

# La compétence orthographique lexicale peut-elle constituer un facteur de médiation dans l'apprentissage orthographique ?

Claire Fontaa<sup>1</sup> et Éva Commissaire<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Université de Strasbourg (France), Laboratoire de Psychologie des Cognitionns

**Résumé.** Nous avons émis l'hypothèse, testée sur un échantillon constitué de 18 normo-lecteurs et de 15 enfants en difficulté de lecture, que la compétence orthographique lexicale pourrait être un facteur de médiation entre la lecture et la production orthographique de mots irréguliers. Cette hypothèse semble partiellement confirmée mais doit être confortée par des travaux ultérieurs.

**Abstract.** *Can lexical orthographic processing skills mediate orthographic learning?* We hypothesized that lexical orthographic skills would represent a mediation factor between reading and spelling irregular words. This hypothesis, tested on a sample of 18 typical readers and 15 children with reading difficulties, appears to be partially confirmed, although it must yet be corroborated by future work.

## 1. Introduction

L'apprentissage orthographique a été défini comme le passage de la procédure de lecture par assemblage à la procédure par adressage, soit l'acquisition de la possibilité de lire par reconnaissance visuelle rapide, sans recours à une conversion grapho-phonologique (Castles et Nation, 2006 ; Pritchard et al., 2018). La lecture par adressage caractérise la lecture dite « experte » et est permise par la construction et l'accès à des représentations orthographiques stockées en mémoire (Coltheart, 1978 ; Morton et Patterson, 1980). Ces représentations se forment du fait de nombreux facteurs interreliés. Parmi ceux-ci, l'exposition à la lecture, l'efficacité de la lecture par décodage, l'appui sur le contexte et sur les connaissances antérieures (Share, 1995) sont largement documentés. Un autre facteur, moins consensuel, pourrait également contribuer à cet apprentissage : les compétences orthographiques (orthographic processing skills) (Castles et Nation, 2006). Les compétences orthographiques correspondent à « la capacité de former, d'encoder et d'accéder à des représentations orthographiques » (Stanovich et West, 1989, p. 404) qui peuvent être de différentes natures. Elles sont dites « lexicales » ou « spécifiques » lorsqu'elles sont propres à l'orthographe d'un mot en particulier (par ex., retenir l'orthographe du mot « monsieur »). Elles sont dites « sublexicales » ou « générales » lorsqu'elles portent sur des caractéristiques statistiques ou graphotactiques de la langue, partagées par un ensemble de mots (par ex., en français, un mot ne peut pas commencer par une lettre double) (Deacon et al., 2012).

En dépit du fait que les compétences orthographiques soient aujourd'hui reconnues comme un concept relativement robuste (Cunningham et al., 2001), plusieurs auteurs ont souligné que la compétence orthographique lexicale en particulier se distinguait difficilement du processus de lecture par adressage lui-même (Conrad et Deacon, 2016 ; Deacon, 2012). En effet, tous deux impliquent la mise en relation d'un mot présenté avec une représentation orthographique préalablement constituée, ce qui constituerait une relation circulaire (Castles et Nation, 2006). La compétence orthographique lexicale, cependant, suppose la capacité d'émettre un avis conscient sur l'orthographe de sa langue ; elle est en effet classiquement évaluée par des tâches de choix homophonique (Olson et al., 1994) impliquant pour le participant de déterminer la bonne orthographe pour un mot entre deux propositions, par ex., « laquelle de ces suites de lettres est un véritable mot : « chute » ou « chutte » ? ». La lecture par adressage est en revanche une activité automatique et irrépessible (Ehri, 2005) ne passant donc pas par un processus de prise de décision. Par ailleurs, il convient de rappeler que la lecture par adressage est possible même lorsque les représentations lexicales sont lacunaires. En effet, la lecture étant par nature une tâche de reconnaissance, une prise d'indices parcellaire ou des représentations incomplètes peuvent suffire à l'identification correcte du mot cible (Borchardt, 2013). Une tâche visant à mesurer la capacité en lecture par adressage (typiquement, de mots irréguliers ne pouvant par définition être lus que par cette voie) ne pourrait donc pas à elle seule mesurer entièrement la compétence orthographique lexicale d'un sujet.

