



THÈSE

En vue de l'obtention du

DOCTORAT DE L'UNIVERSITÉ DE TOULOUSE

Délivré par l'Université Toulouse – Jean Jaurès

Présentée et soutenue par

Jérémy BÉNA

Le 11 décembre 2020

L'effet de vérité, attribution incorrecte de la familiarité à la vérité ou mise en correspondance avec les contenus récupérés en mémoire ? Étude des effets modérateurs de la division de l'attention et du délai, et généralisation de l'effet de vérité au conspirationnisme

École doctorale et discipline

ED CLESCO : Psychologie

Unité de recherche

CLLE – Unité Cognition, Langues, Langage, Ergonomie

Directeur et directrice de Thèse

M. Patrice TERRIER

Mme Ophélie CARRERAS

Jury

Mme Aurélie BUGAJSKA, Rapporteuse

M. Frédéric VALLÉE-TOURANGEAU, Rapporteur

M. Pascal WAGNER-EGGER, Examineur

M. Emmanuel BARBEAU, Examineur

M. Patrice TERRIER, Directeur de thèse

Mme Ophélie CARRERAS, Directrice de thèse

Université Toulouse 2-Jean Jaurès
Laboratoire CLLE

THÈSE

Pour obtenir le grade de
Docteur en Psychologie

L'effet de vérité, attribution incorrecte de la familiarité à la vérité ou mise en correspondance avec les contenus récupérés en mémoire ? Étude des effets modérateurs de la division de l'attention et du délai, et généralisation de l'effet de vérité au conspirationnisme

Jérémy Béna

Présentée et soutenue publiquement

Le 11 décembre 2020

Directeur et directrice de Recherche

Patrice TERRIER, Professeur, CLLE-LTC, Université Toulouse – Jean Jaurès
Ophélie CARRERAS, Maître de Conférences, CLLE, Université Toulouse – Jean Jaurès

JURY

Aurélia BUGAJSKA, Professeur, LEAD, Université de Bourgogne, Rapporteur
Frédéric VALLÉE-TOURANGEAU, Professeur, Systemic Cognition Lab, Kingston University, Rapporteur
Pascal WAGNER-EGGER, Lecteur, Université de Fribourg, Examineur
Emmanuel BARBEAU, Directeur de recherche CNRS, CerCo, Université Toulouse III Paul Sabatier, Examineur
Patrice TERRIER, Professeur, CLLE, Université Toulouse – Jean Jaurès, Directeur de thèse
Ophélie CARRERAS, Maître de Conférences, CLLE, Université Toulouse – Jean Jaurès, Directrice de thèse

Résumé

La diffusion massive d'informations présente une face obscure : la prolifération rapide de fausses informations. Dans ce contexte, comprendre comment nous jugeons la vérité des informations que nous rencontrons s'avère crucial. L'exposition répétée aux informations augmente la tendance à les juger comme vraies. Cet effet de vérité est couramment expliqué par la familiarité, qui serait incorrectement attribuée à la vérité des informations en l'absence de recollection, soit le souvenir précis d'y avoir été exposé avant.

Dans le présent travail, nous pointons des limites de cette hypothèse, et proposons une alternative à l'hypothèse de familiarité : l'hypothèse de correspondance duale. Cette dernière suppose que nous évaluons la vérité des informations à travers leur correspondance avec des contenus récupérés en mémoire, que la récupération de ces contenus peut être basée sur la familiarité comme sur la recollection, et ce en particulier lorsque nous ne pouvons pas récupérer des indices de vérité à travers le souvenir de la crédibilité de la source ou le souvenir d'un jugement de vérité formulé sur la même information auparavant. En divisant l'attention à l'encodage ou en augmentant le délai entre les phases expérimentales, dégrader la recollection devrait ainsi augmenter l'effet de vérité pour l'hypothèse de familiarité, mais le diminuer pour l'hypothèse de correspondance duale.

À travers trois études préenregistrées ($N_{\text{total}} = 455$) et trois analyses d'études existantes, nous avons voulu estimer les mérites relatifs des deux hypothèses en manipulant l'attention à l'encodage et le délai dans des procédures à un (Études 1 à 3) et à deux jugements (Études 4 à 6) de vérité. Il apparaît (1) comme anticipé, que les deux hypothèses expliquent aussi bien certains résultats, car leurs prédictions sont similaires en présence d'indices de vérité, (2) que des résultats que nous pensions attendus sous les deux hypothèses n'ont pas été mis en évidence, possiblement du fait de problèmes méthodologiques, (3) que l'hypothèse de correspondance duale rend mieux compte de certains résultats que l'hypothèse de familiarité, mais l'inverse est aussi le cas. Dans un volet plus secondaire et appliqué de la thèse, nous avons montré que l'effet de vérité pourrait exister avec des théories du complot à travers des réanalyses corrélationnelles de deux enquêtes à grande échelle.

Globalement, le travail réalisé suggère que l'hypothèse de correspondance duale est une alternative pertinente à l'hypothèse de familiarité, mais indique également que la confrontation des deux hypothèses est à poursuivre pour mieux comprendre les processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité. Cet effet pourrait en outre être impliqué dans des phénomènes sociétaux d'envergure tels que le conspirationnisme, invitant à davantage coupler son étude en laboratoire à des études dotées d'une plus grande validité externe. L'effet de vérité pourrait exister au-delà de la familiarité et des affirmations neutres typiquement utilisées pour mettre en évidence l'effet.

Mots clés : Effet de vérité ; mémoire ; familiarité ; recollection ; division de l'attention ; délai ; théories du complot

Abstract

There is a dark side to the massive spread of information: the rapid proliferation of false information. In this context, understanding how we judge the truth of information is crucial. Repeated exposure to information increases the tendency to judge it to be true. This truth effect is commonly explained by familiarity, which would be incorrectly attributed to the truth of information in the absence of recollection.

In the present work, we point out limits of the familiarity hypothesis, and propose an alternative: the dual correspondence hypothesis. The latter assumes that we evaluate the truth of the information through its correspondence with contents retrieved from memory, whether the retrieval of these contents is based on familiarity or on recollection, especially when we cannot retrieve truth cues through the memory of the source credibility or the memory of a truth judgment formulated on the same information before. By dividing the attention during encoding or by increasing the delay between experimental phases, degrading recollection should thus increase the truth effect for the familiarity hypothesis, but decrease it for the dual correspondence hypothesis.

Through three preregistered studies ($N_{\text{total}} = 455$) and three reanalyses of existing studies, we aimed to estimate the relative merits of the two hypotheses by manipulating attention during encoding and delay in one- (Studies 1 to 3) and two-judgment procedures (Studies 4 to 6). It appears (1) as anticipated, that both hypotheses explain some results as well, since their predictions are similar in the presence of truth cues, (2) that results that we thought were expected under both hypotheses were not found, possibly due to methodological problems, (3) that the dual correspondence hypothesis better accounts for some results than the familiarity hypothesis, but the opposite is also the case. In a more secondary and applied part of the thesis, we showed that the truth effect could exist with conspiracy theories through correlational reanalyses of two large-scale surveys.

Overall, the present work suggests that the dual correspondence hypothesis is a relevant alternative to the familiarity hypothesis, but also indicates that the confrontation of the two hypotheses should be continued in order to better understand the memory processes involved in the truth effect. Moreover, this effect could be involved in large-scale societal phenomena such as conspiracism, calling for a greater coupling of its study in the laboratory with studies with greater external validity. The truth effect could exist beyond familiarity and neutral statements.

Keywords: Truth effect; memory; familiarity; recollection; attention division; delay; conspiracy theories

Remerciements

J'adresse mes remerciements à toutes les personnes qui, directement ou non, ont contribué à ce que le présent travail de thèse soit initié, conduit, et enfin arrive à un état qui, je l'espère, sera jugé suffisant pour être soutenu.

Je suis redevable à Ophélie Carreras et à Patrice Terrier pour avoir accepté d'encadrer mon travail de thèse. Je les remercie de m'avoir permis de développer le sujet que j'ai proposé, et de m'avoir accompagné pendant les quatre années de ce projet. Si je peux espérer savoir un peu mieux ce qu'est la recherche en psychologie aujourd'hui et y avoir développé des compétences, c'est en grande partie grâce à leurs connaissances pointues ; à leurs avis toujours utiles et constructifs ; à leurs questions acérées, invitant bien souvent à prendre du recul sur les activités engagées.

À Ophélie Carreras, j'adresse ma vive reconnaissance pour avoir supervisé mes tentatives de recherche depuis mon mémoire de Master 1 sur les processus cognitifs impliqués dans les estimations du temps. J'ai souvent mis à rude épreuve vos capacités à fixer un horizon et à « faire le deuil de ce qu'on ne peut pas faire » ; j'espère maintenant mieux savoir m'y tenir.

À Patrice Terrier, j'exprime ma gratitude pour avoir partagé ses connaissances sur la mémoire, l'expérimentation, et le milieu académique. Votre recul et vos analyses conceptuelles sur les idées que je vous propose/sur le travail conduit se sont avérés critiques dans la construction du présent travail, mais aussi et plus largement dans l'élaboration de mes réflexions en psychologie. Mon intérêt pour les pratiques de science ouverte n'aurait pas trouvé d'écho dans le présent travail si vous ne m'aviez pas incité à implémenter de telles pratiques.

Je dois beaucoup aux échanges auxquels j'ai participé pendant ma formation en thèse, que ce soit dans les séminaires d'équipe, mon stage à Cologne dans le laboratoire de Christoph Stahl, les congrès, les formations, le comité de suivi de thèse, ou encore pendant les pauses café et repas. Je remercie les doctorant.e.s, post-doctorant.e.s, enseignant.e.s, chercheuses/chercheurs et autres étudiant.e.s pour les multiples occasions de discuter des travaux de recherche sur des thématiques variées (qui participent à mettre en contexte le sujet de cette thèse), de confronter des idées, de découvrir et discuter des techniques et méthodes, de mettre en commun nos connaissances sur la révolution de la crédibilité/crise de la réplification de la discipline. Je tiens à remercier en particulier Magali Bringuier, Aurélie Mouneyrac, Yovan Hurgobin, Pauline Vidal, Sarra Hajji, Malvina Brunet, Charlotte Blanc, Maylis Fontaine, Morgane Le Roux, Mathias Rihet, et Tania Wittwer pour les divers échanges constructifs (du moins à mes yeux !) que nous avons pu avoir. Je remercie également Pierre-Vincent Paubel pour son aide dans certains recueils de données : je pense notamment à cette salle de recueil improvisée, ou encore à ses conseils pour créer un script de randomisation d'items en JavaScript à destination de Qualtrics. Merci enfin à Bruno Chenu pour son précieux prêt d'un ordinateur, qui a servi à la fois pour un recueil de données et à l'accueil d'un stagiaire.

Je remercie à nouveau Magali Bringuier, Yovan Hurgobin, Maylis Fontaine, Tania Wittwer et Charlotte Blanc pour leur lecture critique de certaines parties de versions de travail de ce manuscrit de thèse. Je remercie également Mathilde Sacher pour sa relecture du draft sur l'Étude 1, draft qui a servi de base du Chapitre 4.

Je remercie Lena Nadarevic, chercheuse à Mannheim (Allemagne), pour les échanges que nous avons eus sur les procédures à deux jugements de vérité, ainsi que pour sa réponse positive quand je lui ai demandé de partager les données de ses études. Certaines ont été utilisées dans le Chapitre 6.

Je remercie Rudy Reichstadt, directeur de l'Observatoire du conspirationnisme (Conspiracy Watch) pour avoir partagé les données des deux enquêtes de l'IFOP sur le conspirationnisme en France, utilisées dans le Chapitre 7.

Je remercie aussi mes proches pour avoir compris que réaliser un travail de thèse est prenant, et d'avoir eu la gentillesse de ne pas (trop) m'accabler de questions sur le sujet.

Je remercie les membres du jury pour avoir accepté d'évaluer le présent travail. Je suis convaincu que leurs retours seront utiles pour prendre du recul sur le travail conduit et mieux en apprécier la portée ainsi que les limites. Merci aux professeurs Aurélie Bugaiska et Frédéric Vallée-Tourangeau d'avoir accepté d'être rapporteurs. Merci à Pascal Wagner-Egger ainsi qu'à Emmanuel Barbeau d'avoir accepté de faire partie de ce jury.

Enfin, je remercie tous les participants qui ont pris part aux études rapportées dans ce travail de thèse. Il va sans dire que ce travail n'aurait pas pu aboutir sans celles et ceux ayant bien voulu prendre de leur temps pour se prêter à la difficile tâche de juger la vérité d'informations choisies pour être incertaines.

Valorisation

Le travail entrepris pendant la formation doctorale a été l'occasion de publier une revue critique : Béna, J., Carreras, O., & Terrier, P. (2019). L'effet de vérité induit par la répétition : revue critique de l'hypothèse de familiarité. *L'année psychologique*, 119(3), 397-425. Nous avons également rédigé deux manuscrits préparés pour soumission dans des revues à comité de lecture. L'un d'eux a fait l'objet d'un manuscrit de travail partagé sur PsyArXiv : Béna, J., Carreras, O., & Terrier, P. (2019, October 2). Repetition-Induced Conspiracism? Initial Evidence from Analyses of Two Large-Scale Surveys of Conspiracism in the French Public Opinion. <https://doi.org/10.31234/osf.io/tf76n/>.

Nous avons produit deux communications affichées à l'International Convention for Psychological Science de l'Association for Psychological Science (Paris, mars 2019) : Béna, J., Carreras, O., & Terrier, P. (2019, March). Correspondence and Misattribution in the Truth Effect: Moderator Effects of Attention Division and Source Credibility Manipulation ; Exposure and Conspiracism: The Truth Effect in a Survey of Conspiracism in the French Public Opinion. Nous avons également réalisé deux communications orales, l'une à la journée d'étude du Toulouse Mind and Brain Institute, à Toulouse : L'exposition répétée augmenterait (aussi) l'adhésion aux théories du complot ? Analyses de deux enquêtes de l'IFOP (2017, 2019) sur le conspirationnisme ; l'autre à la journée des jeunes chercheur.euse.s du laboratoire LPNC (Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition) à Grenoble : Effet de vérité : Processus mnésiques et enjeux sociétaux.

Le travail de thèse sur l'effet de vérité m'a permis de contribuer à la diffusion des savoirs à travers trois activités. Avec Emmanuel Barbeau et Patrice Terrier, nous avons animé un café-débat à Toulouse dans le cadre des 80 ans du CNRS, intitulé « Internet, la diffusion des informations et la mémoire ». Avec Colin Lescarret et Julien Magnier, nous avons animé sur deux jours un atelier à destination des 12-18 ans dans le cadre du Festival Scientilivre à Labège, intitulé « Distinguer le vrai du faux à l'ère des fake news : comment notre cerveau peut nous tromper ? ». Enfin, j'ai corédigé un billet de diffusion intégrant la question de l'effet de vérité, d'Internet et des théories du complot le site Exploreur, piloté par l'Université fédérale de Toulouse, intitulé Covid-19 et théories du complot : le rôle des illusions de contrôle et de vérité.

J'ai réalisé un stage d'un mois à l'Université de Cologne, en Allemagne, dans l'équipe du Professeur Christoph Stahl, où j'ai travaillé sur des modèles multinomiaux d'arbres de traitement appliqués à des tâches de mémoire et au conditionnement évaluatif. J'y ai également travaillé à la création d'une étude sur le conditionnement évaluatif, et réalisé une présentation de mes travaux de thèse. Ce stage m'a permis de travailler sur une revue systématique des effets interactifs de l'administration intranasale de l'ocytocine sur la cognition sociale : Mierop, A., Mikolajczak, M., Stahl, C., Béna, J., Luminet, O., Lane, A., & Corneille, O. (2020). How can intranasal oxytocin research be trusted? A systematic review of the interactive effects of intranasal oxytocin on psychosocial outcomes. *Perspectives on Psychological Science*, 15(5), 1228-1242. <https://doi.org/10.1177/1745691620921525>.

Table des matières

INTRODUCTION GENERALE	1
- L'EFFET DE VERITE COMME UN EFFET MEMOIRE SUR LE JUGEMENT	5
- PERSPECTIVE D'ENSEMBLE DU TRAVAIL DE THESE.....	5
CHAPITRE 1	
L'EFFET DE VERITE : PROCEDURES, RESULTATS, L'HYPOTHESE DE FAMILIARITE ET SES LIMITES.....	10
- DEUX PROCEDURES D'ETUDE DE L'EFFET DE VERITE : UN OU DEUX JUGEMENTS DE VERITE	10
- DES MODERATEURS DE L'EFFET DE VERITE	13
- L'HYPOTHESE DE FAMILIARITE	16
- SOUTIEN EMPIRIQUE POUR L'HYPOTHESE DE FAMILIARITE ET LIMITES	17
- <i>La performance de reconnaissance n'est pas un indice de familiarité, car elle peut indexer la contribution à la fois de la recollection et de la familiarité ...</i>	<i>18</i>
- <i>Des échelles de familiarité peuvent mesurer autre chose que le processus de familiarité, et les corrélés aux scores de jugement de vérité ne suffit pas pour soutenir l'hypothèse de familiarité</i>	<i>19</i>
- <i>Montrer un effet de la répétition, de la facilité de lecture et de la présence d'images ne suffit pas pour conclure qu'un seul et même processus est responsable des différents effets.....</i>	<i>23</i>
- <i>L'hypothèse de familiarité ne rend pas bien compte des effets modérateurs du nombre d'affirmations, des autoréférences et du délai.....</i>	<i>24</i>
- CONCLUSION DU CHAPITRE 1.....	27
CHAPITRE 2	
UNE HYPOTHESE ALTERNATIVE A LA FAMILIARITE : L'HYPOTHESE DE CORRESPONDANCE DUALE	29
- DISTINCTION ENTRE LA RECOLLECTION DU CONTEXTE ET LA RECOLLECTION DE L'ITEM	30

- L'HYPOTHESE DE CORRESPONDANCE DUALE	31
- <i>Description de l'hypothèse</i>	31
- <i>Sources de l'hypothèse</i>	33
- PREDICTIONS TESTABLES DERIVEES DE L'HYPOTHESE DE CORRESPONDANCE DUALE....	36
- L'HYPOTHESE DE CORRESPONDANCE DUALE POURRAIT MIEUX RENDRE COMPTE DES DONNEES DISPONIBLES.....	39
- CONCLUSION DU CHAPITRE 2.....	41

CHAPITRE 3

MODELES MULTINOMIAUX D'ARBRES DE TRAITEMENT UTILISES POUR ANALYSER LES JUGEMENTS DE VERITE ET DE MEMOIRE

- MODELES DE L'EFFET DE VERITE	45
- <i>Un modèle de l'effet de vérité (Unkelbach & Stahl, 2009, utilisé dans le Chapitre 4)</i>	45
- <i>Modéliser l'inertie de la réponse dans l'effet de vérité avec une procédure à deux jugements (utilisé dans le Chapitre 6)</i>	48
- MODELES DANS LES TACHES DE MEMOIRE	51
- <i>Le modèle à deux seuils élevés de la mémoire de source (Bayen, Murnane, & Erdfelder, 1996, utilisé dans le Chapitre 4)</i>	51
- <i>Le modèle à quatre états des expériences de récupération du paradigme Remember/Know (Erdfelder, Cüpper, Auer, & Undorf, 2007, utilisé dans le Chapitre 5)</i>	52
- CONCLUSION DU CHAPITRE 3.....	54

CHAPITRE 4

LES EFFETS DE LA DIVISION DE L'ATTENTION EN FONCTION DE LA PRESENCE D'INDICES DE CREDIBILITE

- RECOLLECTION SANS MANIPULATION DE LA CREDIBILITE : DEUX HYPOTHESES.....	57
- ÉTUDE 1	60
- <i>Méthode</i>	60
- <i>Résultats</i>	64
- DISCUSSION DU CHAPITRE 4	76

- CONCLUSION DU CHAPITRE 4.....80

CHAPITRE 5

LES EFFETS DU DELAI ENTRE LA PHASE D'ETUDE ET LE JUGEMENT DE VERITE83

- SOUTIEN EMPIRIQUE POUR LE DELAI COMME MODERATEUR DE L'EFFET DE VERITE ?83

- POURQUOI S'ATTENDRE A UN EFFET MODERATEUR DU DELAI ?86

- ÉTUDE 2.....88

- *Méthode*.....88

- *Résultats*.....92

- *Discussion de l'Étude 2*95

- ÉTUDE 3.....96

- *Méthode*.....96

- *Résultats*.....101

- *Discussion de l'Étude 3*117

- MINI META-ANALYSE DE L'EFFET MODERATEUR DU DELAI A TRAVERS LES ÉTUDES 2 ET 3120

- DISCUSSION GENERALE DES ÉTUDES 2 ET 3120

- CONCLUSION DU CHAPITRE 5.....124

CHAPITRE 6

INERTIE DE LA REPONSE ET EFFET MODERATEUR DU DELAI DANS UNE PROCEDURE A DEUX JUGEMENTS127

- SE CONFORMER A SES PREMIERS JUGEMENTS DANS LA PROCEDURE A DEUX JUGEMENTS : L'HYPOTHESE D'INERTIE DE LA REPONSE.....127

- L'INERTIE DE LA REPONSE POURRAIT ETRE BASEE SUR LA RECOLLECTION DES PREMIERS JUGEMENTS129

- AUGMENTER LE DELAI DEVRAIT DIMINUER L'INERTIE DE LA REPONSE ET AUGMENTER L'EFFET DE VERITE130

- ÉTUDE 4.....131

- *Échantillon*.....131

- *Mesures*131

- Résultats.....	132
- Discussion de l'Étude 4	134
- ÉTUDE 5.....	135
- Échantillon.....	135
- Mesures	135
- Résultats.....	136
- Discussion de l'Étude 5	136
- ÉTUDE 6.....	137
- Échantillon.....	138
- Mesures	138
- Résultats.....	139
- Discussion de l'Étude 6	140
- DISCUSSION GENERALE DES ÉTUDES 4, 5, ET 6.....	141
- CONCLUSION DU CHAPITRE 6.....	145

CHAPITRE 7

L'EFFET DE VERITE SE GENERALISE-T-IL AUX THEORIES DU COMLOT ?148

- INTERNET, LA DIFFUSION DES FAUSSES INFORMATIONS ET LEUR ADHESION.....	148
- UN EFFET DE VERITE AVEC DES AFFIRMATIONS CONSPIRATIONNISTES ? LA QUESTION DE LA GENERALISATION DE L'EFFET DE VERITE AU-DELA DU MATERIEL TYPIQUE	149
- UN PREMIER TEST DE L'EFFET DE VERITE AVEC DES AFFIRMATIONS CONSPIRATIONNISTES	151
- ÉTUDE 7.....	153
- Échantillon.....	153
- Mesures	153
- Résultats.....	155
- Discussion de l'Étude 7	157
- ÉTUDE 8.....	157
- Échantillon.....	157
- Mesures	158
- Résultats.....	159
- Discussion de l'Étude 8	160
- DISCUSSION GENERALE DES ÉTUDES 7 ET 8	161

- CONCLUSION DU CHAPITRE 7..... 164

DISCUSSION GENERALE DU TRAVAIL DE THESE

- L’HYPOTHESE DE FAMILIARITE CONTRE L’HYPOTHESE DE CORRESPONDANCE DUALE : UN DUEL INITIE, MAIS INACHEVE 169

- *Des résultats explicables par les deux hypothèses, car leurs prédictions sont partiellement similaires..... 169*
- *Des résultats accommodables par aucune des deux hypothèses... Sous réserve que les manipulations aient bien dégradé la recollection 169*
- *Les mérites relatifs des hypothèses de familiarité et de correspondance duale 172*
- *L’hypothèse de correspondance duale est une alternative à l’hypothèse de familiarité qui apparaît comme pertinente, mais départager les deux hypothèses reste difficile..... 176*

- VERS DES ETUDES DE LA PREVALENCE DE L’EFFET DE VERITE SUR DES QUESTIONS SOCIALEMENT VIVES : LE CAS DU CONSPIRATIONNISME..... 180

CONCLUSION DE LA THESE 183

REFERENCES..... 185

Liste des Figures

Chapitre 1

FIGURE 1.1. SCHEMA DES PRINCIPALES PROCEDURES D’ETUDE DE L’EFFET DE VERITE (1 OU 2 JUGEMENTS) AVEC LES PRINCIPAUX PARAMETRES POUVANT VARIER. TIRE DE BENA, CARRERAS, & TERRIER (2019, FIGURE 1, P. 401).....	11
---	----

Chapitre 2

FIGURE 2.1. REPRESENTATION GRAPHIQUE DE L’HYPOTHESE DE CORRESPONDANCE DUALE. LES CARRES REPRESENTENT LES VARIABLES, LES CERCLES REPRESENTENT LES PROCESSUS SUPPOSES.	32
FIGURE 2.2. REPRESENTATION GRAPHIQUE DES TROIS COMPOSANTES SUPPOSEES DANS NOTRE APPROCHE CORRESPONDANTISTE DE LA VERITE.	37
FIGURE 2.3. REPRESENTATION GRAPHIQUE DE L’HYPOTHESE FAMILIARITE. LES CARRES REPRESENTENT LES VARIABLES, LES CERCLES REPRESENTENT LES PROCESSUS SUPPOSES.	39

Chapitre 3

FIGURE 3.1. MODELE MULTINOMIAL D’ARBRES DE TRAITEMENTS DE L’EFFET DE VERITE (UNKELBACH & STAHL, 2009).....	46
FIGURE 3.2. PROPOSITION D’UN MODELE SIMPLE DE L’EFFET DE VERITE DANS UNE PROCEDURE A DEUX JUGEMENTS (UN JUGEMENT DE VERITE EST DEMANDE A CHAQUE EXPOSITION).....	50
FIGURE 3.3. MODELE A DEUX SEUILS ELEVES DE LA MEMOIRE DE SOURCE (BAYEN, MURNANE, & ERDFELDER, 1996).....	51
FIGURE 3.4. MODELE A QUATRE ETATS DES EXPERIENCES DE RECUPERATION DU PARADIGME REMEMBER/KNOW (ERDFELDER, CÜPPER, AUER, & UNDORF, 2007).	54

Chapitre 4

FIGURE 4.1. SCORES D’IDENTIFICATION DE SOURCE CONDITIONNES A LA RECONNAISSANCE POUR CHAQUE LISTE EN FONCTION DE LA DIVISION DE L’ATTENTION AVEC (A) ET SANS (B) CREDIBILITE. LES BARRES D’ERREUR REPRESENTENT LES INTERVALLES DE CONFIANCE A 95%.	69
---	----

Chapitre 5

FIGURE 5.1. PROPORTIONS DE REPONSES « VRAI » EN FONCTION DE LA REPETITION ET DU DELAI (LES BOITES SONT LES MOYENNES [BARRES NOIRES] ET LES INTERVALLES DE CONFIANCE A 95% [LIMITES DES BOITES], LES POINTS SONT LES OBSERVATIONS INDIVIDUELLES ET LES DISTRIBUTIONS SONT LES DENSITES DE PROBABILITES). LES SCORES D’EFFET DE VERITE SONT LA DIFFERENCE DE PROPORTIONS DE JUGEMENTS « VRAI » ENTRE LES AFFIRMATIONS REPETEES ET LES NOUVELLES DANS CHAQUE CONDITION DE DELAI.....94

FIGURE 5.2. PROPORTIONS DE REPONSES « VRAI » EN FONCTION DE LA REPETITION ET DU DELAI (LES BOITES SONT LES MOYENNES [BARRES NOIRES] ET LES INTERVALLES DE CONFIANCE A 95% [LIMITES DES BOITES], LES POINTS SONT LES OBSERVATIONS INDIVIDUELLES ET LES DISTRIBUTIONS SONT LES DENSITES DE PROBABILITES). LES SCORES D’EFFET DE VERITE SONT LA DIFFERENCE DE PROPORTIONS DE JUGEMENTS « VRAI » ENTRE LES AFFIRMATIONS REPETEES ET LES NOUVELLES DANS CHAQUE CONDITION DE DELAI..... 104

FIGURE 5.3. COEFFICIENTS STANDARDISES DE REGRESSION (ET ERREURS STANDARDS ENTRE PARENTHESES) DE LA RELATION ENTRE LE DELAI (REFERENCE = CONDITION IMMEDIATE) ET L’EFFET DE VERITE ET DES CHEMINS DE MEDIATION PAR LA RECOLLECTION ET LA FAMILIARITE. LE COEFFICIENT STANDARDISE DE REGRESSION DE L’EFFET DU DELAI SUR L’EFFET DE VERITE EN CONTROLANT LA RECOLLECTION ET LA FAMILIARITE EST ENTRE CROCHETS. 107

FIGURE 5.4. COEFFICIENTS STANDARDISES DE REGRESSION (ET ERREURS STANDARDS ENTRE PARENTHESES) DE LA RELATION ENTRE LE DELAI (REFERENCE = CONDITION IMMEDIATE) ET L’EFFET DE VERITE ET DES CHEMINS DE MEDIATION PAR LE RATIO $R/(R+S)$. LE COEFFICIENT STANDARDISE DE REGRESSION DE L’EFFET DU DELAI SUR L’EFFET DE VERITE EN CONTROLANT LE RATIO $R/(R+S)$ EST ENTRE CROCHETS. 107

FIGURE 5.5. COEFFICIENTS STANDARDISES DE REGRESSION (ET ERREURS STANDARDS ENTRE PARENTHESES) DE LA RELATION ENTRE LE DELAI (REFERENCE = CONDITION IMMEDIATE) ET L’EFFET DE VERITE ET DES CHEMINS DE MEDIATION PAR LES ESTIMATIONS DU PARAMETRE R ET DU PARAMETRE F DIVISE PAR $1 - r$. LE COEFFICIENT STANDARDISE DE REGRESSION DE L’EFFET DU DELAI SUR L’EFFET DE VERITE EN CONTROLANT LES MEDIEURS EST ENTRE CROCHETS. 116

Chapitre 7

FIGURE 7.1. PROPORTION D’ADHESION DANS L’ÉTUDE 7 EN FONCTION (A) DE L’EXPOSITION PERÇUE A CHAQUE AFFIRMATION CONSPIRATIONNISTE, (B) DE L’EXPOSITION PERÇUE (LES

BOITES SONT LES MOYENNES [BARRES NOIRES] ET LES INTERVALLES DE CONFIANCE A 95% [LIMITES DES BOITES], LES POINTS SONT LES OBSERVATIONS INDIVIDUELLES ET LES DISTRIBUTIONS SONT LES DENSITES DE PROBABILITES), ET (C) DE L'EXPOSITION PERÇUE ET DE LA TENDANCE AU CONSPIRATIONNISME SUR LES ATTENTATS DE JANVIER 2015 EN FRANCE (LES BARRES D'ERREUR SONT LES INTERVALLES DE CONFIANCE A 95% DANS LES PANELS A ET C)..... 156

FIGURE 7.2. PROPORTION D'ADHESION DANS L'ÉTUDE 8 EN FONCTION (A) DE L'EXPOSITION PERÇUE A CHAQUE AFFIRMATION CONSPIRATIONNISTE ET (B) DE L'EXPOSITION PERÇUE (LES BOITES SONT LES MOYENNES [BARRES NOIRES] ET LES INTERVALLES DE CONFIANCE A 95% [LIMITES DES BOITES], LES POINTS SONT LES OBSERVATIONS INDIVIDUELLES ET LES DISTRIBUTIONS SONT LES DENSITES DE PROBABILITES). (C) REPRESENTE LA RELATION ENTRE LES SCORES D'EFFET DE VERITE (DIFFERENCE ENTRE LES SCORES D'ADHESION SUR LES AFFIRMATIONS RECONNUES COMME DEJA VUES ET CELLES PERÇUES COMME NOUVELLES) ET LES SCORES AU QUESTIONNAIRE DE MENTALITE CONSPIRATIONNISTE (QMC) (LES POINTS SONT LES OBSERVATIONS INDIVIDUELLES, LA LIGNE NOIRE EST LA DROITE DE REGRESSION LINEAIRE ET LA ZONE GRISE CORRESPOND A SON INTERVALLE DE CONFIANCE A 95%)..... 160

Liste des Tableaux

Introduction générale

TABLEAU 1 - <i>PRINCIPAUX OBJECTIFS, ECHANTILLONS FINAUX, STATUT DU RECUEIL ET PAGE OSF (LE CAS ECHEANT) DES ETUDES CONDUITES PENDANT LA THESE</i>	9
--	---

Chapitre 1

TABLEAU 1.1 - <i>PRINCIPAUX MODERATEURS DE L'EFFET DE VERITE AVEC UN CRITERE INTRA- ET INTER-ITEMS ET EXEMPLES D'ETUDES. TIRE DE BENA, CARRERAS, & TERRIER (2019, TABLEAU 1, P. 404)</i>	14
--	----

Chapitre 4

TABLEAU 4.1 - <i>PROPORTIONS MOYENNES (SD) D'AFFIRMATIONS REPETEES ET NOUVELLES JUGEES « VRAI » ET DIFFERENCES ENTRE LES DEUX POUR CHAQUE LISTE EN FONCTION DE LA DIVISION DE L'ATTENTION ET DE LA MANIPULATION DE LA CREDIBILITE</i>	66
TABLEAU 4.2 - <i>MOYENNES (SD) DES HITS, FAUSSES ALARMES, RECONNAISSANCE CORRIGEE, A' ET B" POUR CHAQUE LISTE EN FONCTION DE LA DIVISION DE L'ATTENTION ET DE LA MANIPULATION DE LA CREDIBILITE</i>	71
TABLEAU 4.3 - <i>ESTIMATION DES PARAMETRES DU MODELE DE L'EFFET DE VERITE (UNKELBACH & STAHL, 2009) ET ADEQUATION AUX DONNEES DANS CHAQUE CONDITION DE DIVISION DE L'ATTENTION LORSQUE LA CREDIBILITE ETAIT MANIPULEE. LA DIFFERENCE D'ESTIMATION DES PARAMETRES ENTRE LES DEUX CONDITIONS D'ATTENTION EST PRESENTEE EN DERNIERE LIGNE</i>	73
TABLEAU 4.4 - <i>ADEQUATION DU MODELE A DEUX SEUILS ELEVES DE LA MEMOIRE (BAYEN, MURNANE, & ERDFELDER, 1996) DANS CHACUNE DES QUATRE CONDITIONS INTER-GROUPES (CREDIBILITE*ATTENTION)</i>	75

Chapitre 5

TABLEAU 5.1 - <i>REPARTITION DES AFFIRMATIONS DANS CHACUNE DES TACHES ADMINISTREES EN FONCTION DE LEUR LISTE</i>	98
TABLEAU 5.2 - <i>MOYENNES (SD) DES PRINCIPALES MESURES DE MEMOIRE EN FONCTION DU DELAI ET AU TOTAL (CALCULEES SUR LES AFFIRMATIONS NON PRESENTEES EN TACHE DE JUGEMENT DE VERITE)</i>	105

TABLEAU 5.3 - <i>MOYENNES (SD) DES MESURES DE MEMOIRE EN FONCTION DU DELAI ET DE LA REPETITION AU TEST ENTRE LA TACHE DE JUGEMENT DE VERITE ET LA TACHE DE RECONNAISSANCE</i>	108
TABLEAU 5.4 - <i>ESTIMATION DES PARAMETRES DU MODELE DES 4 ETATS DE RECUPERATION (ERDFELDER ET AL., 2007) ET ADEQUATION AUX DONNEES DANS CHAQUE CONDITION DE DELAI SEPAREMENT POUR LES AFFIRMATIONS QUI N'ONT PAS ETE REPETEES AU TEST ET CELLES QUI ONT ETE REPETEES AU TEST. LA DIFFERENCE D'ESTIMATION DES PARAMETRES ENTRE LES DEUX CONDITIONS DE DELAI EST INDIQUEE</i>	114
TABLEAU 5.5 - <i>PRINCIPALES DIFFERENCES RELEVÉES ENTRE LES ÉTUDES 2 ET 3 PRÉSENTÉES DANS LE CHAPITRE, ET PRÉSENTATION DES RAISONS POUR LESQUELLES CES DIFFERENCES APPARAISSENT INSUFFISANTES POUR EXPLIQUER LA DIFFÉRENCE DE MODÉRATION MISE EN ÉVIDENCE ENTRE LES DEUX ÉTUDES</i>	121

Chapitre 6

TABLEAU 6.1 - <i>ESTIMATIONS DES PARAMETRES ET ADEQUATION DU MODELE SANS RESTRICTION DES PARAMETRES DANS CHACUNE DES ETUDES</i>	133
---	-----

Discussion générale du travail de thèse

TABLEAU DISCUSSION 1 - <i>RECAPITULATIF DES PRINCIPAUX RESULTATS MIS EN EVIDENCE DANS LES ÉTUDES 1 A 6 ET SOUTIEN CONCERNANT LES DEUX HYPOTHESES PRINCIPALEMENT DISCUTEES (F : FAMILIARITE ; C : CORRESPONDANCE DUALE ; D : LES DEUX ; A : AUCUNE)</i>	168
--	-----

Introduction générale

« La question [...] qu'entendons-nous par la vérité et la fausseté, a bien moins d'intérêt que celle dont nous allons à présent nous occuper : comment pouvons-nous distinguer le vrai du faux ? »
Russell (1912/1989, p. 155)

« Le problème difficile et douloureux auquel on est confronté ici est qu'il n'est pas nécessaire d'être vrai pour être reconnu comme tel [...] : la meilleure façon d'être accepté comme vrai n'est pas nécessairement celle qui consiste à l'être effectivement »
Bouveresse (2007, p. 13)

Déterminer si une information est vraie ou fausse est une tâche parfois difficile. Cette tâche est d'autant plus compliquée maintenant que les usages massifs d'Internet permettent à virtuellement quiconque de diffuser virtuellement n'importe quelle information sans égard quant à sa vérité, et ce à grande échelle (Del Vicario et al., 2016 ; Marsh & Rajaram, 2019). À travers par exemple une publication Facebook, un tweet sur Twitter, une vidéo YouTube, un commentaire sur Reddit (un média social influent), des informations se diffusent rapidement et partout dans le monde indépendamment de leur vérité. À travers une étude conduite dans 38 pays, le Reuters Institute (Newman, Fletcher, Kalogeropoulos, & Nielsen, 2019) a estimé que 55% des volontaires se sentaient inquiets dans leurs capacités à trier les vraies et fausses informations sur Internet. Ce pourcentage est par exemple de 67% en France, 70% au Royaume-Uni, et 85% au Brésil.

La création et l'exposition aux fausses informations, sans être nouvelles, prennent une ampleur considérable avec Internet. À l'« ère de post-vérité », expression élue mot de l'année en 2016 par le dictionnaire Oxford¹, les fausses informations telles que les théories du complot, les *fake news*, les rumeurs, et les canulars peuvent même se diffuser plus rapidement que les vraies informations. Parmi 126 000 nouvelles identifiées comme vraies ou fausses partagées sur Twitter depuis sa création, des analyses ont montré que les fausses informations se diffusent plus rapidement et plus profondément (en atteignant plus d'individus) que les vraies informations (Vosoughi, Roy, & Aral, 2018). Au début de la crise du Covid-19 (propagation

¹ Voir par exemple <https://www.bbc.com/news/uk-37995600> ; <https://languages.oup.com/word-of-the-year/2016/>

rapide d'un nouveau coronavirus) en février 2020, le directeur général de l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS) Tedros Adhanom Ghebreyesus a affirmé que « [...] nous ne combattons pas seulement une épidémie ; nous luttons aussi contre une 'infodémie'. Les informations fausses se propagent plus vite et plus facilement que ce virus, et elles sont tout aussi dangereuses »². Pendant la pandémie du Covid-19, de nombreuses théories du complot (e.g., le virus aurait été intentionnellement créé en laboratoire, ce à quoi 17% d'un échantillon représentatif de la population française adhère, Institut Français d'Opinion Publique [IFOP], 2020) et fausses informations de santé (e.g., faire des gargarismes avec de l'eau salée éliminerait le virus³) ont été diffusées. De nombreux événements importants sont maintenant accompagnés de l'émergence quasiment instantanée de théories du complot : pensons par exemple à la vitesse avec laquelle des théories du complot ont commencé à apparaître sur les réseaux sociaux lors des attentats contre Charlie Hebdo en janvier 2015 (Reichstadt, 2019).

Internet – et en particulier les réseaux sociaux, constituent un terreau fertile pour les fausses informations. Or, les réseaux sociaux sont très utilisés comme moyen d'information. Au Royaume-Uni, parmi les individus utilisant leur smartphone comme premier outil de contact avec les informations pendant une journée typique, 35% utilisent des réseaux sociaux ou des applications de messagerie (Newman et al., 2019). Ce pourcentage est de 43% aux États-Unis, et Facebook est particulièrement utilisé (Royaume-Uni : 17% des 35% ; États-Unis : 25% des 43%). Concernant la France, 30% d'un échantillon représentatif de la population a indiqué utiliser principalement Internet, y compris les réseaux sociaux, pour s'informer sur l'actualité (IFOP, 2017).

Il apparaît alors que nous nous trouvons dans un contexte (1) de diffusion massive des informations permise par Internet, parfois sans égard quant à leur vérité, (2) où les fausses informations se propagent parfois plus rapidement et plus profondément que les vraies informations, (3) et ce alors même que les individus utilisent de plus en plus Internet et les réseaux sociaux pour s'informer (4) tout en présentant des inquiétudes concernant la possibilité de distinguer le vrai du faux. Dans ce contexte, identifier comment se forment nos évaluations de l'information, et en particulier comment nous distinguons les vraies des fausses informations, apparaît comme important. C'est même une question critique, car croire qu'une fausse information est vraie (ou qu'une vraie information est fausse) provoque un décalage entre ce

² Discours prononcé lors de la conférence de Munich sur la sécurité, 15 février 2020. Retrouvé sur : <https://www.who.int/fr/dg/speeches/detail/munich-security-conference>

³ Récupéré sur : <https://www.factcheck.org/2020/03/gargling-water-with-salt-wont-eliminate-coronavirus/>

qui est le cas et ce que croit l'individu, ce qui peut sous-tendre des conduites de santé ou de citoyenneté inappropriées, dont les effets sont parfois dangereux. Par exemple, adhérer à des théories du complot a été associé à une moindre intention de faire vacciner ses enfants (Jolley & Douglas, 2014a) et à une méfiance à l'égard de la démocratie (IFOP, 2019).

