qu'ils font en classe, puisque l'instrument se limite à leurs perceptions de la manière idéale d'enseigner la grammaire.

Parallèlement, un autre instrument en rapport aux représentations des enseignants sur l'enseignement de la grammaire est celui développé et validé par Graus et Coppen (2016). Ses dimensions visent à explorer les représentations des enseignants en formation au sujet de l'enseignement des langues basé sur la forme par opposition à l'enseignement basé sur le contenu. Parmi les procédures de validation, les auteurs signalent une validation par des experts (validation du contenu). L'hypothèse d'unidimensionnalité de chacune des échelles est ensuite vérifiée au moyen d'une analyse factorielle confirmatoire (AFC), suivie du calcul du coefficient alpha de Cronbach pour la consistance interne. Malgré les différentes évidences de normalité présentées par ces auteurs, il a été constaté que le contenu de l'instrument est plutôt limité, en ce qui concerne les représentations et l'utilisation des approches grammaticales déductives et inductives. En effet, l'instrument présente seulement une dizaine d'items qui paraissent assez réduits pour aborder dans toute sa complexité un volet des représentations de l'enseignant pratiquant au sujet de la grammaire.

Pour continuer, une autre étude (Spada, Barkaoui, Peters, So, & Valeo, 2009) aborde les représentations des enseignants et des apprenants sur l'enseignement de la grammaire, conceptualisé comme une dichotomie entre l'enseignement de la forme isolée (ISO) et l'enseignement intégré centré sur la forme (INT). L'instrument développé est calqué sur le modèle de Bur-

guess et Etherington (2002), mais cette fois avec des évidences de validité de contenu, provenant d'une révision d'experts et des preuves de fiabilité avec les coefficients alpha de Cronbach suivants : pour ISO, $\alpha = 0,67$ et pour INT, $\alpha = 0,70$.

Grosso modo, la revue de la littérature relative à ce sujet permet de constater que, malgré l'attention croissante accordée aux représentations des enseignants de langue, les recherches et les instruments de mesure validés auprès d'enseignants de français en service sur les questions d'enseignement de la grammaire sont encore relativement rares. Outre le fait que très peu d'instruments liés à l'enseignement de la grammaire présentent des évidences de validité statistique, on constate également que, parmi les instruments développés jusqu'à présent pour mesurer les représentations des enseignants ou futurs enseignants de langues étrangères, presque aucun, à notre connaissance n'a pris en compte les représentations qu'a l'enseignant de la langue comme objet d'étude, malgré la relation étroite entre la conception de la langue et son processus d'enseignement/apprentissage (Puren, 2002).

D'autre part, il est également à noter que plusieurs instruments n'enregistrent que ce que les participants considèrent comme pratiques idéales, et non ce qu'ils font ou feraient réellement dans diverses situations d'enseignement. Un autre point tout aussi important, mais qui semble être négligé dans la littérature est la fréquence d'utilisation de différentes approches grammaticales (notamment l'inductif et le déductif), soumis au poids de certaines variables telles que l'âge de l'apprenant, son niveau, la présence ou non du matériel didactique approprié, la

complexité des structures grammaticales, la taille du groupe classe et la durée du cours. C'est donc au regard de ces limites que nous proposons de construire un instrument de mesure plus varié, intégrant ces différentes dimensions peu étudiées dans les recherches quantitatives en didactique des langues.

2. Objectif du travail

En raison de la rareté des instruments présentant des évidences de normalité psychométrique, conçus pour mesurer les représentations des enseignants de FLE en rapport avec l'approche de la grammaire en classe, prenant en compte les points susmentionnés, cet article propose de construire, sur la base des paradigmes dominants dans l'enseignement des langues étrangères (le paradigme traditionnel et le paradigme constructiviste), un instrument tridimensionnel pour mesurer les représentations grammaticales des enseignants de FLE. La première dimension de cet instrument concerne les représentations de la langue² de son enseignement/apprentissage. La deuxième dimension porte sur la fréquence d'utilisation des approches déductives et inductives de l'enseignement de la grammaire, respectivement issues du paradigme traditionnel et constructiviste. La troisième dimension quant à elle mesure les représentations de l'enseignant de FLE en rapport à son usage ou son usage probable de ces approches grammaticales dans différentes situations d'enseignement/apprentissage données.

² La langue vue comme objet, telle que présentée par Puren (2001).

3. Méthodologie

Après la revue de la littérature, la construction de l'instrument de mesure a été réalisée en deux étapes. La première concerne une validation réflexive par un panel d'experts. À partir d'un échantillon de la population d'enseignants de FLE, la seconde phase a consisté en une validation statistique des construits pour vérification de leur cohérence interne, de leur fiabilité, et du regroupement des items.

3.1 Validation de contenus par jugement d'experts

Selon Cresswell (2009), tout chercheur devrait utiliser diverses stratégies pour améliorer la précision des résultats et convaincre les lecteurs de leur fiabilité. En effet, l'objectif de cette phase de validation du contenu est de s'assurer que les items mesurent le contenu pour lequel ils ont été conçus.

3.1.1 Les participants

Le panel d'experts invités à participer volontairement était composé de 5 enseignants, de formateurs et de chercheurs en FLE basés au Mexique. Les critères d'inclusion étaient d'avoir un doctorat et d'avoir mené des recherches sur l'enseignement du français au Mexique ou d'avoir une grande expérience dans l'enseignement et le processus de formation des enseignants de FLE.