Par ailleurs, s'il est largement établi que la lecture constitue un prédicteur essentiel de la production orthographique (Caravolas et al., 2003 ; Treiman, 1997), elle n'apparaît pas suffisante pour tenir compte des variations inter-individuelles observées lors des tâches d'orthographe. En effet, il a été observé une dissociation chez certains individus entre leur niveau de lecture et leur niveau de production orthographique : il apparaît qu'un score en lecture dans la norme ne soit pas incompatible avec le fait de présenter des difficultés spécifiques et persistantes en orthographe (Frith, 1980 ; McCloskey et Rapp, 2017). Dès lors, le niveau de lecture seul ne peut expliquer ce profil particulier. Plusieurs pistes ont été évoquées pour tenir compte de cette dissociation, notamment des différences au niveau de la mémoire visuelle des lecteurs (Kamhi et Hinton, 2000) ou une exposition insuffisante à la lecture (Cunningham et Stanovich, 1991 ; Ocal et Ehri, 2017). L'hypothèse que l'origine des difficultés pourrait, dans ce cas, se situer dans une différence au niveau de la compétence orthographique lexicale n'a que peu été évoquée dans la littérature (Hanley et al., 1992), bien que plusieurs études se soient intéressées aux liens entre compétences orthographiques et capacités de production orthographique et ce dans différentes langues (Bekebrede et al., 2009 ; Cunningham et Stanovich, 1990 ; Georgiou et al., 2008 ; Pacton et al., 2014 ; Roman et al., 2009 ; Rothe et al., 2015). La capacité de la compétence orthographique lexicale à médiatiser la relation entre lecture par adressage et production orthographique, chez des normo-lecteurs aussi bien que chez des lecteurs/orthographes en difficulté, n'a, à notre connaissance, jamais été testée jusqu'à présent.

Dans la présente étude, nous avons ainsi émis l'hypothèse que la compétence orthographique lexicale constituerait un facteur de médiation dans l'apprentissage orthographique, conditionnant la capacité de retenir les formes orthographiques rencontrées en lecture pour pouvoir les produire ultérieurement au cours d'une tâche de production orthographique. Afin d'éprouver cette hypothèse, nous avons choisi de tester le modèle de médiation illustré dans la Figure 1. Pour ce faire, nous avons choisi comme mesure de lecture par adressage la lecture de mots irréguliers fréquents de la Batterie Analytique du Langage Écrit (BALE ; Jacquier-Roux et al. 2010). Notre mesure de la compétence orthographique lexicale consistait en une tâche de choix homophonique élaborée par Commissaire et Besse (2019). Enfin, notre mesure de production orthographique par adressage était la tâche de dictée de mots irréguliers de la BALE.

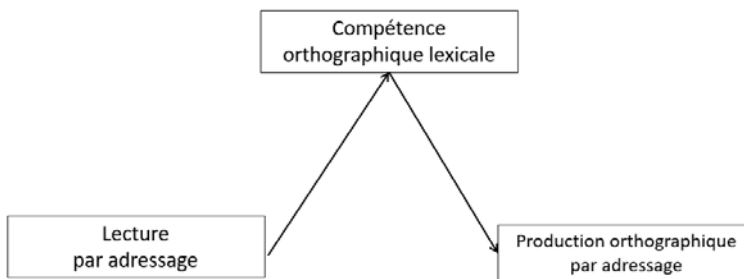


Figure 1. Modèle théorique de médiation de la compétence orthographique lexicale dans l'apprentissage lexical

## 2. Méthode

### 2.1. Population

Nous avons inclus 33 enfants dans cette étude, dont certains étaient scolarisés en 6<sup>e</sup> (n=8), en CM1 (n=11) et en CE1 (n=14). Les enfants participaient à une étude plus large d'entraînement orthographique et les résultats présentés ici correspondent aux données pré-test (avant l'entraînement) de tous les enfants recrutés entre septembre 2020 et mars 2021. Le recrutement s'est déroulé via des directeurs d'école et des cabinets médicaux. Après prise de contact de la part des participants, un rendez-vous au domicile du participant ou dans les locaux de la faculté de psychologie était établi et les parents tout comme l'enfant devaient signer un formulaire de consentement éclairé avant que la passation de tests ne puisse avoir lieu.

Notre échantillon était constitué presque à proportions égales d'enfants sans difficulté de langage écrit (n=18) et d'enfants ayant un score pathologique (-1.5 E.T.) à au moins deux tâches de lecture de la BALE ou à un des scores de l'Alouette (n=15). Il y avait un nombre équivalent de participants scolarisés en 6<sup>e</sup>, CM1 et CE1 dans les deux groupes de niveaux de lecture différents ( $\chi^2 = 0.12, p = .95$ ). Par le biais d'un questionnaire adressé aux parents, nous avons vérifié que les enfants recrutés ne présentaient aucune déficience intellectuelle, visuelle ou auditive, ce qui était bien le cas pour notre échantillon. Le nombre et la qualité des représentations orthographiques étant influencés par l'exposition à la lecture (Deacon et al., 2012), nous avons également demandé aux parents, à travers ce questionnaire, d'évaluer la fréquence à laquelle leur enfant lisait des livres seul. Outre leur niveau de lecture, les deux groupes constitutifs de notre échantillon (avec et sans trouble de lecture) ne présentaient pas de