De multiples facteurs influençant nos jugements de vérité ont été identifiés. On compte l'effet de la source, où l'information d'une source crédible est jugée plus vraie que celle d'une source douteuse (Begg, Anas, & Farinacci, 1992 ; Mitchell, Dodson, & Schacter, 2005 ; Mitchell, Sullivan, Schacter, & Budson, 2006 ; cependant, voir Henkel & Mattson, 2011), l'effet de la plausibilité, où une information plausible est jugée plus vraie qu'une information peu plausible (Fazio, Rand, & Pennycook, 2019 ; Pennycook, Cannon, & Rand, 2018), et l'effet de citation, où des affirmations sont jugées plus vraies si elles sont accompagnées de citations (Putnam & Phelps, 2017). Les indices considérés ici dans le jugement de vérité semblent justifiés : l'expertise d'une source, les connaissances antérieures, des travaux soutenant une affirmation sont des critères utiles pour déterminer la valeur de vérité d'une information. Mais en plus de ces facteurs, des études ont montré que des informations faciles à lire (vs difficiles à lire, Reber & Schwarz, 1999 ; Scholl, Greifeneder, & Bless, 2014 ; Unkelbach, 2007), lues sans accent (vs avec un accent, Lev-Ari & Keysar, 2010 ; cependant voir Souza & Markman, 2012 pour un échec de réplique), qui riment (vs ne riment pas, McGlone & Tofiqbakhsh, 2000), formulées dans un langage concret (vs abstrait, Hansen & Wänke, 2010 ; cependant voir Henderson, Vallée-Tourangeau, & Simons, 2019), et présentées avec une image qui n'ajoute pas d'information (vs sans image, Newman, Garry, Bernstein, Kantner, & Lindsay, 2012 ; Newman et al., 2015 ; Newman, Jalbert, Schwarz, & Ly, 2020) sont jugées plus vraies. En particulier, un riche corpus d'études s'est formé sur l'effet de l'exposition répétée : des informations déjà vues sont jugées plus vraies que des nouvelles informations au moment du jugement de vérité (e.g., Hasher, Goldstein, & Toppino, 1977 pour la première étude connue de cet effet ; Gigerenzer, 1984 pour une réplique avec une plus grande validité externe ; Unkelbach, Koch, Silva, & Garcia-Marques, 2019 pour une présentation générale ; Dechêne, Stahl, Hansen, & Wänke, 2010 pour une méta-analyse). Cet effet, couramment appelé *effet de vérité* ou *effet de vérité illusoire* ([illusory] truth effect), est habituellement mis en évidence en ne présentant des affirmations qu'une seule fois avant d'en juger la vérité, et ce généralement indépendamment de leur vérité objective. Cet effet de vérité et les derniers effets présentés ne constituent pas des indices à première vue aussi utiles et diagnostics pour juger la vérité d'une information que la source, la plausibilité ou l'existence de travaux sur le sujet abordé. Bien qu'elles puissent présenter une certaine rationalité (Reber & Unkelbach, 2010), la facilité de

lecture, l'absence d'accent, les rimes, les images, l'exposition répétée peuvent être manipulées pour induire une illusion de vérité. Repensons à Internet : les concepteurs de sites web peuvent facilement manipuler la fonte des informations écrites et le contraste avec le fond, ou accompagner les textes d'images illustratives. Un vidéaste pourra travailler son oral pour éviter un accent, ou faire rimer ses phrases. Des auteurs de contenus pourront répéter une même information tout au long du propos, diffuser cette information via différents canaux, et même voir leurs productions partagées et *likées* sur Facebook ou retweetées et aimées sur Twitter, générant des réexpositions à l'information pour l'internaute. Comprendre les processus psychologiques de ces facteurs, facilement manipulables à l'heure du numérique, offre une fenêtre sur certains mécanismes du jugement de vérité.

Dans le présent travail de thèse, nous nous proposons d'étudier spécifiquement l'effet de l'exposition répétée à une information sur le jugement de vérité, soit l'*effet de vérité*. Parmi les effets présentés ici, c'est celui pour lequel la littérature est la plus riche, offrant ainsi une base empirique suffisamment abondante pour identifier et discuter les mécanismes possibles de l'effet. En outre et contrairement aux autres facteurs évoqués, la répétition de l'information, en plus de pouvoir être manipulée, peut aussi être une propriété émergente de notre système d'information, de notre environnement médiatique. Nous sommes susceptibles d'être exposés plusieurs fois aux mêmes informations. De nombreuses chaînes télévisées d'information en continu présentent la même actualité plusieurs fois par jour (e.g., en France : LCI ; BFMTV ; CNews...). Les bulles de filtrage, en favorisant l'exposition à des informations congruentes avec nos opinions et préférences, provoquent une forme d'exposition sélective, et potentiellement aussi la répétition sélective de certaines informations. L'exposition répétée à une même information serait également favorisée par les médias en ligne dans la mesure où 64% de ce qui a été publié en ligne en 2013 en France serait du copié-collé (Cagé, Hervé, & Viaud, 2017). La part du contenu original de l'article rapporté à son contenu total ne serait que de 36% en moyenne. Les résultats de Cagé et al. (2017) montrent également que 56% des articles de médias en ligne contiennent moins de 20% de contenu original. Ainsi, pour plus de la moitié des articles en ligne, l'exposition à une information répétée est en moyenne cinq fois plus probable que l'exposition à une nouvelle information. L'effet de vérité pourrait trouver avec Internet une expression massive, et des informations, vraies comme fausses, pourraient ainsi être crues à travers une illusion de vérité induite par l'exposition répétée.

L'effet de vérité comme un effet mémoire sur le jugement

Au-delà de l'aspect pratique de l'effet de vérité (nous y reviendrons dans le Chapitre 7 avec la question des théories du complot), l'effet de vérité présente des problèmes théoriques qu'il s'agit d'adresser pour mieux comprendre les processus psychologiques impliqués dans son apparition. Précisons que l'effet de vérité est un effet mémoire : des affirmations répétées, et donc anciennes, présentent un avantage de vérité perçue par rapport aux affirmations nouvelles dans une tâche de jugement de vérité. De la même façon, des items anciens présentent un avantage de reconnaissance par rapport aux nouveaux items dans une tâche de reconnaissance, la différence de reconnaissance entre les deux types d'items reflète le souvenir de l'information. Les paradigmes utilisés pour mettre en évidence l'effet de vérité et d'une tâche de reconnaissance sont d'ailleurs similaires. En phase d'étude, une consigne est donnée pour que les participants encodent une partie du matériel, puis les items encodés sont mélangés à des nouveaux au moment du test. De manière critique, c'est ici la tâche au test qui change : une tâche de jugement de vérité pour mettre en évidence l'effet de vérité, et une tâche de reconnaissance pour estimer de façon directe la mémoire. Dès lors que l'on accepte que l'effet de vérité est un effet mémoire, la question des processus psychologiques de l'effet de vérité peut se préciser dans l'investigation des processus de mémoire qui le sous-tendent⁴. C'est précisément l'objectif principal du présent travail de thèse.

Perspective d'ensemble du travail de thèse

Nous nous sommes demandé quels sont les processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité. Cette question théorique n'est pas déconnectée des préoccupations appliquées que nous avons présentées ci-avant dès lors que l'on considère que chercher à minimiser (ou à maximiser) l'effet de vérité implique d'en comprendre les mécanismes. Nous avons identifié des lacunes dans le soutien actuel pour l'hypothèse de familiarité, que nous présentons dans le Chapitre 1 après la description des procédures d'étude de l'effet de vérité et leurs principaux résultats. Nous préciserons que l'effet de vérité est habituellement étudié à travers deux procédures. Dans une procédure à un jugement, la première tâche n'est pas une tâche de jugement de vérité, tandis qu'au moins deux tâches de jugement de vérité sont présentées et certaines affirmations sont répétées entre les deux dans une procédure à deux jugements.

⁴ Affirmer ceci n'est pas ici négliger la possible contribution d'autres processus que les processus de mémoire qui pourraient être impliqués dans l'apparition de l'effet de vérité.

Rapidement, l'hypothèse de familiarité affirme que l'exposition répétée rend les affirmations fluides, faciles à traiter, et que la familiarité qui en découle est incorrectement attribuée à la vérité des affirmations à juger (plutôt qu'à l'exposition antérieure) en l'absence de recollection, soit de souvenir précis de l'exposition antérieure.

Dans le Chapitre 2, nous suggérons une alternative à l'hypothèse de familiarité, que nous appelons l'hypothèse de correspondance duale, que nous formulons en nous appuyant sur les limites de l'hypothèse de familiarité ainsi que sur des travaux existants sur le jugement, l'effet de vérité, la mémoire, et sur la notion de vérité-correspondance issue de l'épistémologie. Nous argumenterons en quoi c'est une alternative pertinente à l'hypothèse de familiarité et que l'on peut en dériver des prédictions testables. Rapidement, l'hypothèse de correspondance duale propose qu'une affirmation répétée, en pouvant ensuite être récupérée à travers un sentiment de familiarité comme à travers la recollection de l'item, sera jugée plus vraie qu'une nouvelle. La raison en est que la vérité d'une affirmation serait évaluée à travers sa correspondance avec les informations récupérées en mémoire. Ce serait le cas si aucun indice de vérité n'est par ailleurs disponible, à travers par exemple le souvenir de la crédibilité de la source ou d'un jugement de vérité antérieur sur la même affirmation.

Dans le Chapitre 3, nous précisons l'approche générale du travail. Le travail réalisé s'appuie d'une part sur l'analyse des performances aux études menées ou réanalysées à travers le calcul de scores (e.g., score d'effet de vérité ; score d'identification de la source), et d'autre part sur l'application de modèles multinomiaux d'arbres de traitement, qui décomposent les performances observées en processus latents formalisés dans des modèles.

Les Chapitres 4 à 7 présentent des études empiriques, qu'elles portent sur des collectes de données originales (Chapitres 4 et 5) ou sur des données existantes (Chapitres 6 et 7). Le Tableau 1 présente de façon synthétique les principales informations relatives aux deux pré-tests réalisés et aux huit études conduites. Dans les Chapitres 4, 5, et 6, nous présentons trois études expérimentales préenregistrées (Chapitre 4, Étude 1 ; Chapitre 5 : Études 2 et 3) et des analyses d'études existantes (Chapitre 6 : Études 4, 5, et 6 basées sur les études de Nadarevic, 2007 et de Nadarevic & Erdfelder, 2014). Dans ces études, nous avons cherché à dégrader la recollection pour en estimer les effets sur l'effet de vérité et évaluer les mérites des hypothèses de familiarité et de correspondance duale. Dans l'Étude 1 (Chapitre 4), nous avons cherché à diviser l'attention à l'encodage avec et sans indice de crédibilité dans une procédure à un jugement. Dans les Études 2 et 3 (Chapitre 5), nous avons manipulé le délai entre la phase d'étude et la tâche de jugement de vérité, également dans une procédure à un jugement. Dans les Études 4, 5, et 6, nous avons appliqué notre modèle multinomial de l'inertie de la réponse

(présenté dans le Chapitre 3) à des données existantes tirées d'études ayant utilisé une procédure à deux jugements pour évaluer les effets du délai sur l'inertie de la réponse, supposée basée sur un indice de vérité et permettant ainsi le test des hypothèses de familiarité et de correspondance duale, notamment par comparaison avec le Chapitre 5.

Dans le dernier chapitre (Chapitre 7), nous présentons deux études (Études 7 et 8) dans lesquelles nous avons analysé les données des premières enquêtes du conspirationnisme dans des échantillons représentatifs de la population française (IFOP, 2017, 2019). Nous avons cherché à estimer l'effet de vérité avec des théories du complot, contribuant à la fois à questionner la généralisation de l'effet de vérité au-delà du matériel habituellement utilisé, et à initier une passerelle que nous pensons utile entre les littératures sur l'effet de vérité et le conspirationnisme.

À la fin de chaque chapitre, nous proposons un encadré « Dans ce chapitre, nous avons vu que... » pour faciliter la lecture du document à travers le rappel des principaux points abordés.

Enfin, nous présenterons globalement les apports du présent travail de thèse, discuterons ses limites et anticiperons des pistes de travail à venir, pour certaines déjà amorcées.

Pour conclure l'introduction de ce travail, il nous importe de consacrer quelques mots aux pratiques de science ouverte. Avec la révolution de la crédibilité (Vazire, 2018) qui anime la discipline depuis l'étude de Bem (2011 ; voir Wagenmakers, Wetzels, Borsboom, & van der Maas, 2011) sur la précognition, la crédibilité de nombreux résultats, pour certains pourtant considérés comme classiques, a été et continue d'être remise en question (Open Science Collaboration, 2015 ; Camerer et al., 2018). La crise de la réplification prend pour partie sa source dans des pratiques discutables de recherche, qui augmentent les faux positifs à travers des stratégies de *p*-hacking répandues, parfois dans des proportions inquiétantes (Chambers, 2017 ; John, Loewenstein, & Prelec, 2012 ; Simmons, Nelson, & Simonsohn, 2011).

Dans ce contexte, il nous a semblé crucial d'implémenter des pratiques de science ouverte, dont le principal objectif est d'augmenter la transparence de la recherche, des hypothèses qui seront testées à la publication des résultats en passant par le matériel utilisé, les données générées et les scripts d'analyses appliqués (Klein et al., 2018 ; Nosek et al., 2019). Si la crédibilité des recherches dépend de leur degré de transparence, il importe de préenregistrer les hypothèses, les recueils de données et les analyses (Nosek, Ebersole, DeHaven, & Mellor, 2018), de partager le matériel et, si possible, utiliser des logiciels libres pour conduire les études (e.g., OpenSesame pour l'expérimentation en laboratoire, Mathôt, Schreij, & Theeuwes, 2012),

de partager les données, et de partager les analyses réalisées avec des logiciels eux aussi libres (e.g., R, R Core Team, 2018 ; jamovi, jamovi project, 2018 ; Jasp, Jasp Team, 2018).

Nous avons cherché à rendre notre recherche transparente. Pour nos trois recueils expérimentaux originaux (Études 1, 2, et 3), nous avons préenregistré les hypothèses, le plan d'expérience, le nombre de participants visé, et les analyses qui seraient conduites. Nous avons également déposé sur l'Open Science Framework (osf.io) les affirmations utilisées, les procédures de randomisation des affirmations employées dans chaque étude, les fichiers OpenSesame créés, les données collectées, et les principales analyses (scripts R ; fichier Jasp). Le(s) lien(s) sont indiqués à chaque début de chapitre le cas échéant, et sont disponibles dans le Tableau 1. Pour nos analyses des études de Nadarevic (2007) et de Nadarevic et Erdfelder (2014), les données sont mises à disposition par Lena Nadarevic sur l'Open Science Framework, et nous avons partagé nos scripts d'analyses (voir Chapitre 6 et Tableau 1). En cherchant à être transparents sur nos études, nous espérons que le lecteur aura à disposition suffisamment d'éléments pour se représenter finement les résultats que nous rapportons et les conclusions que nous en tirons. Nous anticipons que les gains d'informations et de transparence permis par ces pratiques alimenteront utilement les critiques du présent travail. Si nous avons commis des erreurs, elles seront identifiables, et il nous faudra alors en évaluer les conséquences sur les conclusions formulées ici (Bishop, 2018).

Dans le cadre d'un projet de thèse, implémenter des pratiques de science ouverte peut s'avérer coûteux et délicat, d'autant plus dans un laboratoire où ces pratiques restent peu discutées et rarement implémentées. Nous regrettons rétrospectivement de n'avoir pas préenregistré nos réanalyses (Études 4 à 8), et n'avons certainement été transparents qu'imparfaitement. Ce travail de thèse présente des bases de recherche transparente que nous comptons continuer de développer et de mûrir.

Tableau 1

Principaux objectifs, échantillons finaux, statut du recueil et page OSF (le cas échéant) des études conduites pendant la thèse

Étude	Chapitre	Principal objectif	N_{final}	Collecte originale	Page osf.io
Pré-test 1	Annexe A	Constituer le matériel	59	Oui	Non
Pré-test 2	Annexe B	Avoir plus d'affirmations utilisables pour mieux estimer les effets	71	Oui	Non
Étude 1	Chapitre 4	Estimer l'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité avec/sans indices de crédibilité	186	Oui	https://osf.io/vwth7/
Étude 2	Chapitre 5	Estimer l'effet modérateur du délai sur l'effet de vérité	131	Oui	https://osf.io/tbf68/
Étude 3		Estimer les médiateurs de l'effet modérateur du délai sur l'effet de vérité	140	Oui	
Étude 4	Chapitre 6	Estimer l'effet du délai sur l'inertie de la réponse dans une procédure à deux jugements	54	Nadarevic (2007)	https://osf.io/w72g5/
Étude 5			88	Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 1)	
Étude 6			69	Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 2)	
Étude 7	Chapitre 7	Estimer la généralisation de l'effet de vérité à des théories du complot	775	IFOP (2017)	Non, mais manuscrit de travail : psyarxiv.com/tf76n/
Étude 8			743	IFOP (2019)	

Chapitre 1

L'effet de vérité : Procédures, résultats, l'hypothèse de familiarité et ses limites⁵

« *There's nothing so absurd that if you repeat it often enough, people will believe it.* »

James (1890)

La présente thèse porte sur l'augmentation de la vérité perçue d'affirmations lorsqu'elles sont vues plusieurs fois par rapport à des nouvelles, un phénomène communément désigné sous les notions d'*effet de vérité* (induit par la répétition), d'*effet de vérité illusoire*, ou encore d'*effet de validité* et d'*effet de réitération*. Nous préférons l'expression « effet de vérité » par simplicité, et car son usage est répandu. Dans ce premier chapitre, nous présentons les deux procédures d'étude de l'effet de vérité (à un ou deux jugements de vérité) ainsi que les principaux résultats mis en évidence. Nous aborderons également les variables modératrices identifiées dans chacune des procédures. Nous présenterons la principale hypothèse développée pour rendre compte de l'effet de vérité, soit l'hypothèse de familiarité, et développerons les limites identifiées.

Deux procédures d'étude de l'effet de vérité : un ou deux jugements de vérité

Depuis la première expérience (Hasher, Goldstein, & Toppino, 1977) et jusqu'aux études les plus récentes (e.g., Brashier, Eliseev, & Marsh, 2020), l'effet de vérité a été mis en évidence à travers deux procédures : une procédure à deux jugements (que l'on pourrait aussi qualifier de répétition intra-affirmations), et une procédure à un jugement (que l'on pourrait

⁵ Ce chapitre s'appuie sur une note théorique publiée : Béna, J., Carreras, O., & Terrier, P. (2019). L'effet de vérité induit par la répétition : revue critique de l'hypothèse de familiarité. *L'année psychologique*, 119(3), 397-425.

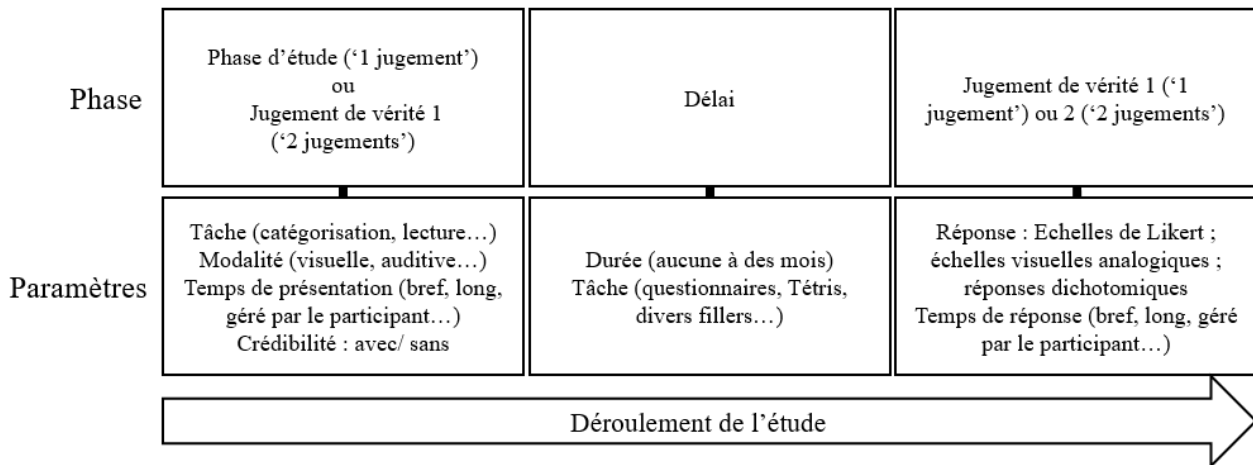


Figure 1.1. Schéma des principales procédures d'étude de l'effet de vérité (1 ou 2 jugements) avec les principaux paramètres pouvant varier. Tiré de Béna, Carreras, & Terrier (2019, Figure 1, p. 401).

aussi qualifier de répétition inter-affirmations). La Figure 1.1 présente les phases et les paramètres pouvant varier dans les deux procédures. Dans les deux procédures, les participants réalisent au moins deux tâches, dont la deuxième est une tâche de jugement de vérité d'affirmations vues dans la première tâche (elles sont répétées entre la première tâche et la tâche de jugement de vérité) et de nouvelles (elles ne sont pas présentées dans la première tâche). La différence entre les deux procédures porte sur la première tâche demandée aux participants. Dans la procédure à deux jugements, les participants réalisent d'emblée une tâche de jugement de vérité sur une partie du matériel. Toutes les affirmations sont nouvelles à ce stade de l'étude. Dès lors, les affirmations répétées au moment du deuxième jugement ont déjà fait l'objet d'un jugement de vérité lors de la première tâche, lorsqu'elles étaient encore nouvelles. Par exemple, Hasher et al. (1977) ont présenté auditivement 60 affirmations factuelles (i.e., portant sur des états du monde) vraies ou fausses (e.g., « Le Caire, en Égypte, compte plus d'habitants que Chicago, dans l'Illinois ») à 40 étudiants à travers trois sessions expérimentales séparées par deux semaines. Dans chaque session, la tâche des participants était d'évaluer la vérité des affirmations sur une échelle de Likert en 7 points (1 : « Certainement faux » ; 7 : « Certainement vrai »). Dans les deux dernières sessions, un tiers des affirmations était répété, et mélangé à de nouvelles affirmations. Les résultats ont montré une interaction statistiquement significative entre la répétition des affirmations et la session. Le score de jugement de vérité des affirmations était plus élevé après leur répétition ($M_{session3} = 4.74$; $M_{session2} = 4.67$) qu'avant ($M_{session1} = 4.35$). La moyenne des scores sur les nouvelles affirmations n'a pas significativement varié en fonction des sessions.

Contrairement à la procédure à deux jugements, la première tâche n'est pas une tâche de jugement de vérité dans la procédure à un jugement. La tâche peut, par exemple, consister à lire les affirmations (e.g., Unkelbach & Rom, 2017), à les catégoriser (e.g., Nadarevic & Abfal, 2017) ou à en juger l'intérêt (e.g., Brashier et al., 2020). Ici, les affirmations répétées entre cette phase d'étude et la phase de jugement de vérité n'ont pas reçu de premier jugement de vérité avant d'être répétées. Par exemple, Schwartz (1982) a demandé à 72 participants de lire des affirmations présentées visuellement une ou trois fois dans la première partie de l'expérience, avec la tâche de mémoriser le sens des affirmations. Après une tâche de rappel indicé, les affirmations vues dans la première partie de l'expérience ont été mélangées à de nouvelles avec la tâche d'en juger la vérité sur une échelle de Likert en 7 points, semblable à celle utilisée par Hasher et al. (1977). Le score de jugement de vérité était plus élevé pour les affirmations lues une ou trois fois dans la première partie de l'étude ($M_{repet.1\ fois} = 4.23$; $M_{repet.3\ fois} = 4.33$) que pour celles vues uniquement en tâche de jugement de vérité ($M_{nouveau} = 3.84$). La différence entre les affirmations répétées une ou trois fois n'était pas significative.

Cette différence entre les deux procédures a deux implications. La première est qu'alors qu'il n'y a qu'une façon de calculer l'effet de vérité dans la procédure à un jugement, deux façons existent dans la procédure à deux jugements. Dans la procédure à un jugement, l'effet de vérité est calculé comme la différence de vérité perçue entre les affirmations répétées et nouvelles affirmations, un critère de calcul appelé *inter-items*. Dans la procédure à deux jugements, le critère *inter-items* peut également être calculé, car au moment du deuxième jugement de vérité, certaines affirmations sont nouvelles puisqu'elles n'ont pas été présentées dans la première tâche de jugement de vérité. En plus de ce calcul, l'effet de vérité peut aussi être calculé avec un critère *intra-items*, soit la différence de vérité perçue entre les mêmes affirmations avant (première tâche de jugement de vérité) et après (deuxième tâche de jugement de vérité) leur répétition. Cette différence de calcul entre un critère *inter-items* et *intra-items* est importante, car une méta-analyse a montré que la taille de l'effet était plus large avec un critère *inter-items* (d de Cohen 0.50, IC 95% = [0.43, 0.57]) qu'avec un critère *intra-items* (d de Cohen = 0.39, IC 95% = [0.30, 0.49]) (Dechêne, Stahl, Hansen, & Wänke, 2010). Nous reviendrons sur une explication possible de cette différence en abordant les modérateurs de l'effet de vérité.

La deuxième implication est que les processus impliqués dans l'effet de vérité dans chacune des procédures, qu'ils soient mnésiques ou non, pourraient différer pour partie. Dans la procédure à deux jugements, les participants peuvent par exemple se souvenir de leur premier jugement de vérité, alors que ce souvenir est impossible dans la procédure à un jugement car

une seule tâche de jugement de vérité a été administrée. Tant dans son calcul que dans ses processus, les effets de vérité obtenus avec des procédures à un et deux jugements pourraient différer. Ces différences justifient d'analyser des différences de modération qu'il pourrait il y avoir entre les deux effets, ce qui informera notre discussion des théories de l'effet de vérité (Chapitre 2), et fait que nous nous sommes intéressés à l'effet modérateur du délai dans la procédure à un jugement (Chapitre 5) et dans la procédure à deux jugements (Chapitre 6).

Historiquement, la procédure à deux jugements a tout d'abord dominé les recherches sur l'effet de vérité. Parmi les études de l'effet de vérité que nous avons répertoriées, sur 15 études publiées avant 1990, 10 ont utilisé une procédure à deux jugements (66.67%). La procédure à un jugement est actuellement la plus couramment utilisée. Sur les 104 études recensées en février 2018, seules 24 ont utilisé une procédure à deux jugements (24.08%), contre 74 utilisant une procédure à un jugement (4 mixant les deux, 2 ne pouvant pas être qualifiées). Cette préférence pour la procédure à un jugement peut s'expliquer par un effet plus large que dans la procédure à deux jugements (selon la méta-analyse de Dechêne et al., 2010), et donc plus facile à mettre en évidence (car nécessitant moins de participants pour atteindre une puissance statistique suffisante). Cette préférence peut aussi s'expliquer par le fait qu'il est arrivé que l'effet de vérité ne soit pas répliqué dans une procédure à deux jugements lorsque les deux tâches de jugement de vérité étaient proches dans le temps (Nadarevic, 2007 ; Nadarevic & Erdfelder, 2014 ; voir Chapitre 6). Les données sont plus abondantes dans la procédure à un jugement que dans la procédure à deux jugements. Dans le présent travail, nous avons choisi de mettre le focus sur l'effet de vérité dans la procédure à un jugement tout en abordant aussi la question de la procédure à deux jugements.

Des modérateurs de l'effet de vérité

Que ce soit dans la procédure à un ou à deux jugements, l'effet de vérité a été répliqué conceptuellement plus d'une centaine de fois : en décembre 2019, nous comptons 172 études de l'effet de vérité, dont la grande majorité l'a mis en évidence. L'effet de vérité est communément considéré comme robuste, car il a été mis en évidence malgré des variations expérimentales importantes, qu'elles portent sur la modalité de présentation (visuelle ; auditive), du temps de présentation en phase d'étude ou en phase de test, de la mesure de vérité perçue utilisée ou des affirmations utilisées (e.g., de culture générale ou portant sur des produits de consommation).

Tableau 1.1

Principaux modérateurs de l'effet de vérité avec un critère intra- et inter-items et exemples d'études. Tiré de Béna, Carreras, & Terrier (2019, Tableau 1, p. 404)

Modérateur	Critère		Exemple d'étude
	Intra-items	Inter-items	
Peu d'affirmations en étude et au test (vs plus)	∅	+	Unkelbach et Rom, (2017, exp.2)
Délai étude – test bref (vs long)	-	+	Silva, Garcia-Marques, et Reber (2017)
Répétition thématique (vs répétition identique)	≈	-	Begg, Armour, et Kerr (1985)
Alerter sur l'effet de vérité (vs ne pas alerter)	∅	-	Nadarevic et Abfalg (2017)
Scepticisme	≈	+	DiFonzo, Beckstead, Stupak, et Walder (2016)
Présenter uniquement des affirmations anciennes au test (vs les mélanger à de nouvelles)	-	-	Dechêne, Stahl, Hansen, et Wänke (2009, exp. 1)
Simultanément juger la vérité et reconnaître les affirmations	∅	-	Garcia-Marques, Silva, et Mello (2017)

Néanmoins, des modérateurs diminuant, voire parfois annulant l'effet, ont été identifiés (pour une synthèse, voir le Tableau 1.1). Lire puis juger peu d'affirmations (20 affirmations à lire, 30 à juger) a été associé à un effet de vérité plus large que lire puis juger plus d'affirmations (40 à lire, 60 à juger) (Unkelbach & Rom, 2017, Exp.2). Dans trois expériences récentes utilisant la procédure à un jugement, l'effet de vérité trouvé après un très bref délai était plus large qu'après une semaine (Garcia-Marques, Silva, Reber, & Unkelbach, 2015 ; Silva, Garcia-Marques, & Reber, 2017 ; cependant voir Dechêne et al., 2010). Une répétition thématique (e.g., présenter tout d'abord le thème « Température corporelle des chevaux » puis « La température corporelle des chevaux est d'environ 104 degrés Fahrenheit ») a été associée à un effet de vérité moins large qu'une répétition à l'identique (e.g., Begg, Armour, & Kerr, 1985 ; Dechêne et al., 2010 ; cependant voir Silva et al., 2017). Outre ces modérateurs potentiels, présenter des alertes aux participants en les informant de l'existence de l'effet de vérité et de la nécessité de l'éviter a montré une réduction de cet effet (Nadarevic & Abfalg, 2017). Les

traits individuels ont également été étudiés en lien avec l'effet de vérité. Aucun lien statistiquement significatif n'a été mis en évidence entre, d'une part, le besoin de clôture (i.e., le désir d'avoir une réponse définitive sur un sujet plutôt qu'une incertitude) (Nadarevic et al., 2012 ; De keersmaecker, Dunning, Pennycook, Rand, Sanchez, Unkelbach, & Roets, 2020) ou le style cognitif (i.e., la tendance à penser de façon intuitive ou analytique) (De keersmaecker et al., 2020) et l'effet de vérité d'autre part. L'étude du lien entre le besoin de cognition (i.e., la tendance à apprécier des activités cognitives coûteuses et s'y engager) et l'effet de vérité a donné des résultats mitigés. Des études n'ont mis en évidence aucun lien (Arkes, Boehm, & Xu, 1991 ; Nadarevic, Meckler, & Schmidt, 2012) tandis que Newman, Jalbert, Schwarz, et Ly (2020) ont récemment trouvé un lien positif : plus le score de besoin de cognition était élevé, plus l'effet de vérité était large. Un petit effet du scepticisme sur l'effet de vérité a aussi été mis en évidence (DiFonzo, Beckstead, Stupak, & Walder, 2016), où l'effet de vérité diminue lorsque le scepticisme augmente (cependant, voir Nadarevic et al., 2012). Ainsi, le nombre d'affirmations à lire/juger, le type de répétition, le délai entre les deux phases, des alertes sur l'effet de vérité, la disposition au scepticisme et le besoin de cognition, tous dans le cadre d'une procédure à un jugement, sont de bons candidats au statut de modérateurs partiels de l'effet. Ces facteurs pourraient diminuer l'effet de vérité sans cependant l'annuler.

Des modérateurs annulant l'effet de vérité ont également été mis en évidence. L'effet de vérité a été mis en évidence quand des affirmations anciennes et nouvelles étaient mélangées au moment du test (condition typique d'étude de l'effet de vérité), mais pas lorsque seules des affirmations anciennes étaient présentées (l'effet de vérité était alors estimé en comparant les réponses données avant et après répétition avec un critère intra-items, et par rapport à une condition « contrôle » où seules des affirmations nouvelles étaient présentées avec un critère inter-items) (Dechêne, Stahl, Hansen, & Wänke, 2009, Exp. 1). L'effet de vérité dans une procédure à deux jugements n'a pas été répliqué lorsque les deux sessions de jugement de vérité étaient proches dans le temps (Hawkins & Hoch, 1992 ; Nadarevic & Erdfelder, 2014 ; Nadarevic, 2007), ou du moins il a été diminué (Dechêne et al., 2010). Augmenter le délai avec une procédure à deux jugements pourrait augmenter l'effet de vérité, alors qu'augmenter le délai avec une procédure à un jugement le diminuerait (nous reviendrons sur l'effet modérateur du délai dans les Chapitres 5 et 6).

Enfin, avec une procédure à un jugement, l'effet de vérité n'a pas été retrouvé lorsque des participants devaient simultanément juger la vérité des affirmations et indiquer s'ils les reconnaissaient, mais il a été obtenu lorsque ces deux tâches étaient effectuées dans deux phases différentes de l'expérience (Garcia-Marques, Silva, & Mello, 2017).

Maintenant que nous avons présenté l'effet de vérité et les principaux résultats disponibles dans la littérature, nous décrivons la principale hypothèse utilisée pour rendre compte de l'effet et de ses modérations, soit l'hypothèse de familiarité.

L'hypothèse de familiarité

Une explication dominante de l'effet de vérité est la familiarité associée à l'exposition répétée (e.g., Begg, Anas, & Farinacci, 1992 ; Garcia-Marques, Silva, & Mello, 2016 ; Garcia-Marques, Silva, & Mello, 2017 ; Mitchell, Dodson, & Schacter, 2005 ; Mitchell, Sullivan, Schacter, & Budson, 2006 ; Mutter, Lindsey, & Pliske, 1995 ; Skurnik, Yoon, Park, & Schwarz, 2005). Des affirmations déjà vues seraient plus faciles à traiter que de nouvelles, et cette fluidité du traitement engendrerait un sentiment de familiarité dont l'origine réelle (l'exposition antérieure) ne serait pas identifiée au moment du jugement de vérité. L'individu commettrait alors une erreur d'attribution du sentiment de familiarité ressenti au moment du jugement de vérité en voyant à nouveau une affirmation déjà vue. Dans une tâche de jugement de vérité, la familiarité serait interprétée comme un indice de vérité de l'affirmation parce que l'influence de la mémoire sur le jugement s'exerce selon un mécanisme attributif (Jacoby, Kelley, & Dywan, 1989 ; Kelley & Jacoby, 1990). Ce mécanisme permet notamment d'expliquer l'effet d'une reconnaissance couplée au jugement évoquée plus haut (Garcia-Marques et al., 2017). La véritable source de la fluence (l'exposition antérieure) étant plus facilement identifiable lorsque les participants doivent simultanément juger et reconnaître les affirmations que lorsque les tâches de jugement et de reconnaissance sont réalisées en séquentiel, l'effet de vérité serait diminué voire disparaîtrait. Notons ici que, sous l'hypothèse de familiarité, toute condition pouvant favoriser une attribution correcte de la familiarité à l'exposition antérieure, lorsqu'une tâche de mémoire est utilisée (simultanément ou après le jugement), ou encore lorsqu'une tâche de jugement est utilisée après une première exposition, doit diminuer le biais de jugement que constitue l'effet de vérité. Comme nous le verrons (Chapitres 2, 4, 5, 6), des conditions favorisant une attribution correcte de la familiarité sont par exemple lorsque l'attention n'est pas divisée à l'encodage (vs divisée à l'encodage) ou lorsque le délai entre la phase d'étude et la phase de test est bref (vs plus long).

Le modèle de mésattribution proposé par Jacoby et al. (1989) s'applique à d'autres situations de jugement. L'effet de vérité ne serait ainsi qu'un cas particulier rentrant dans le domaine d'explication du modèle. Les études convergent en effet pour dire que la fluence est un indice utilisé dans une large gamme de jugements, tels que le jugement esthétique, de célébrité, de confiance, de fréquence, et de vérité (voir Alter & Oppenheimer, 2009 ; Jacoby et

al., 1989 ; Unkelbach & Greifeneder, 2013). Sous cette conception, la familiarité est incorrectement attribuée à la tâche à réaliser, aux propriétés des stimuli à juger, sauf si une explication alternative à la familiarité est accessible. Ainsi, seul l'un des deux processus de mémoire classiquement distingués dans les modèles à deux processus de la mémoire est supposé être responsable de l'effet constaté.

Dans les modèles à deux processus de la mémoire, une distinction entre familiarité et recollection est couramment proposée (Mandler, 1980 ; Jacoby, 1991 ; Kelley & Jacoby, 2000 ; Yonelinas, 2002 ; Yonelinas, Aly, Wang, & Koen, 2010 ; Yonelinas & Jacoby, 2012 ; Wixted & Mickes, 2010). Alors que la familiarité est le sentiment qu'un item a déjà été présenté, la recollection est la réinstallation consciente des caractéristiques présentes à l'encodage (caractéristiques de la source ; ordre de présentation ; pensées au moment de la présentation de l'item)⁶. La familiarité et la recollection sont couramment conceptualisées comme étant deux processus indépendants, au sens où un seul des processus ou les deux peuvent contribuer à la performance de mémoire. Si l'on mobilise cette distinction entre les processus de familiarité et de recollection, il apparaît que l'effet de vérité serait dû à la familiarité incorrectement attribuée à la vérité en l'absence de recollection, et donc de remémoration consciente. En effet, si la familiarité est accompagnée de la recollection, la familiarité peut correctement être attribuée au passé plutôt qu'incorrectement attribuée à la vérité des affirmations.

À ce stade, nous avons caractérisé l'effet de vérité, ses principaux modérateurs ainsi que le principal médiateur, soit la familiarité. Dans la section suivante, nous abordons les principaux résultats ayant corroboré cette hypothèse, en mettant l'accent sur les principales limites de ce soutien.

Soutien empirique pour l'hypothèse de familiarité et limites

La familiarité est une explication à la fois parcimonieuse et corroborée de l'effet de vérité. Parcimonieuse, car elle est soutenue dans l'étude d'autres effets, mobilise peu de construits, et rend compte de l'effet de vérité. Corroborée aussi, car elle explique la grande majorité des résultats disponibles dans la littérature sur l'effet de vérité. Cependant, le soutien empirique présente des limites importantes que l'on catégorisera ici en quatre groupes : (1) limites conceptuelles de la reconnaissance ; (2) limites des mesures de la familiarité ; (3) limite

⁶ Ce niveau de détail est suffisant pour le présent chapitre, car notre objectif est de décrire l'hypothèse de familiarité. Dans le Chapitre 2, nous préciserons différentes formes de recollections car nous en aurons besoin pour présenter une hypothèse alternative à l'hypothèse de familiarité, qui est l'hypothèse de correspondance duale.

de la comparaison entre effet de vérité induit par la répétition et les autres « effets de vérité » ; (4) limites de l'explication de trois modérateurs de l'effet de vérité : l'effet du nombre d'affirmations, l'effet des autoréférences, et l'effet du délai entre la phase d'étude et la phase de test.

La performance de reconnaissance n'est pas un indice de familiarité, car elle peut indexer la contribution à la fois de la recollection et de la familiarité

Des études (Boehm, 1994 ; Hawkins & Hoch, 1992 ; Roggeveen & Johar, 2002) ont testé l'hypothèse de familiarité à travers des analyses de médiation, utilisant une approche en étapes causales (Baron & Kenny, 1986). Ces études ont conclu que la familiarité médiatisait l'effet de la répétition sur le jugement de vérité. Cependant, des problèmes de conceptualisation de la familiarité sont à relever dans ces études. Hawkins et Hoch (1992) et Roggeveen et Johar (2002) présupposent que la performance à la tâche de reconnaissance épisodique est une mesure correcte de la familiarité. Ainsi, leurs analyses de médiation incluent non pas un score de familiarité, mais la performance à la tâche de reconnaissance.

Néanmoins, l'idée selon laquelle la reconnaissance serait une mesure « pure » d'un seul processus (ici, la familiarité) est difficilement tenable face à la grande quantité de résultats montrant que la performance à une tâche de reconnaissance est due à la contribution souvent indépendante de la familiarité et de la recollection (Jacoby, 1991 ; pour revue, voir Yonelinas, 2002 ; Yonelinas & Jacoby, 2012). Des paradigmes d'étude, tels que la Procédure de Dissociation des Processus (PDP, Jacoby, 1991 ; Jacoby, 1998 ; Yonelinas & Jacoby, 2012) ou le paradigme Remember/Know (RK, Gardiner, 1988 ; Gardiner & Java, 1991 ; Gardiner & Richardson-Klavehn, 2000 ; Tulving, 1985) permettent de séparer la contribution de la recollection et de la familiarité à la performance, et ont permis de montrer que certains facteurs influençaient davantage (voire sélectivement) l'un ou l'autre de ces processus. Par exemple, la recollection est plus sensible que la familiarité à la manipulation de la division de l'attention, l'avancée en âge et à la profondeur de traitement (pour revue, Yonelinas, 2002).

Si les analyses de médiation montrent bien que la performance en reconnaissance médiatise l'effet de vérité, elles ne sont pas suffisantes pour clairement affirmer que seule la familiarité en est le médiateur. La reconnaissance pouvant être basée à la fois sur la familiarité et sur la recollection, montrer que l'effet de vérité est médiatisé par la reconnaissance (prise comme une estimation de la familiarité) n'est qu'un soutien indirect à l'hypothèse de familiarité, et seulement sous la prémisse selon laquelle la performance de reconnaissance était (essentiellement) basée sur la familiarité dans ces tâches. Nous l'avons vu, cette prémisse n'est

pas garantie. En l'état, la familiarité comme la recollection sont des candidats au statut de médiateur de l'effet de vérité.

Des échelles de familiarité peuvent mesurer autre chose que le processus de familiarité, et les corrélés aux scores de jugement de vérité ne suffit pas pour soutenir l'hypothèse de familiarité

L'étude de Boehm (1994), que nous avons abordée dans la section précédente car elle présente des analyses de médiation, souffre d'un problème de mesure du processus de familiarité. De nombreuses études ont investigué la relation entre jugement de vérité et familiarité. Dans nombre d'entre elles, la familiarité a été évaluée à travers des échelles de Likert (e.g., Arkes et al., 1991 ; Begg et al., 1985 ; Boehm, 1994 ; DiFonzo et al., 2016 ; Hawkins & Hoch, 1992 ; Hawkins, Hoch, & Meyers-Levy, 2001 ; Schwartz, 1982). Par exemple, Boehm (1994, Exp. 1) a mesuré la familiarité avec une échelle de Likert en 7 points, allant de 1 : « définitivement non familier » à « 7 : définitivement familier ». Ces mesures de familiarité ont montré des corrélations positives avec le jugement de vérité. En outre, les scores de familiarité comme les scores de jugement de vérité augmentant avec la répétition, il a été avancé que l'effet de la répétition sur le score de jugement de vérité était à expliquer par l'incrément de familiarité. À l'exception de l'analyse de médiation de Boehm (1994), ces corrélations ne permettent pas de tester le rôle causal de la familiarité dans le modèle. Il peut en effet être envisagé que la familiarité et la vérité soient deux produits indépendants de la répétition. Lorsque la familiarité est mesurée avec une échelle de Likert, son rôle dans l'explication de l'effet de vérité est difficile à évaluer. Un autre problème de l'utilisation des échelles de Likert est qu'il est difficile de savoir si elles mesurent la familiarité telle que couramment entendu dans les modèles à deux processus de la mémoire, soit un sentiment de familiarité qui n'est pas associé chez l'individu à la capacité de se remémorer le contexte d'occurrence de l'évènement. Or, répondre qu'une affirmation est « définitivement familière » après y avoir été exposé n'exclut pas une réponse aussi basée sur la recollection.