3.1.2 Instrument et procédures

L'instrument de mesure, qui comprend trois dimensions avec une dizaine d'items chacune, a été regroupé dans un tableau d'opérationnalisation des variables, chacune dans leurs catégories respectives afin de faciliter leur analyse. À la fin de cette phase, de nombreux items ont été reformulés pour anticiper d'éventuels malentendus ou même

encore des biais de désirabilité sociale. Bien qu'une grille d'évaluation mixte (qualitative et quantitative) ait été associée au tableau d'opérationnalisation envoyé aux experts, aucune notation numérique item par item n'a été enregistrée (voir Tableau 1), les ob-

servations ayant été directement faites en marge de chacune des questions, lesquelles ont été considérées par la suite. Les principaux problèmes signalés par les experts à ce stade étaient davantage liés à la forme, c'est-à-dire à la structure des phrases utilisées.

Table 2.
Validation des experts

Experts	Quelques commentaires généraux
Expert 1	Certains indicateurs, notamment ceux relatifs à la grammaire déductive, me semblent biaisés, car ils orientent la réponse attendue.
Expert 2	En général, l'écriture a besoin d'être polie : il y a des erreurs de ponctuation, de prépositions, d'accentuation et de concordance. Il serait également bon d'unifier le format.
Expert 3	Je constate que les indicateurs utilisent les concepts de langue, de langage et d'idiome. Je suppose que chacun de ces concepts sera défini dans le cadre théorique où le sens de leur utilisation dans la recherche sera justifié.
Expert 4	Je pense que pour parler de "inductif et déductif" aux enseignants, il faudra donner une définition brève et claire de ces termes. Si les enseignants n'ont pas accès à cette partie du format, il ne sera pas nécessaire...
Expert 5	Faut-il préciser ici, équivalent à quoi... ? Ou encore, dire que la grammaire est un élément de l'ensemble linguistique équivalent à la phonétique, la culture, le lexique (Item 3_Concept de la langue). Phrase assez complexe, suggérer de la reformuler ("La nature de la grammaire est définie en dehors de toute variable contextuelle")

3.2 Procédure de validation des construits

L'une des qualités d'une bonne mesure est sa fiabilité, définie comme le degré de

consistance des résultats dans le temps et la possibilité de reproduire les résultats d'une étude avec une méthodologie similaire

(Joppe, 2000). Pour garantir la fiabilité des différentes échelles de notre instrument, elles ont été soumises à une batterie de tests après administration auprès d'un échantillon de la population étudiée.

3.2.1 *Les participants*

Les participants à cette phase, 142 enseignants de FLE issus de différents États du Mexique, travaillant dans des établissements d'enseignement élémentaire, secondaire et supérieur, y compris des écoles de langues, ont volontairement accepté de participer à l'enquête par voie électronique.

3.2.2 *Analyse factorielle exploratoire (AFE), théorie de réponse d'item (TRI)*

Afin de connaître le regroupement des items qui composent une échelle ou un instrument, il est nécessaire d'effectuer une analyse factorielle exploratoire (AFE). Cette analyse permet de comprendre la logique et le sens de la conjonction des items, ainsi que la conformation des échelles sous-jacentes. L'AFE permet également d'observer des indicateurs tels que le KMO ou la variance expliquée pour définir les composantes de chaque échelle (Pérez & Medrano, 2010).

Le modèle de la théorie de la réponse d'item (TRI) est constitué de plusieurs lignes indépendantes de recherche psychométrique. Rasch (1960) a établi une relation entre le comportement des sujets lorsqu'ils répondent à une question ou à un item et le trait qui accompagne la réponse aux questions, appelé trait latent. La TRI vise à estimer l'erreur commise lors de la tentative de mesure d'un phénomène psychologique spécifique. Ce sont des aspects théoriques différents par rapport au même

fait. La théorie fait référence à un modèle complexe de composés. Si ces composés sont remplis de manière satisfaisante, cela garantit la précision de l'essai, de l'instrument ou de la mesure. La TRI est utilisée pour la construction d'instruments de mesure ayant des propriétés variables entre les populations car, bien que deux sujets soient issus de populations différentes, s'ils partagent le même trait, ils sont susceptibles d'avoir la même réponse (Attorresi, Lozzia, Abal, Galibert & Aguerri, 2009).

Pour ce qui est de la procédure de validation, une AFE a été réalisée pour déterminer le regroupement des items qui composent les différentes échelles, afin de confirmer ensuite l'unidimensionnalité par une analyse de Rasch (Attorresi et al., 2009). Pour calibrer et obtenir la qualité des items, ainsi que pour vérifier l'unidimensionnalité de chaque facteur produit par l'AFE présenté précédemment, une analyse de Rasch a été réalisée à l'aide du logiciel WINSTEPS. Les principaux critères à mesurer pour cette analyse sont l'ajustement interne (*infit*) et l'ajustement externe (*outfit*). Les valeurs qu'un item doit obtenir pour rester dans la dimension vont de 0,5 à 1,5 puisque les variables ont trois options de réponse ou plus (González, 2008).