différence significative au niveau de la moyenne d'âge (groupe d'enfants normo-lecteurs :  $8.81 \pm 1.78$  ; groupe d'enfants avec trouble de la lecture :  $8.96 \pm 1.58$  ; différence statistique :  $U = 122.0, p = .65$ ), au niveau du score brut aux matrices progressives colorées de Raven sur 36 (Raven et al., 1998) (groupe d'enfants normo-lecteurs :  $28.4 \pm 4.90$  ; groupe d'enfants avec trouble de la lecture :  $29.8 \pm 4.43$  ; différence statistique :  $U = 91.5, p = .19$ ), au niveau du score brut à l'EVIP sur 170 (Dunn et al., 1993) (groupe d'enfants normo-lecteurs :  $123 \pm 21.2$  ; groupe d'enfants avec trouble de la lecture :  $117 \pm 21.3$  ; différence statistique :  $U = 95.0, p = .25$ ), au niveau de la fréquence à laquelle l'enfant lit seul entre 0 *i.e.*, jamais et 5 *i.e.*, pratiquement tous les jours (groupe d'enfants normo-lecteurs :  $4.29 \pm 1.10$  ; groupe d'enfants avec trouble de la lecture :  $3.86 \pm 1.23$  ; différence statistique :  $U = 93.0, p = .27$ ).

## 2.2. Matériel

Afin de répondre aux hypothèses posées, nous avons eu recours à deux épreuves de la BALE (Jacquier-Roux et al., 2010) : la tâche de dictée de mots irréguliers ainsi que la tâche de lecture de mots irréguliers fréquents. Nous avons également utilisé la tâche de choix homophonique développée par Commissaire et Besse (2019) : « Lexical Orthographic Patterns 2 » (Lex OP 2).

L'épreuve de dictée de mots irréguliers de la BALE se compose de dix mots, dictés successivement à l'enfant. Tous les mots présentent au moins un phonème dont la transcription attendue enfreint les règles habituelles de conversion grapho-phonémique (par ex., *seconde*). Chaque mot écrit correctement rapporte un point et le score maximum est de 10. L'enfant n'a pas de contrainte de vitesse.

L'épreuve de lecture de mots irréguliers fréquents de la BALE se compose de vingt mots présentés à l'enfant sous forme d'une liste. Il n'y a pas de limite temporelle mais la vitesse de lecture de l'enfant en secondes est recueillie afin de permettre, dans un contexte clinique, d'identifier une lecture dans la norme qui ne serait obtenue qu'au prix d'une vitesse de lecture pathologique, ou inversement. La vitesse de lecture ainsi recueillie ne module cependant pas le score obtenu (par ex., pas de calcul d'un indice de fluence). De même que pour l'épreuve de dictée, tous les mots présentent au moins un graphème ne respectant pas les règles de conversion grapho-phonémique habituelles (par ex., *femme*). Chaque mot lu correctement rapporte un point et le score maximum est de 20.

L'épreuve de compétence orthographique lexicale, Lex OP 2 (Commissaire et Besse, 2019) se caractérise par un choix forcé entre deux propositions homophones, dont une seule possède une orthographe correcte en français (par ex., *laine* VS *leine*). Les deux items homophones sont proposés sur la même ligne – l'un à droite, l'autre à gauche – et le sujet doit entourer la proposition qui lui paraît correspondre à la bonne orthographe du mot. Cette épreuve comporte cinquante paires d'items, présentées l'une sous l'autre. L'ordre de présentation des items a été randomisé et l'épreuve comporte autant d'items justes figurant à droite qu'à gauche. La fréquence des patterns sublexicaux pouvant influencer le choix du sujet en faveur de la proposition correcte au-delà de ses représentations orthographiques stockées en mémoire (Carrillo et Alegria, 2014 ; Deacon et al., 2011 ; Treiman et al., 2002), les auteurs de Lex OP 2 se sont assurées que les propositions dites « piège » présentaient des patterns sublexicaux de même fréquence que les propositions cible (par ex., le pattern *-eine* est aussi fréquent en français que le pattern *-aine*). De plus, chaque mot était apparié à un mot de même fréquence et au pattern lexical homophone (par ex., *laine* et *leine* étaient présentés au même titre que *reine* et *raïne* ; *laine* et *reine* sont tous deux de fréquence similaire).