Comme évoqué dans le point précédent, des méthodes permettent de séparer la contribution de la familiarité et de la recollection dans des tâches de mémoire et de jugement (pour une revue de ces méthodes dans l'étude de la mémoire, voir Clarys, 2001). Par exemple, le paradigme RK permet de distinguer deux phénoménologies au moment de la récupération (au test), par exemple dans une tâche de reconnaissance. Les participants indiquent s'ils se rappellent consciemment l'item et des éléments de son contexte de présentation (« Remember ») ou s'ils savent simplement que l'item a été présenté (« Know »). La PDP permet d'estimer

la contribution des processus de recollection et de familiarité en proposant deux conditions de réponse. Dans une condition, dite d'inclusion, les deux processus supportent une même réponse (e.g., « ancien » dans une tâche de reconnaissance), tandis que dans la condition dite d'exclusion, les deux processus supportent différentes réponses (e.g., seule la familiarité peut expliquer la production d'une réponse « ancien »). Des modèles multinomiaux d'arbres de traitement (Riefer & Batchelder, 1988 ; pour revues, Batchelder & Riefer, 1999 ; Erdfelder, Auer, Hilbig, Aßfalg, Moshagen, & Nadarevic, 2009) sont également utiles pour séparer la contribution de différents processus car ils permettent de décomposer des probabilités observées de réponses dans des probabilités de processus cognitifs latents supposés dans les modèles (Klauer, Stahl, & Voss, 2011). La PDP peut être conçue comme un modèle multinomial d'arbres de traitement très simple (Erdfelder et al., 2009 ; Buchner, Erdfelder, & Vaterrodt-Plünnecke, 1995). Nous présentons le principe de ces modèles et les modèles mobilisés dans la thèse dans le Chapitre 3.

Les scores de familiarité telle que mesurée avec des échelles de Likert peuvent indexer la familiarité comme la recollection sans les distinguer. En effet, lorsque le participant éprouve un sentiment de familiarité qu'il attribue correctement au passé, ce sentiment peut survenir avec ou sans recollection. Il apparaît que les résultats obtenus avec des mesures de familiarité de type échelle de Likert ne sont pas suffisants pour soutenir l'hypothèse de familiarité.

Bien qu'en nombre réduit, des études de l'effet de vérité ont estimé la contribution de la familiarité et de la recollection. Nous avons identifié trois articles présentant de telles études.

Estimer la familiarité et la recollection en manipulant la crédibilité des sources

Begg, Anas, et Farinacci (1992) ont adapté et transposé la PDP dans une tâche de jugement de vérité afin de mesurer la contribution de la recollection et de la familiarité dans l'effet de vérité. Afin de distinguer la contribution respective de la recollection et de la familiarité dans une tâche donnée, la PDP compare deux conditions : une condition d'inclusion, où la familiarité et la recollection sous-tendent une même réponse (e.g., répondre « ancien » dans une tâche de reconnaissance) et une condition d'exclusion, où la recollection et la familiarité ont des effets opposés. Un ensemble d'équations basées sur les fréquences de réponses observées est ensuite utilisé pour produire des estimations des deux processus. Dans leurs expériences, Begg et al. ont manipulé la crédibilité de la source des affirmations dans la phase d'étude. Ils ont présenté les affirmations à l'oral avec une voix féminine ou masculine, et ont indiqué que ces voix présentaient soit des affirmations vraies, soit des affirmations fausses. Les auteurs ont estimé l'influence de la recollection (R) et de la familiarité (F) sur les

scores de vérité obtenus sur ces affirmations. En utilisant les proportions d'affirmations présentées comme vraies jugées vraies et les proportions d'affirmations fausses jugées vraies, ils sont partis de l'idée que les affirmations présentées comme vraies seraient jugées vraies soit grâce à la recollection de la source, soit grâce à la familiarité ($R + F / (1 - R)$). Cela ressemble à la condition d'inclusion, où la familiarité et la recollection sont supposées opérer de concert. À l'inverse, si une affirmation présentée comme fausse était jugée vraie, cela capturerait l'influence non-intentionnelle de la familiarité ($F / (1 - R)$), car la recollection de la source des affirmations présentées comme fausses devrait conduire à les juger fausses. Cela fait écho à la condition d'exclusion de la PDP, où la recollection s'oppose à la familiarité. Pour faire varier la disponibilité de la recollection pendant la tâche de jugement de vérité, Begg et al. (Exp. 4) ont inclus une condition dans laquelle l'attention des participants était divisée en phase d'étude à travers la réalisation de soustractions mentales pendant l'écoute des affirmations. Les auteurs s'attendaient à ce que l'encodage de la crédibilité de la source soit moins bon lorsque l'attention était divisée plutôt que pleine. Pour les affirmations présentées comme vraies, les auteurs ont montré que la recollection de la source et la familiarité soutenaient des jugements « vrai ». Diminuer la recollection en divisant l'attention des participants a augmenté la proportion d'affirmations présentées comme fausses qui ont été jugées vraies. Begg et al. ont alors conclu que l'effet de vérité résulte de l'influence non-intentionnelle de la familiarité en l'absence de recollection. Dans une logique analogue, Unkelbach et Stahl (2009) ont proposé un modèle multinomial d'arbres de traitements qui distingue la fluence et la recollection de la source, parmi d'autres paramètres. Dans des études proches de celles de Begg et al., (1992), leurs résultats soutiennent aussi l'hypothèse de familiarité.

Une autre étude basée sur une idée similaire (Law, 1998) a utilisé le paradigme Remember/Know. En phase d'étude, les participants ont jugé la compréhensibilité d'affirmations présentées dans deux listes. Dans une liste, les affirmations étaient présentées comme crédibles, et dans l'autre elles étaient présentées comme douteuses. En phase de test, les affirmations de ces deux listes ont été mélangées à de nouvelles, où les participants ont à la fois jugé la vérité des affirmations et indiqué s'ils les reconnaissaient ou non. S'ils les reconnaissaient, les participants indiquaient une réponse « R » s'ils pouvaient récupérer un détail lié au contexte ; s'ils savaient que l'affirmation était ancienne sans recollection, ils donnaient une réponse « K ». Les résultats ont montré que les affirmations associées à une réponse R ont reçu un score de vérité plus élevé lorsque la source était crédible, par rapport à douteuse. Cependant, les scores de vérité associés à une réponse K n'ont pas significativement différé en fonction de la source. Les scores de vérité étaient plus élevés sur les réponses K que

sur les réponses R. Ces résultats sont consistants avec ceux de Begg et al. (1992), et soutiennent ainsi l'hypothèse selon laquelle la familiarité, en particulier en l'absence de recollection, contribue à l'effet de vérité.

Estimer la familiarité et la recollection en manipulant la crédibilité des sources est insuffisant pour généraliser les résultats à des situations où la crédibilité n'est pas manipulée

Les études de Begg et al. (1992), d'Unkelbach et Stahl (2009) et de Law (1998) ont manipulé la crédibilité de la source des affirmations pour offrir des estimations quantitatives de la contribution relative de la familiarité et de la recollection de la source à l'effet de vérité. Ce sont, à notre connaissance, les études soutenant le plus directement l'hypothèse de familiarité, et ce avec des estimations quantitatives des processus de mémoire. Néanmoins, ces études ont systématiquement manipulé la crédibilité des sources, où les affirmations étaient présentées comme vraies ou comme fausses. Une conséquence directe de la manipulation de la crédibilité des sources est que le soutien pour l'hypothèse de familiarité vient principalement de la condition où les affirmations sont présentées comme fausses. Le choix de la manipulation de la crédibilité se justifie ici pour les auteurs, car il permet selon eux de placer en opposition la recollection de la source (qui supporte une réponse « faux » lorsque la liste est douteuse) et la familiarité (qui supporte une réponse « vrai » indépendamment de la crédibilité de la source). Si ces résultats sont informatifs car ils montrent que la familiarité soutient une réponse « vrai » quelle que soit la crédibilité de la source, ils ne permettent pas de conclure que la familiarité ne médiatise l'effet de vérité qu'en l'absence de la recollection au-delà d'une condition où la liste est douteuse. Or, ce saut interprétatif est régulièrement fait dans des situations où l'effet de vérité est étudié dans les conditions typiques du paradigme : c'est-à-dire quand la crédibilité des sources n'est pas manipulée. Les résultats obtenus lorsque la crédibilité des sources a été manipulée ont été utilisés pour justifier l'hypothèse de familiarité lorsque la crédibilité n'était pas manipulée (e.g., Garcia-Marques, Silva, & Mello, 2016). Il semble raisonnable de supposer que les processus à l'œuvre soient les mêmes que la crédibilité soit manipulée ou non. Néanmoins, en l'absence d'indices fournis par la recollection de la source, ce manque dans les résultats disponibles dans la littérature rend difficile l'évaluation de l'hypothèse selon laquelle seule la familiarité médiatise l'effet de vérité, et que la recollection le modère en le diminuant.

Montrer un effet de la répétition, de la facilité de lecture et de la présence d'images ne suffit pas pour conclure qu'un seul et même processus est responsable des différents effets

La troisième classe de limites vient de la comparaison de différents effets de vérité. Un argument souvent repris dans la littérature sur l'effet de vérité pour soutenir l'hypothèse de familiarité est que des manipulations de la fluence perceptive ou conceptuelle induisent, à l'instar de la répétition, un effet de vérité. Des affirmations rendues faciles à lire (à travers une manipulation du contraste affirmations – fond) ont tendance à être jugées plus vraies que des affirmations plus difficiles à lire (Reber & Schwartz, 1999 ; Scholl et al., 2014 ; Unkelbach, 2007). Des affirmations qui riment ont également tendance à être jugées plus vraies que des affirmations sémantiquement équivalentes ne riment pas (McGlone & Tofiqbakhsh, 2000). Des affirmations insérées dans un contexte conceptuel cohérent ont tendance à être jugées plus vraies que des affirmations insérées dans un contexte conceptuel moins cohérent (Parks & Toth, 2006). Des affirmations accompagnées d'une illustration non-corroborante (i.e., elle n'apporte pas d'information en plus de l'affirmation) sont jugées plus vraies que des affirmations présentées seules (Newman, Jalbert, Schwarz, & Ly, 2020 ; Newman et al., 2015 ; Newman, Gary, Bernstein, Kantner, & Lindsay, 2012). Du fait de cette famille d'« effets de vérité », il a été suggéré que tous reposent essentiellement sur un mécanisme commun, soit la fluence. Cet argument souffre de deux problèmes. Le premier est que la répétition, contrairement à une manipulation de la fluence perceptive ou conceptuelle, n'a pas comme seul effet de rendre plus fluide le traitement des affirmations. Bien que cette caractéristique soit souvent mise en avant dans l'étude de l'effet de vérité, il est important d'insister à nouveau sur la distinction entre familiarité et recollection : la répétition permet une récupération en mémoire des caractéristiques de l'événement à travers des processus de familiarité comme de recollection. Il est compréhensible que la focale ait été mise sur la familiarité, mais rien n'exclut que la recollection médiatise également l'effet de vérité. La répétition conduisant à des récupérations en mémoire basées sur différents processus, manipuler la répétition ne fait pas varier que la familiarité. L'inférence selon laquelle seule la familiarité médiatise l'effet de vérité n'est donc pas garantie sur le plan logique.

Le premier problème de la comparaison entre effets de vérité est donc que la répétition ne peut être mise au même niveau que les autres manipulations évoquées, celle-ci induisant plus qu'une modification de la fluence perceptive et conceptuelle. Le deuxième problème est que, lorsque l'on compare effectivement les effets de la répétition et de la fluence perceptive sur le jugement de vérité, les tailles des effets obtenus sont souvent différentes. La méta-analyse

de l'effet de vérité induit par la répétition (Dechêne et al., 2010) a montré que cet effet est moyen (d de Cohen $\approx .50$). L'analyse des effets de la fluence perceptive sur le jugement de vérité montre des effets qui tendent à être très inférieurs à celui de la répétition. Silva, Garcia-Marques, et Mello (2016) ont souligné que l'effet obtenu par Reber et Schwarz (1999) est très petit (d de Cohen = 0.13). Après un calcul du facteur bayésien de ce résultat ($BF_{01} = 3.55$), il apparaît que l'hypothèse d'absence d'effet, et non pas l'hypothèse d'une différence, est mieux soutenue par les données dans l'étude de Reber et Schwarz. L'étude de McGlone et Tofiqbakhsh (2000), où la fluence perceptive a été manipulée à travers la sonorité des affirmations, a montré des effets analogues à ceux de Reber et Schwarz (1999). Bien que des effets plus larges de la fluence perceptive sur le jugement de vérité aient été obtenus (e.g., Unkelbach, 2007), les comparaisons non systématiques présentées ici suggèrent que les effets de la répétition sur le jugement de vérité sont plus larges que ceux de la fluence perceptive. En l'état, il est délicat de conclure à un mécanisme commun aux effets de vérité induits par la répétition ou non. La seule obtention d'effets significatifs de la fluence perceptive d'une part et de la répétition d'autre part sur le jugement de vérité n'est pas un argument suffisant pour soutenir que la fluence médiatise l'effet de la répétition sur le jugement de vérité. Si l'effet de vérité induit par la répétition est effectivement plus large que l'effet induit par d'autres manipulations, cette différence est à expliquer. Une explication possible est que les processus médiatisant l'effet sont différents entre l'effet de vérité induit par la répétition et l'effet induit par d'autres manipulations.

L'hypothèse de familiarité ne rend pas bien compte des effets modérateurs du nombre d'affirmations, des autoréférences et du délai

Nous avons passé en revue les principaux arguments qui soutiennent l'hypothèse de familiarité. Une force de cette hypothèse est qu'elle rend compte d'un grand nombre de résultats, concernant les effets de vérité ainsi que d'autres (e.g., jugement de célébrité ; jugement esthétique, voir Alter & Oppenheimer, 2009). Cependant, des résultats obtenus sur l'effet de vérité induit par la répétition sont difficiles à expliquer sous la seule hypothèse de familiarité. Nous en avons relevé trois en particulier : l'effet du nombre d'affirmations, l'effet des autoréférences, et l'effet du délai entre la phase d'étude et la phase de test. La diminution du nombre d'affirmations traitées à l'étude et au test, le fait de tenter de relier l'information à soi-même lors de l'encodage (autoréférences) ainsi qu'un délai réduit entre l'étude et le test constituent des manipulations connues pour améliorer la recollection dans une plus large

mesure que la familiarité. De ce fait, la familiarité n'est pas le principal processus pour expliquer que l'effet de vérité augmente avec ces manipulations, comme nous allons le voir.

Récemment, Unkelbach et Rom (2017, Exp. 2) ont montré que lorsque 20 affirmations sont à lire en phase d'étude puis que 30 affirmations sont à juger dans une tâche de jugement de vérité dichotomique (répondre « vrai » ou « faux »), l'effet de vérité obtenu est plus large que lorsque 40 affirmations sont à lire en phase d'étude puis 60 à juger. Cet effet est à la fois difficile à prédire et à expliquer rétrospectivement sous la seule hypothèse de familiarité, car elle n'est pas supposée diminuer avec le nombre d'affirmations à lire et à juger. Unkelbach et Rom (2017) ont proposé une « théorie référentielle » de l'effet de vérité : le jugement de vérité dépendrait de la quantité de références cohérentes activées en mémoire. Cette théorie repose sur une modélisation de la récupération basée sur la notion d'activation, les références en mémoire existant sous forme de réseaux d'informations. Les affirmations répétées ayant plus de références cohérentes activées en mémoire que les nouvelles affirmations au moment du jugement de vérité, les affirmations répétées auraient tendance à être jugées vraies plus souvent que les nouvelles. Cependant, le nombre d'affirmations à lire et à juger n'a pas été manipulé dans d'autres études à notre connaissance. Aussi, si ce résultat est intéressant pour discuter les limites de l'hypothèse de familiarité et confronter cette hypothèse à d'autres modèles, il est en l'état insuffisant, considéré isolément, pour constituer un contre-argument solide.

Unkelbach et Rom (2017, Exp. 3) ont montré un autre effet difficile à prédire ou à expliquer sous la seule hypothèse de familiarité : lorsque le traitement sémantique est encouragé en phase d'étude, l'effet de vérité augmente. En phase d'étude, les participants lisaient des affirmations sous une des trois conditions suivantes : traitement superficiel, demandant aux participants de localiser la partie de l'écran présentant l'affirmation (gauche ; droite) ; traitement sémantique standard, demandant de compléter les affirmations présentées avec un verbe manquant ; autoréférences, demandant de lire les affirmations en décrivant à quel point elles s'appliquent aux participants. L'effet de vérité obtenu dans la condition d'autoréférences était supérieur à celui obtenu dans la condition standard, lui-même étant supérieur à celui obtenu dans la condition avec traitement superficiel. Les auteurs ont expliqué ce résultat avec leur théorie référentielle. Plus de références étant formées dans la condition avec autoréférences que standard, et plus en condition standard qu'en traitement superficiel, les résultats corroborent la théorie selon laquelle l'effet de vérité est fonction de la quantité de références cohérentes disponibles en mémoire. Si l'effet de vérité est fonction de la quantité de références actives en mémoire (hypothèse référentielle) on peut s'attendre à ce que la profondeur du traitement (traitement sémantique ; autoréférences) influence positivement

l'effet de vérité en vertu d'un traitement distinctif plus important. La profondeur du traitement étant par ailleurs connue pour augmenter la recollection plus que la familiarité (Java & Gregg, 1997 ; pour revue, voir Yonelinas, 2002), une telle prédiction est difficilement compatible avec une explication mnésique du phénomène exclusivement basée sur la familiarité. Comme l'effet du nombre d'affirmations, l'effet d'autoréférences dans l'effet de vérité n'a pas fait l'objet d'études de réplication. Ainsi, bien que cet effet conduise à questionner la validité et la complétude de l'hypothèse de familiarité, il ne permet pas en l'état de constituer, seul, un argument robuste à l'encontre de celle-ci.

Enfin, discutons l'effet du délai entre la phase d'étude et la phase de test. La méta-analyse de Dechêne et al. (2010) n'a pas mis en évidence un effet du délai lorsqu'un critère inter-items était utilisé. Le critère inter-items se calcule à la fois dans les procédures à un et à deux jugements. Cependant, avant cette méta-analyse, peu d'études ont systématiquement fait varier le délai entre l'étude et le test, de sorte que la méta-analyse ne pouvait qu'être suggestive sur ce point (Cumming & Calin-Jagemann, 2017). Récemment, Silva et al. (2017) ont trouvé dans deux études utilisant une procédure à un jugement que l'effet de vérité était plus élevé dans une condition dite immédiate (étude et test lors de la même session expérimentale) que lorsque sept jours séparaient l'étude et le test. Garcia-Marques et al. (2015) ont trouvé des résultats allant dans le même sens. Silva et al. (2017) ont avancé que ce résultat est explicable par une diminution de la familiarité avec le temps. Cependant, une synthèse des travaux sur la mémoire de reconnaissance suggère que la recollection est plus sensible au déclin que la familiarité sur une telle période (Yonelinas, 2002). Le problème de l'intervalle de temps entre l'étude et le test dans l'effet de vérité ne semble donc pas résolu par la méta-analyse de Dechêne et al. (2010).

Le problème persiste à regarder les effets du délai dans la procédure à deux jugements. Dans les études évoquées, une diminution de l'effet de vérité avec l'augmentation du délai est suggérée. Néanmoins, toutes ont utilisé une procédure à un jugement. Dans les procédures à deux jugements, les résultats sont différents. Hawkins et Hoch (1992) n'ont pas trouvé d'effet de vérité lorsque le délai était faible, à l'instar de Nadarevic (2007). L'effet de vérité est en revanche mis en évidence lorsqu'un délai est introduit entre les deux tâches de jugement de vérité (e.g., Hasher et al., 1977). Récemment, Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 1) ont trouvé un effet de vérité dans une procédure à deux jugements lorsqu'une semaine, mais pas quand 10 minutes, séparaient les deux tâches. Les auteurs ont supposé une inertie de la réponse : lorsque peu de temps sépare les deux jugements, les participants ont une plus grande opportunité de se souvenir de leur premier jugement lorsqu'ils réalisent la deuxième tâche de jugement de vérité

que lorsque plusieurs jours séparent les deux tâches. L'hypothèse de familiarité ne spécifie pas, en revanche, que le souvenir de son premier jugement devrait diminuer l'effet de vérité. Nous reviendrons sur les explications des effets du délai dans le Chapitre 2.

Pris ensemble, les effets du nombre d'affirmations, des autoréférences et du délai entre la phase d'étude et la phase de test sur l'effet de vérité constituent des limites de l'hypothèse de familiarité. Cette hypothèse ne permet pas, ou difficilement, de prédire ou d'expliquer rétrospectivement ces résultats. Cependant, la récurrence des effets pointés et leur absence de répliquations publiées à ce jour, directes et indirectes, en limitent la portée. En outre, les processus par lesquels ces effets sont obtenus restent à être testés. Depuis une perspective duale de la mémoire, faire l'hypothèse que la familiarité en l'absence de recollection médiatise l'effet de vérité montre des limites pour expliquer les effets.

Conclusion du Chapitre 1

Dans ce chapitre, nous avons présenté l'effet de vérité, les procédures pour l'étudier et les façons de le calculer. Nous en avons présenté les principaux modérateurs. Nous avons décrit la principale hypothèse qui rend compte du phénomène, soit l'hypothèse de familiarité, qui suppose que la familiarité en l'absence de recollection médiatise l'effet de la répétition sur le jugement de vérité. Nous avons enfin discuté le soutien pour cette hypothèse en présentant les principales limites que nous lui voyons, qu'elles soient conceptuelles – mesures de la familiarité à travers la performance de reconnaissance ou des échelles de Likert, ou empiriques – estimations de la familiarité quand la crédibilité des sources est manipulée ; comparaisons avec les autres « effets de vérité » muettes sur la complétude de l'hypothèse ; trois effets modérateurs particulièrement difficiles à accommoder.

Dans le Chapitre 2, nous décrivons une hypothèse alternative à l'hypothèse de familiarité, que nous introduisons sous la notion d'hypothèse de correspondance duale.

Dans ce chapitre, nous avons vu que...

- **La vérité perçue des affirmations répétées est supérieure à celle de nouvelles affirmations**, un phénomène communément appelé *effet de vérité*.
- Cet effet de vérité peut être mis en évidence dans une procédure à **un jugement de vérité** ou à **deux jugements de vérité**.
- Les calculs et processus de l'effet de vérité diffèrent partiellement entre ces deux procédures : alors que **seul un critère inter-items est disponible dans la procédure à un jugement**, les **critères inter-items et intra-items peuvent être utilisés dans la procédure à deux jugements**, procédure dans laquelle les participants peuvent se souvenir de leur premier jugement.
- Des **modérateurs**, qu'ils diminuent ou annulent l'effet de vérité, ont été mis en évidence, tels que le nombre d'affirmations à juger, l'intervalle de temps entre les deux tâches à réaliser ou la profondeur du traitement en phase d'étude.
- L'explication consensuelle des effets obtenus est la **familiarité**, ou facilité de traitement : **revoir une affirmation entraînerait un traitement plus fluide de l'affirmation, fluence qui générerait un sentiment de familiarité qui serait incorrectement attribué à la vérité perçue plutôt qu'à la source réelle de la fluidité** (l'exposition antérieure). **La recollection, en permettant de correctement attribuer la familiarité à l'exposition antérieure, devrait empêcher d'attribuer la familiarité à la vérité, et éviter l'effet de vérité.**
- **Un ensemble de résultats soutient cette hypothèse**, en particulier des études distinguant deux processus de mémoire : la familiarité (sentiment qu'une affirmation a déjà été présentée) et la recollection (remémoration consciente des détails du contexte/source d'étude ou de l'affirmation). Ces études ont utilisé la Procédure de Dissociation des Processus (PDP), le paradigme Remember/Know (RK) et des modèles multinomiaux d'arbres de traitements (modèles MPT).
- **Le soutien empirique pour l'hypothèse de familiarité souffre de quatre familles de limites** : (1) la reconnaissance est parfois conçue comme une mesure « pure » de la familiarité alors qu'elle indexe également la recollection ; (2) la familiarité a également été mesurée avec des échelles de Likert sans garantie que celles-ci indexent spécifiquement la familiarité, et les estimations des processus de mémoire n'ont été produites qu'en manipulant la crédibilité ; (3) le jugement de vérité est aussi augmenté par l'augmentation du contraste affirmation-fond, mais ce résultat est insuffisant en lui-même pour conclure que seule la facilité de traitement est le mécanisme commun aux effets du contraste affirmation-fond et de la répétition ; (4) le nombre d'affirmations, les autoréférences, et le délai entre l'étude et le test modèrent l'effet de vérité et sont supposés affecter la recollection dans une plus large mesure que la familiarité dans des tâches de reconnaissance.

Chapitre 2⁷

Une hypothèse alternative à la familiarité : l'hypothèse de correspondance duale

« It is dangerous to evaluate truth on the basis of how many of the characteristics of memorial reports the current one has, because the glitter of correspondence may be mistaken for the gold of truth. »
Begg (1996, p. 192)

Dans le Chapitre 1, nous avons présenté l'hypothèse de familiarité et mis l'accent sur ce qui nous apparaît comme étant des limites de cette explication appliquée à l'effet de vérité. Dans cette conception, la recollection est supposée modérer l'effet de vérité (l'effet ne se produirait que si la familiarité est attribuée à la vérité en l'absence de recollection). Alternativement, que ce soit d'un point de vue conceptuel ou empirique, il ressort de notre analyse que la recollection pourrait médier l'effet de vérité au même titre que la familiarité, et non pas modérer l'effet⁸. Cette suggestion s'oppose à l'hypothèse de familiarité. En somme, nous proposons que l'hypothèse de familiarité est incomplète pour rendre compte de l'effet de vérité. Faire l'hypothèse de deux chemins de l'effet de la répétition sur le jugement de vérité – la familiarité et la recollection, n'est pas théoriquement impossible (du fait des limites des distinctions conceptuelles généralement opérées), et pourrait contribuer à mieux rendre compte de certains modérateurs de l'effet de vérité.

Dans ce chapitre, nous proposons et présentons une hypothèse dans laquelle la familiarité comme la recollection médient l'effet de vérité en l'absence d'indices de crédibilité des sources et en l'absence de souvenir d'un jugement de vérité antérieur. Nous distinguerons deux formes de recollection : la recollection de l'item (supposée médier l'effet de vérité) et la recollection de la source (supposée modérer l'effet de vérité si la source n'est pas crédible) ou la recollection du premier jugement (supposée modérer l'effet de vérité), toutes deux correspondant à des formes de recollection du contexte. Cette hypothèse, que nous

⁷ Ce chapitre s'appuie sur une note théorique publiée : Béna, J., Carreras, O., & Terrier, P. (2019). L'effet de vérité induit par la répétition : revue critique de l'hypothèse de familiarité. *L'année psychologique*, 119(3), 397-425.

⁸ Alors qu'un modérateur désigne toute variable modifiant la taille, la direction, ou l'existence d'un effet, un médiateur désigne toute variable expliquant l'effet d'une variable sur une autre. Voir par exemple Baron et Kenny (1986).

appelons *correspondance duale*, s'appuie pour partie sur des conceptions déjà avancées dans la littérature sur l'effet de vérité, mais qui sont restées à la marge. Après la présentation de la différence entre la recollection du contexte et la recollection de l'item, nous décrivons l'hypothèse de correspondance duale, la justifions d'un point de vue théorique, montrons que certaines de ses prédictions sont testables, et présentons comment elle adresse les limites de l'hypothèse de familiarité – tout en présentant elle-même des limites.

Distinction entre la recollection du contexte et la recollection de l'item

Jusqu'alors, nous avons parlé de façon générale de la recollection comme d'une réinstallation consciente des caractéristiques présentes à l'encodage. Ce niveau de détail était suffisant pour décrire l'hypothèse de familiarité, les conceptions et résultats qui la soutiennent et les limites que nous leur voyons. Pour introduire l'hypothèse de correspondance duale, nous avons besoin de distinguer deux formes de recollection. La recollection du contexte d'une part, dans laquelle s'inscrit la recollection de la source, et la recollection de l'item d'autre part, car l'hypothèse de correspondance duale attribue des rôles différents à ces deux formes de recollection dans l'explication de l'effet de vérité.

Typiquement, la recollection est conçue comme un processus univarié (un seul paramètre) de réinstallation des détails contextuels présents à l'encodage d'un événement. Néanmoins, sa définition varie en fonction de la tradition de recherche. Dans l'étude de la reconnaissance, la recollection est généralement définie comme la récupération des détails contextuels associés à la présentation d'un item (e.g., Jacoby, 1991 ; Wixted & Mickes, 2010). À l'inverse, dans l'étude des faux souvenirs, la recollection est typiquement définie au niveau de l'item. Si un participant se souvient précisément avoir lu le mot « coca », il pourra considérer le mot « pepsi » comme étant un distracteur même si le mot lui apparaît comme familier, du fait de son lien thématique avec le mot « coca » présenté.

Pour réconcilier ces deux conceptions, Brainerd et collègues ont proposé que la recollection était au contraire bivariée, correspondant alors à deux paramètres (Brainerd, Gomes, & Moran, 2014 ; Brainerd, Gomes, & Nakamura, 2015 ; Brainerd, Nakamura, & Lee, 2018 ; Brainerd & Reyna, 2015). Les auteurs distinguent la recollection du contexte et la recollection de l'item. La recollection du contexte consiste en la réinstallation consciente des détails accompagnant la présentation d'items (e.g., couleur de l'item, modalité de présentation de l'item). La recollection de l'item consiste en la réinstallation consciente des items eux-mêmes. Ces deux formes de recollection surviendraient typiquement ensemble (Brainerd & Reyna, 2015).

Brainerd et collègues (2014, 2015, 2018) ont accompagné leur modèle de la recollection à deux processus d'estimations empiriques. Ils ont montré que les deux recollections sont empiriquement séparables à travers des dissociations simples et doubles. Ils ont illustré deux phénomènes allant dans ce sens : la recollection du contexte sans recollection de l'item (e.g., identification correcte de la source d'un item alors que l'item n'a pas été reconnu, Kurilla & Westerman, 2010 ; Starns, Hicks, Brown, & Martin, 2008) et la recollection de l'item sans recollection de la source (amnésie de la source, rappel correct d'items mais reconnaissance incorrecte de détails contextuels liés à leur présentation, Mickes, Seale-Carlisle, & Wixted, 2013). Ces résultats soutiennent la conception bivariée de la recollection, et nous permettent de distinguer les deux dans l'hypothèse de correspondance duale que nous proposons pour expliquer l'effet de vérité.

L'hypothèse de correspondance duale

Description de l'hypothèse

L'hypothèse de correspondance duale propose que l'effet de vérité résulte de la mise en correspondance entre des informations récupérées en mémoire au moment du jugement de vérité et les affirmations à juger.

Une affirmation serait jugée vraie si ses contenus correspondent à des informations récupérées en mémoire. Les contenus peuvent être récupérés en mémoire à travers un processus de familiarité – sentiment d'avoir déjà vu quelque chose, ou à travers un processus de recollection de l'item, soit la réinstallation consciente et détaillée des affirmations présentées. Que la récupération soit basée sur la familiarité ou basée sur la recollection de l'item, des contenus de mémoire correspondent aux affirmations présentées, et les affirmations auraient ainsi tendance à être jugées vraies. La familiarité comme la recollection de l'item seraient alors des médiateurs de l'effet de vérité.

En plus de spécifier que la recollection de l'item comme la familiarité médiatisent l'effet de vérité, l'hypothèse de correspondance duale prévoit des modérateurs à ces médiateurs. La familiarité et la recollection ne médiatiseraient l'effet de vérité qu'en l'absence de manipulation de la crédibilité des sources, et en l'absence du souvenir du premier jugement dans la procédure à deux jugements. La raison en est que la récupération d'une valeur de vérité à travers le souvenir de la crédibilité de la source ou d'un premier jugement suffit pour délivrer une réponse. Si une source est présentée comme fautive en phase d'étude dans une procédure à un jugement, la recollection du contexte (réinstallation de caractéristiques de la source) supporterait une réponse « faux », faisant que ni la familiarité, ni la recollection de l'item, ne

médiatiseraient l'effet de vérité. De façon analogue, si un individu se souvient avoir jugé une affirmation comme vraie ou comme fausse lors de la première exposition dans une procédure à deux jugements, il aurait tendance à donner la même réponse que dans le premier jugement, à travers la recollection du contexte (souvenir précis du jugement antérieur). Dans ce cas, il n'y aurait pas non plus d'effet de vérité, car l'individu aurait tendance à donner les mêmes réponses dans les deux tâches de jugement de vérité. Une représentation graphique de l'hypothèse de correspondance duale est présentée en Figure 2.1.

Nous voyons là que l'hypothèse de correspondance rend compte au moins de l'effet de vérité. L'exposition à une information en phase d'étude permettant sa récupération au moment du test à travers la familiarité comme à travers la recollection, et ces deux processus étant supposés supporter un jugement « vrai » en l'absence de la recollection de la source ou d'un premier jugement de vérité, les affirmations répétées auraient plus tendance à être jugées comme vraies que les nouvelles. Au-delà de rendre compte de l'effet de vérité, l'hypothèse adresse certaines limites de l'hypothèse de familiarité et permet de formuler des prédictions testables, comme nous le verrons dans la suite du chapitre.

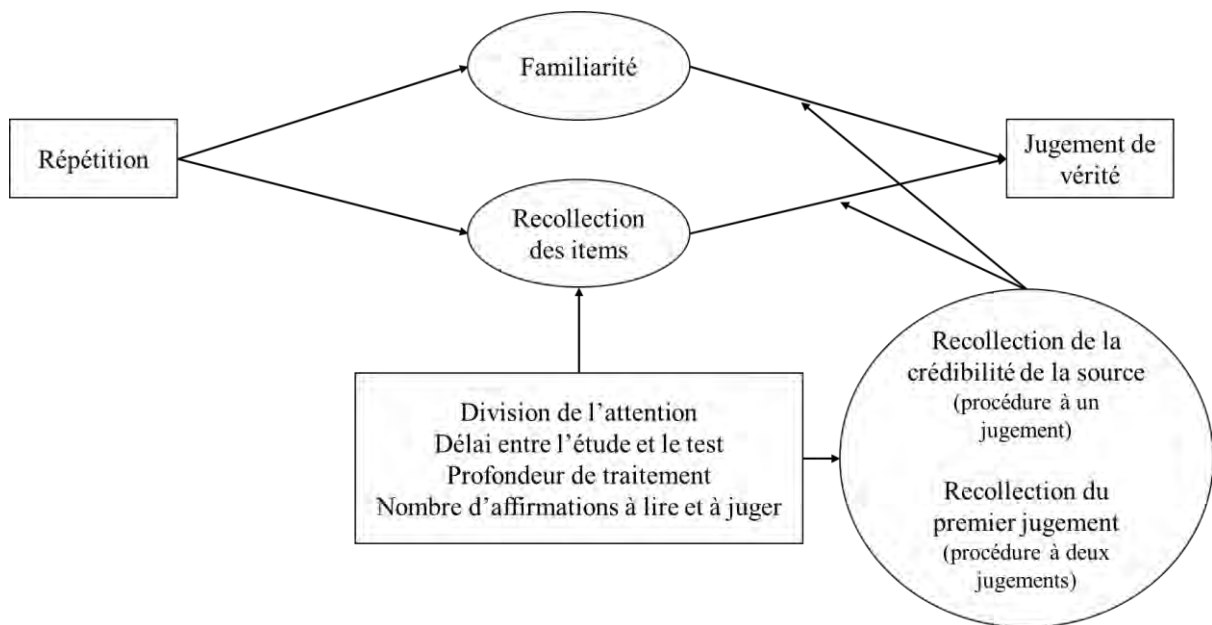


Figure 2.1. Représentation graphique de l'hypothèse de correspondance duale. Les carrés représentent les variables, les cercles représentent les processus supposés.

Sources de l'hypothèse

Lier des théories proposées dans la littérature sur l'effet de vérité et des théories à deux processus de la mémoire

Nous proposons l'hypothèse de correspondance duale en nous appuyant sur des suggestions déjà faites dans la littérature sur l'effet de vérité et sur l'effet de simple exposition. Concernant l'effet de vérité, Begg et al. (1985) ont proposé que la vérité perçue d'une affirmation dépend du degré d'accord entre l'affirmation testée et les informations en mémoire. Leur idée est que les affirmations contiennent généralement un thème et des informations détaillées. Si les individus ne se souviennent que du thème général au moment du test, les informations en mémoire et l'affirmation testée sont en accord pour partie, et les individus devraient avoir tendance à juger les affirmations comme vraies. Si les individus se souviennent à la fois du thème général et des informations détaillées au moment du test, l'accord entre les informations en mémoire et les affirmations testées est plus élevé encore que lorsque seul le thème général est récupéré, et l'effet de vérité devrait ainsi être d'autant plus fort.

Notre hypothèse de correspondance duale peut être vue comme une reformulation et une extension de l'hypothèse de Begg et al. (1985) à travers une conception à deux processus de la mémoire. Au niveau des processus de mémoire, ce que Begg et al. (1985) appellent le thème général se rapproche des contenus récupérés à travers le sentiment de familiarité, tandis que les informations détaillées seraient récupérées à travers la recollection de l'item. Ces processus de mémoire sont eux-mêmes associés à des représentations appelées *gist* et *verbatim*, définies dans la théorie des traces floues (e.g., Brainerd & Reyna, 2002 ; Corbin, Reyna, Weldon, & Brainerd, 2015 ; Reyna, 2012). Cette théorie, qui rend compte d'une large gamme de phénomènes (mémoire, raisonnement, prise de décision et leur trajectoire développementale, e.g., Brainerd & Reyna, 2005, 2015 ; Reyna, Lloyd, & Brainerd, 2003 ; Reyna, 1996), propose que nous encodons, stockons, et récupérons indépendamment et en parallèle des représentations *gist* et des représentations *verbatim*. Associées au sentiment de familiarité, les représentations *gist* sont basées sur le sens des informations, le thème, et constituent le niveau de représentation le plus général des informations. Les représentations *verbatim*, elles, produisent un processus de recollection de l'item, et sont des représentations détaillées des informations. Formulée à travers la théorie des traces floues, l'hypothèse mnésique de Begg et al. (1985) propose que la récupération de représentations *gist* comme *verbatim* médiatise l'effet de vérité.

Un point d'intérêt de la théorie des traces floues est qu'elle admet que la recollection de l'item puisse soutenir une illusion de mémoire. Examinant comment la théorie des traces

floues explique les illusions constatées dans deux paradigmes de mémoire, le paradigme Deese-Roediger-McDermott (DRM ; Deese, 1959 ; Roediger & McDermott, 1995) et le paradigme de fausse information (Loftus, 2005 ; Loftus, Miller, & Burns, 1978), Reyna, Corbin, Weldon, et Brainerd (2016) suggèrent que les représentations verbatim, basées sur la recollection de l'item, peuvent soutenir (paradigme DRM) ou s'opposer (paradigme de fausse information) aux illusions de mémoire que sont les faux souvenirs. La recollection ne serait ainsi pas invariablement un moyen d'éviter les illusions. L'hypothèse de correspondance duale suggère précisément ceci. Elle introduit un changement conceptuel dans l'explication de l'effet de vérité en considérant que la recollection de l'item pourrait soutenir une illusion de jugement, justifiant selon nous l'idée de tester cette hypothèse contre l'hypothèse de familiarité.

Une autre source d'inspiration de l'hypothèse de correspondance duale est la théorie référentielle d'Unkelbach et Rom (2017), abordée dans le Chapitre 1. Dans cette théorie, le jugement de vérité dépend du nombre de références cohérentes activées en mémoire : plus il y aurait de références cohérentes activées en mémoire, plus la probabilité de juger une affirmation comme vraie serait élevée. La répétition d'une affirmation créant des références cohérentes en mémoire, des affirmations répétées seraient jugées vraies plus souvent que de nouvelles. Telle que nous la comprenons, la théorie suggère, à l'instar de Begg et al. (1985) que le jugement de vérité dépend de l'accord entre les informations récupérées en mémoire et les informations présentées au test. Cependant, Unkelbach et Rom (2017) ont mobilisé une conception de la mémoire basée sur la notion d'activation, dans laquelle les références font partie de réseaux d'informations. Différents processus de mémoire ne sont pas distingués, contrairement à ce que nous proposons ici.

Parallèle avec le modèle d'appariement des représentations dans la littérature sur l'effet de simple exposition

Au-delà de la littérature sur l'effet de vérité, nous pouvons faire un parallèle entre l'hypothèse de correspondance duale et le modèle d'appariement des représentations (*Representation-Matching Model*, Montoya, Horton, Vevea, Citkowicz, & Lauber, 2017), développé dans l'étude de l'effet de simple exposition, soit la tendance à plus apprécier des stimuli à mesure que leur exposition est répétée (Zajonc, 1968 ; Bornstein, 1989). Montoya et al. ont comparé l'adéquation aux données de différents modèles de l'effet de simple exposition, et ont conclu que ceux proposés, tels que le modèle affectif de Zajonc (1968) ou l'explication attributive (Bornstein & D'Agostino, 1994 ; ce qui correspond à l'hypothèse de familiarité), étaient incomplets pour rendre compte des résultats disponibles dans la littérature. Les auteurs

ont proposé le modèle d'appariement des représentations comme cadre général pour répondre aux limites des modèles. L'idée générale en est qu'un stimulus qui correspond (*match*) à des représentations mentales en mémoire est évalué comme « bon » ou « correct » par défaut, et serait donc évalué favorablement. Dans le cas de l'effet de simple exposition, le stimulus serait donc plus apprécié, et on peut imaginer ici un parallèle avec l'effet de vérité où le stimulus serait jugé plus vrai. Le modèle de Montoya et al. propose que l'effet de simple exposition résulte de l'effet de la répétition sur une représentation mentale (consciente ou non), à laquelle un stimulus est ensuite apparié. Ainsi, l'effet de simple exposition existerait au-delà d'une attribution incorrecte de la familiarité au stimulus. Les auteurs précisent que des processus de familiarité comme de reconnaissance (*sic*) pourraient être utilisés pour indiquer qu'une représentation est présente en mémoire, et donc que le stimulus présenté lui correspond. Ce modèle, développé sur un phénomène proche de l'effet de vérité, montre des similitudes avec notre hypothèse de correspondance duale développée pour rendre compte de l'effet de vérité. Dans les deux hypothèses, les représentations disponibles en mémoire médiatisent les effets, qu'elles soient basées sur la familiarité ou non.

La théorie de la vérité-correspondance en philosophie

Nous avons présenté la structure de l'hypothèse de correspondance duale, et précisé les sources de l'hypothèse. Notre présentation est pour l'instant muette quant aux causes qui feraient que récupérer des informations en mémoire – à travers la familiarité comme la recollection de l'item, pourrait supporter un jugement « vrai », et donc expliquer l'effet de vérité. Nous adressons ce point dans la présente section.