Afin d'observer la dimensionnalité des échelles utilisées dans cette étude, une AFE a été réalisée avec le logiciel statistique IBM SPSS version 23, par méthode d'extraction du Maximum de Vraisemblance et en rotation Oblimin. Puis, le test de sphéricité de Bartlett et une analyse de fiabilité avec le coefficient alpha (α) de Cronbach a été effectué pour chacune des échelles. Le coefficient alpha est une estimation de la moyenne de tous les coefficients de

corrélacion des items d'un test. Si le coefficient alpha est élevé (0,80 ou plus), cela indique que tous les items sont fiables et que l'ensemble du test est cohérent au niveau interne (Ho, 2006). Cependant, certains auteurs, comme Oviedo et Arias (2005), indiquent également qu'un coefficient alpha de 0,70 serait acceptable.

Échelle de mesure des représentations de la langue. Pour les 5 premiers items (qui font référence à une conception constructiviste de la langue), les moyennes se situent dans les catégories supérieures ou égales à 4 (c'est-à-dire partiellement d'accord et tout à fait d'accord). Ces données indiquent une faible variation des réponses et posent un problème de normalité statistique. Mais en même temps, ils indiquent que les participants auraient des représentations assez claires sur la vision constructiviste de la langue. Les items « f », « g », « h », « i », « j » qui renvoient à une vision traditionnelle ou structuraliste de la langue ont en revanche une moyenne d'environ 2,5, avec une variabilité plus importante des réponses.

Pour ce qui est de la fiabilité de l'échelle, l'analyse a présenté un indice de corrélation d'item total corrigé bien en dessous de la normale, avec un coefficient alpha de Cronbach de 0,69 ($\alpha=0,69$), suggérant une faible fiabilité de l'échelle, probablement causée par le problème de normalité des items associés aux représentations constructivistes (inductives) ou par la petite taille de l'échantillon.

Une analyse factorielle exploratoire a également été réalisée avec la méthode d'extraction du maximum de vraisemblance et par rotation Oblimin, les données indiquant une bonne adéquation à ce type

de modèle, comme en témoignent les résultats du test de sphéricité de Bartlett ($X^2 = 260,51$, $p < 0,000$) et la valeur de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0,75 indiquant une valeur positive de la relation entre les items (Martínez & Sepúlveda, 2012). Les dix items de l'échelle ont été regroupés en deux facteurs qui, ensemble, expliquent 34% de la variance totale expliquée, ce qui est considéré comme un faible pourcentage. Le premier facteur est la conception constructiviste de la langue avec une variance expliquée de 11,59 % et le second facteur, la conception traditionnelle de la langue, avec une variance expliquée de 23,31 % (Martínez & Sepúlveda, 2012).

Sur les 5 items mesurant la conception constructiviste de la langue, seul l'item « a » (a. La langue est un système d'expression du sens.) a présenté une valeur normale, atteignant une charge factorielle de 0,99. Puisqu'il n'est pas possible de former un facteur avec un seul item, il serait suggéré d'éliminer le premier facteur contenant les items liés à la conception constructiviste de la langue, puisqu'ils ne discriminent pas assez les participants et souffrent certainement d'un biais de désirabilité sociale. En éliminant ces items qui posent un problème de normalité univariée, la fiabilité de l'échelle, désormais constitué du facteur 2 (conception traditionnelle de la langue) pourrait atteindre 0,80 ($\alpha=0,80$), ce qui serait une valeur acceptable en sciences sociales.

Du point de vue des résultats de l'analyse de Rasch de cette première échelle, il est observé que les valeurs d'ajustement interne et externe des 5 premiers items sont supérieurs à 1,2 dans les deux indicateurs ; de plus, la corrélation bisériale de

chacun de ces items est inférieure à 0,50. Cela indique que les items associés à la conception constructiviste de la langue ne répondent pas aux critères de la dimension. Par contre, la deuxième dimension de type structuraliste a présenté des valeurs d'ajustement adéquat, entre 0,60 et 0,88 avec des corrélations supérieures à 0,60. En résumé, on observe à partir de cette première analyse la difficulté que pose la mesure quantitative des conceptions ou représentations constructivistes. Les résultats des prochaines échelles de mesure indiqueront s'il s'agit d'une spécificité de la conception de la langue.

Échelle de mesure des représentations de l'apprentissage des langues. Pour besoin de validation de cette autre échelle, une AFE a été réalisée, via la méthode d'extraction du maximum de vraisemblance et par rotation Oblimin, avec un ajustement satisfaisant comme l'illustrent les résultats du test de sphéricité de Bartlett ($X^2 = 326,83$, $p < 0,00$) et la valeur de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0,73 indiquant une valeur positive de la relation entre les items (Martínez & Sepúlveda, 2012). Les douze items de l'échelle ont été regroupés en deux facteurs qui, ensemble, expliquent 29,56% de la variance totale expliquée, ce qui reste un pourcentage faible. Le premier facteur, la conception traditionnelle de l'apprentissage de la langue, avec une variance expliquée de 23,31% et le deuxième facteur, la conception constructiviste de l'apprentissage de la langue, avec une variance expliquée de 11,59%. Les communautés des items ayant une charge factorielle significative sont comprises entre [0,15 – 0,58]. La matrice de structure présente 2 facteurs avec des charges factorielles significatives.