## 2.3. Protocole

Comme précisé plus haut, les enfants étaient évalués, en-dehors du temps scolaire, soit à leur domicile, dans une pièce calme et bien éclairée, soit dans un bureau de passation situé dans les locaux de la faculté de psychologie, à la convenance de leurs parents. Étant donné que l'échantillon était recruté dans le cadre d'une étude plus large, visant à éprouver l'efficacité d'un entraînement orthographique, l'ensemble des tests passés incluait également d'autres épreuves : tests de mémoire à court terme et de travail auditivo-verbal, empan visuo-attentionnel, épreuves Sublex OP 1 et 2 et épreuve Lex OP 1 toutes deux issues des travaux de Commissaire et Besse (2019), ainsi qu'une dictée supplémentaire de mots travaillés et non-travaillés lors de l'entraînement.

La passation était réalisée par la première auteure ou par des étudiantes en orthophonie formées à l'administration de tests. Elle durait au total environ une heure pour les 6<sup>e</sup>, une heure trente pour les CM1 et deux heures pour les CE1. Pour ces derniers ou pour les enfants présentant des difficultés manifestes dans le domaine du langage écrit, la séance de passation pouvait être divisée en deux sessions.

## 2.4. Analyses statistiques

Afin de tester si la compétence orthographique lexicale peut constituer un médiateur de la relation entre la lecture par adressage et la production écrite par adressage, nous avons choisi de réaliser un modèle de médiation. Ce dernier consistait en la réalisation de plusieurs régressions linéaires testées successivement.

- Premièrement, la lecture de mots irréguliers doit prédire significativement ( $p < .05$ ) la dictée de mots irréguliers (test de *c*, *i.e.*, l'effet total).

- Deuxièmement, la lecture de mots irréguliers doit prédire significativement ( $p < .05$ ) le choix homophonique. Par ailleurs, le choix homophonique doit prédire significativement ( $p < .05$ ) la dictée de mots irréguliers (test de *ab*, *i.e.*, l'effet indirect).
- Troisièmement, lorsque le choix homophonique est intégré comme covariable, la valeur de la prédiction de la lecture de mots irréguliers sur la dictée de mots irréguliers doit diminuer et/ou devenir non significative (test de *c'*, *i.e.*, l'effet direct).

L'ensemble des analyses statistiques a été réalisé avec logiciel *Jamovi* et plus particulièrement, concernant les analyses de médiation, à l'aide du module *medmod* (*GLM Mediation Model*).

### 3. Résultats

#### 3.1. Statistiques descriptives

La moyenne obtenue pour l'ensemble de l'échantillon au score en lecture de mots irréguliers fréquents de la BALE était de 15.6/20 (écart-type : 4.51). Pour le score en dictée de mots irréguliers de la BALE, la moyenne obtenue était de 3.76/10 (écart-type : 3.72). Enfin, le score obtenu à l'épreuve de compétence orthographique lexicale, Lex OP 2, était de 35.00/50 (écart-type : 7.27).

Étant donné que d'une part notre tâche de compétence orthographique lexicale consistait en un choix forcé entre deux propositions et que d'autre part, la distribution des propositions était équilibrée (sur une même ligne, dans 50 % des cas, les items situés à gauche étaient justes, dans 50 % des cas, les items situés à droite étaient faux), nous avons calculé un score corrigé pour chaque score total chez nos sujets, en procédant de la manière suivante :

Score corrigé (*Hits* – *Misses*) =

Nombre de bonnes réponses à la tâche (*Hits*) – Nombre de mauvaises réponses à la tâche (*Misses*)

Par exemple, un sujet ayant obtenu un score total de 40 sur 50 obtiendrait un score corrigé de 30. L'intérêt du score corrigé est de neutraliser l'utilisation la stratégie du sujet de répondre au hasard lorsqu'il ne connaît pas la bonne réponse. En effet, telle que la tâche a été conceptualisée, si un sujet choisissait d'entourer uniquement les items à gauche ou uniquement les items à droite, il obtiendrait un score « moyen » de 25/50. Or, avec le score corrigé, son score serait de 0. Un sujet possédant des représentations orthographiques particulièrement déficitaires obtiendrait un score négatif. Les scores pouvaient donc s'étendre entre -50 et 50.

Nous avons comparé le score corrigé moyen de nos sujets (moyenne : 19.9 ; écart-type : 14.1) à un test *W* de Wilcoxon pour échantillon unique ( $\mu = 0$ ). Le test a révélé une différence statistiquement significative entre les scores de notre échantillon et la moyenne théorique ( $W = 525, p < .001$ ). Nous avons ainsi considéré que les réponses de nos sujets à notre tâche de choix homophonique n'avaient que très peu de chance d'être dues au hasard. Nous avons donc procédé à notre analyse de médiation sur la base du score non corrigé.