Notre raisonnement s'appuie sur la conception philosophique de la vérité qu'est la vérité-correspondance (David, 2016 ; Field, 1972 ; Popper, 1972/2009 ; Russell, 1912/1989 ; Tarski, 1983). Étant donné une affirmation factuelle simple (qui prétend décrire un état du monde, e.g., « Il existe un X »), seules deux issues sont possibles : soit l'affirmation est vraie, soit elle est fausse. Dans la conception de vérité-correspondance, une affirmation n'est vraie que si et seulement si l'état du monde qu'elle décrit est le cas. Autrement dit, « Il existe un X » que si et seulement si X existe. Dans tous les autres cas, l'affirmation est fausse (e.g., X n'existe pas). Dans cette conception, la vérité d'une affirmation ne dépend que de sa relation au monde.

Or, il nous arrive régulièrement de juger la vérité d'affirmations sans directement accéder aux états du monde qu'elles décrivent. Les conditions d'étude de l'effet de vérité illustrent cela, car les participants sont exposés à des affirmations factuelles incertaines sans accéder au monde pour en juger la vérité. Par exemple, en laboratoire, on ne peut pas juger la

vérité de l'affirmation « Une coccinelle qui vient de naître est jaune et rouge » en la comparant à l'état du monde qu'elle est supposée décrire (les couleurs d'une coccinelle à la naissance). Ainsi, nous nous prononçons sur la relation entre l'affirmation et l'état du monde sans accès à ce dernier. Pourtant, seul l'état du monde permet de décider si l'affirmation est vraie ou fausse.

Nous suggérons que sans directement accéder à l'état du monde supposé décrit par une affirmation, nous utilisons les informations récupérées en mémoire comme *proxy*, comme indicateur des états du monde (voir Figure 2.2). Rappelons toutefois que ce ne serait le cas qu'en l'absence d'informations relatives à la crédibilité des sources ou sur un jugement antérieur que nous aurions formulé, deux situations où l'on peut sinon récupérer un indice de vérité. En l'absence d'interaction directe avec un état du monde, l'interface entre le monde et l'individu se ferait à travers la mémoire, et les informations récupérées en mémoire serviraient alors d'indices sur les états du monde. Dans ce cas, le jugement de vérité résulterait d'une évaluation de la correspondance entre les informations récupérées et les affirmations à juger (ou, pour reprendre les termes du modèle d'appariement des représentations de Montoya et al., 2017, d'un appariement entre les affirmations et les représentations disponibles). Si tel est le cas, la vérité ne résulterait pas nécessairement d'une attribution incorrecte de la familiarité à la vérité, mais pourrait être évaluée à travers les informations récupérées en mémoire, et ce que ce soit à travers la familiarité ou à travers la recollection de l'item.

Maintenant que nous avons présenté l'hypothèse de correspondance duale, précisons pourquoi nous pensons que c'est une hypothèse pertinente à prendre en compte. Nous voyons deux principales raisons, que nous présentons dans les prochaines sections. Premièrement, bien que l'hypothèse de correspondance duale soit générale, des prédictions testables peuvent lui être dérivées. Deuxièmement, nous avons des raisons de penser que cette hypothèse pourrait mieux rendre compte des données que l'hypothèse de familiarité.

Prédictions testables dérivées de l'hypothèse de correspondance duale

Comme nous l'avons vu, l'hypothèse de correspondance duale (1) hérite de la vérité-correspondance, (2) suppose que les individus évaluent la correspondance entre les affirmations et les contenus récupérés en mémoire en l'absence (i) d'accès direct au monde et (ii) de recollection d'un indice de vérité (e.g., recollection de la crédibilité d'une source ou d'un jugement de vérité antérieur), et (3) propose que la correspondance peut être évaluée, et ce que les informations soient récupérées à travers la familiarité comme à travers la recollection de l'item.

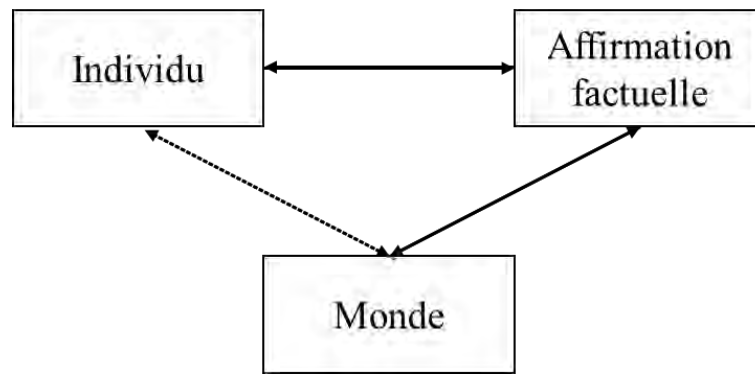


Figure 2.2. Représentation graphique des trois composantes supposées dans notre approche correspondantiste de la vérité. Un individu existe dans un monde ayant un ensemble de caractéristiques et peut lire une affirmation factuelle décrivant correctement ou non une de ses caractéristiques. La lecture de cette affirmation peut, en retour, influencer l'individu (croyances, comportements). Si une affirmation factuelle décrit correctement une des caractéristiques du monde, elle est vraie – car elle correspond à un état du monde ; sinon elle est fautive. Un individu peut lire une affirmation factuelle sans avoir accès à l'état du monde supposé (état représenté par la flèche discontinue). Dans une telle situation, l'approche correspondantiste prévoit que la vérité, puisqu'elle ne peut pas être évaluée à travers la correspondance entre l'affirmation et le monde, serait évaluée à travers la correspondance entre l'affirmation et les contenus récupérés en mémoire. La mémoire servirait de proxy aux états du monde.

Pour qu'une hypothèse soit empirique, il est nécessaire qu'elle soit testable. Pour qu'une hypothèse soit testable, il doit exister des conditions qui, si elles sont remplies, montreraient que l'hypothèse est fautive – car en inadéquation avec les données (Popper, 1934/2017, 1963/2006). Il est donc important de contrôler que l'hypothèse de correspondance duale est bien testable.

Une hypothèse est testable dès lors qu'au moins une des prédictions que l'on peut lui dériver l'est. Même si ce n'est pas l'hypothèse en tant que telle qui est directement testée, dériver des prédictions de cette hypothèse et les soumettre au test permet d'inférer la performance de l'hypothèse (Meehl, 1990 ; Popper, 1934/2017, 1963/2006). Si la prédiction est conforme aux données, l'hypothèse est corroborée, tandis qu'elle est falsifiée si la prédiction n'est pas conforme aux données.

En reprenant les trois caractéristiques de l'hypothèse de correspondance duale (vérité-correspondance, évaluation de la correspondance entre la mémoire et les affirmations, implication des processus de recollection et de familiarité et modérateurs), nous constatons que

seule la dernière partie est testable. Nous ne voyons pas, en l'état, de façon de tester que la vérité est basée sur la correspondance (c'est une conception philosophique), ni que la vérité est psychologiquement évaluée en mettant en correspondance la mémoire et les affirmations (c'est un postulat dérivé de la conception philosophique). En revanche, nous voyons comment tester les prédictions concernant les processus de mémoire impliqués.

L'hypothèse de correspondance duale prévoit que la familiarité comme la recollection de l'item médiatisent l'effet de la répétition sur le jugement de vérité. Ces médiations seraient spécifiquement observées lorsque la recollection ne fournit pas un indice de vérité à travers la recollection de la crédibilité de la source ou d'un jugement de vérité antérieur. Dans ces conditions, nous nous attendons ainsi à ce que toute variable supposée dégrader la contribution de l'un ou des deux médiateurs dégrade l'effet de vérité. Par exemple, sélectivement dégrader la recollection de l'item devrait diminuer l'effet de vérité. Au moins une prédiction de l'hypothèse de correspondance pouvant être mise à l'épreuve, il apparaît que l'hypothèse est testable, et que la confronter aux données pourrait donc être informatif.

Nous pouvons dériver d'autres prédictions. Par exemple, dégrader la recollection devrait diminuer l'effet de vérité dans des conditions où un premier jugement de vérité n'est pas récupérable (procédure à un jugement, absence de recollection d'un premier jugement). Mais lorsque la recollection peut soutenir la récupération d'un premier jugement (procédure à deux jugements), une variable dégradant la recollection (des items comme du premier jugement) devrait augmenter l'effet de vérité, car l'indice de vérité (premier jugement donné) est moins récupérable tandis que la familiarité continue à supporter un jugement « vrai ». Nous testerons ces prédictions avec la procédure à un jugement en manipulant l'attention à l'encodage dans le Chapitre 4 (Étude 1) et en augmentant le délai dans le Chapitre 5 (Études 2 et 3), deux variables connues pour dégrader la recollection.

Une limite ici est qu'il n'est pas toujours possible, empiriquement, de distinguer les différents objets sur lesquels portent la recollection (des affirmations elles-mêmes, de leur source – et si oui, quelle caractéristique [la crédibilité, la modalité de présentation...] du jugement antérieur...). Dans certains paradigmes d'étude qui intègrent l'étude des faux souvenirs, distinguer la recollection de l'item et la recollection de la source est possible (e.g., Brainerd et al., 2015, 2018), mais les implémenter tout en s'intéressant à des phénomènes de jugement (ici, sur les jugements de vérité) apparaît difficile. Nous distinguons théoriquement les deux formes de recollection (du contexte ; des items) sans, empiriquement, les séparer. Cette limite de mesure n'empêche pas de tester les prédictions décrites ci-avant, et invite à des perspectives que nous développerons dans la Discussion générale du travail de thèse.

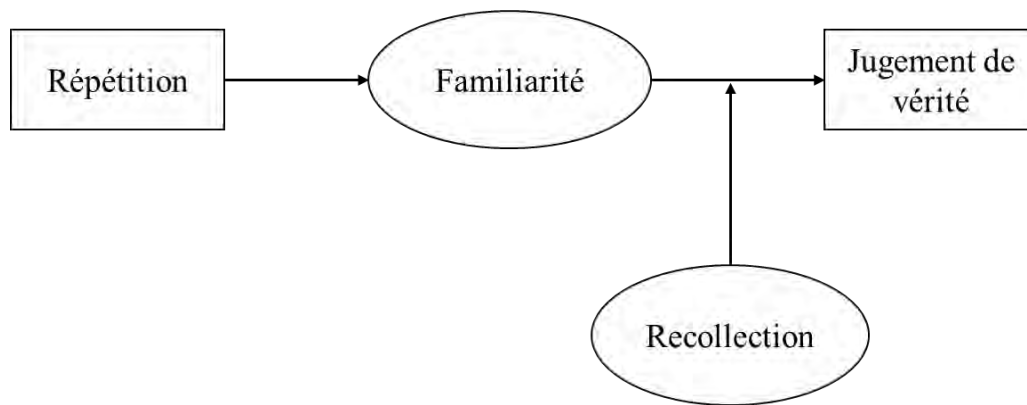


Figure 2.3. Représentation graphique de l'hypothèse de familiarité. Les carrés représentent les variables, les cercles représentent les processus supposés.

L'hypothèse de correspondance duale pourrait mieux rendre compte des données disponibles

Qu'une hypothèse soit testable n'est pas suffisant pour qu'elle soit pertinente – encore faudrait-il qu'elle contribue à expliquer le phénomène qu'elle se propose d'expliquer, et si possible mieux que les hypothèses existantes. Nous comparons l'hypothèse de correspondance duale à l'hypothèse de familiarité, cette dernière étant consensuelle dans l'étude de l'effet de vérité. La Figure 2.3 présente un schéma de l'hypothèse de familiarité pour faciliter la comparaison avec l'hypothèse de correspondance (Figure 2.1).

Nous avons noté plus haut que l'hypothèse de correspondance duale rend compte de l'effet de vérité, mais c'est aussi le cas de l'hypothèse de familiarité. L'hypothèse de correspondance duale est compatible avec la base empirique, dont nous avons souligné des lacunes dans le Chapitre 1 (e.g., la reconnaissance conçue comme une mesure de la familiarité ; estimations de la familiarité et de la reconnaissance uniquement lorsque la crédibilité des sources était manipulée). De façon critique, l'hypothèse rend mieux compte des effets modérateurs du nombre d'affirmations, des autoréférences, et du délai entre l'étude et le test que ne le fait l'hypothèse de familiarité. Sous l'hypothèse de correspondance duale, diminuer le nombre d'affirmations à lire et à juger, complexifier les traitements en phase d'étude ou encore diminuer le délai entre l'étude et le test augmente la contribution de la recollection au souvenir (sans que la familiarité soit influencée dans la même mesure), et puisque l'on se trouve ici dans des procédures à un jugement où la crédibilité des sources n'est pas manipulée, l'effet de vérité est plus élevé. L'hypothèse rend compte de ces effets modérateurs – ce que fait plus difficilement l'hypothèse de familiarité. En outre, l'hypothèse de correspondance duale permet

d'expliquer pourquoi les estimations de l'effet de vérité sont généralement plus élevées que les estimations d'autres « effets de vérité » (e.g., manipulation de la facilité de lecture des affirmations, Reber & Schwarz, 1999 ; rimes, McGlone & Tofiqbakhsh, 2000). Tandis que l'effet de vérité induit par la répétition serait médiatisé à la fois par la recollection et par la familiarité, les autres effets de vérité résulteraient principalement de la facilité de traitement (qui engendre le sentiment de familiarité), car pour eux il n'y a pas de première exposition aux affirmations (et donc pas de mémoire). À contribution équivalente de la familiarité dans tous les effets de vérité, la contribution additionnelle de la recollection spécifiquement dans l'effet de vérité induit par la répétition rend compte d'un effet plus large de la répétition que des autres manipulations.

Nous avons cherché à montrer que l'hypothèse de correspondance duale pourrait être une alternative à l'hypothèse de familiarité. Néanmoins, cette hypothèse n'accommoder pas l'ensemble des effets mis en évidence dans la littérature, et la division de l'attention pose particulièrement problème.

Sans manipulation de la crédibilité, Begg et al. (1992, Exp. 4) ont trouvé que l'effet de vérité était plus petit dans une condition avec attention pleine en phase d'étude plutôt que divisée. Garcia-Marques, Silva, et Mello (2016, Exp. 1) ont trouvé que l'effet de vérité était plus petit lorsque l'attention au test était pleine et que les consignes demandaient d'évaluer minutieusement les affirmations (par rapport à une condition avec attention divisée et sans consigne demandant d'évaluer les affirmations de façon minutieuse). Or, la division de l'attention est supposée diminuer la contribution de la recollection (pour revue, voir Yonelinas, 2002 ; voir également Jacoby, 1998 ; McCabe, Roediger, & Karpicke, 2011). Ces résultats ne sont pas compatibles avec l'idée selon laquelle, à niveau égal de contribution de la familiarité, une augmentation de la contribution de la recollection de l'item augmente l'effet de vérité. Ils soutiennent davantage l'hypothèse de familiarité, où la recollection de la source permet une attribution correcte de la familiarité et évite ainsi son attribution incorrecte à la vérité. Le fait que diviser l'attention et augmenter le délai aient montré des effets opposés dans des conditions analogues – procédure à un jugement et sans manipulation de la crédibilité des sources (diviser l'attention augmenterait l'effet de vérité, tandis qu'augmenter le délai le diminuerait) est problématique. C'est néanmoins un résultat problématique à la fois sous l'hypothèse de correspondance duale et sous l'hypothèse de familiarité dès lors que l'on suppose que diviser l'attention et augmenter le délai dégradent la recollection dans une plus large mesure que la familiarité. L'hypothèse de correspondance duale présente des limites, mais qui ne dépassent pas celles que présente l'hypothèse de familiarité. Confronter les deux hypothèses présenterait

ainsi l'opportunité d'évaluer les mérites respectifs des hypothèses et, nous l'espérons, de contribuer à une meilleure compréhension des processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité.

Conclusion du Chapitre 2

Nous avons dédié ce chapitre à la présentation de l'hypothèse de correspondance duale, hypothèse que nous avons introduite en nous inspirant de conceptions existantes. Nous avons introduit cette hypothèse comme alternative à l'hypothèse de familiarité dans l'optique d'adresser les limites identifiées dans la littérature (Chapitre 1). L'hypothèse de correspondance prévoit que récupérer des informations en mémoire à travers la recollection de l'item comme à travers la familiarité médiatise l'effet de vérité, spécifiquement lorsque des indices de vérité ne sont pas par ailleurs disponibles au test. Ainsi, dégrader spécifiquement la recollection (en divisant l'attention à l'encodage ou en augmentant le délai entre l'étude et le test par exemple) devrait diminuer l'effet de vérité. Ce dernier point montre que l'hypothèse de correspondance duale est testable, et nous avons présenté en quoi elle pourrait mieux rendre compte des données que l'hypothèse de familiarité. Confronter les deux hypothèses pourrait ainsi s'avérer informatif dans la discussion des processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité.

Maintenant que les principaux enjeux du présent travail de thèse ont été décrits, nous décrivons dans le Chapitre 3 les deux approches d'analyses de données qui nous ont servi dans la conceptualisation des recueils de données et des traitements statistiques. Nous insisterons sur les modèles multinomiaux d'arbres de traitements, qui décomposent les performances à des tâches en des processus latents sous l'hypothèse où les tâches ne mesurent pas purement un processus. Ce chapitre nous servira également à assurer la transition de la présentation du travail vers les recueils de données et les analyses réalisées.

Dans ce chapitre, nous avons vu que...

- En nous inspirant d'autres conceptions, nous proposons une **alternative à l'hypothèse de familiarité**, que nous appelons l'**hypothèse de correspondance duale**.
- L'hypothèse de correspondance duale est basée sur le concept de **vérité-correspondance**, où une affirmation factuelle n'est vraie que si l'état du monde qu'elle décrit est le cas.
- Elle postule qu'un individu se base sur les **informations récupérées en mémoire pour évaluer la correspondance entre une affirmation et l'état du monde** qu'elle est supposée décrire.
- Sur cette base, **les informations récupérées à travers la familiarité comme la recollection de l'item supportent un jugement « vrai »**, expliquant l'effet de vérité.
- La familiarité comme la recollection de l'item seraient ainsi deux médiateurs de l'effet de vérité. Néanmoins, **si des indices de vérité sont disponibles à travers la recollection de la source (crédibilité ; premier jugement), ni la familiarité ni la recollection de l'item ne médiatiseraient l'effet de vérité, et la réponse fournie par la recollection de la source serait utilisée** (e.g., « faux » si la liste est douteuse ; « vrai » si on se souvient avoir déjà donné ce jugement). De la même façon, dans une procédure à deux jugements, **la réponse pourrait être basée sur la recollection de la première réponse**.
- L'hypothèse de correspondance duale contient des prémisses non-testables, mais on peut lui **dériver des prédictions testables, ce qui en fait une hypothèse empirique**. Par exemple, **sélectivement dégrader la recollection dans une procédure à un jugement et en l'absence de manipulation de la crédibilité des sources devrait diminuer l'effet de vérité. Si la crédibilité des sources est manipulée ou si la procédure est à deux jugements, dégrader la recollection augmenterait l'effet de vérité. Diviser l'attention à l'encodage et augmenter le délai entre l'étude et le test sont deux variables utiles pour dégrader la recollection**.
- L'hypothèse de correspondance duale pourrait mieux rendre compte des données que l'hypothèse de familiarité, car elle **adresse les limites conceptuelles et empiriques pointées** dans le Chapitre 1. L'hypothèse rencontre des limites empiriques (résultats sur la division de l'attention), **qui restent moins importantes actuellement que celles rencontrées par l'hypothèse de familiarité**.
- **Confronter l'hypothèse de familiarité à l'hypothèse de correspondance duale**, que nous introduisons comme une alternative, **pourrait contribuer à mieux comprendre les processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité**.

Chapitre 3

Modèles multinomiaux d'arbres de traitement utilisés pour analyser les jugements de vérité et de mémoire

« There is good reason for abandoning the practice of equating processes with tasks.

Doing so provides hope for progress. »

Jacoby (1991, p. 538)

Dans les deux premiers chapitres, nous avons présenté l'enjeu principal de la thèse : mettre à l'épreuve l'hypothèse de correspondance duale contre l'hypothèse de familiarité. Dans le présent chapitre, nous présentons la perspective avec laquelle nous avons abordé la construction des études et les analyses à réaliser. Nous mettons en particulier l'accent sur les modèles multinomiaux d'arbres de traitement et présentons en quoi ils constituent selon nous une stratégie pertinente d'analyse des données dans le cadre de la présente thèse. Nous profiterons de cette présentation pour discuter certaines limites du modèle de l'effet de vérité proposé par Unkelbach et Stahl (2009), notamment pour souligner le problème de l'incertitude des affirmations, que nous aborderons dans le Chapitre 7 avec la question d'une possible généralisation de l'effet de vérité aux théories du complot.

Les principales mesures qui nous intéressent sont des mesures catégorielles : pour une affirmation donnée, un participant peut juger qu'elle est vraie ou fausse, qu'elle est ancienne ou nouvelle, qu'elle a été vue dans la première liste ou dans la seconde, ou encore qu'il s'en souvient en pouvant récupérer un détail (jugement « Rappeler ») ou non (jugement « Savoir »). Nous avons considéré deux façons de traiter ces données. La première consiste à transformer ces données catégorielles en des scores continus pour chaque participant : score d'effet de vérité, score de reconnaissance corrigée, score d'identification correcte de la source conditionné à la reconnaissance correcte, scores de recollection et de familiarité. Nous avons utilisé cette approche dans tous les chapitres empiriques (Chapitres 4 à 7). Nous obtenons des mesures qui capturent directement nos phénomènes d'intérêt et permettent de les soumettre à des analyses statistiques où les variables dépendantes sont continues. Par exemple, nous pouvons étudier dans quelle mesure diviser l'attention influence les scores d'effet de vérité (comme fait dans le Chapitre 4), ou encore dans quelle mesure le délai entre les phases d'étude et de test affecte le score de reconnaissance corrigée (comme fait dans le Chapitre 5). Dans ces cas, les résultats

permettent de tester des hypothèses quant aux processus à l'œuvre, mais les scores reflètent aussi d'autres processus que ceux visés (e.g., des biais de réponse).

Dans la seconde approche, nous avons calculé les fréquences observées de réponses pour différentes conditions (e.g., sur 18 affirmations répétées, 12 ont été jugées vraies et 6 comme fausses) afin de leur appliquer une classe de modèles statistiques, appelée modèles multinomiaux d'arbres de traitements. Ces modèles supposent que la performance à une tâche donnée dépend de la contribution de plusieurs processus. Ils visent à expliquer les données observées en les décomposant en processus latents supposés sous-tendre les réponses (Klauer, Stahl, & Voss, 2011). Les modèles permettent (1) de formaliser les attentes des théories étant donné une situation et les réponses possibles, (2) de tester l'adéquation des modèles aux données, (3) de mesurer les processus latents supposés dans les modèles et (4) de localiser quel(s) processus supposé(s) dans le modèle sont influencés par une manipulation donnée. Ces modèles peuvent être particulièrement informatifs dans la discussion des processus à l'étude dans le présent travail, car ils sont théoriquement motivés et offrent des estimations quantitatives des processus. Les modèles multinomiaux d'arbres de traitement sont largement utilisés en psychologie cognitive et notamment dans l'étude de la mémoire (pour revues, voir Batchelder & Riefer, 1999 ; Erdfelder, Auer, Hilbig, Abfal, Moshagen, & Nadarevic, 2009) et gagnent en popularité en psychologie sociale (Calanchini, Rivers, Klauer, & Sherman, 2018 ; Hütter & Klauer, 2016). Nous avons mobilisé ces modèles dans les Chapitres 4, 5 et 6.

L'utilisation de modèles multinomiaux d'arbres de traitement se justifie dans le présent travail pour deux raisons. Nous nous intéressons principalement aux processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité. Les modèles multinomiaux d'arbres de traitement visent précisément à distinguer et à estimer différents processus impliqués dans les réponses à une tâche donnée. Il est pertinent d'en faire usage, à la fois dans une démarche confirmatoire (test de nos hypothèses) et exploratoire. La deuxième raison est que cette classe de modèles permet d'adresser des limites que nous rencontrons en calculant des scores, comme opéré dans la première approche. Par exemple, un score de reconnaissance (e.g., la seule proportion de hits, soit les affirmations anciennes jugées anciennes) seul ne constitue pas une mesure « pure » d'un seul processus (Jacoby, 1991). Même en corrigeant ce score en lui soustrayant la proportion de fausses alarmes (permettant ainsi de capturer plus directement la mémoire comme un avantage des affirmations vues avant par rapport aux nouvelles sur la reconnaissance), il est possible que différents processus contribuent à la performance (e.g., la recollection, la familiarité, et des biais de réponse). Les modèles multinomiaux d'arbres de

traitements permettent de limiter ce problème en décomposant la performance observée en processus latents.

Dans la suite de la section, nous présentons les quatre modèles multinomiaux d'arbres de traitements mobilisés dans le présent travail. L'objectif ici n'est pas de présenter les résultats obtenus après leur application aux données, mais d'exposer les principales caractéristiques des modèles afin de rendre leur intérêt ainsi que leur compréhension plus clairs au lecteur lorsqu'ils seront mobilisés. Les équations des modèles sont présentées en Annexe C. Nous avons mobilisé les modèles multinomiaux d'arbres de traitement pour analyser les données des tâches de jugement de vérité (modèle de l'effet de vérité d'Unkelbach & Stahl, 2009 ; notre modèle de l'inertie de la réponse dans la procédure à deux jugements) et des tâches de mémoire (modèle à deux seuils élevés de Bayen, Murnane, & Erdfelder, 1996 développé pour analyser la performance en tâche de mémoire de source ; modèle à quatre états d'Erdfelder, Cüpper, Auer, & Undorf, 2007 développé pour analyser la performance à une tâche de reconnaissance avec paradigme Remember/Know). Dans tous les modèles, les processus supposés diffèrent entre les affirmations répétées (présentées dans la première partie de l'étude) et nouvelles (non-présentées dans la première partie de l'étude). Dans le reste du chapitre, nous présentons les quatre modèles.

Modèles de l'effet de vérité

Un modèle de l'effet de vérité (Unkelbach & Stahl, 2009, utilisé dans le Chapitre 4)

Présentation du modèle

Unkelbach et Stahl (2009) ont proposé une modélisation de l'effet de vérité qui inclut six paramètres (voir Figure 3.1). Une affirmation, qu'elle soit répétée ou nouvelle au moment du jugement de vérité, pourra être jugée à l'aune des connaissances antérieures dont l'individu dispose (paramètre k). S'il sait qu'une affirmation est vraie, elle devrait être jugée comme vraie et, inversement, s'il sait qu'elle est fausse il devrait la juger comme fausse. Les réponses sont modélisées dans une situation où la crédibilité de la source est manipulée : la source d'une affirmation peut être présentée comme crédible (vraie) ou non (fausse). En l'absence de connaissances antérieures, le souvenir d'avoir vu une affirmation dans une liste crédible devrait conduire à un jugement « vrai », tandis que le souvenir de l'avoir vue dans une liste douteuse devrait conduire à un jugement « faux » (paramètre r). En l'absence de cette recollection de la source, le modèle suppose que la vérité factuelle des affirmations faciliterait leur traitement : les affirmations vraies seraient ainsi jugées vraies et les affirmations fausses seraient jugées

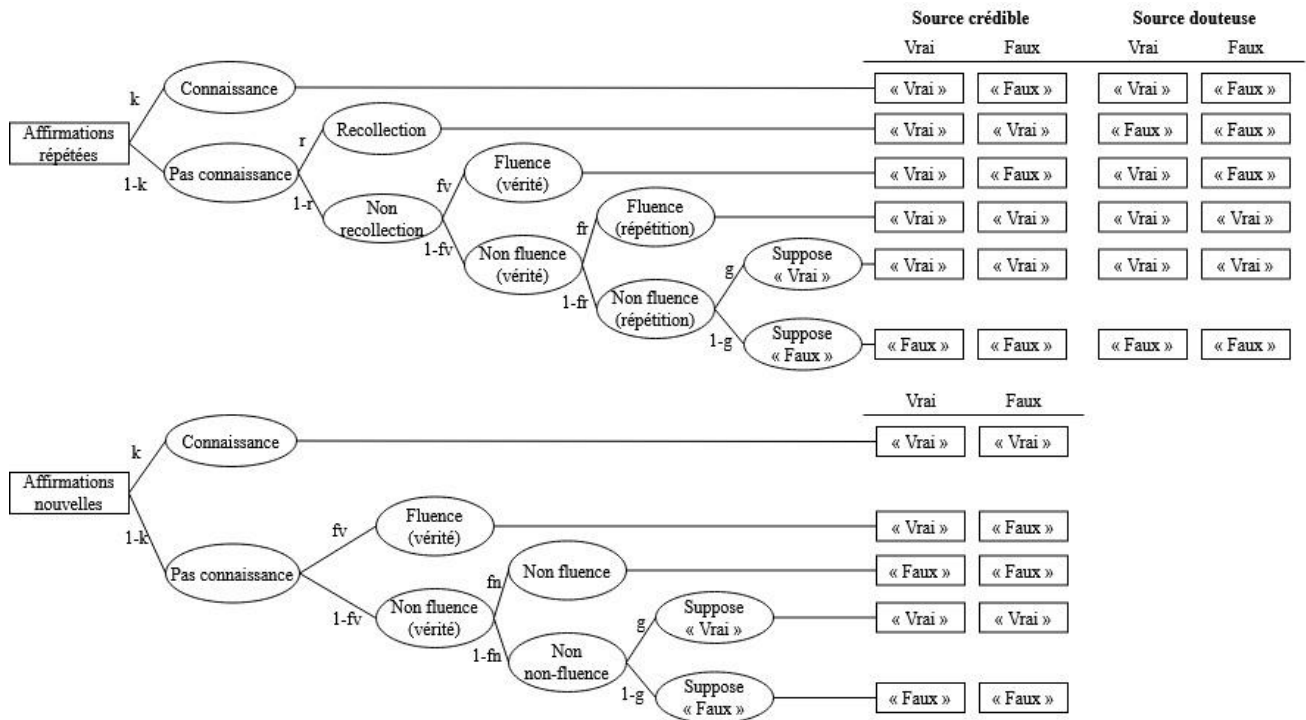


Figure 3.1. Modèle multinomial d'arbres de traitements de l'effet de vérité (Unkelbach & Stahl, 2009). Les rectangles sont les états observables, les ovals sont les états latents créés par les processus, et les paramètres sont les probabilités de transition entre les états. L'arbre du haut représente les processus supposés dans les réponses aux affirmations présentées dans la première partie de l'étude, dans une liste présentée comme crédible (vraie) et dans une autre présentée comme douteuse (fausse). L'arbre du bas représente les processus supposés dans les réponses aux affirmations nouvelles au moment de la tâche de jugement de vérité. Les affirmations, répétées comme nouvelles, peuvent être factuellement vraies ou fausses. Les processus supposés sont la connaissance de la vérité factuelle des affirmations (k), la recollection de la présentation des affirmations dans la première partie de l'étude (r), la facilité de traitement due à la vérité factuelle des affirmations (fv), la facilité de traitement due à l'exposition antérieure aux affirmations (fr) ou la non-facilité de traitement due à la non-exposition antérieure (fn), et la supposition (g).

fausses (paramètre fv). En l'absence de cette facilité de traitement induite par la vérité, la présentation antérieure des affirmations provoquerait elle aussi une facilité de traitement (paramètre fr), tandis que, pour les affirmations nouvelles, l'absence de présentation antérieure provoquerait une « non-facilité » de traitement (paramètre fn). Les affirmations répétées auraient ainsi tendance à être jugées vraies, alors que les nouvelles affirmations auraient

tendance à être jugées fausses. Enfin, en l'absence de ces processus, un individu pourrait supposer qu'une affirmation est vraie (paramètre g).

Le problème des connaissances antérieures

Ce modèle constitue une extension de la Procédure de Dissociation des Processus appliquée à l'effet de vérité proposée par Begg, Anas, et Farinacci (1992). À travers deux études, Unkelbach et Stahl (2009) ont montré que le modèle était en adéquation avec les données. Néanmoins, la place accordée aux connaissances antérieures est discutable. La première est que la fluence de traitement (fr) est supposée contribuer à la performance en l'absence de connaissances antérieures. Le modèle implémente ainsi une prémisse souvent reprise dans l'étude de l'effet de vérité (Dechêne et al., 2010), qui est que l'effet de vérité ne devrait exister qu'en l'absence de connaissances antérieures sur la vérité des affirmations présentées. L'idée est que l'effet de vérité devrait être restreint aux affirmations ambiguës quant à leur vérité. Récemment, des études ont commencé à questionner cette idée. Fazio, Brashier, Payne, et Marsh (2015) ont répliqué l'effet de vérité avec des affirmations pourtant connues comme fausses par les participants (voir aussi Fazio, 2020). Ils ont proposé un modèle de l'effet de vérité dans lequel l'absence de connaissances antérieures n'est pas une condition nécessaire à l'apparition de l'effet de vérité, modèle en adéquation avec les données, plus qu'une version du modèle d'Unkelbach et Stahl (2009). Pennycook, Cannon, et Rand (2018) ont retrouvé l'effet de vérité avec des affirmations peu plausibles et créées de toutes pièces (i.e., des *fake news*). Répéter des *fake news* proférées par Donald Trump augmenterait aussi la tendance à les juger comme vraies (Murray, Stanley, McPhetres, Pennycook, & Seli, 2020). Néanmoins, des affirmations trop manifestement impossibles telles que « La terre est un carré parfait » étaient évaluées aussi fausses indépendamment de leur répétition. Une possibilité est que les affirmations extrêmement peu plausibles sont initialement si peu crues qu'elles sont encore jugées comme fausses et ce malgré une augmentation de la croyance due à la répétition. Enfin, Fazio, Rand, et Pennycook (2019) ont montré que la répétition augmentait la croyance dans toutes les affirmations de la même façon indépendamment de leur plausibilité. Cette dernière étude suggère que même des affirmations invraisemblables deviendront plus plausibles avec suffisamment de répétitions.

L'importance des connaissances antérieures dans le modèle de l'effet de vérité d'Unkelbach et Stahl pourrait être surestimée. Néanmoins, nous avons choisi de reprendre leur modèle car il implémente les prémisses et hypothèses couramment admises dans l'étude de l'effet de vérité. Une autre limite du modèle est qu'il semble focalisé sur la procédure à un

jugement, alors qu'il vise à rendre compte de l'effet de vérité de façon compréhensive, ce qui devrait inclure les processus impliqués dans une procédure à deux jugements.

Un modèle applicable à une procédure à deux jugements ?

Le modèle de l'effet de vérité d'Unkelbach et Stahl (2009) a été testé dans deux expériences utilisant une procédure à un jugement. Les paramètres du modèle ne prévoient d'ailleurs pas de paramètre qui résiderait dans l'influence de la réalisation d'une première tâche de jugement de vérité sur la performance à une deuxième tâche de jugement de vérité où certaines affirmations sont répétées entre les deux tâches (typiquement, une procédure à deux jugements). Ces deux caractéristiques invitent à supposer que les auteurs ont soit (1) fait l'hypothèse que les processus impliqués dans l'effet de vérité sont les mêmes, que la procédure soit à un ou à deux jugements, soit (2) négligé le cas des procédures à deux jugements, conformément à la préférence pour la procédure à un jugement abordée dans le Chapitre 1. L'analyse des modérateurs présentée dans le Chapitre 1, qui a montré qu'ils sont partiellement différents entre les deux procédures, et en particulier le cas du délai présenté plus avant dans le Chapitre 2 invite à penser que faire l'hypothèse que les mêmes processus sont impliqués dans les deux procédures est problématique. En négligeant la procédure à deux jugements, le modèle d'Unkelbach et Stahl risque de ne pas rendre compte de façon autant qu'il le souhaite de l'effet de vérité. Nous pensons que modéliser l'effet de vérité dans une procédure à deux jugements suppose d'intégrer un paramètre supplémentaire que nous appelons *inertie de la réponse*. Nous le présentons dans la section dédiée à la présentation d'un modèle simple de l'effet de vérité dans les procédures à deux jugements.

Modéliser l'inertie de la réponse dans l'effet de vérité avec une procédure à deux jugements (utilisé dans le Chapitre 6)

Dans les procédures à deux jugements, les participants jugent une première fois la vérité d'affirmations présentées, toutes alors nouvelles, puis jugent à nouveau la vérité des affirmations déjà présentées (alors répétées) ainsi que de nouvelles. Dans ce cadre, le souvenir de la réponse donnée dans la première tâche de jugement de vérité (e.g., se souvenir avoir répondu « vrai ») pourrait influencer les réponses à la deuxième tâche de jugement de vérité. Si tel est le cas, l'effet de vérité pourrait être diminué voire annulé quand des individus ont tendance à se conformer à leur premier jugement – à un moment où toutes les affirmations

étaient nouvelles et donc peu susceptibles de montrer un avantage de vérité pour certaines affirmations.

Des résultats disponibles dans la littérature vont dans le sens de cette possible « inertie de la réponse », comme présenté dans le Chapitre 1. Nadarevic et Erdfelder (2014) ont fait l'hypothèse que se souvenir de la réponse donnée lors du premier jugement pouvait générer une inertie de la réponse, au sens où les individus auraient tendance à se conformer à la première réponse qu'ils ont donnée. Cette hypothèse est soutenue par leurs données. Nadarevic et Erdfelder (2014) ont par exemple montré qu'augmenter le temps entre les deux tâches de jugement augmentait l'effet de vérité. Si dix minutes seulement séparaient les deux tâches, l'effet de vérité n'était pas significatif tandis qu'il l'était avec une semaine d'intervalle. Ce résultat serait explicable par un moindre souvenir de la première réponse donnée lorsque le temps augmente, et donc par une moindre inertie de la réponse. Néanmoins, cette hypothèse n'a pas été formalisée dans un modèle multinomial d'arbres de traitements.

Cette hypothèse d'inertie de la réponse, nous l'avons vu, n'a pas été intégrée au modèle d'Unkelbach et Stahl (2009), et nous ne connaissons pas de travaux l'ayant développée. Par exemple, l'hypothèse de familiarité ne fait pas explicitement de l'inertie de la réponse un modérateur de l'effet de vérité.

Nous avons proposé un modèle, très simple, afin d'estimer la mesure avec laquelle (1) un modèle de l'effet de vérité dans une procédure à deux jugements contenant un paramètre d'inertie de la réponse serait en adéquation avec les données et (2) si tel est le cas, si le paramètre d'inertie de la réponse diminue avec l'augmentation du délai entre les deux tâches de jugement de vérité. L'idée sous-jacente est que si le souvenir des premiers jugements est basé sur la recollection, augmenter le délai entre les deux tâches de jugement de vérité devrait diminuer le souvenir des premiers jugements, et donc la tendance à les réutiliser dans la deuxième tâche de jugement de vérité. Nous reviendrons sur ces points dans le Chapitre 6 en analysant les données de Nadarevic (2007) et de Nadarevic et Erdfelder (2014) avec le modèle que nous proposons.

Le modèle (présenté en Figure 3.2), ne contient que trois paramètres. Le premier paramètre, l'inertie de la réponse (paramètre r), prévoit que les affirmations jugées comme vraies (fausses) dans la première tâche de jugement de vérité auront tendance à être jugées vraies (fausses) dans la deuxième tâche de jugement de vérité. En l'absence de cette inertie de

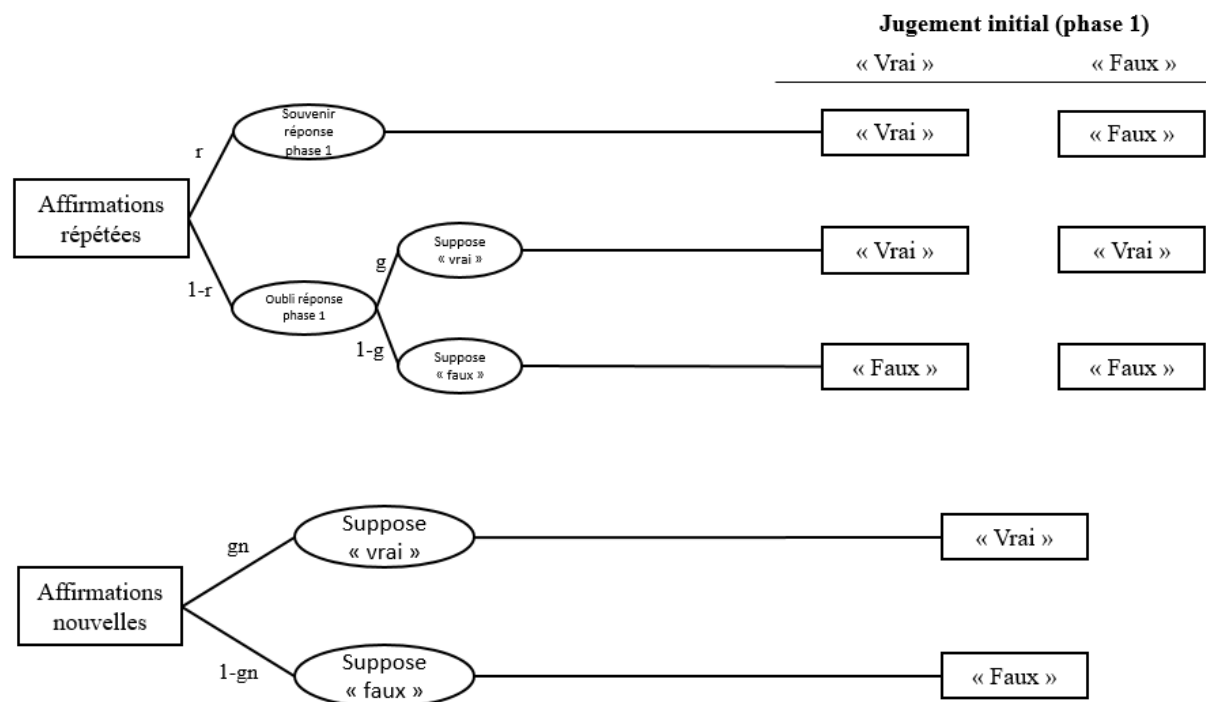


Figure 3.2. Proposition d'un modèle simple de l'effet de vérité dans une procédure à deux jugements (un jugement de vérité est demandé à chaque exposition). Les rectangles sont les états observables, les ovales sont les états latents créés par les processus, et les paramètres sont les probabilités de transition entre les états. L'arbre du haut représente les processus supposés dans les réponses aux affirmations présentées dans la première partie de l'étude. Les participants peuvent avoir jugé les affirmations répétées comme vraies ou comme fausses dans le premier jugement de vérité. L'arbre du bas représente les processus supposés dans les réponses aux affirmations nouvelles au moment de la tâche de jugement de vérité. Les processus supposés sont l'inertie de la réponse, soit la tendance à donner la même réponse dans la deuxième tâche de jugement de vérité que dans la première (r), et supposer qu'une affirmation est vraie lorsqu'elle est répétée (g) et lorsqu'elle est nouvelle (gn).

la réponse et pour les affirmations répétées, les participants présenteraient une tendance à dire « vrai » ou « faux » indépendamment de la réponse donnée dans la première tâche de jugement de vérité (paramètre g). Pour les affirmations nouvelles, les participants présenteraient une tendance à dire « vrai » ou « faux » (paramètre gn). La différence entre les deux paramètres de biais g et gn capture l'effet de vérité sans préciser le processus (facilité de traitement ou non) ni le distinguer d'une simple supposition. Le but du présent modèle est d'estimer la contribution de l'inertie de la réponse dans les procédures à deux jugements. Cette estimation est réalisable

avec un modèle distinguant simplement la contribution de trois processus (inertie de la réponse vs deux biais de réponse).