Concernant la fiabilité de l'échelle, l'analyse du facteur 1 a présenté une corrélation d'item corrigée située entre [0,40 – 0,61], avec un coefficient alpha de 0,75 ($\alpha=0,75$) qui est acceptable en sciences sociales (Oviedo & Arias, 2005). L'analyse de fiabilité du facteur 2 a indiqué une corrélation totale corrigée des items, située entre [0,21 – 0,39], avec un coefficient alpha de Cronbach de 0,58 ($\alpha=0,58$) considéré comme inférieur à la normale.

Dans l'analyse de Rasch, les items « g » et « i » ont présenté des valeurs d'ajustement de 1,14 et 1,32 avec des corrélations bisériales de 0,19 et 0,36 respectivement. Avec ces deux items, l'item « k » a présenté des valeurs de 1,14 et 1,62 avec une corrélation bisériale de 0,22. Par conséquent, il a été considéré que ces trois items ne mesurent pas la dimension spécifiée. Comme avec l'échelle précédente, on observe une fois de plus que les items visant à mesurer la conception constructiviste (approche inductive) posent plus de problèmes de normalité psychométriques (faible taux de corrélation, faible coefficient alfa de Cronbach) que les items mesurant la conception traditionnelle de l'apprentissage.

Échelle de mesure des représentations de l'enseignement des langues. Afin de produire des évidences de validité de cette autre échelle, une AFE a été réalisée, via la méthode d'extraction du maximum de vraisemblance et par rotation Oblimin. Une fois de plus, les données ont montré une bonne adéquation à ce type de modèle, comme en témoignent les résultats du test de sphéricité de Bartlett ($X^2 = 432,03$, $p < 0,000$) et la valeur de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0,73 indiquant une valeur positive de la relation entre les items (Martínez

& Sepúlveda, 2012). Les douze items de l'échelle ont été regroupés en deux facteurs qui, ensemble, expliquent 35,80% de la variance totale expliquée, ce qui est considéré comme un faible pourcentage. La variance expliquée du facteur 1 est de 22,57% et celle du facteur 2 de 13,22%. Les communautés des items ayant une charge factorielle significative sont comprises entre [0,24 – 0,63]. La matrice de structure présente 2 facteurs avec des charges factorielles significatives.

Concernant la fiabilité de l'échelle, l'analyse du facteur 1, composé des items « g », « h », « i », « j », « k », et « l » a présenté un coefficient de corrélation d'item corrigé situé entre [0,44 – 0,69], avec un coefficient alpha de Cronbach de 0,81 ($\alpha=0,81$), valeurs considérées acceptables. Le facteur 2, composé des items « e », « f », « d » (représentations de l'enseignement via l'approche inductive) indique un coefficient de corrélation d'items total corrigé situé entre [0,39 – 0,56] avec un coefficient alpha de Cronbach de 0,67 ($\alpha=0,67$), considéré légèrement inférieur à la normale.

L'analyse de Rasch, pour sa part, place les items « b » et « a » ayant des valeurs allant de 1,10 à 1,12 et de 1,15 à 1,23 dans les cadres interne et externe, tandis que la corrélation bisériale est de 0,41 et 0,27 respectivement. Grosso modo, la validation de cette échelle de mesure de la conception de l'enseignement de la langue révèle une fois de plus que les items les plus fiables appartiennent à la conception traditionnelle de l'enseignement, regroupés dans le facteur 1. Or, on observe que les items correspondant à l'approche constructiviste de l'enseignement de la langue connaissent une réduction drastique avec seulement

trois réactifs ayant passé les tests de normalité, regroupés dans le facteur 2 avec un coefficient alfa légèrement en-dessous de la normale.

Fréquence d'utilisation de l'approche grammaticale déductive et inductive. Après une AFE réalisée à partir de la méthode d'extraction du maximum de vraisemblance et via la rotation Oblimin, les données se sont avérées conformes au modèle, comme en témoignent les résultats du test de sphéricité de Bartlett ($X^2 = 312,23$, $p < 0,000$) et la valeur de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0,72 indiquant une valeur positive de la relation entre les items (Martínez & Sepúlveda, 2012). Les dix items de l'échelle ont été regroupés en deux facteurs qui, ensemble, expliquent 36,32% de la variance totale expliquée. La variance expliquée du facteur 1 est de 23,13% et celle du facteur 2 de 13,18%. Les communautés des items ayant une charge factorielle significative sont comprises entre [0,24 – 0,58]. Seul l'item g a une valeur non significative et une charge factorielle (0,09). La matrice de structure présente 2 facteurs avec des charges factorielles acceptables.