#### 3.2. Modèle de médiation

Comme évoqué précédemment, notre modèle de médiation était constitué d'une variable « expliquée », *i.e.*, la performance en dictée de mots irréguliers, d'une variable « explicative », *i.e.*, la performance en lecture de mots irréguliers et d'une variable « médiatrice », *i.e.*, la performance à la tâche de choix homophonique. L'effet total (ou *c*) correspond à la régression de la performance en dictée de mots irréguliers (variable expliquée) par la performance en lecture de mots irréguliers (variable explicative). L'effet indirect (*ab*) correspond d'une part à la prédiction de la performance en dictée de mots irréguliers par la performance à la tâche de choix homophonique et d'autre part à la prédiction de la performance à la dictée de mots irréguliers par la performance à la tâche de choix homophonique. Enfin, l'effet direct (*c'*) correspond à la prédiction de la performance en dictée de mots irréguliers par la performance en lecture de mots irréguliers, avec en covariable la performance à la tâche de choix homophonique.

Notre analyse de médiation a obtenu un effet indirect significatif *ab* pour le score en lecture de mots irréguliers sur la production orthographique de mots irréguliers en passant par la performance à la tâche de choix homophonique ( $B = 0.390, SE = 0.096, \beta = 0.47, z = 4.06, p < .001, 95\% CI = [0.201, 0.578]$ ). Après introduction du médiateur, l'effet total *c* initialement obtenu ( $B = 0.674, SE = 0.086, \beta = 0.82, z = 7.85, p < .001, 95\% CI = [0.506, 0.843]$ ) est devenu un effet résiduel *c'* toujours significatif ( $B = 0.285, SE = 0.099, \beta = 0.347, z = 2.85, p = .004, 95\% CI = [0.0892, 0.481]$ ) mais dont la valeur a diminué, suggérant un effet de médiation partielle. La Figure 2 illustre le modèle de médiation réalisé ainsi que ses coefficients associés.

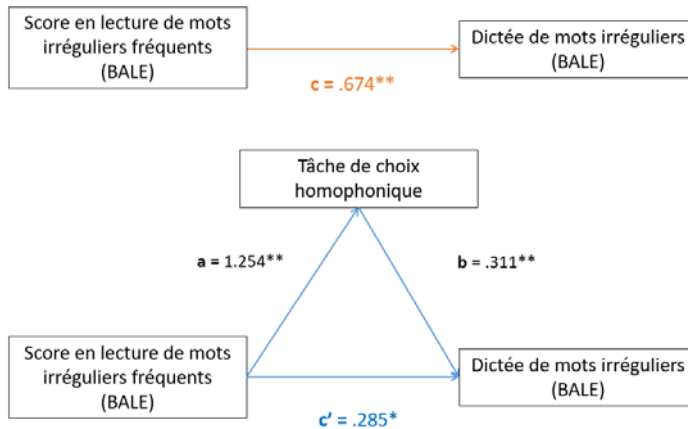


Figure 2. Modèle empirique de médiation de la tâche de choix homophonique dans l'apprentissage lexical

\*  $p < .01$

\*\*  $p < .001$

ab = effet indirect – c = effet total – c' = effet résiduel

BALE = Batterie Analytique du Langage Écrit

## 4. Discussion

Nous avons émis l'hypothèse que la compétence orthographique lexicale jouait un rôle de médiateur entre les compétences de lecture et de production orthographique de mots irréguliers. Cette hypothèse apparaît validée dans une certaine mesure, puisque nous avons pu mettre en évidence, pour nos sujets, un effet de médiation partielle de la compétence orthographique lexicale. Il est néanmoins important de signaler que l'impact du score de lecture sur la production orthographique reste significatif, même après introduction de ce médiateur, attestant de l'importance primordiale de la précision de lecture sur la production orthographique et l'orthographe en général (Caravolas et al., 2001).