Notre hypothèse est que modéliser la tendance à se conformer aux jugements donnés dans la première tâche de jugement de vérité est nécessaire pour rendre compte adéquatement des réponses. Nous avons dédié le Chapitre 6 à l'étude de cette question et à l'estimation de l'effet du délai sur l'inertie de la réponse.

Modèles dans les tâches de mémoire

Nous décrivons ci-dessous les deux modèles multinomiaux d'arbres de traitement des performances à des tâches de mémoire mobilisés dans la thèse. Les enjeux théoriques étant sur les processus de l'effet de vérité, nous décrivons ces modèles sans nous appesantir sur leur discussion théorique.

Le modèle à deux seuils élevés de la mémoire de source (Bayen, Murnane, & Erdfelder, 1996, utilisé dans le Chapitre 4)

Bayen, Murnane, et Erdfelder (1996) ont modélisé les processus impliqués dans une tâche de mémoire de source. Dans une tâche de mémoire de source, les participants lisent typiquement des items présentés dans deux sources (Source A et Source B). Ils sont ensuite exposés à des items qu'ils ont précédemment vus ou non, et doivent pour chacun indiquer s'ils ont été présentés dans la Source A, dans la Source B, ou s'ils sont nouveaux. Le modèle distingue la reconnaissance des items, l'identification de la source et l'identification des distracteurs tout en estimant les biais de réponse. Huit paramètres sont distingués (voir Figure 3.3). Les participants peuvent reconnaître comme ancien un item présenté dans la source A/B (paramètres D_a et D_b). Si tel est le cas, ils peuvent se souvenir que l'item a été présenté dans la Source A/B (paramètres d_a et d_b), ou en l'absence d'un tel souvenir, supposer qu'il a été vu dans la Source A ou dans la Source B (paramètre a). Si les participants ne reconnaissent pas comme ancien un item de la Source A/B, ils peuvent supposer que l'item a été présenté avant (paramètre b) et alors supposer qu'il a été vu dans la Source A ou B (paramètre g), ou bien supposer que l'item est nouveau. Lorsqu'on leur présente un nouvel item, les participants peuvent correctement l'identifier comme nouveau (paramètre D_n). Si ce n'est pas le cas, ils pourront soit supposer qu'il a été présenté (paramètre b) et alors supposer qu'il a été vu dans la Source A ou dans la Source B (paramètre g), ou bien supposer qu'il est nouveau.

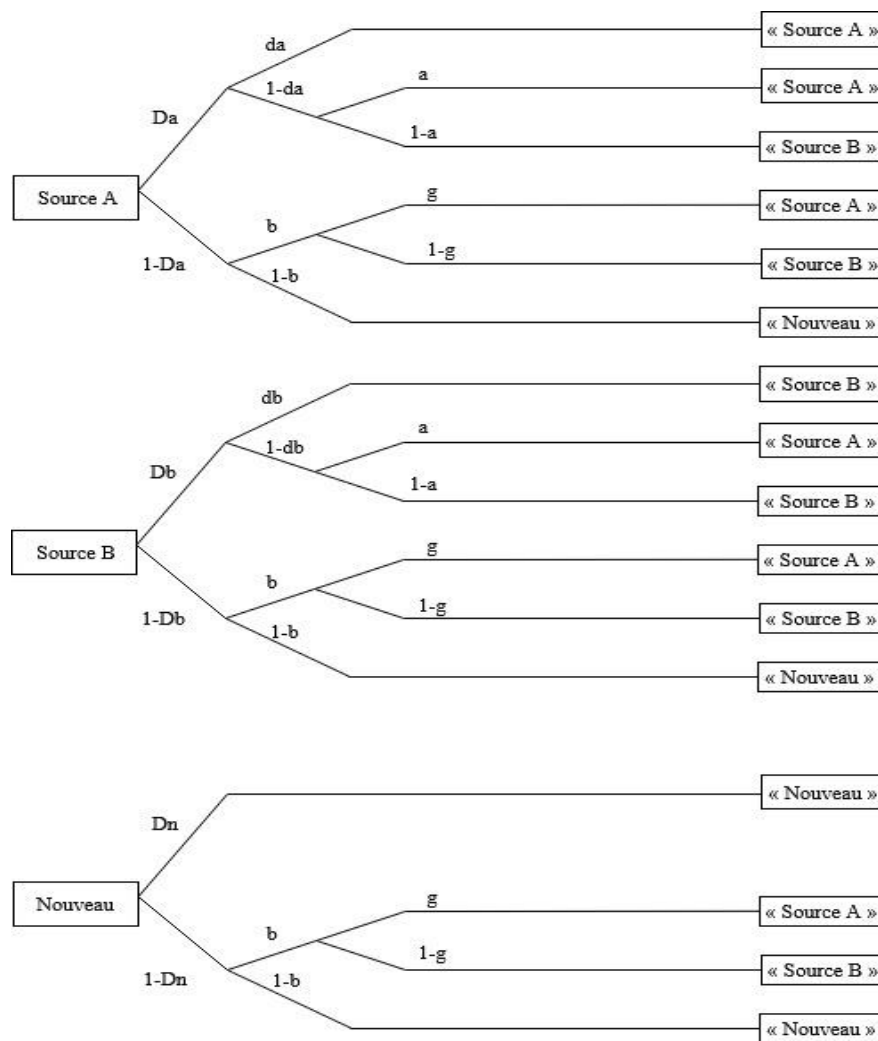


Figure 3.3. Modèle à deux seuils élevés de la mémoire de source (Bayen, Murnane, & Erdfelder, 1996). Les rectangles sont les états observables, et les paramètres sont les probabilités de transition entre les états. L'arbre du haut représente les processus supposés dans les réponses aux affirmations présentées dans la première partie de l'étude, dans une première liste (Source A). L'arbre du milieu représente les processus supposés dans les réponses aux affirmations présentées dans la première partie de l'étude, dans une seconde liste (Source B). L'arbre du bas représente les processus supposés dans les réponses aux affirmations nouvelles au moment de la tâche de jugement de source. Les processus supposés sont la détection d'un item de la Source A comme étant ancien (Da), la détection d'un item de la Source B comme étant ancien (Db), la détection d'un nouvel item comme étant nouveau (Dn), le souvenir correct de la source d'un item présenté dans la Source A (da), le souvenir correct de la source d'un item présenté dans la Source B (db), la supposition qu'un item qui a été reconnu a été vu dans la Source A (a), la supposition qu'un item qui n'a pas été reconnu a été vu dans la Source A (g), la supposition qu'un item est ancien (b).

Le modèle à quatre états des expériences de récupération du paradigme Remember/Know (Erdfelder, Cüpper, Auer, & Undorf, 2007, utilisé dans le Chapitre 5)

Erdfelder, Cüpper, Auer, et Undorf (2007) ont développé un modèle des réponses à une tâche de reconnaissance couplée au paradigme Remember/Know (RK). Dans cette tâche, les participants indiquent s'ils reconnaissent un item, présenté auparavant ou non, comme faisant partie de la première partie de l'étude. Si le reconnaissent, les participants ont deux options de réponse. S'ils reconnaissent l'item tout en pouvant se rappeler de détails spécifiques liés à sa présentation (e.g., une pensée, un sentiment évoqué), les participants indiquent une réponse « Remember » (en français, « Rappeler »). S'ils reconnaissent l'item sans se souvenir d'un détail spécifique lié à sa présentation, les participants indiquent une réponse « Know » (en français, « Savoir »).

Le modèle distingue quatre états (voir Figure 3.4). Pour des items déjà vus, le modèle distingue la recollection (qui conduit à une réponse « R ») (paramètre r) et la familiarité en l'absence de recollection (qui conduit à une réponse « K ») (paramètre f). Pour de nouveaux items, le modèle suppose la détection d'un distracteur, conduisant à répondre « Nouveau » (paramètre d). Dans un état d'incertitude, les individus pourraient supposer « R » (biais à répondre « R », paramètre gr), « K » (biais à répondre « K », paramètre gk), ou « Nouveau » (biais à répondre « Nouveau »).

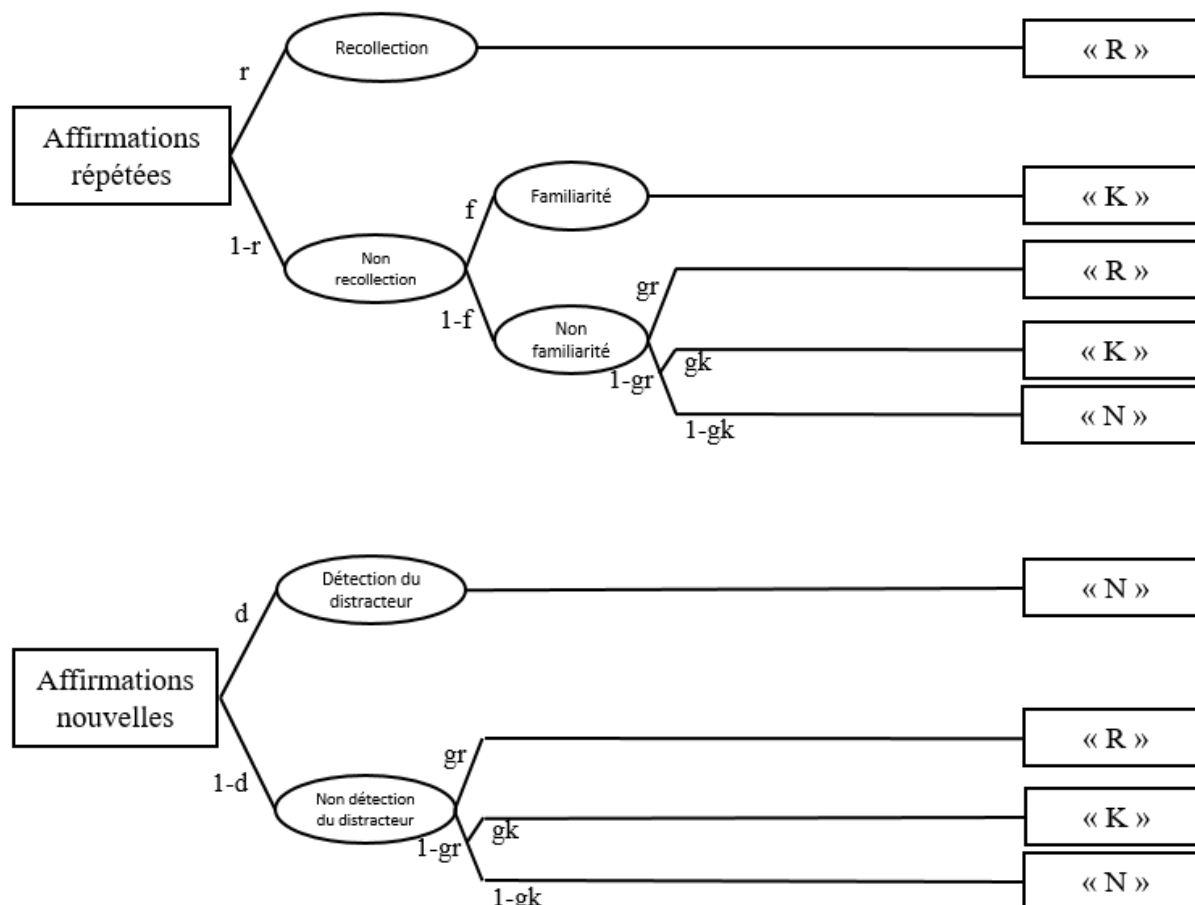


Figure 3.4. Modèle à quatre états des expériences de récupération du paradigme Remember/Know (Erdfelder, Cüpper, Auer, & Undorf, 2007). Les rectangles sont les états observables, les ovales sont les états latents créés par les processus, et les paramètres sont les probabilités de transition entre les états. L'arbre du haut représente les processus supposés dans les réponses aux affirmations présentées dans la première partie de l'étude. L'arbre du bas représente les processus supposés dans les réponses aux affirmations nouvelles au moment de la tâche de jugement de reconnaissance. Les processus supposés sont la recollection (r), la familiarité en l'absence de recollection (f), la détection d'un distracteur (d), supposer « R » en état d'incertitude (gr), et supposer « K » en état d'incertitude (gk).

Conclusion du Chapitre 3

Ce chapitre a été l'occasion de préciser les deux stratégies d'analyse que nous avons mobilisées. La première stratégie, mobilisée dans tous les chapitres empiriques, vise à capturer les phénomènes d'intérêt (effet de vérité, mémoire de source, reconnaissance) à travers le calcul de scores, que nous présenterons au moment de nos analyses. La deuxième stratégie repose sur l'analyse des fréquences observées de catégories de réponse à travers des modèles

multinomiaux d'arbres de traitement. Cette classe de modèles statistiques décompose les fréquences observées en processus latents sous l'hypothèse que la performance à une tâche donnée est basée sur la contribution de plus d'un processus. Cette stratégie d'analyse est cohérente avec notre approche, qui vise à interroger les processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité. Nous avons présenté quatre modèles (deux de l'effet de vérité : celui d'Unkelbach et Stahl, 2009, utilisé dans le Chapitre 4 et notre modèle original de la procédure à deux jugements, utilisé dans le Chapitre 6 ; deux de mémoire : celui à deux seuils élevés de la mémoire de source, utilisé dans le Chapitre 4, et le modèle à quatre états des expériences de récupération, utilisé dans le Chapitre 5). La présentation des modèles de l'effet de vérité a été l'occasion de discuter deux problèmes importants dans le cadre de l'étude de l'effet de vérité sur lesquels nous reviendrons : la place des connaissances antérieures (nous y reviendrons au Chapitre 7 en nous demandant si l'effet de vérité se généralise aux théories du complot, qui dévient du matériel habituellement utilisé) et la nécessité ou non d'un paramètre d'inertie de la réponse, qui capture la tendance à se conformer au jugement donné dans la première tâche de jugement de vérité des procédures à deux jugements (Chapitre 6).

Dans ce chapitre, nous avons vu que...

- Nous intéressent principalement à des données catégorielles, **nous avons choisi deux méthodes de traitements** : la première **suppose des scores continus**, et la seconde repose sur des **fréquences des catégories de réponses**.
- La seconde approche mobilise des **modèles multinomiaux d'arbres de traitements**. Ces modèles décomposent les fréquences observées de catégories de réponses en **probabilités de processus théoriquement motivés**. Leur principe de base est **que la performance à une tâche donnée dépend de la contribution de plusieurs processus**.
- Cette classe de modèles permet de **quantifier la contribution des processus supposés, d'estimer dans quelle mesure ils rendent compte des données**, et de **comparer leur probabilité en fonction de différentes conditions**.
- Dans le présent travail, nous avons utilisé **quatre modèles** : deux **modélisent les performances aux tâches de jugement de vérité** (modèle de l'effet de vérité d'Unkelbach et Stahl, 2009, Chapitre 4 ; modèle de l'inertie de la réponse dans une procédure à deux jugements, Chapitre 6) et deux sur les **performances aux tâches de mémoire** (modèle à deux seuils élevés de Bayen, Murnane, & Erdfelder, 1996 pour les tâches de mémoire de source, Chapitre 4 ; modèle à quatre états d'Erdfelder, Cüpper, Auer, & Undorf, 2007 pour les tâches de reconnaissance avec paradigme Remember/Know, Chapitre 5).
- Le modèle de l'effet de vérité d'Unkelbach et Stahl présente **deux limites importantes** : **l'importance accordée aux connaissances antérieures** (première branche du modèle) a pu être surestimée, et le modèle semble se restreindre **aux procédures à un jugement**. **Nous proposons un modèle simple de l'effet de vérité dans les procédures à deux jugements** qui intègre l'inertie de la réponse, soit la tendance à se conformer aux jugements de vérité donnés dans la première tâche.

Chapitre 4⁹

Les effets de la division de l'attention en fonction de la présence d'indices de crédibilité

« Given the effects of divided attention, there may be more to fear from the 'supraliminal' messages in background music than from any 'subliminal' messages hidden in that music. The backgrounding of music, akin to dividing attention, likely makes one more open to the lyrics as a source of unconscious influences and persuasion. »

Jacoby, Lindsay, & Toth (1992, p. 807)

Dans ce chapitre, nous présentons les résultats d'une étude de l'effet modérateur de la division de l'attention sur l'effet de vérité dans deux conditions : une où des indices de crédibilité étaient présentés en phase d'encodage, et l'autre sans de tels indices. Nous rappelons tout d'abord des éléments présentés dans les Chapitres 1 à 3 utiles à garder à l'esprit à la lecture du présent chapitre. Nous décrivons ensuite l'Étude 1 et rapportons ses principaux résultats, et enfin discutons des implications théoriques des résultats. L'Étude 1 a été préenregistrée (<https://osf.io/b67v9/>). Son matériel, les données, et les scripts d'analyses sont disponibles sur l'Open Science Framework : <https://osf.io/vwth7/>.

Recollection sans manipulation de la crédibilité : deux hypothèses

D'après l'hypothèse de familiarité, la familiarité serait attribuée à la vérité en l'absence d'explication alternative évidente (Begg, Anas, & Farinacci, 1992 ; Garcia-Marques, Silva, & Mello, 2017 ; Mitchell, Dodson, & Schacter, 2005 ; Mitchell, Sullivan, Schacter, & Budson, 2006 ; Mutter, Lindsey, & Pliske, 1995 ; Skurnik, Yoon, Park, & Schwarz, 2005). Puisque la recollection de la source fournit justement une explication possible au sentiment de familiarité (e.g., « c'est familier parce que je me souviens l'avoir vu avant dans la phase d'étude »), les affirmations qui ont fait l'objet d'une recollection pourraient ne pas montrer un effet de vérité. La recollection pourrait ainsi modérer l'effet, évitant d'attribuer incorrectement la familiarité à la vérité. Par conséquent, les facteurs réduisant la recollection tout en laissant la familiarité inchangée (e.g., division de l'attention ; pour revue, voir Yonelinas, 2002 ; voir également

⁹ Ce chapitre s'appuie sur un manuscrit préparé pour soumission. Suite à des suggestions d'études de *follow-up*, une nouvelle étude est en cours (cf. Discussion du Chapitre 4 ; Annexe F).

Jacoby, 1998 ; McCabe, Roediger, & Karpicke, 2011 ; Yonelinas, 2001) pourraient augmenter l'effet de vérité.

Les études conduites soutiennent cette hypothèse, mais principalement lorsque la crédibilité de la source est manipulée. Sans manipulation de la crédibilité, les études sont rares. Begg et al. (1992, Exp. 4) ont trouvé que l'effet de vérité était plus élevé en condition d'attention divisée plutôt que pleine. Garcia-Marques, Silva, et Mello (2016, Exp. 1) ont trouvé que l'effet de vérité était plus petit dans une condition où l'attention au test était pleine et que la motivation à évaluer soigneusement les informations était élevée, par rapport à une condition avec attention divisée et une faible motivation. Toutefois, les participants de ces études étaient informés que la moitié des affirmations étaient fausses ; ils ont donc pu, en condition d'attention pleine, consciemment contrôler le nombre d'affirmations qu'ils ont jugées vraies ou fausses. L'hypothèse de familiarité en l'absence de manipulation de la crédibilité reste donc à être testée plus avant. Peu d'études ont adressé ce problème. Dans la présente étude, nous mettons cette hypothèse de familiarité en regard de l'hypothèse de correspondance duale introduite dans le présent travail de thèse (voir Chapitre 2 pour la présentation de l'hypothèse). En l'absence d'indices de crédibilité, cette hypothèse prévoit que la recollection de l'item comme la familiarité sont des médiateurs de l'effet de vérité. La recollection peut se faire soit sur le contexte d'étude (réinstallation consciente de détails du contexte) soit sur les items (réinstallation consciente des items) (Brainerd, Gomes, & Moran, 2014 ; Brainerd, Gomes, & Nakamura, 2015 ; Brainerd, Nakamura, & Lee, 2018 ; Brainerd & Reyna, 2015, 2017).

Il est important de noter que la contribution de la recollection à l'effet de vérité pourrait prendre différentes formes, en fonction de la manipulation ou non de la crédibilité. La recollection de l'item pourrait médier l'effet de vérité uniquement lorsque la recollection de la source ne fournit aucun indice de vérité. Lorsque la crédibilité est manipulée (certaines affirmations seraient présentées comme vraies, d'autres comme fausses), l'indice de vérité fourni par la recollection de la source pourrait suffire pour juger la vérité des affirmations.

Contrairement aux résultats de la méta-analyse de Dechêne et al. (2010), des expériences récentes ont montré que l'effet de vérité était plus élevé lorsque la tâche de jugement de vérité était administrée juste après la phase d'étude plutôt qu'une semaine après (Silva, Garcia-Marques, & Reber, 2017, pour des éléments allant dans ce sens, voir Étude 2, Chapitre 5). En outre, Unkelbach et Rom (2017, Exp. 2) ont également trouvé un effet de vérité plus élevé lorsque peu d'affirmations étaient à lire et à juger (comparé à plus). Unkelbach et Rom (2017, Exp. 3) ont également trouvé un effet de vérité plus élevé lorsque les participants ont étudié les affirmations avec une tâche de génération d'autoréférences plutôt qu'avec un

encodage profond (compléter les affirmations avec un verbe manquant), qui était lui-même plus élevé qu'un encodage superficiel (localiser les affirmations). Selon l'hypothèse de correspondance duale, le recouvrement avec les informations récupérées en mémoire est plus élevé lorsque les informations sont détaillées et précises, donnant lieu à un effet de vérité plus élevé lorsque le délai entre la phase d'étude et le jugement de vérité est faible plutôt qu'élevé ; lorsque peu d'affirmations sont à juger plutôt que beaucoup ; lorsque les traitements à l'encodage sont complexes plutôt que superficiels. Pour rendre compte de ces résultats, il paraît difficile de ne prendre appui que sur l'hypothèse de familiarité. La littérature sur la mémoire de reconnaissance montre que le délai entre l'étude et le test réduit à la fois la recollection et la familiarité, mais particulièrement la recollection (Gardiner & Java, 1991 ; pour une synthèse, voir Yonelinas, 2002 ; pour des résultats allant dans ce sens, voir Étude 3, Chapitre 5). Des traitements profonds et la génération d'autoréférences tendent à augmenter la recollection plus que la familiarité (Fujita & Horiuchi, 2004 ; Java, Gregg, & Gardiner, 1997 ; pour une synthèse, voir Yonelinas, 2002). Nous ne sommes toutefois pas au fait d'études ayant estimé la familiarité et la recollection tout en testant la modulation de l'effet de vérité par le nombre d'affirmations, la profondeur de traitement ou le délai entre l'étude et le test en l'absence de manipulation de la crédibilité. Des études s'inscrivant dans cette direction sont nécessaires pour tester plus avant les processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité en l'absence de manipulation de la crédibilité.

Les résultats d'études n'ayant pas manipulé la crédibilité de la source soutiennent à la fois les hypothèses de familiarité et de correspondance duale, avec plusieurs exceptions qui nécessitent de nouvelles études (i.e., plus de données et des tests directs pour confronter les deux hypothèses). Si l'effet de vérité dépend de la correspondance entre des informations récupérées en mémoire à travers la recollection comme la familiarité et les affirmations à juger lorsque la crédibilité de la source n'est pas manipulée, sélectivement diminuer la recollection devrait réduire l'effet de vérité, en supposant que la familiarité reste globalement inchangée. Ce résultat n'est pas attendu quand la crédibilité de la source est manipulée, car la recollection de la source fournirait un indice « vrai » (source crédible) ou « faux » (source douteuse). Dans la présente étude préenregistrée, nous avons testé cette hypothèse contre l'hypothèse de familiarité en utilisant une procédure typique d'étude de l'effet de vérité sans que les participants connaissent les proportions d'affirmations vraies et fausses. Pour influencer la recollection au test, nous avons utilisé une procédure de division de l'attention en phase d'étude très proche de celle employée par Begg et al. (1992, Exp. 4). Cette procédure a été employée avec et sans manipulation de la crédibilité de la source. Après la tâche de jugement de vérité,

nous avons ajouté une tâche de mémoire de source incidente afin de vérifier l'efficacité de la manipulation de la division de l'attention sur la mémoire de source.

Étude 1

Méthode

Suivant les recommandations de Simmons, Nelson, et Simonsohn (2011, 2012), nous rapportons comment nous avons déterminé la taille de notre échantillon, les critères d'exclusion de données ainsi que toutes les manipulations et mesures de l'étude.

Participants

Pour estimer la taille de l'échantillon requise pour assurer une puissance statistique minimale de $1 - \beta = .80$ dans le test d'une interaction triple de taille moyenne dans une ANOVA mixte (4 groupes, 2 mesures, $f(V) = .25$) avec $\alpha = 5\%$, nous avons conduit une analyse de puissance statistique avec GPower 3.1 (Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007). Cette analyse a indiqué que 180 participants étaient requis. Afin d'éviter un manque de puissance si des participants devaient être exclus, nous avons recruté 199 participants, majoritairement des étudiants (95.48%). Les étudiants en licence de psychologie ont reçu 0.5 point bonus dans un cours de méthodologie et statistiques.

Nous avons aléatoirement assigné les 199 participants (84.42% femmes ; 8.54% dont la langue maternelle est autre que le français ; $M_{\text{âge}} = 21.68$, $SD_{\text{âge}} = 5.24$) à une des quatre conditions inter-groupes (attention : pleine vs divisée) * (crédibilité : avec vs sans). Nous avons exclu les données de 13 participants (6.53% de l'échantillon total) après avoir appliqué les critères d'exclusion suivants, définis avant le recueil de données : moins de 20% de réponses données à la tâche de soustraction dans au moins une des listes de la phase d'étude ($n = 8$) ; au moins une réponse sans nombre dans la tâche de soustraction ($n = 5$) ; et moins de 5% de réponses « vrai » ou « faux » dans la tâche de jugement de vérité ($n = 0$). Après application des critères d'exclusion, chaque condition inter-groupe se composait de 46 à 47 participants (% femmes = [80.43, 87.23] ; [0.00, 19.57%] dont la langue maternelle est autre que le français ; $M_{\text{âge}} = [20.76, 22.64]$, $SD_{\text{âge}} = [3.63, 6.34]$).

Matériel

Sélection des affirmations. Le pré-test conduit pour sélectionner les affirmations est décrit en Annexe A. Nous rapportons ici succinctement la méthode de sélection des affirmations. Les affirmations utilisées sont rapportées dans le Tableau A1 de l'Annexe A.

Afin d'utiliser des affirmations dont la vérité est en moyenne incertaine, nous avons sélectionné 80 paires d'affirmations factuelles, comprenant une version vraie (e.g., « L'Astate est l'élément chimique le plus rare sur terre ») et une version fautive (e.g., « Le Thulium est l'élément chimique le plus rare sur terre ») sur des sujets variés (e.g., sciences, arts, histoire). Soixante paires tirées d'Unkelbach et Rom (2017) et 12 paires tirées de Silva (2014) ont été traduites en français ; nous avons créé 8 paires supplémentaires en français. Cinquante-huit participants, différents de ceux recrutés pour la présente étude mais aux caractéristiques comparables, ont participé à une étude en ligne dans laquelle ils devaient évaluer la vérité de 80 affirmations (la moitié vraie) présentées visuellement sans limite de temps sur une échelle de Likert en 7 points (1 : « Certainement faux » ; 4 : « Vérité incertaine » ; 7 : « Certainement vrai »). Pour que les participants ne puissent voir qu'un seul membre d'une paire (vrai ou faux), nous avons construit deux sets de 80 affirmations. Pour être sélectionnée, une affirmation devait (1) avoir une vérité perçue moyenne comprise entre 3.10 et 4.90 ; (2) avoir un écart-type inférieur à 2 et (3) avoir un mode de 3, 4 ou 5. Nous avons sélectionné 59 paires d'affirmations respectant ces critères ($M_{vérité} = 4.23$, $SD_{vérité} = .30$; $mode_{vérité} = 4$).

Présentation des affirmations. Pour chaque participant, 56 affirmations provenant de 56 paires ont été aléatoirement sélectionnées (moitié vraie) et aléatoirement attribuées à la condition répétée ou nouvelle (pour chacune, $n = 28$; moitié vraie). Dans la condition répétée, les affirmations ont été divisées en deux listes de 14 items. Les affirmations utilisées, la condition de répétition, et l'ordre de présentation ont été randomisés pour chaque participant.

Division de l'attention en étude. Nous avons manipulé la division de l'attention dans un plan inter-groupe en phase d'étude. Dans cette phase, à chaque fois que les participants ont lu une affirmation, ils devaient aussi soustraire à 100 un nombre vu juste avant ou juste après l'affirmation. Dans la condition avec attention divisée, le nombre était présenté avant l'affirmation. Les participants devaient ainsi lire et mémoriser le nombre, anticiper la soustraction pendant la lecture de l'affirmation, puis donner leur réponse. Dans la condition avec attention pleine, le nombre était présenté après l'affirmation, l'attention n'était donc pas divisée à la lecture. Des nombres entre 11 et 88 ont été utilisés de façon aléatoire. Pour assurer des soustractions qui ne seraient pas trop simples, nous n'avons pas utilisé des multiples de 10 (e.g., 20, 30, 40) ni les nombres 25, 50, et 75. Cette procédure est similaire à celle de Begg et al. (1992), avec trois différences : tous les stimuli ont été présentés visuellement, les

affirmations sont restées affichées à l'écran pendant une durée plus courte et les participants n'avaient qu'un temps limité pour donner leur réponse à la tâche de soustraction.

Manipulation de la crédibilité de la source. Pour manipuler la crédibilité de la source dans la phase d'étude, nous avons réparti les affirmations dans deux listes de 14 (moitié vraie). Dans la condition avec crédibilité, les listes étaient présentées avec à la fois un label de liste (« Liste 1 » ou « Liste 2 », constant) et un label de vérité (« Toutes les affirmations de cette liste sont VRAIES », liste crédible, ou « Toutes les affirmations de cette liste sont FAUSSES », liste douteuse). Le label de vérité était contrebalancé entre les participants, pour éviter des effets d'ordre. Dans la condition avec crédibilité, les performances ont été enregistrées selon le label de vérité (crédible ; douteuse), indépendamment du label de liste (Liste 1, Liste 2). Dans la condition sans crédibilité, seuls les labels de liste étaient présentés ; les performances ont été enregistrées selon le label de liste (Liste 1, Liste 2), dont l'ordre de présentation ne variait pas.

Procédure

Nous avons programmé et passé l'expérience avec le logiciel OpenSesame 3.1.9 (Mathôt, Schreij, & Theewes, 2012). Les sessions d'expérience pouvaient accueillir jusqu'à 6 participants à la fois. L'expérimentateur a informé les participants que l'expérience était à propos des jugements de vérité et les a installés en face d'un ordinateur (incluant un clavier, une souris, et un écran d'une résolution de 1920*1080). Il a ensuite demandé aux participants de prendre connaissance d'un formulaire de consentement libre et éclairé, et de le signer s'ils l'approuvaient. L'expérimentateur a informé les participants que les consignes seraient présentées sur l'écran, et a souligné l'importance de les lire attentivement. Il a ensuite indiqué qu'un document était disposé sur la table, face cachée, avec un crayon, et que les consignes indiqueraient quand il serait nécessaire de l'utiliser. Enfin, il a précisé aux participants qu'ils liraient tout d'abord une série d'affirmations tout en devant réaliser des soustractions dans un temps limité, et qu'une tâche de jugement de vérité serait introduite plus tard.

Les participants ont renseigné des informations sociodémographiques (sexe, âge, activité, langue maternelle). Les consignes ont ensuite indiqué que deux listes d'affirmations, certaines vraies, d'autres fausses, seraient présentées pendant une durée limitée. Les consignes soulignaient également l'importance de réaliser à la fois la tâche de lecture et de soustraction, et rappelaient aux participants que la tâche de jugement de vérité ne se déroulerait que plus tard. Les affirmations de la phase d'étude (tâche de lecture et de soustraction) étaient ensuite présentées.

La séquence expérimentale commençait avec une phase d'entraînement. Six affirmations exclues du matériel pendant la phase de sélection des affirmations et six nombres que l'on pourrait trop aisément soustraire à 100 (e.g., 25, 50) ont été présentés dans un ordre aléatoire au centre de l'écran dans une fonte noire contre un fond blanc. Chaque essai commençait avec une croix de fixation affichée pendant 750 millisecondes. En fonction de la condition de division de l'attention, un nombre (divisée) ou une affirmation (pleine) était présenté à l'écran pendant 2500 millisecondes. Le dernier écran de chaque essai affichait la mention « $100 - x = ?$ » pendant 2000 millisecondes, demandant aux participants d'entrer leur réponse au clavier. Après la phase d'entraînement, les consignes ont souligné l'importance de réaliser les deux tâches (lecture et soustraction).

Ensuite, la phase d'étude débutait. Deux listes étaient présentées successivement. Les labels de liste étaient présentés pendant 2500 millisecondes immédiatement avant le premier essai de chaque liste. Un label de vérité était ou non affiché avec le label de liste en fonction de la condition de manipulation de la crédibilité. La structure d'un essai était la même que dans la phase d'entraînement.

La tâche de remplissage de cinq minutes consistait à résoudre des anagrammes et des matrices de Raven sur le document imprimé disposé sur le bureau. Les participants devaient surveiller le temps restant, affiché sur l'écran. Au bout de cinq minutes, l'écran affichait un écran jaune pendant 1000 millisecondes pour signaler la fin de la tâche.

Dans la tâche de jugement de vérité, les 28 affirmations de la phase d'étude étaient mélangées à 28 nouvelles (moitié vraie) et présentées dans un ordre aléatoire au centre de l'écran sans limite de temps. Les consignes précisaient que certaines affirmations étaient vraies et d'autres fausses, et que certaines avaient été vues dans la phase d'étude. Les participants ont donné des réponses dichotomiques en appuyant sur « Q » sur le clavier pour répondre « faux » et sur « M » pour répondre « vrai ». Les touches sont restées indiquées en bas de l'écran pendant toute la tâche.

Dans la tâche de mémoire de source incidente, les 56 affirmations utilisées dans la tâche de jugement de vérité étaient présentées de la même façon, mais dans un nouvel ordre aléatoire. Les participants devaient indiquer s'ils avaient vu les affirmations dans la première liste (appuyer sur « 1 » pour « Liste 1 »), dans la seconde liste (appuyer sur « 2 » pour « Liste 2 »), ou uniquement dans la tâche de jugement de vérité (appuyer sur « 3 » pour « Nouveau »). Les touches sont restées indiquées en bas de l'écran pendant toute la tâche.

Une fois l'expérience terminée, l'expérimentateur a remercié les participants, leur a présenté la structure et les objectifs de l'étude, et a terminé en leur donnant un document contenant les affirmations vraies utilisées.

Résultats

Nous avons tout d'abord calculé la proportion d'affirmations jugées vraies pour chaque liste (Liste 1 (crédible) ; Liste 2 (douteuse) ; Nouveau). Nous avons calculé un score d'effet de vérité sur chaque liste, qui correspond à la différence entre la proportion d'affirmations jugées vraies sur la liste moins la proportion d'affirmations nouvelles jugées vraies¹⁰. Ces scores sont une mesure de l'effet de vérité en tant que phénomène de mémoire, où nous nous intéressons à l'avantage de jugements « vrai » des affirmations étudiées par rapport aux nouvelles. Les principaux résultats sont présentés dans le Tableau 4.1. Nous avons également calculé la mémoire de source sur chacune des listes à travers la mesure d'identification de la source (conditional source identification measure, CSIM ; Murnane & Bayen, 1996¹¹). Ce score capture la mémoire de source conditionnée à la reconnaissance (i.e., étant donné que les affirmations ont été reconnues, la proportion de ces affirmations ayant été correctement attribuée à leur source). Nous avons calculé un score de reconnaissance corrigée pour chaque liste (hits – fausses alarmes)¹². En utilisant les équations de la PDP de Begg et al. (1992 ; voir Annexe C pour les équations), nous avons également calculé des scores de recollection et de familiarité basés sur les réponses à la tâche de jugement de vérité dans la condition avec crédibilité. Le score de recollection est la proportion d'affirmations de la liste crédible jugées vraies moins la proportion d'affirmations de la liste douteuse jugées vraies. Le score de familiarité est la proportion d'affirmations de la liste douteuse jugées vraies divisée par un moins le score de recollection. Puisque les scores de recollection et de familiarité ne peuvent pas, conceptuellement, être négatifs, nous avons remis à 0 les scores négatifs. Pour chaque liste, nous avons calculé deux paramètres non-paramétriques pour chaque participant, soit la sensibilité (*sensitivity*, A') et un biais de réponse (B''), basés sur la théorie de la détection du

¹⁰ Score de jugement de vérité : $P("Vrai"|Liste\ x) - P("Vrai"|Nouveau)$, où x = Liste 1 (crédible) ou Liste 2 (douteuse).

¹¹ Score CSIM pour chaque liste : $\frac{P("Liste\ x"|Liste\ x)}{P("Liste\ x"|Liste\ x) + P("Liste\ y"|Liste\ x)}$, où x = Liste 1 (crédible) et y = Liste 2 (douteuse) ou inversement.

¹² Score de reconnaissance corrigée : $(P("Liste\ x"|Liste\ x) + P("Liste\ y"|Liste\ x)) - (P("Liste\ x"|Nouveau) + P("Liste\ y"|Nouveau))$, où x = Liste 1 (crédible) et y = Liste 2 (douteuse), ou inversement. Les scores négatifs ont été rapportés à 0.

signal (Stanislaw & Todorov, 1999). Pour calculer ces scores, nous avons corrigé les taux de hits et de fausses alarmes : les scores de 0 ont été changés en $.50/28$ (nombre d'affirmations nouvelles ou répétées) $\approx .0179$ et ceux de 1 ont été changés en $(28-.50)/28 \approx .982$ (Macmillan & Kaplan, 1985 ; Stanislaw & Todorov, 1999). Nous avons appliqué le modèle de l'effet de vérité (Unkelbach & Stahl, 2009) aux fréquences de réponses « vrai » et « faux » dans la condition avec crédibilité. Enfin, nous avons appliqué le modèle à deux seuils élevés de la mémoire de source (Bayen, Murnane, & Erdfelder, 1996) aux fréquences de réponse « Liste 1 », « Liste 2 », et « Nouveau ». Nous décrivons plus avant l'application de ces modèles multinomiaux d'arbres de traitement au moment d'en décrire les résultats, et renvoyons le lecteur au Chapitre 3 pour une présentation générale de ces modèles. Soulignons que les analyses des scores de reconnaissance, de recollection, de familiarité, de scores A' et B'' , et des modèles multinomiaux d'arbres de traitement n'ont pas été préenregistrées.

Nous avons conduit les deux ANOVAs mixtes préenregistrées à trois facteurs sur les scores d'effet de vérité et de mémoire de source, 2 (liste : Liste 1 (crédible) vs Liste 2 (douteuse)) * 2 (attention : pleine vs divisée) * 2 (crédibilité : avec vs sans) où les deux derniers facteurs sont manipulés dans un plan à groupes indépendants¹³. Nous avons défini le seuil alpha à 5% et tous les tests étaient bilatéraux. Pour localiser les effets identifiés dans les ANOVAs, nous avons calculé des contrastes et leurs valeurs p avec la correction de Bonferroni. Nous avons indexé les tailles des effets avec les η^2_G généralisés dans les ANOVAs (η^2_G ; Bakeman, 2005 ; Olejnik & Algina, 2003) et avec les d de Cohen dans les t -tests¹⁴.

¹³ Nous présentons les résultats des analyses pour l'échantillon entier. Cependant, puisque 16 participants n'avaient le français comme langue maternelle, nous avons également lancé les mêmes analyses, non préenregistrées, sans ces participants. Les résultats étaient généralement les mêmes, mais les tailles des effets étaient généralement légèrement plus élevées descriptivement. Dans l'ANOVA, l'effet d'interaction double entre la division de l'attention et la manipulation de la crédibilité sur les scores d'effet de vérité n'était plus significatif, $F(1, 166) = 3.77, p = .054, \eta^2_G = .016$. Cependant, les contrastes ont montré les mêmes patterns que ceux réalisés sur l'échantillon entier.

En outre, six participants ont répondu à la tâche de mémoire de source sans utiliser une des modalités de réponse, indiquant une possible incompréhension de la tâche. Nous avons alors réalisé des analyses, à nouveau non préenregistrées, sans ces participants. Les résultats étaient globalement identiques. Dans l'ANOVA, l'effet d'interaction double entre la liste et la division de l'attention sur les scores d'effet de vérité n'était plus significatif, $F(1, 88) = 3.25, p = .075, \eta^2_G = .007$. Cependant, les contrastes ont montré les mêmes patterns que ceux réalisés sur l'échantillon entier.

¹⁴ Nous avons réalisé les analyses avec R (R Core Team, 2018), Jamovi (jamovi project, 2018), et JASP (JASP Team, 2018). Dans R, nous avons réalisé les ANOVAs avec *ez*, (Lawrence, 2016), et calculé les d de Cohen avec *effsize* (Torchiano, 2017) et *lsr* (Navarro, 2015). Nous avons réalisé et testé le modèle linéaire généralisé à effets mixtes avec *lme4* (Bates, Mächler, Bolker, & Walker, 2015). Nous avons généré les figures avec *ggplot2* (Wickham, 2009). Les contrastes ont été calculés avec Jamovi. Nous avons testé l'adéquation des modèles multinomiaux d'arbres de traitement et estimé les paramètres avec *TreeBUGS* (Heck et al., 2018).

Tableau 4.1

Proportions moyennes (SD) d'affirmations répétées et nouvelles jugées « vrai » et différences entre les deux pour chaque liste en fonction de la division de l'attention et de la manipulation de la crédibilité

	Répétées	Nouvelles	Effet de vérité	<i>d</i> de Cohen [IC 95%] Effet de vérité
<i>Attention divisée + Crédibilité (n = 47)</i>				
Liste crédible	.63 (.18)	-	.13 (.23)	0.58 [0.27, 0.89]
Liste douteuse	.47 (.17)	-	-.03 (.23)	-0.13 [-0.42, 0.15]
Total	.55 (.12)	.50 (.14)	.05 (.19)	0.26 [-0.03, 0.55]
<i>Attention pleine + Crédibilité (n = 46)</i>				
Liste crédible	.62 (.17)	-	.13 (.23)	0.59 [.27, .90]
Liste douteuse	.51 (.16)	-	.02 (.23)	0.10 [-0.19, 0.39]
Total	.56 (.11)	.48 (.13)	.08 (.19)	0.40 [0.01, 0.70]
<i>Attention divisée + Sans crédibilité (n = 46)</i>				
Liste 1	.60 (.16)	-	.10 (.19)	0.52 [0.21, 0.83]
Liste 2	.65 (.17)	-	.14 (.20)	0.70 [0.37, 1.02]
Total	.62 (.14)	.51 (.12)	.12 (.18)	0.68 [0.35, 1.00]
<i>Attention pleine + Sans crédibilité (n = 47)</i>				
Liste 1	.56 (.15)	-	.05 (.15)	0.32 [0.03, 0.61]
Liste 2	.53 (.17)	-	.01 (.18)	0.07 [-0.22, 0.36]
Total	.55 (.14)	.52 (.13)	.03 (.14)	0.21 [-0.08, 0.50]
<i>Total (N = 186)</i>				
Liste 1 (crédible)	.60 (.16)	-	.10 (.20)	0.51 [0.36, 0.66]
Liste 2 (douteuse)	.54 (.18)	-	.04 (.22)	0.16 [-0.02, 0.31]
Total	.57 (.13)	.50 (.13)	.07 (.18)	0.39 [0.24, 0.54]

Note. *d* de Cohen calculés sur la différence de proportions de jugements « vrai » entre les affirmations répétées et nouvelles, avec 0 comme valeur de test. Un *d* positif indique que plus d'affirmations répétées ont été jugées vraies que de nouvelles. Un *d* négatif indique que plus d'affirmations nouvelles ont été jugées vraies que des répétées.