Quant à la fiabilité de l'échelle, une analyse a été effectuée avec les items associés à la fréquence d'utilisation de l'approche grammaticale déductive (a-e, facteur1) et un coefficient alpha de Cronbach de 0,76 ($\alpha=0,76$) a été obtenu, valeur acceptable et preuve de fiabilité de l'échelle. La corrélation totale corrigée des items se situe entre [0,45 -0,60]. Une autre analyse de fiabilité a également été réalisée avec les items associés à la fréquence d'utilisation de l'approche grammaticale inductive (« i », « j », « h », « f », constituant le facteur 2) et un coefficient alpha de Cronbach de 0,66 ($\alpha=0,66$)

a été obtenu, indiquant une faible fiabilité de cette dimension (facteur 2). La corrélation totale corrigée des items de cette échelle se situe entre [0,40 – 0,48]. L'analyse unidimensionnelle de Rasch pour sa part a indiqué que l'item « g » possède des valeurs d'ajustement de 1,38 et 1,50 avec une corrélation bisériale de 0,25, ce qui oblige à l'écartier des futures analyses. Somme toute, on observe une fiabilité acceptable des deux facteurs de l'échelle après élimination des items suggérés. Comme dans le cas des échelles précédentes, les items correspondant à la fréquence d'utilisation de l'approche traditionnelle présentent des évidences de validité plus solides que les items mesurant la fréquence d'utilisation de l'approche constructiviste.

Utilisation de l'approche grammaticale inductive conditionnée. À la suite d'une AFE basée sur la méthode d'extraction du maximum de vraisemblance et par rotation Oblimin, on observe que les données s'ajustent à ce modèle, comme le montrent les résultats du test de sphéricité de Bartlett ($X^2 = 883,49$, $p < 0,000$) et la valeur de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0,86. Les douze items de l'échelle ont été regroupés en 2 facteurs expliquant ensemble 55% de la variance totale des items de l'échelle. La variance expliquée du facteur 1 est de 42,67% et celle du facteur 2 de 12,33%. Les communautés des items sont comprises entre [0,30 – 0,75]. La matrice de structure présente 2 facteurs avec des charges factorielles acceptables. Cependant certains items apparaissent dans les deux facteurs, dont l'un avec une charge factorielle moins consistante, ce qui apparaît sans doute comme un indicateur du continuum entre l'approche grammaticale inductive et dé-

ductive, comme le souligne Decoo (1996). Quant à la fiabilité de l'échelle, l'analyse a révélé un coefficient Alpha de Cronbach de 0,89 ($\alpha=0,89$), ce qui est considéré comme élevé. La corrélation totale corrigée des items varie entre [0,39 -0,71].

En référence à l'analyse de Rasch, l'item « e » présente un ajustement interne-externe de 1,21 et 1,27, avec une corrélation de 0,57 et l'item « j » un ajustement de 1,41 et 1,42 et une corrélation bisériale de 0,55, ce qui s'avère être des ajustements hors des limites normales, suggérant ainsi leur élimination. En définitive, on peut dire à partir de cette analyse que l'échelle présente des évidences satisfaisantes de validité psychométriques, prouvant ainsi sa capacité à mesurer, dans le contexte mexicain, les conditions d'utilisation de l'approche grammaticale inductive dans le cadre de l'enseignement du FLE.

Utilisation de l'approche grammaticale déductive conditionnée. La première étape de validation a consisté en une AFE utilisant la méthode d'extraction du maximum de vraisemblance et la rotation Oblimin. Les données de cette échelle ont démontré également une bonne adéquation au modèle, comme en témoignent les résultats du test de sphéricité de Bartlett ($X^2 = 1420,53$, $p < 0,000$) et la valeur de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0,92. Les douze items de l'échelle se sont regroupés en 2 facteurs expliquant ensemble 69,01% de la variance totale des items de l'échelle. La variance expliquée du facteur 1 est de 56,93% et celle du facteur 2 de 12,08%. Les communautés des items sont comprises entre [0,49 – 0,83]. La matrice de structure présente 2 facteurs avec des charges factorielles acceptables.

Pour ce qui est de la fiabilité de l'échelle, l'analyse a révélé un coefficient alpha de Cronbach de 0,93, ce qui est considéré comme très élevé. La corrélation totale corrigée des items se situe entre [0,56 -0,84]. L'analyse de Rasch, pour sa part, nous permet d'éliminer les items « j », « g » et « e », l'item « g » ayant obtenu des valeurs d'ajustement de 1,56 et 1,60 avec une corrélation de 0,64. Les valeurs d'ajustement de l'item « j » sont de 1,29 et 1,29 avec une corrélation bisériale de 0,69 et enfin, les valeurs de l'item « e » sont de 1,14 et 1,13 avec une corrélation de 0,71. En bref, cette analyse révèle qu'il existe des évidences de validité psychométrique permettant de conclure de la fiabilité de cette échelle et de sa consistance interne. Ainsi, cette échelle pourrait être adaptée dans différentes études au Mexique pour mesurer les conditions d'utilisation de l'approche déductive de l'enseignement grammatical.

4. Discussion et conclusion

Après confrontation des différentes échelles de mesure aux critères de validation psychométrique, il est observé un faible indice de cohérence interne des 5 items mesurant la conception constructiviste de la langue. En effet, les items de cette dimension ont eu une faible variance des réponses, avec une moyenne assez élevée. Des moyennes supérieures à 4 sur cette échelle indiquent que la grande majorité des enseignants auraient une vision assez constructiviste de la langue, ce qui serait en accord aussi bien avec les principes des approches communicatives de l'enseignement des langues. Cependant, il serait difficile de rejeter l'hypothèse d'un biais de désirabilité sociale, car les approches constructivistes de l'ensei-

gnement des langues étrangères jouissent de nos jours d'un plus grand attrait que les approches dites traditionnelles ou structuralistes. De plus en plus, il n'existe pas de programme de formation dans le domaine des langues qui ne se réclamerait d'une perspective dite « socioculturelle » ou constructiviste, c'est bien ce que Johnson (2009) associe à une forme de rupture épistémologique. Ainsi, il n'est pas rare de constater dans les annonces publicitaires des cours de langue, une sémantique de plus en plus récurrente mettant en relief le caractère « interactif », « communicatif », « contextuel », « vivant », etc. des cours offerts, répondant ainsi à la vision constructiviste. Toutefois, il convient de préciser que, entre le dire et le faire, le chemin à parcourir est parfois assez long.