Notre étude présente plusieurs limites : tout d'abord, notre taille d'échantillon était relativement faible et comportait des enfants scolarisés dans trois niveaux de classe présentant potentiellement de grandes disparités en termes d'acquisitions de la lecture (Geva et Wang, 2001), de l'orthographe (Taylor et Kidder, 1988) et de compétences orthographiques (Cunningham et al., 2001 ; Hagiliassis et al., 2006). Cette hétérogénéité a ainsi pu constituer un facteur confondant, rendant nos résultats peu interprétables en l'état. Par ailleurs, notre échantillon comportait une grande proportion d'enfants présentant des faiblesses en lecture (~45%). Or, bien que la compétence orthographique lexicale puisse être considérée comme distinguable du processus de lecture par adressage, la lecture des différents stimuli, qu'elle se fasse par assemblage ou par décodage, constitue néanmoins une étape indispensable lors d'une tâche de choix orthographique. Il est donc possible que l'effet de médiation partielle constaté ne se retrouve pas sur un échantillon plus important, ou dont les individus aux scores de lecture pathologiques constitueraient une proportion plus typique de la population toute-venante, soit environ 6 % en France (Folco et al., 2020).

Il convient également de rappeler que la compétence orthographique lexicale est elle-même probablement sous-tendue par diverses sous-compétences, qui devraient idéalement être prises en compte dans le modèle que nous envisageons, telles que l'empan visuo-attentionnel (Bosse et Valdois, 2009 ; Frey et Bosse, 2018) ou – dans certaines langues présentant des CGP transparentes et des CPG opaques, telles que le russe ou, dans une moindre mesure, le français – la conscience phonologique (Rakhlin et al., 2014). Par ailleurs, d'autres compétences reconnues comme pouvant concourir aux capacités d'orthographe par adressage devraient également être incluses dans ce potentiel modèle, telles que la dénomination rapide automatisée (Stainthorp et al., 2013), afin d'identifier plus précisément la réelle capacité de la compétence orthographique à médiatiser le lien entre lecture par adressage et production orthographique par adressage. Il serait donc pertinent d'envisager, dans des analyses ultérieures, un modèle de médiation plus complexe, précisant davantage les interactions entre les différentes compétences susnommées, tel qu'un modèle de médiation avec variables confondantes (Valente et al., 2017) ou avec médiateurs parallèles (Cadario et al., 2017).

En conclusion, bien que notre étude suggère un rôle de médiateur de la compétence orthographique lexicale entre la lecture par adressage et la production orthographique par adressage, d'autres analyses portant sur des

échantillons plus importants, plus homogènes et intégrant d'autres facteurs potentiels de modulation devraient être conduites avant de pouvoir la considérer comme un véritable facteur de médiation, même partiel, dans l'apprentissage orthographique. Il serait intéressant de mener ces nouvelles analyses de manière séparée chez des enfants présentant des difficultés de langage écrit et chez des enfants normo-lecteurs, afin de comparer le potentiel impact de la compétence orthographique lexicale sur le processus d'apprentissage orthographique dans ces deux populations.