Scores de jugement de vérité

Indépendamment de la condition, nous avons répliqué l'effet de la répétition sur le jugement de vérité. Un *t*-test à un échantillon ($\mu = 0$) indique que les scores d'effet de vérité étaient significativement différents de 0 ($M = .07$, IC 95% = [.04, .10]), $t(185) = 5.27$, $p < .001$, $d = 0.39$, IC d 95% = [0.24, 0.54]. L'effet est plus petit que l'effet moyen rapporté dans la méta-

analyse (d de Cohen = 0.50 ; Dechêne et al., 2010). Comme nous allons le voir, nos manipulations ont influencé la magnitude de l'effet.

ANOVA mixte sur les scores de jugement de vérité

Nous avons conduit une ANOVA mixte 2 (liste : Liste 1 (crédible) vs Liste 2 (douteuse)) * 2 (attention : pleine vs divisée) * 2 (crédibilité : avec vs sans) sur les scores d'effet de vérité (voir Tableau 4.1). Le score moyen d'effet de vérité était significativement plus élevé sur la Liste 1 (crédible) que sur la Liste 2 (douteuse), $F(1, 182) = 19.08, p < .001, \eta^2_G = .026$. Cet effet principal était modéré par une interaction significative avec la crédibilité, $F(1, 182) = 21.59, p < .001, \eta^2_G = .029$. Avec crédibilité, les scores d'effet de vérité étaient significativement plus élevés sur la liste crédible que sur la liste douteuse, $t(182) = 6.38, p_{Bonf} < .001, d = 0.57, ICd\ 95\% = [0.27, 0.86]$. Sans crédibilité, nous n'avons pas trouvé de différence significative entre les listes, $t(182) = -.20, p_{Bonf} = 1, d = 0.02, ICd\ 95\% = [-0.27, 0.31]$.

Les analyses n'ont pas mis en évidence d'effet principal de l'attention ou de la crédibilité, $F_s(1, 182) \leq 1.43, p_s \geq .232, \eta^2_G \leq .006$. Nous avons trouvé un effet d'interaction petit et significatif entre l'attention et la crédibilité, $F(1, 182) = 4.94, p = .028, \eta^2_G = .020^{15}$. Cependant, aucun des contrastes n'a montré de différence significative. Avec crédibilité, l'effet de la division de l'attention sur les scores d'effet de vérité était non-significatif et négligeable, $t(182) = -.73, p_{Bonf} = 1, d = 0.11, ICd\ 95\% = [-0.18, 0.40]$. Sans crédibilité, les scores d'effet de vérité tendaient descriptivement à être plus élevés avec attention divisée que pleine, mais l'effet n'était pas significatif, malgré un effet petit à moyen dont les intervalles de confiance à 95% excluait 0, $t(182) = 2.42, p_{Bonf} = .10, d = 0.49, ICd\ 95\% = [0.20, 0.78]$.

L'interaction entre la liste et la division de l'attention n'était pas significative.

De façon consistante avec nos prédictions, nous avons trouvé un effet d'interaction triple entre la liste, l'attention et la crédibilité, $F(1, 182) = 4.56, p = .034, \eta^2_G = .006$. Cependant, l'interaction était plus petite que celle visée ($f(V) = .25$) et les effets principaux étaient partiellement différents de ceux attendus. Afin d'étudier plus avant cette interaction à trois facteurs, nous avons réalisé une ANOVA mixte 2 (liste) * 2 (attention) dans chaque condition de crédibilité (avec ; sans). Avec crédibilité, seul l'effet principal attendu de la liste était

¹⁵ Comme indiqué plus haut, l'interaction n'était plus significative lorsque 16 participants dont la langue maternelle était autre que le français étaient retirés de l'échantillon, $F(1, 166) = 3.77, p = .054, \eta^2_G = .016$. Les contrastes ont néanmoins montré les mêmes patterns que ceux trouvés dans l'échantillon entier.

significatif, $F(1, 91) = 29.81, p < .001, \eta^2_G = .085$, comme déjà rapporté plus haut, même si nous attendions aussi un effet de la division de l'attention au moins pour la liste douteuse. Sans crédibilité, nous avons trouvé l'effet moyen déjà décrit de la division de l'attention, $F(1, 91) = 7.13, p = .009, \eta^2_G = .058$. Cet effet était modéré par une interaction double de petite taille avec la liste, $F(1, 91) = 5.16, p = .026, \eta^2_G = .012$ ¹⁶. L'effet de la division de l'attention n'était pas significatif dans la Liste 1, $t(136.5) = 1.33, p_{Bonf} = 1, d = 0.29, ICd\ 95\% = [-0.12, 0.71]$, mais il l'était dans la Liste 2, $t(136.5) = 3.42, p_{Bonf} = .005, d = 0.67, ICd\ 95\% = [0.24, 1.09]$. Cet effet d'interaction entre la division de l'attention et la liste sur les scores d'effet de vérité n'a pas été anticipé. Néanmoins et de façon plus importante, l'effet principal de la division de l'attention sur l'effet de vérité en l'absence de manipulation de la crédibilité soutient davantage l'hypothèse de familiarité que l'hypothèse de correspondance duale.

Modèle linéaire généralisé à effets mixtes

En tant qu'analyse secondaire préenregistrée, nous voulions tester les hypothèses concernant les variations d'effet de vérité avec un contrôle plus élevé que dans les ANOVAs. En effet, celles-ci ne prennent pas en compte les effets possibles des participants ni des stimuli (DeBruine & Barr, 2019). Nous avons construit un modèle linéaire généralisé à effets mixtes (generalized linear mixed-effects model, GLMM) avec la liste (utilisant les nouvelles affirmations comme référence), la division de l'attention et la crédibilité comme facteurs, et les affirmations et les participants comme variables aléatoires¹⁷ (186 participants * 56 affirmations = 10416 observations). Nous avons converti les réponses à la tâche de jugement de vérité en scores (« vrai » = 1 ; « faux » = 0). Les scores de jugement de vérité étaient plus élevés sur les affirmations de la Liste 1 (crédible) que pour les nouvelles affirmations ($z = 6.03, p < .001$, odds ratio, OR = 1.834), contrairement aux affirmations de la Liste 2 (douteuse), $z = -1.06, p = .287, OR = 0.9$. Nous avons trouvé une interaction entre la Liste 2 (douteuse)

¹⁶ Comme indiqué plus haut, l'interaction n'était plus significative lorsque 6 participants n'ayant pas utilisé toutes les modalités de réponse dans la tâche de mémoire de source étaient retirés de l'échantillon, $F(1, 88) = 3.25, p = .075, \eta^2_G = .007$. Les contrastes ont néanmoins montré les mêmes patterns que ceux trouvés dans l'échantillon entier.

¹⁷ Le modèle n'a pas convergé. Nous avons utilisé l'optimiseur BOBYQA.

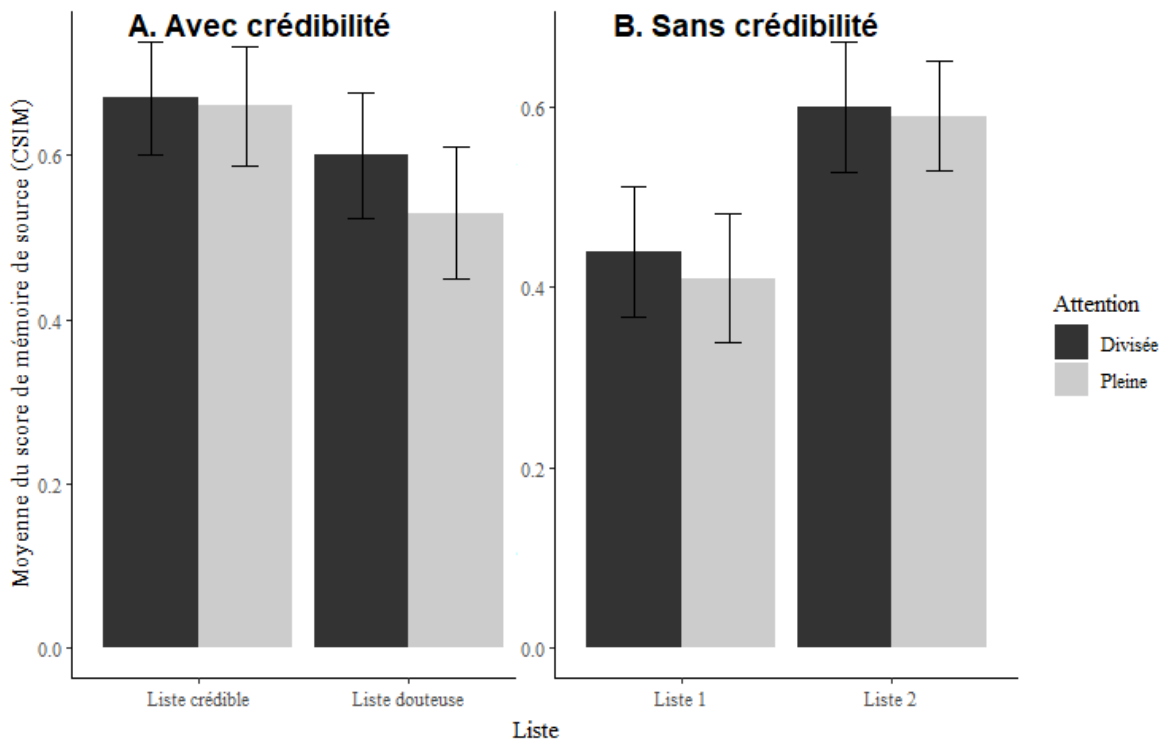


Figure 4.1. Scores d'identification de source conditionnés à la reconnaissance pour chaque liste en fonction de la division de l'attention avec (A) et sans (B) crédibilité. Les barres d'erreur représentent les intervalles de confiance à 95%.

(comparativement aux nouvelles affirmations) et la crédibilité, $z = 4.91$, $p < .001$, OR = 2.009. De façon plus importante, l'interaction entre la Liste 2 (comparativement aux nouvelles affirmations), la division de l'attention et la crédibilité était significative, $z = -3.46$, $p = .0005$, OR = 0.501. Les autres effets n'étaient pas significatifs, z s (absolu) ≤ 1.15 , $ps \geq .252$, ORs = [0.826 1.174]. Ces résultats sont consistants avec ceux des ANOVAs mixtes.

Pour synthétiser, la première ANOVA et le modèle de régression logistique à effets mixtes ont montré un effet d'interaction triple sur les scores d'effet de vérité, suggérant que l'effet de vérité a varié entre les conditions. Cet effet d'interaction, plus petit que celui visé, ne correspond pas complètement à nos attentes. Dans la condition avec crédibilité et dans la lignée de précédents résultats, l'effet de vérité était plus élevé dans la liste crédible que dans la liste douteuse, mais nous n'avons pas mis en évidence d'effet de la division de l'attention alors que nous en attendions un au moins dans la liste douteuse. Ce dernier résultat est difficile à accommoder avec des recherches antérieures et avec l'hypothèse selon laquelle diviser l'attention devrait augmenter le nombre d'affirmations de la liste douteuse jugées vraies du fait d'une augmentation de familiarité qui n'est pas opposée par la recollection. Dans la condition

sans crédibilité, l'effet de vérité était plus élevé avec attention divisée que pleine, et ceci spécialement pour la Liste 2, bien que nous n'ayons pas prédit d'effet de la liste dans cette condition. Cet effet de la division de l'attention soutient davantage l'hypothèse de familiarité que l'hypothèse de correspondance duale.

Scores de mémoire de source

Nous avons conduit une ANOVA mixte 2 (liste : Liste 1 (crédible) vs Liste 2 (douteuse)) * 2 (attention : pleine vs divisée) * 2 (crédibilité : avec vs sans) sur les scores de mémoire de source (voir Figure 4.1). Contrairement à nos attentes, nous n'avons pas trouvé d'effet principal significatif de la division de l'attention ($M_{différence} = -.03$, $SD_{différence} = .03$), $F(1, 182) = 2.04$, $p = .155$, $\eta^2_G = .003$. Les scores de mémoire de source étaient significativement plus élevés avec crédibilité que sans, $F(1, 182) = 27.68$, $p < .001$, $\eta^2_G = .044$. L'analyse n'a pas indiqué d'effet principal significatif de la liste ($M_{différence} = .04$, $SD_{différence} = .03$), $F(1, 182) = 1.32$, $p = .252$, $\eta^2_G = .005$. L'interaction entre l'attention et la crédibilité n'était pas significative, $F(1, 182) = .31$, $p = .581$, $\eta^2_G < .001$, à l'instar de l'interaction entre la liste et l'attention, $F(1, 182) = .74$, $p = .391$, $\eta^2_G < .001$. Cependant, l'effet de la crédibilité était modéré par une interaction significative de taille moyenne avec la liste, $F(1, 182) = 20.66$, $p < .001$, $\eta^2_G = .073$.

Avec crédibilité, les scores de mémoire de source n'ont pas significativement différencié entre la liste crédible et la liste douteuse, $t(182) = 2.40$, $p_{Bonf} = .104$, $d = 0.25$, $ICd\ 95\% = [-0.04, 0.54]$.

Sans crédibilité, les scores de mémoire de source étaient significativement plus élevés dans la Liste 2 que dans la Liste 1, $t(182) = -4.03$, $p_{Bonf} < .001$, $d = 0.41$, $ICd\ 95\% = [0.12, 0.70]$.

L'interaction triple entre la liste, l'attention et la crédibilité n'était pas significative, $F(1, 182) = .49$, $p = .485$, $\eta^2_G = .002$.

Nous n'avons pas trouvé d'effet principal ni d'interaction impliquant la division de l'attention. Selon toute vraisemblance, soit nous avons échoué à diminuer la mémoire de source avec notre manipulation de la division de l'attention, soit la tâche de mémoire de source n'a pas capturé la mémoire comme nous le souhaitions. Néanmoins, la mémoire de source était meilleure avec crédibilité que sans, et nous avons observé des différences en fonction de la liste

Tableau 4.2

Moyennes (SD) des hits, fausses alarmes, reconnaissance corrigée, A' et B'' pour chaque liste en fonction de la division de l'attention et de la manipulation de la crédibilité

	Hits	Fausses alarmes	Reconnaissance corrigée	A'	B''
<i>Attention divisée +</i>					
<i>Crédibilité (n = 47)</i>					
Liste crédible	.68 (.24)	-	.31 (.26)	.68 (.22)	.15 (.35)
Liste douteuse	.66 (.23)	-	.30 (.26)	.68 (.22)	.14 (.33)
Total	.67 (.21)	.37 (.31)	.30 (.24)	.72 (.15)	.14 (.30)
<i>Attention pleine +</i>					
<i>Crédibilité (n = 46)</i>					
Liste crédible	.64 (.22)	-	.32 (.29)	.68 (.21)	.16 (.33)
Liste douteuse	.60 (.23)	-	.28 (.26)	.67 (.19)	.16 (.34)
Total	.62 (.20)	.33 (.28)	.30 (.26)	.70 (.18)	.15 (.32)
<i>Attention divisée + Sans</i>					
<i>crédibilité (n = 46)</i>					
Liste 1	.73 (.23)	-	.27 (.29)	.61 (.26)	.12 (.34)
Liste 2	.72 (.23)	-	.26 (.27)	.62 (.25)	.11 (.32)
Total	.73 (.22)	.47 (.32)	.26 (.27)	.65 (.24)	.07 (.31)
<i>Attention divisée + Sans</i>					
<i>crédibilité (n = 47)</i>					
Liste 1	.73 (.22)	-	.32 (.25)	.68 (.26)	.10 (.35)
Liste 2	.68 (.21)	-	.28 (.24)	.69 (.21)	.11 (.31)
Total	.70 (.20)	.41 (.31)	.30 (.23)	.71 (.20)	.09 (.31)
<i>Total (N = 186)</i>					
Liste 1 (crédible)	.69 (.23)	-	.31 (.27)	.66 (.24)	.13 (.34)
Liste 2 (douteuse)	.66 (.23)	-	.28 (.25)	.67 (.22)	.13 (.32)
Total	.68 (.21)	.40 (.31)	.29 (.25)	.69 (.19)	.11 (.31)

Note. Plus les valeurs de A' sont élevées, meilleure est la discrimination (sensibilité). Des valeurs négatives de B'' indiquent un biais libéral (tendance à répondre « ancien ») tandis que des valeurs positives indiquent un biais conservateur (tendance à répondre « nouveau »).

et de la crédibilité : la mémoire de source était meilleure pour la Liste 2 que pour la Liste 1 sans crédibilité, alors qu'aucune différence entre les listes n'a été trouvée avec crédibilité.

Pour analyser plus avant de possibles effets de la division de l'attention, nous avons réalisé des ANOVAs non préenregistrées sur les scores de reconnaissance corrigée, A' et B'' (voir Tableau 4.2). Nous avons également conduit des t -tests pour groupes indépendants non préenregistrés sur les scores de familiarité et de recollection. Enfin, nous avons appliqué deux modèles multinomiaux afin de localiser un possible effet de la division de l'attention sur des

paramètres de mémoire. Ces analyses n'ont pas indiqué d'effet significatif de la division de l'attention.

Performance de reconnaissance

Nous avons conduit une ANOVA mixte 2 (liste : Liste 1 (crédible) vs Liste 2 (douteuse)) * 2 (attention : pleine vs divisée) * 2 (crédibilité : avec vs sans) sur les scores de reconnaissance corrigée (voir Tableau 4.2). Nous n'avons pas trouvé d'effet significatif de la division de l'attention sur les scores, $F_s(1, 182) \leq 1.24$, $p_s \geq .267$, $\eta^2_{GS} \leq .006$. Aucun effet d'interaction impliquant la division de l'attention n'a non plus été mis en évidence, $F_s(1, 182) \leq .1.61$, $p_s \geq .206$, $\eta^2_{GS} \leq .007$.

Estimations de la familiarité et de la recollection

Nous avons utilisé les réponses à la tâche de jugement de vérité dans la condition avec crédibilité pour calculer les scores de recollection et de familiarité. Nous avons ensuite réalisé deux *t*-tests pour groupes indépendants pour tester l'effet de la division de l'attention sur ces deux scores. Aucun des deux n'était significatif, $t(91) = .94$, $p = .352$, $d = 0.19$, $ICd\ 95\% = [-0.22, 0.61]$, et $t(91) = -.24$, $p = .812$, $d = 0.05$, $ICd\ 95\% = [-0.36, 0.46]$. L'effet de la division de l'attention sur la recollection était négligeable à petit : les scores de recollection tendaient descriptivement à être plus élevés avec attention divisée plutôt que pleine. Les intervalles de confiance à 95% du *d* étaient cependant très élevés, rendant toute inférence sur la direction et la taille de l'effet difficile.

Analyses basées sur des modèles multinomiaux d'arbres de traitement

Les estimations de recollection et de familiarité présentées avant ont été calculées à travers des scores. Cette approche présente l'intérêt de capturer les phénomènes d'intérêt, mais ne permet pas de capturer les processus latents de façon aussi directe que l'approche par modèles multinomiaux d'arbres de traitement (voir Chapitre 3). Pour compléter les analyses, nous avons appliqué deux modèles : le modèle multinomial d'arbres de traitement de l'effet de vérité d'Unkelbach et Stahl (2009) dans les conditions avec crédibilité, et le modèle à deux seuils élevés de la mémoire de source de Bayen, Murnane, et Erdfelder (1996).

Pour estimer l'adéquation des modèles aux données, nous avons utilisé les valeurs p prédictives postérieures (posterior predictive p values, PPP) des statistiques T_1 et T_2 (Klauer, 2010 ; Heck et al., 2018). La statistique T_1 correspond à la moyenne des fréquences individuelles, tandis que la statistique T_2 correspond à la covariance des fréquences individuelles. Les valeurs PPP de T_1 et de T_2 estiment la différence entre les moyennes (T_1) et les covariances (T_2) observées et attendues. Les valeurs PPP varient entre 0 et 1, et plus elles sont proches de 0, plus le modèle est en inadéquation aux données. L'approche n'est pas ici fréquentiste (les PPP sont calculées en comparant les valeurs attendues et observées dans un cadre Bayésien), mais elles peuvent s'interpréter par rapport à un seuil alpha de 5%, de la même façon que les valeurs p des tests du khi-deux (χ^2) ou de goodness-of-fit (G^2) d'adéquation d'un modèle aux données. Ainsi, dès lors qu'un modèle présente des PPP sur les statistiques T_1 et T_2 supérieures à .05, nous considérerons qu'il est en adéquation aux données. À l'inverse, si l'une

Tableau 4.3

Estimation des paramètres du modèle de l'effet de vérité (Unkelbach & Stahl, 2009) et adéquation aux données dans chaque condition de division de l'attention lorsque la crédibilité était manipulée. La différence d'estimation des paramètres entre les deux conditions d'attention est présentée en dernière ligne

Attention	Estimation des paramètres (IC 95%)				
	k	c	fp	fn	g
Pleine	.02 (.001, .06)	.09 (.02, .16)	.13 (.04, .24)	.02 (0, .08)	.48 (.44, .51)
Divisée	.023 (.001, .06)	.11 (.03, .20)	.1 (.01, .2)	.02 (0, .07)	.49 (.45, .53)
<i>Différence</i>	<i>-.002 (-.05, .05)</i>	<i>-.02 (-.14, .09)</i>	<i>.04 (-.1, .18)</i>	<i>.001 (-.06, .06)</i>	<i>-.01 (-.06, .04)</i>

Note. Le paramètre k représente la probabilité de correctement juger la vérité objective d'une affirmation ; le paramètre c représente la probabilité de correctement indiquer la valeur de crédibilité de la source de l'affirmation ; le paramètre fp indique la probabilité de juger une affirmation répétée comme vraie ; le paramètre fn indique la probabilité de juger une affirmation nouvelle comme fausse ; le paramètre g indique la probabilité de supposer qu'une affirmation est vraie ou fausse en l'absence des autres paramètres. Les statistiques T_1 et T_2 servent à estimer l'adéquation du modèle aux données. Des valeurs supérieures à .05 indiquent une adéquation acceptable tandis que des valeurs inférieures à .05 suggèrent une mauvaise adéquation.

des deux statistiques est inférieure à .05, nous considérerons que l'adéquation du modèle aux données est insuffisante.

Application du modèle de l'effet de vérité.

Nous avons appliqué le modèle de l'effet de vérité d'Unkelbach et Stahl (2009, Chapitre 3, Figure 3.1 ; pour les équations, voir Annexe C) lorsque la crédibilité était manipulée, condition nécessaire pour estimer le paramètre de recollection de la source (c). Nous n'avons pas inclus le paramètre ft , car nous ne voyons pas comment séparer la « fluence due à la vérité » du paramètre k (connaissances antérieures) : ces deux paramètres capturent la tendance à donner la réponse correcte concernant la vérité objective des affirmations. Nous avons calculé les fréquences de réponse « vrai » et « faux » séparément pour les affirmations répétées et nouvelles et pour les affirmations factuellement vraies et fausses, sans distinguer les estimations des paramètres en fonction de la vérité objective des affirmations. Nous avons testé l'adéquation du modèle aux données et estimé les paramètres dans chaque condition de division de l'attention. Les principaux résultats sont disponibles dans le Tableau 4.3. Dans la condition d'attention pleine, nous obtenons $T_1 = .57$, ce qui est satisfaisant, mais la statistique T_2 suggère que l'adéquation aux données est insuffisante ($T_2 = .038$). Nous avons tout de même calculé les estimations des paramètres. Dans la condition d'attention divisée, l'adéquation aux données est suffisante (T_1 et $T_2 > .113$).

Nous avons estimé si les estimations des paramètres ont varié en fonction de la condition d'attention. Les intervalles de confiance à 95% des différences de toutes les estimations des paramètres n'excluaient pas 0, suggérant que les paramètres n'ont pas significativement varié avec la condition d'attention. Ici non plus, nous n'obtenons pas d'indice qui soutiendrait l'idée que la division de l'attention a fonctionné.

Les estimations des paramètres k et fn suggèrent deux conclusions. La première est que le pré-test de notre matériel semble bien avoir sélectionné des affirmations perçues en moyenne incertaines par les participants : nous voyons que la contribution estimée du paramètre k , qui capture les connaissances antérieures sur la vérité objective des affirmations, est très faible. L'estimation du paramètre fn est elle aussi très faible, suggérant que ce paramètre n'est pas nécessaire pour rendre compte des données. Le paramètre fn capture la tendance à répondre « faux » sur des affirmations nouvelles. Les participants ne semblent donc pas ici avoir eu tendance à juger comme fausses des affirmations nouvelles, alors qu'ils ont bien eu tendance à juger comme vraies des affirmations répétées, comme le suggère l'estimation du paramètre fp .

Tableau 4.4

*Adéquation du modèle à deux seuils élevés de la mémoire (Bayen, Murnane, & Erdfelder, 1996) dans chacune des quatre conditions inter-groupes (crédibilité*attention)*

Adéquation	Avec crédibilité		Sans crédibilité	
	Attention pleine	Attention divisée	Attention pleine	Attention divisée
<i>T1</i>	.576	.047	.008	.369
<i>T2</i>	.459	.037	.37	<.001

Note. Les statistiques *T1* et *T2* servent à estimer l'adéquation du modèle aux données. Des valeurs supérieures à .05 indiquent une adéquation acceptable tandis que des valeurs inférieures à .05 suggèrent une mauvaise adéquation.

Application du modèle à deux seuils élevés de la mémoire.

Dans les précédentes analyses des performances à la tâche de mémoire de source, nous avons calculé un score d'identification de la source conditionnée à la reconnaissance, soit les scores CSIM. Ces scores ne permettent néanmoins pas de distinguer la contribution de différents processus (Murnane & Bayen, 1996). Pour compléter les analyses, nous avons appliqué le modèle à deux seuils élevés de la mémoire de source de Bayen, Murnane, et Erdfelder (1996, Chapitre 3, Figure 3.3 ; pour les équations, voir Annexe C) dans chacune des quatre conditions de l'étude. Nous avons calculé les fréquences de réponse « Liste 1 », « Liste 2 » et « Nouveau » séparément pour les affirmations répétées et nouvelles.

Le modèle contient 8 paramètres pour six catégories indépendantes, ne laissant aucun degré de liberté pour estimer l'adéquation du modèle aux données. Théoriquement, nous nous attendons pas à une différence entre les paramètres D_1 , D_2 et D_N , qui capturent la probabilité de reconnaître une affirmation de la Liste 1 (crédible) pour D_1 , de la Liste 2 (douteuse), pour D_2 , et nouvelle pour D_N . Nous ne nous attendons pas non plus à ce que les paramètres d_1 et d_2 diffèrent ; les deux paramètres capturent la probabilité de correctement se souvenir qu'une affirmation vient de la Liste 1 (crédible) ou de la Liste 2 (douteuse), respectivement. Enfin, nous ne nous attendons pas à ce que les paramètres a et g diffèrent ; ils capturent respectivement la probabilité de supposer qu'une affirmation reconnue comme ancienne vient de la Liste 1 (crédible), et la probabilité de supposer qu'une affirmation non reconnue comme ancienne vient de la Liste 1 (crédible). Nous avons donc contraint D_1 , D_2 et D_N , d_1 et d_2 , et a et g à être égaux (pour des choix analogues, voir Bayen, Murnane, & Erdfelder,

1996). Ainsi, 4 paramètres sont à estimer avec 6 catégories indépendantes, nous autorisant à estimer l'adéquation du modèle aux données.

Nous avons testé l'adéquation du modèle aux données et estimé les paramètres dans chacune des quatre conditions inter-groupes, soit le croisement entre la division ou non de l'attention et la manipulation ou non de la crédibilité des sources. Cependant, l'adéquation du modèle aux données est globalement mauvaise, comme indiqué dans le Tableau 4.4. Nous n'avons donc pas estimé les paramètres avec les performances à la tâche de mémoire de source. La mauvaise adéquation du modèle aux données peut refléter la particularité de la procédure employée dans la présente étude. La tâche de mémoire de source a été réalisée après la tâche de jugement de vérité, alors que toutes les affirmations sont anciennes (certaines ont été vues pour la première fois en phase d'étude, tandis que d'autres ont été vues pour la première fois en tâche de jugement de vérité).

Discussion du Chapitre 4

Dans la présente étude préenregistrée, nous avons cherché à adresser le problème de la recollection dans l'effet de vérité induit par la répétition, basé sur le constat d'un manque de soutien pour l'hypothèse de familiarité en l'absence de manipulation de la crédibilité. Nous avons testé l'hypothèse de correspondance duale, où plus la mémoire des affirmations est élevée, qu'elle soit basée sur la familiarité ou la recollection, plus l'effet de vérité serait élevé lorsque la crédibilité n'est pas manipulée, contre l'hypothèse de familiarité. Pour ce faire, nous avons comparé l'effet de la division de l'attention avec et sans manipulation de la crédibilité de la source sur l'effet de vérité.

Nous avons répliqué l'effet de vérité, et sa taille a varié en fonction des conditions inter-groupes, comme indiqué par l'effet d'interaction triple entre la division de l'attention, la manipulation de la crédibilité et la liste. Avec crédibilité, l'effet de vérité était plus élevé pour les affirmations présentées dans la liste crédible que pour celles présentées dans la liste douteuse. Conformément à des résultats antérieurs (Begg et al., 1992 ; Law, 1998 ; Mitchell et al., 2006 ; mais voir Henkel & Mattson, 2011), cet effet soutient l'idée selon laquelle les participants ont utilisé les indices de vérité récupérés à travers la recollection de la source dans la tâche de jugement de vérité. Notre tâche de mémoire de source montre une recollection de la source globalement correcte lorsque la crédibilité est manipulée. À condition que les participants se soient correctement souvenus de la source de l'information, ils pouvaient baser leur jugement de vérité sur leur recollection de la source pour contrer l'effet de familiarité, qui consiste à créer une illusion de vérité malgré une source douteuse. C'est ce que Begg et al.

(1992, Exp. 4) ont trouvé lorsqu'ils ont comparé les jugements sur des affirmations entendues avec attention pleine, plutôt que divisée. Dans nos données, l'effet de vérité tendait toutefois à être descriptivement renversé en condition d'attention divisée, mais cette différence n'était pas statistiquement significative. En plus, dans la condition avec crédibilité, la recollection telle que mesurée dans la tâche de jugement de vérité tendait à être plus élevée en condition d'attention divisée plutôt que pleine, mais à nouveau cette tendance n'était pas statistiquement significative. Ces tendances descriptives et les effets non significatifs de la division de l'attention sur l'effet de vérité dans la liste douteuse ainsi que sur l'estimation de la recollection ne répliquent pas les résultats rapportés par Begg et al. (1992). Ces auteurs ont trouvé que diviser l'attention en phase d'étude diminuait la recollection (mais pas la familiarité), donnant lieu à un effet de vérité plus élevé pour les affirmations présentées comme fausses en condition d'attention divisée plutôt que pleine.

De façon critique, sans manipulation de la crédibilité, l'effet de vérité était plus élevé en condition d'attention divisée plutôt que pleine, et ce spécialement pour la Liste 2. Ce résultat (sans considérer l'interaction avec la liste) est similaire à ceux obtenus par Begg et al. (1992) et Garcia-Marques et al. (2016), et corrobore l'hypothèse de familiarité, où la familiarité n'est pas attribuée à la vérité des affirmations si la véritable source des affirmations (leur présentation antérieure) n'est pas une explication plus évidente du sentiment. Ce soutien pour l'hypothèse de familiarité invalide-t-il d'emblée l'hypothèse de correspondance duale, qui prédit le résultat opposé ? Nous pensons que ce n'est pas le cas. Nous n'avons pas trouvé d'effet de la division de l'attention sur la mémoire de source, ni sur la recollection telle que mesurée dans la tâche de jugement de vérité. Par conséquent, nous n'avons pas de soutien indépendant suggérant que l'effet de vérité plus élevé avec attention divisée plutôt que pleine est expliqué par une diminution de la recollection. L'hypothèse de familiarité était soutenue par l'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité sans manipulation de la crédibilité, mais aucune donnée n'indique que la recollection de la source a été diminuée par la division de l'attention dans cette condition.

Il est surprenant que nous ayons trouvé un effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité, mais pas sur la mémoire de source, sur les indices de reconnaissance (reconnaissance corrigée ; A' , B''), ni sur la recollection telle que mesurée dans la tâche de jugement de vérité lorsque la crédibilité est manipulée à travers l'application de la PDP modifiée par Begg et al. (1992) et telle que mesurée avec le modèle de l'effet de vérité d'Unkelbach et Stahl (2009). On pourrait avancer que l'identification de la source n'a pas correctement capturé la mémoire de source. Néanmoins, la manipulation de la crédibilité comme la liste ont influencé les scores de

mémoire de source, et ces résultats seraient inattendus si nous n'avions pas du tout capturé des variations de mémoire de source. Nous n'avons pas pu estimer les paramètres du modèle à deux seuils élevés de la mémoire (Bayen, Murnane, & Erdfelder, 2009) pour compléter les analyses, car l'adéquation du modèle aux données était insuffisante. Les résultats sur les scores de mémoire de source n'ont pas beaucoup changé lorsque nous avons réalisé les mêmes analyses sans les participants dont la langue maternelle est autre que le français et sans les réponses suspicieuses en tâche de mémoire de source (i.e., ne pas avoir utilisé au moins une des modalités de réponse). Ainsi, l'absence d'effets statistiquement significatifs ne peut pas être attribuée à la mauvaise compréhension de la tâche. Bien qu'il soit difficile de s'en assurer, nous suggérons que notre manipulation de la division de l'attention n'a pas été suffisamment efficace pour montrer des effets clairs sur la mémoire de source.

Bien que notre manipulation de la division de l'attention soit similaire à celle utilisée par Begg et al. (1992), nous n'avons pas répliqué leurs résultats lorsque la crédibilité était manipulée. Une raison possible est que, contrairement à Begg et al., nos sources étaient présentées visuellement, pas à travers des voix de femme/d'homme. Les listes peuvent être plus difficiles à discriminer, comparées à des voix clairement distinguables. Des caractéristiques de la phase d'étude (exposition rapide aux affirmations, tâche de lecture, tous les stimuli présentés visuellement) couplées à la présence d'un intervalle de temps de cinq minutes avant la tâche de jugement de vérité ont pu diminuer la mémoire de source des participants, diminuant ainsi les effets. Enfin, la tâche de mémoire de source a pu ajouter du bruit, car (1) les affirmations appelées 'nouvelles' dans cette tâche ont en fait déjà été présentées dans la tâche de jugement de vérité, et (2) la tâche était incidentelle, les participants n'ayant pas été informés de l'administration de la tâche avant qu'elle ne soit présentée. Dans l'Étude 3 (Chapitre 5), le plan d'expérience employé montre que la répétition au test (entre la tâche de jugement de vérité et une tâche de mémoire, en l'occurrence de reconnaissance couplée au paradigme RK) peut influencer les performances à la tâche de mémoire (Chapitre 5, Étude 3, voir la section *Répéter les informations au test a influencé la mémoire, en particulier en augmentant les fausses alarmes*).

Les résultats obtenus dans la tâche de mémoire de source restent à être expliqués et requièrent d'autres études, utilisant par exemple différentes affirmations entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de jugement de source. Dans la présente étude, nous n'avons pas utilisé une telle procédure car notre sélection des affirmations nous a laissés avec trop peu d'affirmations utilisables. C'est par contre la solution que nous avons employée dans l'Étude 3 (Chapitre 5). Une autre façon de procéder serait de manipuler la tâche au test dans un plan

inter-groupes : alors que certains participants auront à réaliser une tâche de jugement de vérité, d'autres auront à réaliser une tâche de mémoire de source. Une telle manipulation évite la répétition de toutes les affirmations au test, et permettrait de compléter les résultats obtenus dans la présente étude. Une telle étude est prévue et a été préenregistrée. Nous présentons la partie méthode de cette étude en Annexe F. Brièvement, l'étude prévue réplique les conditions de la présente étude où la crédibilité des listes n'est pas manipulée. Contrairement à la présente étude où tous les participants réalisent à la fois une tâche de jugement de vérité et une tâche de mémoire de source, la tâche au test (jugement de vérité ou mémoire de source) serait manipulée dans un plan à groupes indépendants. Cette précaution permettra d'obtenir de meilleures estimations (car moins sujettes au bruit) de la mémoire de source.

Poursuivant les parallèles entre l'effet de vérité et la mémoire de source, nous devons adresser un autre point. Sans crédibilité et spécifiquement en Liste 2, l'effet de vérité, mais pas la mémoire de source, était plus élevé en condition d'attention divisée plutôt que pleine. Pour que la recollection puisse expliquer cet effet, elle aurait dû être plus élevée en condition d'attention pleine plutôt que divisée. Puisque ce n'est pas le cas, l'effet de la division de l'attention reste intrigant. Nous envisageons trois explications : (1) problème de mesure de la mémoire de la source, (2) médiateur caché, et (3) bruit statistique.

Premièrement, il est possible que la diminution de la recollection soit à l'origine de l'effet de la division de l'attention, mais la performance en tâche de mémoire de source n'était pas sensible à la division de l'attention. Comme l'hypothèse nulle ne peut pas être rejetée, il est possible que la mémoire de source n'ait pas bien capturé la recollection, même si cette dernière a effectivement varié avec la division de l'attention. Cependant, si c'est bien le cas, le fait d'avoir observé l'effet de vérité dans une seule des deux listes (Liste 2) reste troublant. Pour intégrer cette dernière remarque, une deuxième piste est que l'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité n'est pas basé sur la recollection, et la variable médiatrice réelle a varié en fonction de la division de l'attention dans la Liste 2, mais pas dans la Liste 1. Cette spéculation ne précise cependant pas quel serait le médiateur caché. La troisième possibilité est que l'effet de la division de l'attention dans la Liste 2 n'est peut-être pas réel et n'est en fait que du bruit statistique. Nous n'avons en effet trouvé cet effet que dans une des deux listes. Trouver l'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité sur une seule liste sans attendre d'effet de la liste en l'absence de crédibilité est problématique. Cependant, l'effet de division de l'attention sur l'effet de vérité dans la Liste 2 est similaire à celui mis en évidence dans la condition contrôle de Begg et al. (1992), diminuant le soutien pour l'explication basée sur le bruit.

Des études de réplication de l'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité et sur la mémoire de source en l'absence de crédibilité permettraient de préciser les explications les plus plausibles. Nous avons entrepris ce test dans l'étude prévue présentée en Annexe F. Si l'effet de la division de l'attention est retrouvé à la fois sur l'effet de vérité et sur la mémoire de source, nous concluons que le problème venait probablement des choix méthodologiques de la présente étude. En revanche, si nous retrouvons à nouveau l'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité mais pas sur la mémoire de source (et ce malgré une puissance statistique suffisante), le possible problème méthodologique soulevé ici ne sera pas l'explication à privilégier. Enfin, ne pas retrouver l'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité (malgré une puissance statistique suffisante) nous invitera à privilégier l'hypothèse d'un bruit statistique, questionnant alors du même coup le résultat de la condition contrôle de Begg et al. (1992).

Un résultat plus secondaire mais qui nous intéresse est que nous n'avons pas répliqué l'effet de vérité dans la Liste 2 en condition d'attention pleine en l'absence d'indices de crédibilité. Dans cette condition, nous avons trouvé une tendance descriptive vers un effet de vérité, mais les intervalles de confiance à 95% n'excluaient pas zéro, malgré une puissance statistique suffisante pour d de Cohen = 0.50 (méta-analyse de Dechêne et al., 2010) ; une analyse de sensibilité pour un t -test à un échantillon avec 80% de puissance statistique montre que nous avons suffisamment de chances de montrer comme significatif un effet d'au moins $d = 0.417$. Bien que l'hypothèse de familiarité prédise que l'effet de vérité sera plus élevé avec attention divisée plutôt que pleine, nous nous attendions à répliquer l'effet de vérité dans cette condition. L'effet de vérité est souvent vu comme robuste et difficile à annuler (Dechêne et al., 2010). En outre, les auteurs ont observé l'effet de vérité sans division de l'attention dans un ensemble d'études (pour des exemples récents, voir par exemple Silva, Garcia-Marques, & Reber, 2017 ; Unkelbach & Rom, 2017). Les raisons pour lesquelles nous n'avons pas répliqué l'effet de vérité dans cette condition ne sont pas claires, et invitent à de nouvelles études.

Conclusion du Chapitre 4

Dans le présent chapitre, nous avons présenté ce qui est, à notre connaissance, la première comparaison directe de l'effet de vérité avec et sans manipulation de la crédibilité. En divisant l'attention, nous souhaitions tester l'hypothèse de familiarité, où la recollection réduit l'effet de vérité que la crédibilité soit manipulée ou non, contre l'hypothèse de correspondance duale, où la recollection augmente l'effet de vérité uniquement lorsque la crédibilité n'est pas manipulée. Lorsque la crédibilité n'était pas manipulée, l'effet de vérité

était plus élevé avec attention divisée plutôt que pleine, et ce spécialement pour la Liste 2. Globalement, nos résultats soutiennent l'hypothèse de familiarité appliquée à l'effet de vérité en l'absence de manipulation de la crédibilité, car la division de l'attention a diminué l'effet de vérité dans cette condition. La raison pour laquelle nous avons obtenu cet effet ne peut cependant être pleinement élucidée, car nous n'avons pas mis en évidence d'effet de la division de l'attention sur la mémoire de source. Dans l'ensemble, nous avons reproduit des résultats antérieurs sur l'effet de vérité à la fois avec (effet de vérité plus élevé dans la liste crédible que douteuse) et sans (effet de vérité plus élevé avec attention divisée que pleine) manipulation de la crédibilité. Nous avons également trouvé des résultats qui en dévient lorsque la crédibilité était manipulée (pas d'effet de division de l'attention dans la liste douteuse). Nos résultats s'ajoutent à la rare littérature soutenant l'hypothèse de familiarité lorsque la crédibilité n'est pas manipulée. Ce soutien reste toutefois limité, et de nouvelles études adressant directement le problème de la recollection dans l'effet de vérité sans manipulation de la crédibilité de la source sont nécessaires pour mieux déterminer les processus impliqués dans l'effet de vérité induit par la répétition. Allant dans ce sens, nous avons préenregistré le recueil d'une étude où les estimations de l'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité et sur la mémoire de source sont réalisées auprès de différents participants.

Dans ce chapitre, nous avons vu que...