Par ailleurs, au-delà des évidences de validité statistiques, l'intérêt de développer une telle échelle de mesure de la conception de la langue permet de se faire une idée de l'approche méthodologique qu'utilise ou utiliserait un enseignant en classe de langue, car certains auteurs (Pajares, 1992 ; Alghanmi & Shukri, 2016 ; Othman & Kiely, 2016) soulignent l'existence d'une synergie entre le bagage cognitif de l'enseignant et ses pratiques en classe. En plus, il serait nécessaire, selon ces auteurs, de changer d'abord les croyances et représentations pour parvenir à un changement des pratiques.

Parallèlement, la mesure des représentations de la langue, de l'apprentissage et de l'enseignement des enseignants de FLE au Mexique pourrait intervenir en phase de diagnostic des besoins de ces derniers, faite en prélude à la mise en place des programmes de formation ou de recyclage.

D'ailleurs, après avoir passé en revue la littérature récente, il n'a été trouvé ni assez de travaux portant sur les représentations des enseignants de FLE du Mexique, ni d'instruments permettant de mesurer celles-ci. Ce constat corrobore l'observation de Ramírez-Romero (2013), selon laquelle, l'enseignement, la recherche et la formation des enseignants dans le domaine des langues étrangères au Mexique seraient institutionnellement axés sur l'anglais. En d'autres termes, il n'existerait pas assez d'enquêtes sur la situation du français au Mexique, ce qui rendrait difficile l'évaluation et la planification des innovations éducatives en FLE. A cet effet, l'instrument de mesure proposé pourrait être utilisé, dans des recherches empiriques, pour recueillir des informations préliminaires auprès des enseignants, en prélude à la mise en œuvre desdites innovations.

Un autre aspect important qu'il conviendrait de souligner est la controverse autour de l'utilisation des approches inductives et déductives en classe. En effet, l'approche la plus recommandée pour l'enseignement des langues étrangères par le Conseil de l'Europe (CECR, 2002), la perspective actionnelle, propose de traiter les questions grammaticales de manière inductive et indirecte. Cependant, étant donné la diversité des situations et des contextes, l'enseignant est toujours appelé à adapter et à concevoir une approche « hybride » pour répondre aux besoins de ses apprenants. Par conséquent, en fonction de la situation, différentes approches peuvent coexister, ce que Puren (2002) appelle « éclectisme méthodologique ». Mais s'il y a une question qui reste toujours préoccupante pour les différents cher-

cheurs en didactique, c'est sûrement celle de savoir, sur la base des évidences empiriques, quelles approches pédagogiques seraient les plus susceptibles d'être adaptées à quelles situations d'enseignement. Quels seraient les facteurs décisifs dans le choix des approches d'enseignement de la grammaire en didactique du FLE ?

À ces différentes questions, les échelles de mesure utilisation de l'approche grammaticale déductive conditionnée/ utilisation de l'approche grammaticale inductive conditionnée pourraient permettre, en contexte mexicain, de quantifier le poids de certains facteurs tels que la durée de la leçon, le niveau des apprenants, l'âge de ces derniers, la complexité des structures grammaticales, la disponibilité du matériel didactique adapté et la taille du groupe classe, sur la décision de l'enseignant d'utiliser la démarche inductive ou déductive d'enseignement grammatical. Sur la base des indices de fiabilité et des charges factorielles de chacun des items de ces échelles, il apparaît qu'elles sont suffisamment fiables et peuvent être utilisées à des fins de recherche, pour comprendre, dans une certaine mesure, les facteurs qui déterminent les choix méthodologiques opérées par les enseignants de FLE (ou de LE en général).

Somme toute, la construction d'un instrument tridimensionnel de mesure des représentations et de l'utilisation des approches grammaticales des enseignants mexicains de FLE constitue une contribution dans le champ de la didactique des LE, puisque la première dimension, composée de trois échelles, permet de saisir les représentations de l'enseignant concernant ce qu'est réellement une langue étrangère, comment elle doit être apprise ou acquise

(Krashen, 1992) et même comment elle doit être enseignée.

Parallèlement, la deuxième dimension qui met en évidence la fréquence d'utilisation des approches grammaticales inductives et déductives permettrait, dans une étude à visée corrélationnelle, de déterminer le type de relation qui existerait entre les différentes représentations grammaticales de l'enseignant et sa fréquence d'utilisation de chacune de ces approches. Par ailleurs, afin de prendre en considération la complexité des situations de classe de langues dans toute leur diversité et leur hétérogénéité, les échelles de mesure de l'utilisation conditionnée des approches grammaticales pourraient permettre aux décideurs en LE, de recueillir et de comprendre les différents choix didactiques que les enseignants sont souvent appelés à effectuer dans leurs classes. En outre, elles pourraient aider à identifier les éléments catalyseurs en vue de l'utilisation de différentes approches didactiques.