## 5. Références bibliographiques

- Bekebrede, J., Leij, A. et Share, D. (2009). Dutch dyslexic adolescents : Phonological-core variable-orthographic differences. *Reading and Writing*, 22, 133-165. <https://doi.org/10.1007/s11145-007-9105-7>
- Borchardt, G. (2013). *L'influence des connaissances graphotactiques sur l'acquisition de l'orthographe lexicale : Étude chez l'enfant d'école élémentaire et chez l'adulte* [Université Paris Descartes]. <https://jeannicod.ccsd.cnrs.fr/STAR/tel-00801214>
- Bosse, M.-L. et Valdois, S. (2009). Influence of the visual attention span on child reading performance : A cross-sectional study. *Journal of Research in Reading*, 32(2), 230-253. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9817.2008.01387.x>
- Cadario, R., Butori, R. et Parguel, B. (2017). Chapitre 8. Tests des effets médiateurs. Dans *Méthode expérimentale. Analyses de modulation et médiation* (p. 181-210). Bruxelles ; De Boeck.
- Caravolas, M., Bruck, M. et Genesee, F. (2003). Similarities and differences between English- and French-speaking poor spellers. In *Dyslexia in different languages : Cross-linguistic comparisons* (p. 157-180). Whurr Publishers.
- Caravolas, M., Hulme, C. et Snowling, M. J. (2001). The Foundations of Spelling Ability: Evidence from a 3-Year Longitudinal Study. *Journal of Memory and Language*, 45(4), 751-774. <https://doi.org/10.1006/jmla.2000.2785>
- Carrillo, M. S. et Alegría, J. (2014). The development of children's sensitivity to bigram frequencies when spelling in Spanish, a transparent writing system. *Reading and Writing*, 27(3), 571-590. <https://doi.org/10.1007/s11145-013-9459-y>
- Castles, A. et Nation, K. (2006). How does orthographic learning happen? Dans S. Andrews (ed.), *From inkmarks to ideas: Current issues in lexical processing* (p. 151-179). Psychology Press.
- Coltheart, M. (1978). Lexical access in simple reading tasks. Dans G. Underwood (ed.), *Strategies of information processing* (p. 151-216). Academic Press.
- Commissaire, E. et Besse, A.-S. (2019). Investigating lexical and sub-lexical orthographic processing skills in French 3<sup>rd</sup> and 5<sup>th</sup> graders. *Journal of Research in Reading*, 42(2), 268-287. <https://doi.org/10.1111/1467-9817.12268>
- Conrad, N. J. et Deacon, S. H. (2016). Children's Orthographic Knowledge and Their Word Reading Skill: Testing Bidirectional Relations. *Scientific Studies of Reading*, 20(4), 339-347. <https://doi.org/10.1080/10888438.2016.1183128>
- Cunningham, A. E., Perry, K. E. et Stanovich, K. E. (2001). Converging evidence for the concept of orthographic processing. *Reading and Writing*, 14(5), 549-568. <https://doi.org/10.1023/A:1011100226798>
- Cunningham, A. E. et Stanovich, K. E. (1990). Assessing print exposure and orthographic processing skill in children: A quick measure of reading experience. *Journal of Educational Psychology*, 82(4), 733-740. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.82.4.733>
- Cunningham, A. E. et Stanovich, K. E. (1991). Tracking the unique effects of print exposure in children: Associations with vocabulary, general knowledge, and spelling. *Journal of Educational Psychology*, 83(2), 264-274. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.83.2.264>
- Deacon. (2012). Sounds, letters and meanings: The independent influences of phonological, morphological and orthographic skills on early word reading accuracy. *Journal of Research in Reading*, 35(4), 456-475. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9817.2010.01496.x>
- Deacon, S. H., Benere, J. et Castles, A. (2012). Chicken or egg? Untangling the relationship between orthographic processing skill and reading accuracy. *Cognition*, 122(1), 110-117. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2011.09.003>
- Deacon, S. H., Leblanc, D. et Sabourin, C. (2011). When cues collide: Children's sensitivity to letter- and meaning-patterns in spelling words in English. *Journal of Child Language*, 38(4), 809-827. <https://doi.org/10.1017/S0305000910000322>
- Dunn, L. M., Dunn, L. M. et Thériault-Whalen, C. M. (1993). *Échelle de vocabulaire en images Peabody : EVIP*. PSYCAN.