- Nous avons étudié **l'effet de vérité dans une procédure à un jugement** en manipulant **deux variables inter-groupes à l'encodage** : nous avons **divisé (ou non) l'attention** en présentant une tâche de soustraction, et **présenté (ou non) des indices de crédibilité** (<https://osf.io/vwth7/>). Nous avons préenregistré l'étude (<https://osf.io/b67v9/>) et cherché à obtenir une puissance statistique suffisante pour nos principales analyses. 186 participants (46 à 47 dans chaque condition inter-groupes) ont pu être inclus dans les analyses.

- **En divisant l'attention, nous souhaitons tester l'hypothèse de familiarité, où la recollection réduit l'effet de vérité que la crédibilité soit manipulée ou non, contre l'hypothèse de correspondance duale, où la recollection augmente l'effet de vérité uniquement lorsque la crédibilité n'est pas manipulée.** L'hypothèse sous-jacente est que diviser l'attention devrait dégrader la recollection (des items comme de la source).

- Les participants ont tout d'abord lu des affirmations présentées dans deux listes avec ou sans indice de crédibilité dans une condition d'attention pleine ou divisée. Ensuite, les participants ont jugé la vérité d'affirmations anciennes et nouvelles. Enfin, nous avons demandé aux participants de réaliser une tâche de jugement de source afin de contrôler l'efficacité de la division de l'attention sur une tâche de mémoire.

- **L'effet de vérité a été répliqué, et sa magnitude a varié avec les facteurs manipulés.**

- **En présence d'indices de crédibilité, l'effet de vérité était plus élevé pour la source crédible que douteuse, sans que nous trouvions d'effet significatif de la division de l'attention dans l'une ou l'autre source. Ce résultat est différent de celui mis en évidence par Begg, Anas, et Farinacci (1992), qui ont montré (Exp. 4) que la vérité perçue était plus élevée avec attention divisée plutôt que pleine lorsque la source était présentée comme douteuse.**

- **Sans indice de crédibilité, l'effet de vérité était plus élevé en condition d'attention divisée qu'en condition d'attention pleine.** Cet effet n'a néanmoins été mis en évidence que dans la Liste 2, alors que l'attribution des affirmations dans chaque liste était aléatorisée pour chaque participant. **Ce résultat soutient mieux l'hypothèse de familiarité que l'hypothèse de correspondance duale, car sous l'hypothèse de correspondance duale nous nous attendions à ce que, sans manipulation de la crédibilité, diviser l'attention diminue l'effet de vérité.**

- La mémoire de source était meilleure avec des indices de crédibilité que sans. **Nous n'avons pas trouvé d'effet de la division de l'attention sur la mémoire de source ni sur d'autres estimations de la mémoire.** Ce résultat peut en partie s'expliquer par la procédure employée, où aucune information n'est véritablement nouvelle au moment de la tâche de mémoire de source, et appelle de nouvelles études. Une nouvelle étude préenregistrée est prévue (présentée en Annexe F ; https://osf.io/dpgku/?view_only=857c8c1825834028897be44c93f2a050).

Chapitre 5

Les effets du délai entre la phase d'étude et le jugement de vérité dans une procédure à un jugement de vérité

Dans le Chapitre 4, nous avons décrit une étude de l'effet de vérité où l'effet modérateur de la division de l'attention sur l'effet de vérité soutient plus l'hypothèse de familiarité que l'hypothèse de correspondance duale quand la crédibilité des sources n'est pas manipulée. Ce résultat est directement incompatible avec l'hypothèse de correspondance duale – car elle prédit l'inverse, mais cohérent avec l'hypothèse de familiarité. Dans le présent chapitre, nous nous demandons comment une autre variable supposée dégrader la recollection pourrait modérer l'effet de vérité, encore une fois dans une procédure à un jugement, et uniquement dans un cas où la crédibilité des sources n'est pas manipulée (qui représente la situation d'étude typique de l'effet de vérité). Dans les Chapitres 1 et 2, nous avons présenté des études suggérant qu'augmenter le délai entre l'étude et le jugement de vérité pourrait diminuer l'effet de vérité. Le délai étant supposé dégrader la recollection dans une plus large mesure que la familiarité, ce résultat soutiendrait davantage l'hypothèse de correspondance duale que l'hypothèse de familiarité (voir Chapitre 2). Nous présentons et discutons dans ce chapitre deux études visant précisément à estimer l'effet modérateur du délai sur l'effet de vérité. Ces études ont été préenregistrées (pour le préenregistrement de l'Étude 2 : <https://osf.io/bsxac/> ; pour le préenregistrement de l'Étude 3 : <https://osf.io/b6qvj/>). Le matériel, les données, et les scripts des analyses principales sont disponibles sur l'Open Science Framework : <https://osf.io/tbf68/>. Nous introduisons tout d'abord les études en présentant les principaux points les justifiant.

Soutien empirique pour le délai comme modérateur de l'effet de vérité ?

À notre connaissance, très peu d'études ont manipulé le délai et testé son effet modérateur sur l'effet de vérité. La principale source d'informations est une méta-analyse (Dechêne et al., 2010) d'études avec un critère inter-items (des études avec des procédures à un comme à deux jugements ont servi à comparer les scores de jugement de vérité des affirmations répétées et nouvelles) qui n'ont pas fait varier le délai. Une telle méta-analyse est informative, mais ne peut suffire à soutenir des conclusions sur l'existence ou l'absence d'un effet lorsque peu ou pas d'études ont directement étudié l'effet cible (chapitre 9 de Cumming & Calin-Jageman, 2017).

La méta-analyse de Dechêne et al. (2010) n'a pas mis en évidence de différence d'effet de vérité significative avec un critère inter-items lorsque le délai entre l'étude et le test était inférieur à un jour ($d = 0.49$), d'une semaine ($d = 0.43$) ou plus long qu'une semaine ($d = 0.48$) (Dechêne et al., 2010, p. 247). De keersmaecker, Roets, Pennycook, et Rand (2018) ont conduit deux études dans lesquelles les estimations des tailles de l'effet de vérité dans deux conditions de délai sont consistantes avec l'hypothèse d'absence d'effet. Dans une première étude, les auteurs ont utilisé un délai de cinq à sept jours entre la phase d'étude et la tâche de jugement de vérité. Dans la deuxième étude très similaire à la première, toutes les tâches étaient réalisées en une seule session. Les tailles des effets de vérité étaient très proches¹⁸ (étude 1 : g de Hedges = 0.89 ; étude 2 : $d = 0.83$) et ne suggèrent donc pas que le délai modérerait l'effet. Des résultats récents (Brashier, Eliseev, & Marsh, 2020, Exp. 4) introduisant un délai de deux jours vont dans ce sens.

Nadarevic, Plier, Thielmann, et Darancó (2018, Exp. 2) ont manipulé le délai entre l'étude et le test afin d'estimer dans quelle mesure ce délai influençait l'effet de vérité quand l'étude était réalisée dans une langue étrangère ou dans sa langue natale (l'idée étant d'étudier une instanciation dans l'effet de vérité du *foreign language effect*, où des biais de jugement et de prise de décision sont moins forts lorsque les études sont présentées dans une langue étrangère, voir Keysar, Hayakawa, & An, 2012). Les mêmes participants ont réalisé deux tâches de jugement de vérité avec des affirmations répétées et nouvelles, une juste après la phase d'exposition (une tâche de catégorisation des affirmations) et une autre deux semaines après. Deux semaines après, les affirmations répétées dans la tâche de jugement de vérité étaient différentes de celles utilisées dans la tâche de jugement de vérité réalisée juste après la phase d'exposition. En ne considérant que leurs résultats sur les affirmations difficiles (sans connaissances antérieures) présentées dans la langue natale des participants, les données suggèrent un possible effet modérateur du délai, où l'effet de vérité augmenterait à mesure que le délai augmente¹⁹ (immédiat : $g = 0.65$; deux semaines : $g = 0.89$).

¹⁸ De keersmaecker, Roets, Pennycook, et Rand (2018, p. 11 ; p. 15) ont séparément rapporté les moyennes et écarts-types des vraies et fausses affirmations répétées et nouvelles. Nous avons calculé les g de Hedges en nous basant sur les moyennes et les écarts-types regroupés ($ET_{\text{regroupé}} = \sqrt{\frac{ET_{\text{étude1}}^2 + SD_{\text{étude2}}^2}{2}}$) rapportés dans les études 1 et 2 avec la feuille Excel de Lakens (2013) (g_{av} pour échantillons corrélés (ou dépendants)).

¹⁹ Nadarevic et al. (2018, p. 158, Table B2) ont séparément rapporté les moyennes et écarts-types des vraies et fausses affirmations répétées et nouvelles en fonction de leur difficulté et du délai. Nous avons calculé les g de Hedges en nous basant sur les moyennes et les écarts-types regroupés des affirmations vraies et fausses difficiles présentées dans la langue natale des participants ($ET_{\text{regroupé}} = \sqrt{\frac{ET_{\text{étude1}}^2 +$

Néanmoins, trois études récentes ont rapporté des résultats suggérant que l'effet de vérité pourrait diminuer avec une augmentation du délai, même si l'effet modérateur du délai n'était pas leur focus principal. Garcia-Marques, Silva, Reber, et Unkelbach (2015) ont trouvé que l'effet de vérité pour des affirmations répétées à l'identique était plus de deux fois plus large lorsque des tâches de jugement d'intérêt (phase d'exposition) et de jugement de vérité étaient réalisées dans la même session que lorsqu'elles étaient séparées par sept jours (immédiat : $g = 0.72$; 7 jours : $g = 0.33$)²⁰. Dans deux expériences, Silva, Garcia-Marques, et Reber (2017) ont trouvé des résultats analogues (étude 1 - immédiat : $g = 1.42$; 7 jours : $g = 1.14$; étude 2 – immédiat : $g = 1.94$; 7 jours : $g = 0.83$)²¹.

N'ayant pas connaissance d'autres études ayant fait varier le délai tout en gardant la phase d'exposition constante²², nous avons conduit une mini méta-analyse à effets aléatoires en intégrant les résultats de Garcia-Marques et al. (2015), de Silva et al. (2017) et de Nadarevic et al. (2018, étude 2)²³. Dans l'optique d'estimer l'effet du délai sur l'effet de vérité dans ces quatre études, nous avons calculé la différence moyenne des scores de vérité pour les affirmations répétées et nouvelles dans chaque condition de délai (immédiat ; 7 jours) et les écarts-types des différences²⁴. Nous avons calculé quatre tailles d'effets, résultant en un g de 0.261 (IC 95% = [-0.282 ; 0.805]). Les intervalles de confiance à 95% n'étant pas différents de 0, les données ne suggèrent pas d'effet modérateur du délai. Les études sont néanmoins

$SD_{\{étude2\}^2}$) rapportés avec la feuille Excel de Lakens (2013) (g_{av} pour échantillons corrélés (ou dépendants)).

²⁰ Garcia-Marques et al. (2015) n'ont pas rapporté les écarts-types ; nous avons utilisé les moyennes et écarts-types rapportés pour les conditions « old-verbatim » (p. 127). Le nombre de participants dans chaque condition n'étant pas précisé et sachant qu'il y avait 30 participants dans les conditions « old-verbatim », nous avons pris $30/2 = 15$ comme étant le nombre de participants dans chaque condition de délai des conditions « old-verbatim » (immédiate ; 7 jours), et utilisé cette valeur pour estimer les g de Hedges avec la feuille Excel de Lakens (2013) (g_{av} pour échantillons corrélés (ou dépendants)). Il est possible que nos estimations devaient légèrement des résultats des auteurs, mais restent utiles pour nos comparaisons.

²¹ Silva et al. (2017) ont présenté les moyennes et écarts-types d'intérêt pour les affirmations répétées à l'identique et les nouvelles affirmations dans leurs Tableaux 1 (p. 59) et 2 (p. 61). Nous avons ensuite calculé les g de Hedges avec la feuille Excel de Lakens (2013) (g_{av} pour échantillons corrélés (ou dépendants)).

²² Hawkins & Hoch (1992) ont utilisé un mixte des procédures à un et deux jugements et n'ont pas rapporté l'effet du délai. Nous ne discutons donc pas leurs résultats.

²³ Nous avons utilisé les packages R *esc* (Lüdecke, 2018) et *metafor* (Viechtbauer, 2010) en utilisant R (R Core Team, 2018).

²⁴ L'effet de vérité est un avantage des affirmations répétées par rapport aux nouvelles. Il peut donc être opérationnalisé comme un seul score qui est la différence entre le score de vérité (e.g., proportion d'affirmations jugées « vrai ») sur les affirmations répétées et celui sur les nouvelles. Nous appelons ce score un score d'effet de vérité. L'écart-type de la différence dans chaque étude a été calculé comme suit : $SD_{\{Différence\}} = \sqrt{SD_{\{répété\}}^2 + SD_{\{nouveau\}}^2}$. Ce calcul a vraisemblablement surestimé les écarts-types des différences, car aucun terme de corrélation n'a été entré. Les intervalles de confiance en résultant pourrait ainsi être des estimations conservatrices de l'effet.

hétérogènes, $Q(\text{ddl} = 3) = 11.43, p = .001$: alors que les études de Garcia-Marques et al. (2015) et de Silva et al. (2017) suggèrent un effet de vérité plus large sans délai qu'avec un délai de sept jours, l'effet de l'étude de Nadarevic et al. (2018) va dans la direction opposée. En retirant l'étude de Nadarevic et al. de la mini méta-analyse, l'hypothèse d'hétérogénéité n'est plus soutenue, $Q(\text{ddl} = 2) = 1.64, p = .44$ et l'effet du délai est estimé à $g = 0.524$ (IC 95% = [0.167 ; 0.88]). Les résultats agrégés reflètent l'hétérogénéité soulignée dans la littérature, bien que trois des quatre études intégrées à la mini méta-analyse aillent dans le sens (sans que ce soit significatif) d'une diminution de l'effet de vérité à mesure que le délai augmente.

En résumé, le soutien pour l'existence ou l'absence d'un effet modérateur du délai sur l'effet de vérité est hétérogène et seulement indirect, car aucune étude ne visait clairement à tester cette hypothèse et peu ont fait varier le délai. Les résultats disponibles sont mitigés. Le soutien pour l'hypothèse nulle est insuffisant car la logique du test de l'hypothèse nulle ne peut suffire pour l'étayer. Les résultats à l'appui de l'existence de l'effet sont au mieux suggestifs, et ne vont pas systématiquement dans la même direction. Nous appuyant sur ce constat, nous estimons qu'il y a des raisons suffisantes de conduire des études préenregistrées visant à tester l'effet modérateur du délai. Dans la section suivante, nous discutons par quels processus le délai pourrait diminuer l'effet de vérité.

Pourquoi s'attendre à un effet modérateur du délai ?

Nous suggérons que la littérature est mitigée et peu abondante concernant un effet modérateur du délai sur l'effet de vérité. Mais pourquoi un tel effet pourrait-il exister ?

À mesure que le délai entre l'étude et le test augmente, les contributions de la familiarité et de la recollection au souvenir sont supposées diminuer ; c'est du moins ce que suggèrent de nombreux résultats. Néanmoins, dans les tâches de reconnaissance, la recollection est supposée être particulièrement diminuée par le délai, plus que la familiarité (pour revue, voir Yonelinas, 2002 ; voir aussi Gardiner & Java, 1991). Certains facteurs connus pour augmenter la recollection dans une plus large mesure que la familiarité dans des tâches de reconnaissance ont d'ailleurs été associés à des effets de vérité accrus, comme les autoréférences et des traitements profonds (sur l'effet de vérité, voir Unkelbach & Rom, 2017, Exp. 3 ; en mémoire de reconnaissance, voir Yonelinas, 2002 ; Gardiner, 1988 ; Rajaram, 1993 ; Erdfelder, Cüpper, Auer, & Undorf, 2007 ; Fujita & Horiuchi, 2004). La mesure avec laquelle l'effet de vérité peut être augmenté en manipulant des facteurs augmentant sélectivement (ou du moins particulièrement) la recollection est encore mal connue. C'est justement ce manque de

connaissance sur le rôle de la recollection dans l'effet de vérité qui fait que nous pouvons opposer l'hypothèse de familiarité à l'hypothèse de correspondance duale (voir Chapitre 2).

Sous l'hypothèse de familiarité, augmenter le délai entre l'étude et le test devrait augmenter l'effet de vérité. Si la dégradation provoquée par le délai est plus importante pour la recollection que pour la familiarité, les chances que la recollection s'oppose à la familiarité sont plus élevées lorsqu'il n'y a pas de délai que lorsque le délai est plus élevé, engendrant ainsi un effet de vérité plus élevé après un délai que sans délai. Nous pouvons faire un parallèle avec l'effet de la division de l'attention (Chapitre 4), où diviser l'attention est supposé augmenter l'effet de vérité en dégradant la recollection, car la familiarité a plus de chances d'être incorrectement attribuée à la vérité quand l'attention est divisée (moins de recollection pour correctement attribuer la familiarité au passé) que lorsque l'attention est pleine. Les résultats que nous avons obtenus ont tendance à aller dans ce sens (Étude 1).

Sous l'hypothèse de correspondance duale, la prédiction s'oppose à celle formulée sur la base de l'hypothèse de familiarité. Augmenter le délai pourrait diminuer (et non pas augmenter) l'effet de vérité si la recollection de l'item est un des médiateurs de l'effet de vérité en l'absence de crédibilité des sources dans une procédure à un jugement. Ce serait le cas car si la familiarité et la recollection contribuent indépendamment au souvenir, dégrader la recollection dégrade la mémoire et donc la correspondance entre les informations récupérées en mémoire et les affirmations à juger.

À travers ces prédictions, nous voyons qu'aucun effet du délai pose souci autant sous l'hypothèse de familiarité que sous l'hypothèse de recollection. Si une telle absence d'effet est le cas, il est important de la documenter (sur l'intérêt de documenter des absences d'effet, voir Fidler, Thorn, Barnett, Kambouris, & Kruger, 2018 ; Morey, Homer, & Proulx, 2018) et de la tester non seulement à travers le test de l'hypothèse nulle, mais également avec des outils plus appropriés (Aczel et al., 2018 ; Lakens, McLatchie, Isager, Scheel, & Dienes, 2018), tels que des inférences bayésiennes (Wagenmakers, Morey, & Lee, 2016 ; Dienes, 2014, 2016 ; Quintana & Eriksen, 2018 ; chapitre 3 de Chambers, 2018) et des tests d'équivalence (Lakens, Scheel, Peder, & Isager, 2018).

Pour synthétiser, nous proposons que l'étude de l'effet modérateur du délai entre la phase d'encodage et la tâche de jugement de vérité sur l'effet de vérité dans les procédures à un jugement a été négligée en dépit de son possible intérêt pour comprendre les processus de mémoire de l'effet de vérité. Nous faisons l'hypothèse qu'un délai important entre la phase d'encodage et la tâche de jugement de vérité (e.g., 7 jours) devrait diminuer l'effet de vérité par rapport à un délai plus faible (e.g., pas de délai) sous l'hypothèse de correspondance duale,

mais au contraire l'augmenter sous l'hypothèse de familiarité. La littérature étant mitigée sur la question, nous avons procédé en deux étapes. Tout d'abord (Étude 2), nous avons réalisé une étude en ligne préenregistrée dans laquelle nous avons manipulé le délai (immédiat ; 7 jours) entre une tâche de jugement d'intérêt (phase d'encodage) et une tâche de jugement de vérité vrai/faux d'affirmations factuelles dont la valeur de vérité est en moyenne incertaine. Dans l'Étude 3 préenregistrée et réalisée en laboratoire, nous avons cherché à répliquer l'effet modérateur du délai tout en estimant la contribution des processus de recollection et de familiarité dans une tâche de reconnaissance couplée au paradigme Remember/Know réalisée après la tâche de jugement de vérité avec un meilleur contrôle des affirmations que dans la tâche de mémoire de source utilisée dans l'Étude 1 (Chapitre 4).

Étude 2

Méthode

Suivant les recommandations de Simmons, Nelson, et Simonsohn (2011, 2012), nous rapportons comment nous avons déterminé la taille de notre échantillon, les critères d'exclusion de données ainsi que toutes les manipulations et mesures de l'étude.

Participants

Afin d'avoir une puissance statistique d'au moins $1 - \beta = .80$ pour tester un effet moyen avec un t -test pour échantillons indépendants (d de Cohen = 0.50) avec $\alpha = 5\%$, nous avons estimé la taille de l'échantillon avec GPower 3.1 (Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007) à 128 participants ($n = 64$ dans chaque groupe). Nous avons visé une taille d'effet $d = 0.50$ car avant de préenregistrer l'étude, la première version de la mini méta-analyse présentée dans la section *Soutien empirique pour le délai comme modérateur de l'effet de vérité ?* n'intégrait pas l'étude de Nadarevic et al. (2018), qui n'était alors pas encore publiée. L'estimation de la première version de la mini méta-analyse était $g = 0.524$.

Deux cent vingt-trois participants ont pris part à cette étude réalisée en ligne (78.48% femmes ; 66.37% étudiants ; 4.04% dont la langue maternelle n'est pas le français, deux participants dont la langue maternelle n'est pas spécifiée en raison d'une erreur de programmation ; $M_{\text{âge}} = 27.14$; $SD_{\text{âge}} = 9.19$). Ils ont été aléatoirement attribués à une des deux conditions inter-groupes du délai (immédiat ; 7 jours). Nous avons exclu les données de 92 participants (41.26% de l'échantillon total) après application des critères d'exclusion préenregistrés (exclusion si l'étude n'a pas été terminée [$n = 24$] ; moins de 5% de réponses

« vrai » ou « faux » dans la tâche de jugement de vérité [$n = 3$] ; indiquer avoir cherché des informations en lien avec celles présentées dans la tâche de jugement d'intérêt pendant l'étude ou pendant le délai entre la tâche de jugement d'intérêt et la tâche de jugement de vérité [$n = 16$] ; indiquer avoir déjà participé dans une étude antérieure de notre laboratoire sur l'effet de vérité induit par la répétition [$n = 24$] ; indiquer une langue maternelle autre que le français et un niveau de lecture et de compréhension en français inférieur au niveau B2 dans le Cadre Européen Commun de Référence pour les Langues (CECRL) [$n = 1$] ; compléter l'étude plus de 24 heures après l'envoi du mail contenant le lien vers la deuxième session dans la condition 7 jours du délai [$n = 31$]²⁵). Après exclusion, l'échantillon se compose de 131 participants : 66 participants dans la condition immédiate (77.27% femmes ; 54.55% étudiants ; 3.08% dont la langue maternelle n'est pas le français, un participant dont la langue maternelle n'est pas spécifiée en raison d'une erreur de programmation ; $M_{\text{âge}} = 29.47$; $SD_{\text{âge}} = 10.14$) et 65 participants dans la condition 7 jours (81.54% femmes ; 81.54% étudiants ; 6.56% dont la langue maternelle n'est pas le français ; $M_{\text{âge}} = 24.89$; $SD_{\text{âge}} = 6.82$).

Matériel

Sélection des affirmations. Le pré-test conduit pour sélectionner les affirmations est identique à celui utilisé pour sélectionner le matériel de l'Étude 1 (Chapitre 4) et décrit en Annexe A. Nous rapportons ici succinctement la méthode de sélection des affirmations. Les affirmations utilisées sont rapportées dans le Tableau A1 de l'Annexe A.

Afin d'utiliser des affirmations dont la vérité est en moyenne incertaine, nous avons sélectionné 80 paires d'affirmations factuelles (une version vraie, e.g., « Le nerf phrénique innerve le diaphragme », et une version fautive, e.g., « Le nerf phrénique innerve les muscles du bras ») sur des sujets variés (e.g., sciences, arts, histoire). Soixante paires tirées d'Unkelbach et Rom (2017) et 12 paires tirées de Silva (2014) ont été traduites en français ; nous avons créé 8 paires supplémentaires en français. Cinquante-huit participants, différents de ceux recrutés pour la présente étude mais aux caractéristiques comparables, ont participé à une étude en ligne dans laquelle ils devaient évaluer la vérité de 80 affirmations (la moitié vraie) présentée visuellement sans limite de temps sur une échelle de Likert en 7 points (1 : « Certainement faux

²⁵ La somme des participants exclus avec chaque critère excède le nombre total de participants effectivement exclus. La raison en est que certains participants ont dû être exclus sur la base de plus d'un critère (e.g., avoir recherché des informations sur les affirmations présentées et compléter la deuxième partie de l'étude plus de 24 heures après la réception du mail).

» ; 4 : « Vérité incertaine » ; 7 : « Certainement vrai »). Pour que les participants ne puissent voir qu'un seul membre d'une paire (vrai ou faux), nous avons construit deux sets de 80 affirmations. Pour être sélectionnée, une affirmation devait (1) avoir une vérité perçue moyenne comprise entre 3.10 et 4.90 ; (2) avoir un écart-type inférieur à 2 et (3) avoir un mode de 3, 4 ou 5. Nous avons sélectionné 59 paires d'affirmations respectant ces critères ($M_{vérité} = 4.23$, $SD_{vérité} = .30$; $mode_{vérité} = 4$). Nous avons déjà utilisé ces affirmations et répliqué l'effet de vérité avec succès (cf. Chapitre 4).

Présentation des affirmations. Pour chaque participant, 56 affirmations provenant de 56 paires ont été aléatoirement sélectionnées sur la base des 59 paires d'affirmations sélectionnées. Les 56 affirmations ont ensuite été aléatoirement attribuées à la condition répétée ($n = 28$, moitié vraie) et à la condition nouvelle ($n = 28$, moitié vraie). Les participants ont vu les affirmations répétées à la fois dans la tâche de jugement d'intérêt et dans la tâche de jugement de vérité. Ils ont vu les nouvelles affirmations uniquement dans la tâche de jugement de vérité. Nous avons aléatoirisé les affirmations utilisées, la condition de répétition et l'ordre de présentation pour chaque participant.

Délai entre l'étude et le test. Nous avons fait varier le délai entre la tâche de jugement d'intérêt et la tâche de jugement de vérité en le manipulant dans un plan à groupes indépendants avec deux conditions. Dans la condition immédiate, les participants ont réalisé la tâche de jugement de vérité immédiatement après la tâche de jugement d'intérêt, en une seule session. Dans la condition 7 jours, les participants ont réalisé la tâche de jugement de vérité sept à huit jours après la tâche de jugement d'intérêt. Les participants dans la condition 7 jours ont reçu un e-mail automatique sept jours après avoir réalisé le jugement d'intérêt avec un rappel de leur code anonymat et un lien vers la deuxième session. La deuxième session débutait après avoir entré un code anonymat valide utilisé afin de récupérer les affirmations utilisées pendant la tâche de jugement d'intérêt dans la session précédente.

Procédure

Nous avons réalisé l'étude en ligne avec l'outil d'enquête Qualtrics (Qualtrics, Provo, UT). Nous avons créé un code JavaScript pour randomiser la sélection des affirmations, leur attribution dans chaque condition de répétition ainsi que l'ordre de présentation pour chaque participant, et nous l'avons implémenté au début de l'étude. L'étude a été distribuée dans divers groupes Facebook d'étudiants de différentes universités françaises. Nous avons dit aux participants que l'étude était à propos de l'évaluation d'informations sans plus de détails. Nous

avons mentionné le fait que deux sessions séparées par sept jours seraient à réaliser, même si certains participants étaient aléatoirement associés à la condition immédiate. Nous avons fait ce choix pour éviter des différences de caractéristiques des participants entre les deux conditions de délai. Nous avons fortement recommandé de participer en utilisant un ordinateur dans une pièce calme.

Après l'affichage du formulaire de consentement et la saisie de leur accord, les participants ont renseigné des informations sociodémographiques (sexe, âge, activité professionnelle, langue maternelle, niveau sur le CECRL pour le français si la langue maternelle était autre que le français). Ils ont également donné une adresse e-mail et créé un code anonymat en vue de la deuxième session.

Les consignes ont ensuite indiqué que des affirmations, certaines vraies et certaines fausses, seraient présentées sans limite de temps avec la tâche d'en juger l'intérêt sur une échelle de Likert en 5 points (1 : « Pas du tout intéressant » ; 5 : « Extrêmement intéressant »). Les participants ont ensuite jugé l'intérêt de 28 affirmations (la moitié vraie) affichées individuellement au milieu de l'écran dans un ordre aléatoire sans limite de temps.

Immédiatement après cette tâche, les participants de la condition immédiate ont pris connaissance de la tâche de jugement de vérité vrai/faux. Les participants de la condition 7 jours ont arrêté la session après la phase de jugement d'intérêt ; un message leur indiquait alors qu'ils recevraient un e-mail automatique sept jours après pour réaliser la deuxième partie de l'étude. Dans la tâche de jugement de vérité, les 28 affirmations de la tâche de jugement d'intérêt ont été mélangées à 28 nouvelles affirmations (la moitié vraie) et affichées individuellement dans un ordre aléatoire au milieu de l'écran sans limite de temps. Les consignes ont souligné le fait qu'il était important de donner une réponse même si certaines affirmations semblaient étranges ou si les participants étaient incertains. Les consignes demandaient également aux participants de ne pas rechercher d'informations en lien avec les affirmations pendant la tâche.

Une fois la tâche de jugement de vérité réalisée, nous avons demandé aux participants s'ils ont recherché des informations à propos des affirmations pendant l'étude et/ou pendant le délai (réponse oui/non), et s'ils avaient déjà pris part à une étude de notre laboratoire sur le jugement de vérité (oui/pas sûr/non). Nous avons utilisé les réponses « oui » aux deux questions comme critères d'exclusion (voir la section *Participants* ci-haut). Dans un texte conclusif, nous avons remercié les participants et leur avons présenté l'étude et ses objectifs.

Résultats

Le score d'effet de vérité est la proportion d'affirmations répétées jugées « vrai » moins la proportion d'affirmations nouvelles jugées « vrai ». Ce score est une mesure directe de l'effet de vérité et a été calculé pour chaque participant.

Nous avons conduit les trois *t*-tests à un échantillon préenregistrés sur les scores d'effet de vérité, un dans chaque condition de délai (immédiate ; 7 jours) et un indépendamment du délai ($\mu = 0$) afin de tester la réplication de l'effet de vérité. Nous avons réalisé un *t*-test pour échantillons indépendants sur les scores d'effet de vérité avec le délai en facteur pour tester notre hypothèse critique, à savoir que les scores d'effet de vérité seraient plus larges en condition immédiate par rapport à la condition 7 jours.

La méta-analyse de l'effet de vérité disponible suggère que le délai ne devrait pas modérer l'effet de vérité ; si tel est le cas, l'hypothèse nulle d'absence d'effet pourrait être vraie, ou du moins la taille de l'effet pourrait être négligeable. Afin d'estimer le soutien pour l'hypothèse nulle, nous avons fait deux choses. Nous avons réalisé des *t*-tests bayésiens par défaut (prior de Cauchy par défaut $r = .707$). Les facteurs Bayésiens (BF_{10}) sont informatifs ici pour estimer le soutien relatif des données pour l'hypothèse alternative d'existence d'un effet par rapport à l'hypothèse nulle d'absence d'effet. Nous avons rapporté et analysé les facteurs Bayésiens comme analyses secondaires en utilisant les indications de Jeffrey (Jarosz & Wiley, 2014, Table 4, p. 8 ; Chambers, 2017, chapitre 3, p. 72). Comme analyses secondaires, nous avons également préenregistré un test d'équivalence pour échantillons indépendants en utilisant deux *t*-tests unilatéraux sur les scores d'effet de vérité avec le délai comme facteur. Nous avons fixé les bornes d'équivalence à d de Cohen = -0.20 et 0.20. Cependant, nous avons calculé la puissance statistique pour avoir au moins 80% de chances de trouver un effet moyen dans un *t*-test à échantillons indépendants ; ainsi le test d'équivalence risque de manquer de puissance, étant donné les petites tailles d'effet considérées pour les bornes d'équivalence. Nous rapportons tout de même ces analyses dans un souci de consistance avec le préenregistrement.

Nous avons défini le seuil α à 5% et tous les tests sont bilatéraux. Nous avons utilisé le d de Cohen comme indice de taille d'effet. Les analyses ont été réalisées avec R (R Core Team, 2017) et Jasp (Jasp Team, 2018)²⁶.

L'effet de vérité mis en évidence globalement et dans chaque condition de délai

Indépendamment de la condition, nous avons répliqué l'effet de vérité tel que mesuré avec les scores d'effet de vérité, effet ici large, $t(130) = 11.11$, $p = 1.457e-20$, $d = 0.970$, $ICd\ 95\% = [0.761, 1.177]$, $BF_{10} = 3.287e+17$, correspondant à une différence moyenne de .24 entre les affirmations répétées et nouvelles ($IC\ 95\% = [.20, .29]$). Le facteur bayésien très élevé montre un soutien décisif pour l'existence d'un effet.

Un test de normalité de Shapiro-Wilk a indiqué que l'hypothèse de normalité de la distribution des scores d'effet de vérité indépendamment de la condition de délai était violée, $W = .97$, $p = .006$. Nous avons donc réalisé un t -test de Yuen pour échantillons appariés afin de vérifier si ces résultats résistent à des tests où l'hypothèse de normalité n'est pas requise²⁷. La différence de proportions de réponses « vrai » entre les affirmations répétées et nouvelles ($\Delta M = .23$, $IC_{\Delta}\ 95\% = [.17, .28]$) était encore significative, $t(78) = 8.40$, $p = 1.60e-12$, $d = 0.834$, mais la taille d'effet était descriptivement plus petite, tout en restant large.

Nous avons également répliqué l'effet de vérité dans la condition immédiate ($M = .32$, $IC\ 95\% = [.25, .39]$), $t(65) = 9.30$, $p = 1.477e-13$, $d = 1.145$, $ICd\ 95\% = [0.831, 1.453]$, $BF_{10} = 5.223e+10$ et dans la condition 7 jours ($M = .17$, $IC\ 95\% = [.12, .22]$), $t(64) = 6.90$, $p = 2.775e-9$, $d = 0.856$, $ICd\ 95\% = [0.569, 1.138]$, $BF_{10} = 4.104e+6$. Les facteurs Bayésiens indiquent un soutien décisif pour l'existence de l'effet de vérité dans les deux conditions de délai. Nous avons donc répliqué l'effet de vérité globalement et dans chaque condition de délai.

²⁶ Nous avons réalisé les t -tests et les t -tests bayésiens avec Jasp, le test d'équivalence avec le package R *TOSTER* (Lakens, 2017) et les d de Cohen avec le package R *effsize* (Torchiano, 2017). En complément, nous avons utilisé Jamovi (jamovi project, 2018). Nous avons réalisé les figures avec le package R *ggplot2* (Wickham, 2009) et les scripts R des raindloud plots de Allen, Poggiali, Whitaker, Marshall, & Kievit (2019). Additionnellement, nous avons conduit des t -tests de Yuen pour échantillons appariés avec le package R *walrus* (Love & Mair, 2018).

²⁷ Mathématiquement, un t -test à un échantillon avec les scores d'effet de vérité et un t -test pour échantillons appariés avec les proportions de réponses « vrai » pour les affirmations répétées et de réponses « vrai » pour les affirmations nouvelles sont identiques. Dans notre test, nous avons réduit les proportions de .20. Nous n'avons pas préenregistré cette analyse car nous ne nous attendions pas à une distribution non-normale des scores d'effet de vérité.

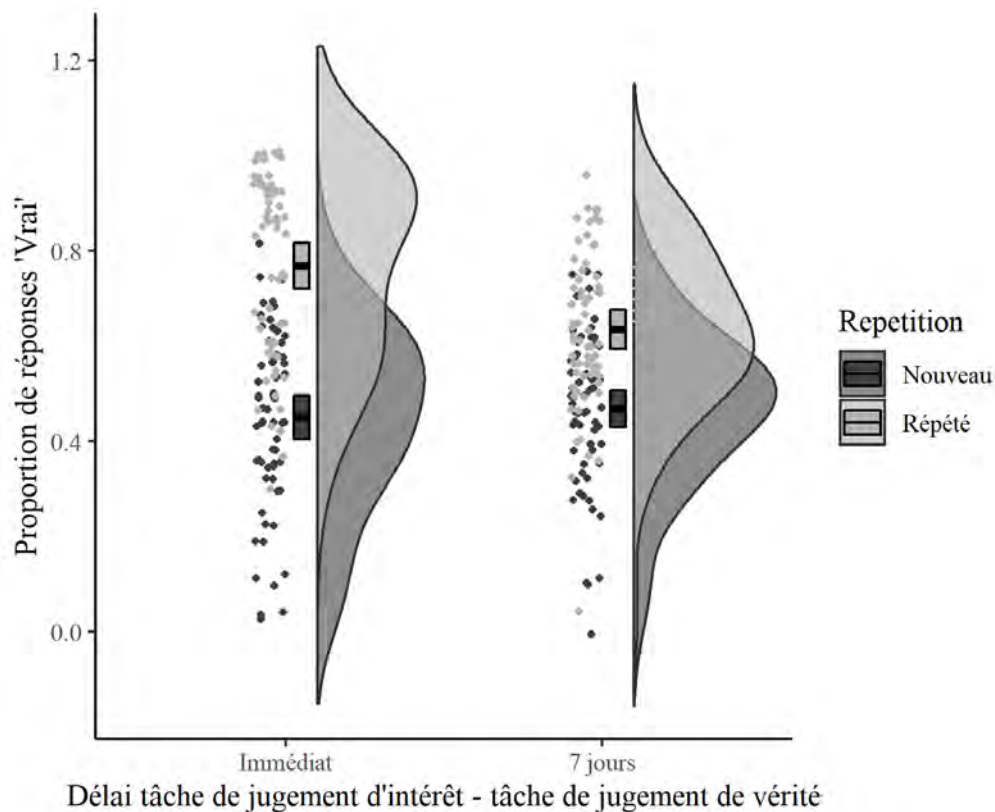


Figure 5.1. Proportions de réponses « vrai » en fonction de la répétition et du délai (les boîtes sont les moyennes [barres noires] et les intervalles de confiance à 95% [limites des boîtes], les points sont les observations individuelles et les distributions sont les densités de probabilités). Les scores d'effet de vérité sont la différence de proportions de jugements « vrai » entre les affirmations répétées et les nouvelles dans chaque condition de délai.

L'effet de vérité est plus petit avec un délai de 7 jours que dans la condition immédiate

L'effet du délai sur l'effet de vérité est décrit dans la Figure 5.1. De façon critique, l'effet de vérité était significativement plus large dans la condition immédiate que dans la condition 7 jours ($M = .15$, IC 95% = [.06, .23]), $t(129) = 3.50$, $p = 6.312e-4$, $d = 0.612$, IC 95% = [0.261, 0.962], $BF_{10} = 42.32$. Du fait de résultats convergents tirés de la taille d'effet moyenne dont les intervalles de confiance à 95% excluent 0, du facteur bayésien indiquant que les résultats sont 42.32 fois plus probables sous l'hypothèse d'un effet que sous l'hypothèse nulle d'absence d'effet, et de la petite valeur p , nous concluons qu'augmenter le délai entre la phase d'étude (tâche de jugement d'intérêt) et la tâche de jugement de vérité a diminué l'effet de vérité.

L'effet modérateur du délai n'est pas équivalent à 0

Nous avons conduit le test d'équivalence en réalisant deux t -tests unilatéraux sur les scores d'effet de vérité avec le délai comme facteur. Nous avons défini les bornes d'équivalence à $d = -0.20$ et 0.20 , correspondant aux scores bruts de $-.0483$ et $.0483$. Le test d'équivalence n'était pas significatif, $t(129) = 2.36$, $p = .99$. L'effet était clairement différent de 0, comme présenté avant, et les intervalles de confiance à 90% du test d'équivalence n'incluent pas la valeur critique de $.0483$ (IC 90% = $[-.078, .218]$). Ainsi, le test d'équivalence ne permet pas d'affirmer que l'effet se situait dans les bornes définies.

Discussion de l'Étude 2

Les résultats de l'Étude 2 ont clairement montré que nous avons répliqué l'effet de vérité, globalement et dans les deux conditions de délai. De façon critique, nous avons trouvé une modulation de l'effet de vérité par le délai : l'effet de vérité était plus large dans la condition immédiate que dans la condition 7 jours. Cette conclusion s'appuie à la fois sur les résultats fréquentistes (la valeur p inférieure au seuil alpha), la taille d'effet moyenne dont les intervalles de confiance à 95% excluent 0, et les résultats Bayésiens (le facteur bayésien indiquant un soutien très fort pour l'hypothèse d'existence d'un effet par rapport à l'hypothèse nulle d'absence d'effet avec un prior par défaut). Le test d'équivalence n'a pas fourni de soutien à un effet modérateur compris dans les bornes déterminées à d de Cohen = -0.20 et 0.20 . Au contraire, la borne inférieure des intervalles de confiance à 95% de l'effet était supérieure à la borne supérieure du test d'équivalence. Pris ensemble, les résultats fournissent un soutien convergent pour l'hypothèse d'un effet modérateur du délai sur l'effet de vérité, où augmenter le délai diminue l'effet de vérité.

En l'état, ces résultats sont plus compatibles avec l'hypothèse de correspondance duale, qui prévoit une diminution de l'effet de vérité avec l'augmentation du délai, qu'avec l'hypothèse de familiarité, qui prévoit une augmentation de l'effet de vérité avec l'augmentation du délai.

Afin d'étudier les processus de mémoire impliqués dans l'effet modérateur du délai sur l'effet de vérité, nous avons réalisé une étude en laboratoire très proche de l'Étude 2. Nous visions (1) la réplification de l'effet modérateur du délai mis en évidence dans l'Étude 2 et (2) à estimer dans quelle mesure cet effet est dû à une diminution de la recollection avec le délai. Nous avons repris la procédure de l'Étude 2 et ajouté une tâche de reconnaissance couplée au paradigme Remember/Know (RK), qui permet d'estimer la contribution de la recollection et de la familiarité au souvenir. Nous supposons qu'en réalisant la tâche de jugement de vérité et

la tâche de reconnaissance avec paradigme RK dans la même session (à quelques minutes d'intervalle), les estimations de la familiarité et de la recollection obtenues dans la tâche de reconnaissance sont des approximations de leur possible contribution au moment de la tâche de jugement de vérité. Dans l'Étude 1 du Chapitre 4, nous avons vu comment la répétition au test – soit la répétition entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de mémoire de source, a pu contaminer les réponses à la tâche de mémoire de source. Pour tenter d'éviter ce problème dans la présente étude, nous avons créé des listes d'affirmations qui n'étaient pas répétées entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance. Nous détaillons la procédure dans la section *Méthode* de l'Étude 3.

Étude 3

Méthode

Suivant les recommandations de Simmons, Nelson, et Simonsohn (2011, 2012), nous rapportons comment nous avons déterminé la taille de notre échantillon, les critères d'exclusion de données ainsi que toutes les manipulations et mesures de l'étude.

Participants

Afin d'avoir une puissance statistique d'au moins $1 - \beta = .80$ pour tester un effet moyen avec un *t*-test pour échantillons indépendants (*d* de Cohen $d = 0.50$) avec $\alpha = 5\%$, nous avons estimé la taille de l'échantillon avec GPower 3.1 (Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007) à 128 participants ($n = 64$ dans chaque groupe). Nous avons préenregistré l'ouverture du recueil pendant un mois après l'obtention des 128 participants afin d'augmenter la puissance statistique des analyses de médiation prévues.