En ce qui concerne les statistiques de tendance centrale et de dispersion pour

chacune des dimensions et sous-dimensions de l'instrument développé, il a été constaté une plus grande hétérogénéité des représentations des enseignants de FLE par rapport à l'enseignement de la grammaire par des approches déductives et directes. En revanche, une plus grande homogénéisation des représentations est observée lorsqu'il s'agit d'approches grammaticales inductives et indirectes. Nous considérons, comme possible explication de ce résultat, l'intérêt croissant des différents acteurs pour la perspective socioculturelle qui sert d'arrière-plan théorique dans la conception et la structuration d'un grand nombre de certifications en FLE (nous citons comme exemple le DELF, le DALF et le TCF qui sont les plus répandues) où l'apprenant n'est presque pas souvent évalué de façon directe sur ses connaissances des structures de la langue, mais plutôt sur l'opérationnalisation de ses connaissances pour résoudre des tâches de compréhension orale et écrite, de production orale et écrite.

Références

- Attorresi, H. F., Lozzia, G. S., Abal, F. J. P., Galibert, M. S., & Aguerri, M. E. (2009). Teoría de Respuesta al Ítem. Conceptos básicos y aplicaciones para la medición de constructos psicológicos. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 18(2), 179-188. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=281921792007>
- Barnard, R., & Scampton, D. (2008). Teaching grammar: A survey of EAP teachers in New Zealand. *New Zealand Studies in Applied Linguistics*, 14(2), 59-82. <https://hdl.handle.net/10289/3325>
- Bento, M. (2019). Enseignement de la grammaire dans les manuels de français langue étrangère et approche actionnelle. *Lidil. Revue de linguistique et de didactique des langues*, (59). <https://doi.org/10.4000/lidil.6465>
- Blin, B., & Becerril, R. O. Y. (2017). Mirada crítica a la enseñanza de la gramática del francés en México. *Revista Fuentes Humanísticas*, 29(54). <http://fuenteshumanisticas.azc.uam.mx/index.php/rfh/issue/view/18/55>
- Burgess, J., & Etherington, S. (2002). Focus on grammatical form: explicit or implicit? *System*, 30(4), 433-458. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3985\(02\)00043-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3985(02)00043-3)

- org/10.1016/S0346-251X(02)00048-9
- Burns, A., & Borg, S. (2015). Integrating grammar in adult Tesol classrooms. *Teaching and Learning English Grammar: Research Findings and Future Directions*, 159. <https://doi.org/10.1093/applin/amn020>
- Celina Oviedo, Heidi, & Campo Arias, Adalberto (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80634409>
- Conseil de L'Europe (2002). *Cadre européen commun de référence pour les langues : apprendre, enseigner, évaluer*. Conseil de l'Europe. <https://www.coe.int/fr/web/common-european-framework-reference-languages>
- Decoo, W. (1996). "The induction-deduction opposition: Ambiguities and complexities of the didactic reality ". *International Review of Applied Linguistics in Language Teaching*, 34(2), 95-118. https://www.deepdyve.com/lp/de-gruyter/the-induction-deduction-opposition-ambiguities-and-complexities-of-the-f0E4OQLZQ2?impressionId=5b8a27f69e5d0&i_medium=docview&i_campaign=recommendations&i_source=recommendations
- Dorji, J. (2018). Teaching Grammar: A Survey of Teacher's Beliefs and Attitudes in Bhutan. *Journal of Asia TEFL*, 15(2), 530-541. <http://dx.doi.org/10.18823/asiatefl.2018.15.2.21.530>
- Erlam, R. (2003). « The effects of deductive and inductive instruction on the acquisition of direct object pronouns in French as a second language ». *The Modern Language Journal*, 87(2), 242-260. <https://doi.org/10.1111/1540-4781.00188>
- Germain, C. (1993). *Évolution de l'enseignement des langues : 5000 ans d'histoire*, Paris, Clé International, Coll. Des langues étrangères, dirigée par Robert. Galisson. <https://www.cle-international.com/evolution-de-l-enseignement-des-langues-5000-ans-d-histoire-9782190333533.html>
- González, M. (2008). «Fundamentos del análisis Rasch.» *INVURNUS*. 4. 3. <https://www.crownhouse.co.uk/assets/look-inside/9781899836765.pdf>
- Graus, J., & Coppén, P. A. (2016). Student teacher beliefs on grammar instruction. *Language Teaching Research*, 20(5), 571-599. doi:10.1177/1362168815603237
- Haight, C. E., Herron, C., & Cole, S. P. (2007). The effects of deductive and guided inductive instructional approaches on the learning of grammar in the elementary foreign language college classroom. *Foreign language annals*, 40(2), 288-310. 10.1111/j.1944-9720.2007.tb03202.x
- Ho, R. (2006). *Handbook of univariate and multivariate data analysis and interpretation with SPSS*. Chapman and Hall/CRC. <https://api.taylorfrancis.com/content/books/mono/download?identifierName=doi&identifierValue=10.1201/9781420011111&type=googlepdf>
- Johnson Karen, E. (2009). *Second language teacher education: A sociocultural perspective*. *Routledge Journal*, 92(3), 369-386. <https://doi.org/10.4324/9780203878033>
- Joppe, M. (2000). The Research Process. <http://www.rverson.ca/~mjoppe/rp.htm>
- Kaymakamoglu, S. E. (2018). Teachers' Beliefs, Perceived Practice and Actual Classroom Practice in Relation to Traditional (Teacher-Centered) and Constructivist (Learner-Centered) Teaching (Note 1). *Journal of Education and Learning*, 7(1), 29-37. DOI:10.5539/jel.v7n1p29
- Krashen, S. D. (1992). *Fundamentals of language*