- Ehri, L. C. (2005). Learning to Read Words: Theory, Findings, and Issues. *Scientific Studies of Reading*, 9(2), 167-188. [https://doi.org/10.1207/s1532799xssr0902\\_4](https://doi.org/10.1207/s1532799xssr0902_4)
- Folco, C. D., Guez, A., Peyre, H. et Ramus, F. (2020). Epidemiology of developmental dyslexia: A comparison of DSM-5 and ICD-11 criteria. *MedRxiv*, 2020.12.18.20248189. <https://doi.org/10.1101/2020.12.18.20248189>
- Frey, A. et Bosse, M.-L. (2018). Perceptual span, visual span, and visual attention span: Three potential ways to quantify limits on visual processing during reading. *Visual Cognition*, 26(6), 412-429. <https://doi.org/10.1080/13506285.2018.1472163>
- Frith, U. (1980). Unexpected spelling problems. Dans *Cognitive processes in spelling* (p. 495-515). Academic Press.
- Georgiou, G. K., Parrila, R. et Papadopoulos, T. C. (2008). Predictors of word decoding and reading fluency across languages varying in orthographic consistency. *Journal of Educational Psychology*, 100(3), 566-580. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.100.3.566>
- Geva, E. et Wang, M. (2001). The development of basic reading skills in children: A cross-language perspective. *Annual Review of Applied Linguistics*, 21, 182-204. <https://doi.org/10.1017/S0267190501000113>
- Hagiliassis, N., Pratt, C. et Johnston, M. (2006). Orthographic and Phonological Processes in Reading. *Reading and Writing*, 19(3), 235-263. <https://doi.org/10.1007/s11145-005-4123-9>
- Hanley, J. R., Hastie, K. et Kay, J. (1992). Developmental Surface Dyslexia and Dysgraphia: An Orthographic Processing Impairment. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology Section A*, 44(2), 285-319. <https://doi.org/10.1080/02724989243000046>
- Jacquier-Roux, M., Pouget, G., Valdois, S. et Zorman, M. (2010). *BALE : batterie analytique du langage écrit*. Groupe Cogni-Sciences, Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition.
- Kamhi, A. G. et Hinton, L. N. (2000). Explaining individual differences in spelling ability. *Topics in Language Disorders*, 20(3), 37-49. <https://doi.org/10.1097/00011363-200020030-00006>
- McCloskey, M. et Rapp, B. (2017). Developmental dysgraphia: An overview and framework for research. *Cognitive Neuropsychology*, 34(3-4), 65-82. <https://doi.org/10.1080/02643294.2017.1369016>
- Morton, J. et Patterson, K. E. (1980). A new attempt at an interpretation or an attempt at a new interpretation. Dans M. Coltheart, K. E. Patterson et J. C. Marshall (eds.), *Deep dyslexia* (p. 91-118). Routledge et Kegan Paul.
- Ocal, T. et Ehri, L. (2017). Spelling Ability in College Students Predicted by Decoding, Print Exposure, and Vocabulary. *Journal of College Reading and Learning*, 47(1), 58-74. <https://doi.org/10.1080/10790195.2016.1219242>
- Olson, R., Forsberg, H., Wise, B. et Rack, J. (1994). Measurement of word recognition, orthographic, and phonological skills. Dans G. R. Lyon (ed.), *Frames of reference for the assessment of learning disabilities: New views on measurement issues* (p. 243-277). Paul H. Brookes Publishing Co.
- Pacton, S., Borchardt, G., Treiman, R., Lété, B. et Fayol, M. (2014). Learning to spell from reading: General knowledge about spelling patterns influences memory for specific words. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 67(5), 1019-1036. <https://doi.org/10.1080/17470218.2013.846392>
- Pritchard, S. C., Coltheart, M., Marinus, E. et Castles, A. (2018). A Computational Model of the Self-Teaching Hypothesis Based on the Dual-Route Cascaded Model of Reading. *Cognitive Science*, 42(3), 722-770. <https://doi.org/10.1111/cogs.12571>
- Rakhlin, N., Cardoso-Martins, C. et Grigorenko, E. L. (2014). Phonemic Awareness Is a More Important Predictor of Orthographic Processing Than Rapid Serial Naming: Evidence From Russian. *Scientific Studies of Reading*, 18(6), 395-414. <https://doi.org/10.1080/10888438.2014.918981>
- Raven, J. C., Court, J. H. et Raven, J. E. (1998). *Raven's coloured progressive matrices*. Harcourt Assessment.
- Roman, A. A., Kirby, J. R., Parrila, R. K., Wade-Woolley, L. et Deacon, S. H. (2009). Toward a comprehensive view of the skills involved in word reading in Grades 4, 6, and 8. *Journal of Experimental Child Psychology*, 102(1), 96-113. <https://doi.org/10.1016/j.jecp.2008.01.004>
- Rothe, J., Cornell, S., Ise, E. et Schulte-Körne, G. (2015). A comparison of orthographic processing in children with and without reading and spelling disorder in a regular orthography. *Reading and Writing*, 28(9), 1307-1332. <https://doi.org/10.1007/s11145-015-9572-1>
- Share, D. L. (1995). Phonological recoding and self-teaching: Sine qua non of reading acquisition. *Cognition*, 55(2), 151-218. [https://doi.org/10.1016/0010-0277\(94\)00645-2](https://doi.org/10.1016/0010-0277(94)00645-2)
- Stainthorp, R., Powell, D. et Stuart, M. (2013). The relationship between rapid naming and word spelling in English. *Journal of Research in Reading*, 36(4), 371-388. <https://doi.org/10.1111/jrir.12002>
- Stanovich, K. E. et West, R. F. (1989). Exposure to Print and Orthographic Processing. *Reading Research Quarterly*, 24(4), 402-433. <https://doi.org/10.2307/747605>

- Taylor, K. K. et Kidder, E. B. (1988). The Development of Spelling Skills: From First Grade through Eighth Grade. *Written Communication*, 5(2), 222-244. <https://doi.org/10.1177/0741088388005002006>
- Treiman, R. (1997). Spelling in normal children and dyslexics. Dans B. A. Blachman (ed.), *Foundations of reading acquisition and dyslexia: Implications for early interventions* (p. 191-218). Mahwah, NJ: LEA.
- Treiman, R., Kessler, B. et Bick, S. (2002). Context sensitivity in the spelling of English vowels. *Journal of Memory and Language*, 47(3), 448-468. [https://doi.org/10.1016/S0749-596X\(02\)00010-4](https://doi.org/10.1016/S0749-596X(02)00010-4)
- Valente, M. J., Pelham, W. E., Smyth, H. et MacKinnon, D. P. (2017). Confounding in Statistical Mediation Analysis: What It Is and How to Address It. *Journal of counseling psychology*, 64(6), 659-671. <https://doi.org/10.1037/cou0000242>