- education. Torrance, CA: Laredo Publishing Company. <http://beniko-mason.net/content/story-listening/2020-10-22-fundamentals-of-language-education-krashen.pdf>
- Liviero, S. (2017). « Grammar teaching in secondary school foreign language learning in England: teachers' reported beliefs and observed practices ». *The Language Learning Journal*, 45(1), 26-50. <https://doi.org/10.1080/09571736.2016.1263677>
- Martínez, C. M., & Sepúlveda, M. A. R. (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista colombiana de psiquiatría*, 41(1), 197-207. <https://eds.s.ebsco-host.com/eds/pdfviewer/pdfviewer?vid=0&sid=58f28600-9d86-42a1-9b02-876a02b2237b%40redis>
- Mohammed, A. A., & Jaber, H. A. (2008). « The effects of deductive and inductive approaches of teaching on Jordanian university students' use of the active and passive voice in English. » *College student journal*, 2008, 42(2). <https://www.semanticscholar.org/paper/The-Effects-of-Deductive-and-Inductive-Approaches-Mohammed-Jaber/6b48fd63855996ff3ef4cb937a712f89642bd730#citing-papers>
- Oranje, J., & Smith, L. F. (2018). Language teacher cognitions and intercultural language teaching: The New Zealand perspective. *Language Teaching Research*, 22(3), 310-329. <https://doi.org/10.1177/1362168817691319>
- Pajares, M. F. (1992). Teachers' beliefs and educational research: Cleaning up a messy construct. *Review of educational research*, 62(3), 307-332. <https://srrsite.files.wordpress.com/2018/02/pajares-1992-teachers-beliefs-and-educational-research-cleaning-up-a-messy-construct.pdf>
- Pérez, E. R., & Medrano, L. A. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)*, 2(1), 58-66. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108>
- Puren, C. (2001). « Représentations de l'enseignement/apprentissage de la grammaire en didactique des langues ». *Éla. Études de linguistique appliquée*, (2), 135-141. <https://www.cairn.info/revue-ela-2001-2-page-135.htm>
- Rahman, M. M., Singh, M. K. M., & Pandian, A. (2018). Exploring ESL Teacher Beliefs and Classroom Practices of CLT: A Case Study. *International Journal of Instruction*, 11(1), 295-310. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1165221.pdf>
- Ramírez-Romero, J. L. (2013) *Una década de búsqueda: las investigaciones sobre la enseñanza y el aprendizaje de lenguas extranjeras en México 2000-2011*. Pearson Education. https://scholar.google.com/citations?view_op=view_citation&hl=en&user=xkvC-CH8AAAAJ&citation_for_view=xkvC-CH8AAAAJ:_5tno0g5mFcC
- Rasch, G. (1960). *Probabilistic Models for Some Intelligence and Attainment Tests*. The Danish Institute for Educational Research. Copenhagen <https://eric.ed.gov/?id=ED419814>
- Rosa, E., & O'Neill, M. D. (1999). Explicitness, intake, and the issue of awareness: Another piece to the puzzle. *Studies in second language acquisition*, 21(4), 511-556. <https://www.jstor.org/stable/44486829>
- Rose, K. R., & Ng, C. (2001). Inductive and deductive teaching of compliments and compliment responses. *Pragmatics in language teaching*, 145, 145-170. DOI:10.1017/CBO9781139524797.013
- Spada, N., Barkaoui, K., Peters, C., So, M.,

- & Valeo, A. (2009). Developing a questionnaire to investigate second language learners' preferences for two types of form-focused instruction. *System*, 37(1), 70-81. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9922.2010.00562.x>
- Takimoto, M. (2008). « The effects of deductive and inductive instruction on the development of language learners' pragmatic competence. » *The Modern Language Journal*, 2008, 92(3), 369-386. <http://www.jstor.org/stable/25173064>
- Valeo, A., & Spada, N. (2016). Is there a better time to focus on form? Teacher and learner views. *Tesol Quarterly*, 50(2), 314-339. <https://doi.org/10.1002/tesq.222>
- Vincent, F., & Lefrançois, P. (2013). L'opposi-
tion inductif/déductif en enseignement de la grammaire : un débat à nuancer. *Revue des sciences de l'éducation*, 39(3), 471-490. <https://doi.org/10.7202/1026309ar>
- Vogel, S., Herron, C., Cole, S. P., & York, H. (2011). Effectiveness of a guided inductive versus a deductive approach on the learning of grammar in the intermediate-level college French classroom. *Foreign language annals*, 44(2), 353-380. <https://doi.org/10.1111/j.1944-9720.2011.01133.x>

Annexe

https://drive.google.com/file/d/1WA4gF-dWafiTP5SCape5Gxci2egm7B_3z/view?usp=sharing