Cent quarante-six participants ont pris part à cette étude réalisée en laboratoire. Ils ont été aléatoirement attribués à une des deux conditions inter-groupes du délai (immédiat ; 7 jours). Nous avons exclu les données de 8 participants (05.71% de l'échantillon total) après application des critères d'exclusion préenregistrés (exclusion si l'étude n'a pas été terminée [$n = 08$] ; moins de 5% de réponses « vrai » ou « faux » dans la tâche de jugement de vérité [$n = 0$] ; indiquer une langue maternelle autre que le français et un niveau de lecture et de compréhension en français inférieur au niveau B2 dans le Cadre Européen Commun de Référence pour les Langues (CECRL) [$n = 0$]). Après exclusion, l'échantillon se compose de 138 participants : 69 participants dans la condition immédiate (89.86% femmes ; 97.10% étudiants ; 11.59% dont la langue maternelle n'est pas le français ; $M_{\text{âge}} = 22.81$; $SD_{\text{âge}} = 06.46$)

et 69 participants dans la condition 7 jours (79.71% femmes ; 97.10% étudiants ; 13.04% dont la langue maternelle n'est pas le français ; $M_{\text{âge}} = 21.84$; $SD_{\text{âge}} = 04.72$). Nous avons également demandé aux participants s'ils avaient (1) recherché des informations en lien avec les affirmations présentées dans la tâche de jugement d'intérêt pendant le délai entre la tâche de jugement d'intérêt et la tâche de jugement de vérité [$n = 12$] et (2) déjà participé dans une étude antérieure de notre laboratoire sur l'effet de vérité induit par la répétition [$n = 9$]. Contrairement à l'Étude 2, ces dimensions n'ont pas servi de critères d'exclusion des données. La recherche d'informations et la participation antérieure n'ont pas montré d'effet significatif sur les effets mis en évidence dans l'Étude 2. Nous avons donc décidé de ne pas en faire des critères d'exclusion, anticipant une plus grande difficulté dans le recueil de données de cette étude en présentiel que dans l'Étude 2 qui était en ligne. Soixante-huit participants (49.28% de l'échantillon final) ont obtenu 0.5 point sur une unité d'enseignement de méthodologie et statistiques de Licence de psychologie grâce à leur participation à l'étude (32 en condition immédiate ; 36 en condition 7 jours).

Matériel

Sélection des affirmations. Le matériel pré-testé utilisé dans les Études 1 et 2 ne contient pas suffisamment d'affirmations pour conduire la présente étude. Nous avons conduit un nouveau pré-test dans l'optique d'augmenter notre base d'affirmations. Le pré-test est décrit en Annexe B. Nous rapportons ici succinctement la méthode de sélection des affirmations. Les affirmations utilisées sont rapportées dans le Tableau B1 de l'Annexe B. Cinquante-neuf paires d'affirmations composent le matériel pré-testé et utilisé dans les Études 1 et 2. Pour disposer de suffisamment d'affirmations à la fois dans la tâche de jugement de vérité et dans la tâche de reconnaissance et pour éviter les problèmes de répétition entre les deux tâches (tels que ceux relevés dans l'Étude 1), nous avons conduit un nouveau pré-test. Afin d'utiliser des affirmations dont la vérité est en moyenne incertaine, nous avons sélectionné 100 paires d'affirmations factuelles (une version vraie, e.g., « La mouche bat des ailes environ 200 fois par seconde », et une version fausse, e.g., « La mouche bat des ailes environ 600 fois par seconde ») sur des sujets variés (e.g., sciences, arts, histoire). Les 59 paires retenues dans le premier pré-test ont été réutilisées, 16 affirmations (moitié vraie) ont été tirées de Sarkis (2015), traduites en français et une version vraie/fausse a été créée afin de constituer des paires d'affirmations. Enfin, nous avons créé 25 paires d'affirmations en nous inspirant du site internet <http://quipoquiz.com/fr/>. Soixante-et-onze participants, différents de ceux recrutés pour la présente étude mais aux caractéristiques comparables, ont participé à une étude en ligne dans

Tableau 5.1

Répartition des affirmations dans chacune des tâches administrées en fonction de leur liste

Liste	Intérêt	Vérité	Reconnaissance + RK
Répétées - vérité ($n = 18$)	X	X	X
Répétées - reconnaissance ($n = 18$)*	X		X
Nouvelles - vérité ($n = 18$)		X	X
Nouvelles - reconnaissance ($n = 18$)*			X
Total	36	36	72

Note. Une croix (« X ») indique la présentation de la liste dans la tâche.

L'astérisque (*) indique les affirmations ayant servi pour calculer les scores de mémoire dans les analyses préenregistrées. Ces affirmations n'ont pas été répétées au test (entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance), contrairement aux affirmations sans astérisque, qui elles ont été répétées au test.

laquelle ils devaient évaluer la vérité de 100 affirmations (la moitié vraie) présentées visuellement sans limite de temps sur une échelle de Likert en 7 points (1 : « Certainement faux » ; 4 : « Vérité incertaine » ; 7 : « Certainement vrai »). Pour que les participants ne puissent voir qu'un seul membre d'une paire (vrai ou faux), nous avons construit deux sets de 100 affirmations. Pour être sélectionnée, une affirmation devait (1) avoir une vérité perçue moyenne comprise entre 3.10 et 4.90 ; (2) avoir un écart-type inférieur à 2 et (3) avoir un mode de 3, 4 ou 5. Nous avons sélectionné 82 paires d'affirmations respectant ces critères ($M_{vérité} = 4.22$, $SD_{vérité} = .35$; $mode_{vérité} = 4$).

Présentation des affirmations. Pour chaque participant, 72 affirmations provenant de 72 paires ont été aléatoirement sélectionnées sur la base des 82 paires d'affirmations sélectionnées. Les 72 affirmations ont ensuite été pseudo-aléatoirement attribuées à la condition répétée (affirmations vues dans la tâche de jugement d'intérêt, $n = 36$, moitié vraie), à la condition nouvelle au moment du jugement de vérité (affirmations non présentées en tâche de jugement d'intérêt, $n = 18$, moitié vraie), et à la condition nouvelle dans la tâche de reconnaissance (affirmations présentées uniquement dans la tâche de reconnaissance, $n = 18$, moitié vraie). L'attribution est pseudo-aléatoire, car nous avons exercé un contrôle sur la construction des huit listes de 9 affirmations (2 [répétition : oui ; non] * 2 [répétition au test : oui ; non] * 2 [vérité : vraie ; fausse]), contrôle basé sur les scores de vérité perçue obtenus dans le pré-test. Après la construction aléatoire d'une liste, les moyennes de vérité perçue des

affirmations sélectionnées étaient testées contre 4, la valeur centrale de l'échelle de Likert en 7 points utilisée dans le pré-test indiquant une réponse incertaine (voir Annexe B). Nous avons utilisé des *t*-tests à un échantillon et le seuil α de .01 (utiliser le seuil $\alpha = .05$ empêchait de générer des listes d'affirmations) pour tester la vérité perçue moyenne de chaque liste. Le script de génération des listes continuait de générer de nouvelles combinaisons d'affirmations tant que le résultat au test était significatif. La première solution non-significative était retenue, et le script passait à la liste suivante²⁸. Ce contrôle dans la construction des listes, non utilisé dans l'Étude 2, permet de mieux s'assurer de leur équivalence en termes de vérité perçue quelle que soit la condition à laquelle les affirmations sont attribuées.

La moitié des affirmations répétées (vues en tâche de jugement d'intérêt, $n = 18$, moitié vraie) était à la fois présentée dans la tâche de jugement de vérité et dans la tâche de reconnaissance (elles ont donc été lues dans les trois tâches : jugement d'intérêt, jugement de vérité, et reconnaissance), tandis que l'autre moitié des affirmations répétées n'était présentée qu'en tâche de reconnaissance (elles ont donc été lues dans deux tâches : jugement d'intérêt et reconnaissance).

Toutes les affirmations ($n = 72$) étaient présentées en tâche de reconnaissance. Le Tableau 5.1 résume l'allocation des affirmations. Nous avons aléatoirisé les affirmations utilisées, la condition de répétition et l'ordre de présentation pour chaque participant.

Délai entre l'étude et le test. Nous avons fait varier le délai entre la tâche de jugement d'intérêt et la tâche de jugement de vérité en le manipulant en inter-groupes avec deux conditions. Dans la condition immédiate, les participants ont réalisé la tâche de jugement de vérité suivie de la tâche de reconnaissance immédiatement après la tâche de jugement d'intérêt, en une seule session. Dans la condition 7 jours, les participants ont réalisé la tâche de jugement de vérité suivie de la tâche de reconnaissance sept à huit jours après la tâche de jugement d'intérêt.

Procédure

Nous avons réalisé l'étude en laboratoire avec le logiciel de programmation d'expériences OpenSesame (Mathôt, Schreij, & Theeuwes, 2012). La passation était individuelle. L'attribution aléatoire des participants à la condition de délai et l'allocation des affirmations dans chacune des conditions ont été créées dans R et les fichiers générés ont été

²⁸ Le script de génération des listes est disponible ici : <https://osf.io/u2xnt/>.

lus dans OpenSesame avec un code Python. Nous avons dit aux participants que l'étude était à propos de l'évaluation d'informations sans plus de détails. Nous avons mentionné le fait que deux sessions séparées par sept jours seraient à réaliser, même si certains participants étaient aléatoirement associés à la condition immédiate. Nous avons fait ce choix pour éviter des différences de caractéristiques des participants entre les deux conditions de délai.

Après l'obtention de leur consentement éclairé, l'expérimentateur indiquait aux participants que l'étude serait réalisée entièrement sur ordinateur et que les consignes seraient présentées à l'écran. Il soulignait l'importance de lire attentivement les consignes pour réaliser les tâches, ainsi que sa présence pour échanger pendant la lecture des consignes en cas d'incompréhension. Enfin, l'expérimentateur précisait que ces échanges ne pourraient pas avoir lieu une fois la tâche commencée.

Les participants ont renseigné des informations sociodémographiques (sexe, âge, activité professionnelle, langue maternelle, niveau sur le CECRL pour le français si la langue maternelle était autre que le français, situation professionnelle, discipline et année d'étude si étudiant).

Les consignes ont ensuite indiqué que des affirmations, certaines vraies et certaines fausses, seraient présentées sans limite de temps avec la tâche d'en juger l'intérêt sur une échelle de Likert en 5 points (1 : « Pas du tout intéressant » ; 5 : « Extrêmement intéressant »). Les participants ont ensuite jugé l'intérêt de 36 affirmations (la moitié vraie) affichées dans un ordre aléatoire au milieu de l'écran sans limite de temps.

Immédiatement après cette tâche, les participants de la condition immédiate ont pris connaissance de la tâche de jugement de vérité vrai/faux. Les participants de la condition 7 jours ont arrêté la session après la phase de jugement d'intérêt, et ont pris rendez-vous avec l'expérimentateur pour revenir sept à huit jours après. Dans la tâche de jugement de vérité, 18 des 36 affirmations présentées dans la tâche de jugement d'intérêt ont été sélectionnées de façon aléatoire et mélangées à 18 nouvelles affirmations (la moitié vraie), et ensuite affichées dans un ordre aléatoire au milieu de l'écran sans limite de temps. Les consignes ont souligné le fait qu'il était important de donner une réponse même si certaines affirmations semblaient étranges ou si les participants étaient incertains.

Immédiatement après la tâche de jugement de vérité, les participants ont réalisé la tâche de reconnaissance avec paradigme Remember/Know. Les participants devaient indiquer s'ils reconnaissaient les affirmations comme ayant été présentées dans la première partie de l'étude, soit la tâche de jugement d'intérêt (réponse oui/non). Si tel était le cas, ils étaient ensuite invités

à cliquer sur « R » pour indiquer une réponse « Remember » s'ils se souvenaient de détails spécifiques liés à la présentation des affirmations (e.g., une pensée, un sentiment), ou « S » pour indiquer une réponse « Savoir » s'ils ne se souvenaient pas de détails spécifiques (« S » étant l'équivalent français de l'anglais « K » pour « Know »). Ces consignes, adaptées de Gardiner et Java (1990), ont déjà été utilisées pour administrer des tâches de reconnaissance avec le paradigme Remember/Know en français (e.g., Etcheverry, Terrier, & Marquié, 2012). Les 72 affirmations (54 déjà présentées et 18 nouvelles, voir le Tableau 5.1) ont été affichées une par une dans un ordre aléatoire au milieu de l'écran et sans limite de temps.

Une fois la tâche de reconnaissance terminée, nous avons demandé aux participants de la condition avec délai s'ils ont recherché des informations à propos des affirmations pendant le délai (réponse oui/non), et à tous les participants s'ils avaient déjà pris part à une étude de notre laboratoire sur le jugement de vérité (oui/pas sûr/non). Nous avons enfin remercié les participants et leur avons présenté l'étude et ses objectifs.

Résultats

Le score d'effet de vérité est la proportion d'affirmations répétées entre la tâche de jugement d'intérêt et la tâche de jugement de vérité jugées « vrai » moins la proportion d'affirmations nouvelles au moment du jugement de vérité jugées « vrai ». Ce score est une mesure directe de l'effet de vérité et a été calculé pour chaque participant.

La performance à la tâche de reconnaissance avec paradigme Remember/Know a permis de calculer cinq variables dépendantes. Afin d'éviter que la répétition des affirmations entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance ne bruite nos résultats, nous avons décidé et préenregistré de calculer ces variables uniquement sur les affirmations qui n'ont pas été présentées dans la tâche de jugement de vérité (les affirmations répétées ont été vues en tâche de jugement d'intérêt et en tâche de reconnaissance, tandis que les affirmations nouvelles ont été vues uniquement en tâche de reconnaissance)²⁹. Nous avons calculé la reconnaissance corrigée, soit la fréquence de hits (affirmations correctement reconnues comme appartenant à la tâche de jugement d'intérêt) moins la fréquence de fausses alarmes (affirmations faussement reconnues comme appartenant à la tâche de jugement d'intérêt). Nous avons également calculé la performance R corrigée (R pour hits – R pour fausses alarmes) et S

²⁹ Dans des analyses exploratoires préenregistrées, nous avons également conduit des tests sur les affirmations présentées dans la tâche de jugement de vérité. Nous présentons ces analyses après les analyses préenregistrées principales.

corrigée (S pour hits – S pour fausses alarmes). Nous basant sur la procédure RK d'indépendance (Independance Remember Know, IRK ; Yonelinas & Jacoby, 1995), notre estimation de la familiarité est la performance K corrigée divisée par un moins la performance R corrigée. La performance R corrigée constitue notre estimation de la recollection. Nous avons calculé la contribution de la recollection à la reconnaissance globale avec le ratio de performance R corrigée sur la reconnaissance corrigée. Ce ratio indique si une manipulation (ici, le délai) a plus influencé la recollection qu'elle n'a influencé la reconnaissance globale (Rajaram, 1993). Nous avons également calculé la contribution de la recollection par rapport à la contribution jointe de la recollection et de la familiarité avec le ratio de performance R corrigée sur la somme de performance R corrigée et la familiarité. Ce ratio $\text{recollection}/(\text{recollection}+\text{familiarité})$ capture la contribution relative de la recollection par rapport à la familiarité. Plus le score est élevé, plus la contribution de la recollection était élevée par rapport à la familiarité. Notons que nous proposons ici, sans précédent à notre connaissance, le ratio $\text{recollection}/(\text{recollection}+\text{familiarité})$, contrairement au ratio $\text{recollection}/\text{reconnaissance corrigée}$ qui a fait l'objet de publications (e.g., Rajaram, 1993, 1996 ; Daurat, Terrier, Foret, & Tiberge, 2007).

Comme indiqué dans le préenregistrement, nous avons ramené à 0 les performances corrigées de reconnaissance, de R et de S qui étaient négatives.

Nous avons conduit les trois t -tests à un échantillon préenregistrés sur les scores d'effet de vérité, un dans chaque condition de délai (immédiate ; 7 jours) et un indépendamment du délai ($\mu = 0$) afin de tester la réplication de l'effet de vérité. Nous avons réalisé un t -test pour échantillons indépendants avec le délai comme facteur sur les scores d'effet de vérité pour tester notre hypothèse critique, à savoir que les scores d'effet de vérité seraient plus larges en condition immédiate par rapport à la condition 7 jours. Nous avons également réalisé des t -tests avec le délai comme facteur sur les scores de reconnaissance corrigée, de recollection et de familiarité ainsi que sur les ratio $R/\text{reconnaissance}$ et $R/(R+\text{familiarité})$ pour estimer l'effet du délai sur les performances et la contribution des processus de mémoire. Des facteurs bayésiens (BF_{10}) ont été calculés afin de quantifier le soutien pour l'hypothèse alternative d'un effet (de n'importe quelle taille supérieure à 0) contre l'hypothèse nulle d'absence d'effet (prior de Cauchy par défaut $r = .707$). Nous avons rapporté et analysé les facteurs Bayésiens comme analyses secondaires en utilisant les indications de Jeffrey (Jarosz & Wiley, 2014, Table 4, p. 8 ; Chambers, 2017, chapitre 3, p. 72). Enfin, nous avons utilisé la méthode par bootstrap (percentiles, 10 000 itérations) pour tester un modèle de médiation avec le délai comme

prédicteur, les scores d'effet de vérité comme variable dépendante, les scores corrigés de R et les scores de familiarité comme médiateurs.

Nous avons également conduit les analyses secondaires prévues ; nous les décrivons au moment d'en rapporter les résultats. Nous avons réalisé d'autres analyses non-préenregistrées ; nous l'indiquons au moment de les rapporter.

Nous avons défini le seuil α à 5% et tous les tests sont bilatéraux. Nous avons utilisé le d de Cohen comme indice de taille d'effet. Les analyses ont été réalisées avec R (R Core Team, 2017), Jasp (Jasp Team, 2018) et Jamovi (the jamovi project, 2018)³⁰.

L'effet de vérité mis en évidence globalement et dans chaque condition de délai

Indépendamment de la condition, nous avons répliqué l'effet de vérité tel que mesuré avec les scores d'effet de vérité, effet ici large, $t(137) = 10.75$, $p = 6.47e-20$, $d = 0.915$, $ICd\ 95\% = [0.715, 1.112]$, $BF_{10} = 7.588e+16$, correspondant à une différence moyenne de .21 entre les affirmations répétées et nouvelles ($IC\ 95\% = [.17, .25]$). Le facteur bayésien très élevé montre un soutien décisif pour l'existence d'un effet.

Nous avons également répliqué l'effet de vérité dans la condition immédiate ($M = .23$, $IC\ 95\% = [.17, .30]$), $t(68) = 7.73$, $p = 6.705e-11$, $d = 0.931$, $ICd\ 95\% = [0.646, 1.211]$, $BF_{10} = 1.436e+8$ et dans la condition 7 jours ($M = .19$, $IC\ 95\% = [.14, .24]$), $t(68) = 7.65$, $p = 1e-477$, $d = 0.908$, $ICd\ 95\% = [0.625, 1.187]$, $BF_{10} = 6.732e+7$. Les facteurs Bayésiens indiquent un soutien décisif pour l'existence de l'effet de vérité dans les deux conditions de délai. Nous avons donc répliqué l'effet de vérité globalement et dans chaque condition de délai.

Le délai n'a pas significativement influencé l'effet de vérité

L'effet du délai sur l'effet de vérité est décrit dans la Figure 5.2. Contrairement à l'Étude 2 et à nos attentes, l'effet de vérité n'était pas significativement plus large dans la condition immédiate que dans la condition 7 jours ($M_{diff} = .05$, $IC\ 95\% = [-.03, .12]$), $t(136) = 1.19$, $p = .236$, $d = 0.203$, $ICd\ 95\% = [-0.132, 0.537]$, $BF_{10} = 0.349$. La valeur p n'étant pas significative, les intervalles de confiance du d de Cohen n'excluant pas 0 et le facteur bayésien étant

³⁰ Nous avons réalisé les t -tests et les t -tests bayésiens avec Jasp et calculé les d de Cohen avec le package R *effsize* (Torchiano, 2017). Nous avons réalisé la figure avec le package R *ggplot2* (Wickham, 2009) et les scripts R des raindloud plots de Allen, Poggiali, Whitaker, Marshall, & Kievit (2019). Nous avons appliqué et testé les modèles multinomiaux d'arbres de traitement avec TreeBUGS (Heck et al., 2018).

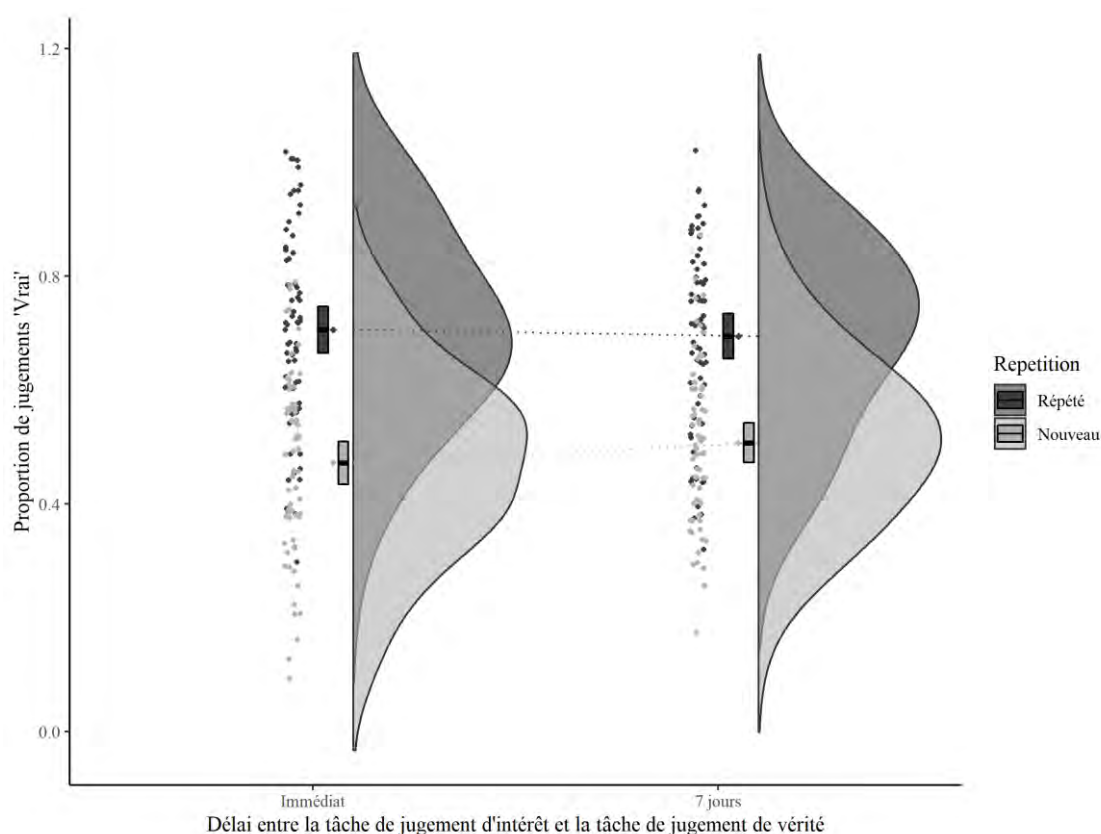


Figure 5.2. Proportions de réponses « vrai » en fonction de la répétition et du délai (les boîtes sont les moyennes [barres noires] et les intervalles de confiance à 95% [limites des boîtes], les points sont les observations individuelles et les distributions sont les densités de probabilités). Les scores d'effet de vérité sont la différence de proportions de jugements « vrai » entre les affirmations répétées et les nouvelles dans chaque condition de délai.

anecdotique, nous ne pouvons pas conclure à une modération de l'effet de vérité par le délai dans la présente étude.

Augmenter le délai a diminué la recollection, mais pas significativement la familiarité

Nous avons calculé des scores de mémoire sur la base des affirmations nouvelles au moment de la tâche de reconnaissance et répétées entre la tâche de jugement d'intérêt et la tâche de reconnaissance mais non présentées en tâche de jugement de vérité (ce sont les affirmations présentées avec des astérisques dans le Tableau 5.1). Les principaux résultats sont présentés dans le Tableau 5.2. La reconnaissance corrigée était significativement plus élevée dans la condition immédiate ($M_{immédiat} = .76, SD_{immédiat} = .16$) que dans la condition 7 jours (M_7

Tableau 5.2

Moyennes (SD) des principales mesures de mémoire en fonction du délai et au total (calculées sur les affirmations non présentées en tâche de jugement de vérité)

	Proportion jugements « ancien »	Reconnaissance corrigée	Proportion « R »	Recollection	Proportion « S »	Familiarité
<i>Immédiat</i>						
<i>(n = 69)</i>						
- Répété	.77 (.16)		.51 (.22)		.26 (.18)	
- Nouveau	.01 (.02)	.76 (.16)	0 (.01)	.50 (.22)	0 (.02)	.51 (.26)
<i>7 jours</i>						
<i>(n = 69)</i>						
- Répété	.76 (.16)		.41 (.17)		.36 (.16)	
- Nouveau	.1 (.14)	.67 (.17)	.02 (.06)	.39 (.17)	.08 (.10)	.45 (.23)
<i>Total</i>						
<i>(n = 138)</i>						
- Répété	.77 (.16)		.45 (.20)		.31 (.17)	
- Nouveau	.05 (.11)	.72 (.17)	.01 (.04)	.45 (.21)	.04 (.08)	.48 (.24)

Note. La reconnaissance corrigée est la différence de proportions de réponses « ancien » sur les affirmations répétées (étudiées) et nouvelles. La recollection est la différence de proportions de réponses « R » entre les affirmations répétées et nouvelles. La familiarité est la différence de proportions de réponses « S » entre les affirmations répétées et nouvelles divisée par $1 - R$ (conformément à la méthode d'Independence Remember/Know).

$_{7\text{ jours}} = .67, SD_{7\text{ jours}} = .17, t(136) = 3.25, p = .001, d = 0.552, ICd\ 95\% = [0.21, 0.896], BF_{10} = 20.13.$

En nous intéressant aux estimations de recollection et de familiarité, nous constatons que le délai a significativement diminué la contribution de la recollection au souvenir ($M_{\text{immédiat}} = .50, SD_{\text{immédiat}} = .22 ; M_{7\text{ jours}} = .39, SD_{7\text{ jours}} = .17, t(136) = 3.44, p = 7.8e-4, d = 0.585, ICd\ 95\% = [0.241, 0.929], BF_{10} = 34.86$, mais pas la contribution de la familiarité ($M_{\text{immédiat}} = .51, SD_{\text{immédiat}} = .26 ; M_{7\text{ jours}} = .45, SD_{7\text{ jours}} = .23, t(136) = 1.31, p = .192, d = 0.223, ICd\ 95\% = [-0.114, 0.561], BF_{10} = 0.4$. Ce résultat est conforme à nos attentes, puisque nous attendions que la recollection en particulier soit dégradée avec l'augmentation du délai.

Pour capturer plus spécifiquement la contribution de la recollection au souvenir, nous avons calculé le ratio de recollection divisé par la reconnaissance corrigée. Ce ratio était

significativement plus élevé en condition immédiate ($M_{\text{immédiat}} = .65$, $SD_{\text{immédiat}} = .23$) qu'en condition 7 jours ($M_{7 \text{ jours}} = .57$, $SD_{7 \text{ jours}} = .22$), $t(134^{31}) = 2.13$, $p = .049$, $d = 0.342$, $ICd\ 95\% = [0.00 ; 0.683]$, $BF_{10} = 1.105$, indiquant une plus large contribution de la recollection au souvenir lorsqu'aucun délai ne séparait la tâche de jugement d'intérêt des autres tâches que lorsque sept jours les séparaient. Notons néanmoins que la valeur p est à peine inférieure à $.05$, que le facteur bayésien est anecdotique, et que les intervalles de confiance de la taille d'effet n'excluent pas 0.

Comme indiqué plus haut, nous avons également calculé la contribution de la recollection au souvenir par rapport à la contribution de la familiarité. Le t -test pour groupes indépendants préenregistré comme analyse secondaire n'a pas montré d'effet significatif du délai sur ce ratio ($M_{\text{immédiat}} = .51$, $SD_{\text{immédiat}} = .2$; $M_{7 \text{ jours}} = .48$, $SD_{7 \text{ jours}} = .21$), $t(135^{32}) = 0.8$, $p = .427$, $d = 0.136$, $ICd\ 95\% = [-0.202 ; .474]$, $BF_{10} = .245$. Ainsi, si le délai semble avoir plus diminué la recollection que la reconnaissance corrigée, nous n'avons pas de soutien pour l'idée que le délai a plus diminué la recollection que la familiarité telle que capturée avec la méthode RK d'indépendance.

Analyses de médiation

Bien que nous n'ayons pas trouvé d'effet significatif du délai sur l'effet de vérité, nous avons testé le modèle de médiation préenregistré (VD : scores d'effet de vérité ; VI : délai ; médiateurs : estimations de la recollection et de la familiarité avec les affirmations non répétées au test) avec la méthode des percentiles par bootstrap (10 000 itérations). Le modèle et les résultats sont décrits dans la Figure 5.3. L'effet total du délai sur l'effet de vérité ($b = -0.05$) n'était pas significatif, conformément à notre premier test, $t(136) = -1.19$, $p = .236$. Les estimations de l'effet indirect du délai sur l'effet de vérité n'excluaient pas 0, qu'il soit calculé en prenant en compte la recollection et la familiarité ($b = -0.01$, $IC\ 95\% = [-0.05, 0.02]$), seulement la recollection ($b = 0$, $IC\ 95\% = [-0.03, 0.02]$) ou seulement la familiarité ($b = 0$, $IC\ 95\% = [-0.02, 0.01]$). L'effet de vérité n'était significativement associé ni à la recollection ($b = 0.03$), $t(134) = .26$, $p = .8$, ni à la familiarité ($b = 0.08$), $t(134) = 1.03$, $p = .307$.

³¹ Les scores de deux participants ont dû être exclus des analyses car ils n'ont pas pu être calculés (les scores de reconnaissance corrigée étant de 0, la division est impossible).

³² Le score d'un participant a dû être exclu des analyses car il ne pouvait pas être calculé (le score de reconnaissance corrigée étant de 0, la division est impossible).

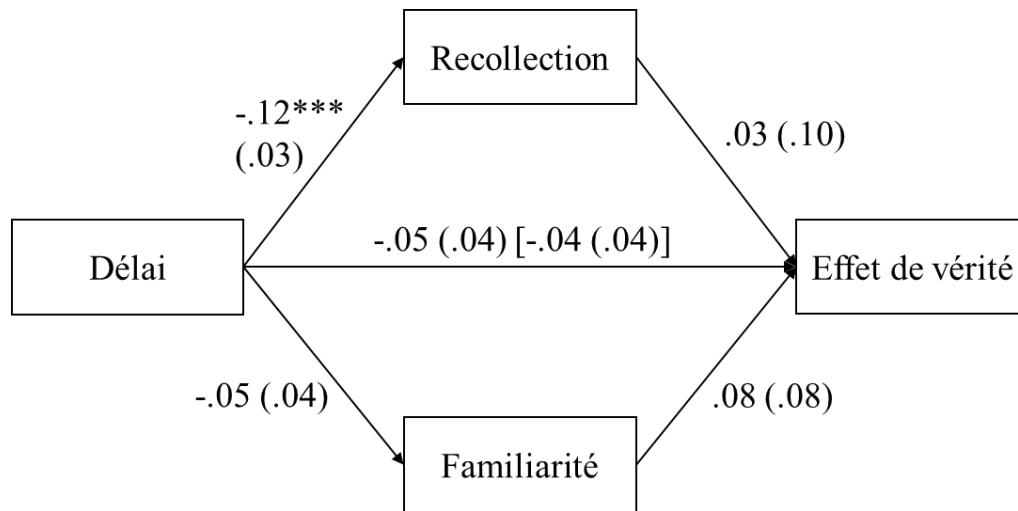


Figure 5.3. Coefficients standardisés de régression (et erreurs standards entre parenthèses) de la relation entre le délai (référence = condition immédiate) et l'effet de vérité et des chemins de médiation par la recollection et la familiarité. Le coefficient standardisé de régression de l'effet du délai sur l'effet de vérité en contrôlant la recollection et la familiarité est entre crochets.

*** : $p < .001$

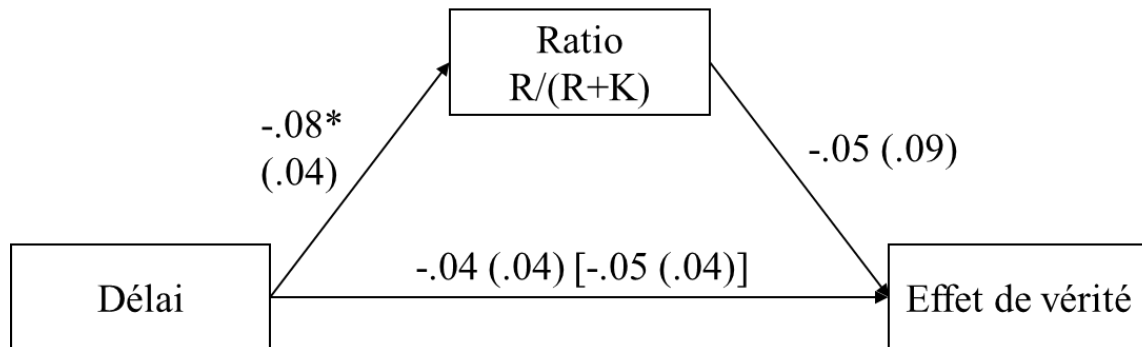


Figure 5.4. Coefficients standardisés de régression (et erreurs standards entre parenthèses) de la relation entre le délai (référence = condition immédiate) et l'effet de vérité et des chemins de médiation par le ratio R/(R+S). Le coefficient standardisé de régression de l'effet du délai sur l'effet de vérité en contrôlant le ratio R/(R+S) est entre crochets.

* : $p < .05$

Comme analyses secondaires, nous avons également préenregistré un modèle de médiation où l'unique médiateur de l'effet du délai sur l'effet de vérité est le ratio recollection/reconnaissance. Le modèle et les résultats sont décrits dans la Figure 5.4. L'effet indirect du délai sur l'effet de vérité à travers le ratio recollection/reconnaissance n'excluait pas 0 ($b = 0$, IC 95% = [-0.01, 0.02]).

Tableau 5.3

Moyennes (SD) des mesures de mémoire en fonction du délai et de la répétition au test entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance

Délai	Répétition au test	Reconnaissance			Proportion réponses « S »			Proportion réponses « R »		
		Ancien	Nouveau	Corrigée	Ancien	Nouveau	Familiarité $S/(I-R)$	Ancien	Nouveau	Recollection
Immédiat	Oui	.95 (.06)	.25 (.26)	.70 (.27)	.18 (.15)	.11 (.11)	.29 (.33)	.77 (.17)	.14 (.20)	.64 (.25)
	Non*	.77 (.16)	.01 (.02)	.76 (.16)	.26 (.18)	.01 (.02)	.51 (.26)	.51 (.22)	0 (.01)	.50 (.22)
7 jours	Oui	.68 (.26)	.14 (.16)	.55 (.26)	.26 (.14)	.1 (.1)	.29 (.25)	.43 (.22)	.04 (.11)	.39 (.23)
	Non*	.77 (.16)	.1 (.14)	.67 (.17)	.36 (.16)	.08 (.1)	.45 (.24)	.41 (.17)	.02 (.06)	.39 (.17)
Total	Oui	.82 (.23)	.19 (.22)	.63 (.27)	.22 (.15)	.10 (.10)	.29 (.29)	.60 (.26)	.09 (.17)	.51 (.27)
	Non*	.77 (.16)	.05 (.11)	.72 (.17)	.31 (.18)	.04 (.08)	.48 (.25)	.46 (.20)	.01 (.04)	.45 (.21)

Note. Les lignes avec une astérisque (*) sont les affirmations qui n'étaient pas présentées dans la tâche de jugement de vérité et qui ont servi aux principaux tests mobilisant les scores de mémoire (voir Tableau 5.1 pour les listes d'affirmations et leur présentation dans les différentes tâches).

Les critères d'exclusion plus libéraux que ceux de l'Étude 2 n'ont pas masqué l'effet du délai sur l'effet de vérité

Dans l'Étude 2, parmi d'autres critères, nous avons exclu de l'échantillon les participants ayant déclaré avoir déjà participé à une de nos études ainsi que ceux déclarant avoir recherché des informations en lien avec les affirmations présentées pendant l'étude ou le délai. Ces variables n'ayant pas eu d'effet significatif sur les résultats, nous avons décidé de les repérer, mais pas de les utiliser comme des critères d'exclusion dans l'Étude 3. Il est possible que, même si elles ne semblent pas avoir eu d'effet dans l'Étude 2, elles en aient un ici. Les analyses présentées ici, qui n'ont pas été préenregistrées, adressent cette question.

Supprimer de l'échantillon les participants déclarant avoir déjà participé à une de nos études n'a pas modifié l'effet du délai, qui reste non-significatif, $t(127) = 1.28, p = .202, d = 0.226, IC\ 95\%d = [-0.121, 0.572], BF_{10} = 0.396$. Dans l'échantillon total, une ANOVA à deux facteurs (délai : immédiat ; 7 jours * participation antérieure : Je ne suis pas sûr.e ; Non ; Oui) n'a pas mis en évidence d'effet principal significatif de la participation antérieure sur l'effet de vérité, $F(2, 132) = .07, p = .932, \eta^2_p = .001$, ni d'interaction avec le délai, $F(2, 132) = .26, p = .775, \eta^2_p = .004$. Nous n'avons ainsi pas de raison de penser que la participation antérieure a pu influencer la magnitude de l'effet modérateur du délai.

Nous avons repéré si les participants en condition 7 jours ont déclaré avoir recherché ou non des informations en lien avec les affirmations présentées. L'effet modérateur du délai sur l'effet de vérité pourrait avoir été masqué si les participants de la condition 7 jours ont recherché des informations entre les deux sessions. Sur les 69 participants en condition 7 jours, 12 ont déclaré avoir recherché des informations. Un t -test pour groupes indépendants réalisé dans la condition 7 jours avec la recherche d'informations en facteur et l'effet de vérité comme variable dépendante n'a pas montré d'effet significatif, $t(67) = -.64$, $p = .527$, $d = 0.202$, IC 95% $d = [-0.173, 0.09]$, $BF_{10} = 0.363$. Ici encore, nous n'avons pas de raison de penser que ce facteur ait pu masquer un effet du délai.

Des critères d'exclusion moins conservateurs sont une des différences évidentes entre l'Étude 2 (en ligne) et la présente étude. Pourtant, ils n'expliquent pas l'absence d'effet significatif du délai sur l'effet de vérité, car les analyses n'ont pas montré de modulation de la participation antérieure à une de nos études ni de la recherche d'informations en lien avec les affirmations entre les deux sessions.

Répéter les informations au test (entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance) a influencé la mémoire, en particulier en augmentant les fausses alarmes

Dans l'Étude 1 (Chapitre 4), nous avons répété toutes les affirmations entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de mémoire de source. Toutes les affirmations, celles qui étaient nouvelles et celles qui étaient répétées au moment de la tâche de jugement de vérité, étaient répétées (et donc anciennes) dans la tâche de mémoire de source. Ce choix a pu influencer les scores de mémoire de source, les bruitant et masquant l'effet de la division de l'attention.

Dans la présente étude, nous avons cherché à éviter ce problème. Comme présenté dans le Tableau 5.1, les affirmations ont été répétées ou non entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance. Certaines affirmations étaient répétées entre les deux tâches au test (affirmations répétées : présentées en tâches de jugement d'intérêt, de vérité, et de reconnaissance ; affirmations nouvelles : présentées en tâches de jugement de vérité et de reconnaissance). Ce sont ces affirmations (marquées d'un astérisque dans les Tableaux 5.1 et 5.3) que nous avons utilisées pour calculer les principaux scores de mémoire. D'autres affirmations en revanche, n'étaient pas répétées entre les deux tâches au test (affirmations répétées : présentées en tâches de jugement d'intérêt et de reconnaissance ; affirmations nouvelles : présentées uniquement en tâche de reconnaissance). Ainsi, lors de répétition au test, les affirmations étaient systématiquement présentées en tâche de jugement de vérité et en tâche

de reconnaissance, tandis qu'elles étaient systématiquement absentes de la tâche de jugement de vérité (mais présentes en tâche de reconnaissance) sans répétition au test.

Nos données permettent d'explorer si la répétition au test pourrait influencer les mesures de mémoire, en particulier la reconnaissance corrigée, la familiarité, et la recollection. Dans ces analyses, nous intégrons à la fois les affirmations sans répétition entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance (celles utilisées pour les principaux tests sur les scores de mémoire) et les affirmations répétées entre les deux tâches au test. Pour rappel, ces dernières ont initialement été exclues des calculs des scores de mémoire pour éviter d'introduire un biais dans nos estimations. Nous présentons ici les analyses sur cette question. Ces analyses n'ont pas été préenregistrées.

Nous avons réalisé trois ANOVA pour groupes indépendants, où les facteurs sont la répétition des affirmations au test (oui ; non) et le délai (immédiat ; 7 jours), et où la variable dépendante est (1) le score de reconnaissance corrigée, (2) le score de familiarité, (3) le score de recollection. Dans les trois ANOVA, l'effet de la répétition au test était significatif, et seule l'analyse ayant le score de recollection comme variable dépendante a montré un effet significatif du délai. Les statistiques descriptives des scores et leur décomposition sur les affirmations répétées et nouvelles sont présentées dans le Tableau 5.3.

Le score de reconnaissance corrigée était plus élevé lorsque les affirmations n'étaient pas répétées au test que lorsqu'elles l'étaient, $F(1, 136) = 17.30, p = 5.63e-5, \eta^2_p = .113$. Comme indiqué dans le Tableau 5.3, ce résultat semble largement dû à un taux de fausses alarmes (répondre « ancien » sur des affirmations nouvelles) élevé lorsque les affirmations étaient répétées au test. Le score de familiarité était également plus élevé lorsqu'elles n'étaient pas répétées plutôt que répétées, $F(1, 136) = 52.89, p = 2.52e-11, \eta^2_p = .28$. Ce résultat semble dû à un taux de hits plus élevé sans répétition au test plutôt qu'avec, accompagné de moins de fausses alarmes. À l'inverse, le score de recollection était plus élevé lorsque les affirmations étaient répétées plutôt que non répétées, $F(1, 136) = 9.90, p = .002, \eta^2_p = .068$. Les taux de hits et de fausses alarmes étaient plus élevés avec répétition au test plutôt que sans. Cet effet était qualifié par un effet du délai sur le score de recollection, $F(1, 136) = 8.56, p = .004, \eta^2_p = .059$, qui montre que l'effet de la répétition au test était significatif en condition immédiate, $t(136) = 4.29, p_{\text{bonf.}} = 1.99e-4$, mais pas en condition 7 jours, $t(136) = 0.16, p_{\text{bonf.}} = 1$.

Ces analyses montrent que la reconnaissance corrigée, la familiarité, et la recollection ont été influencées par la répétition au test. Pour toutes ces mesures et de façon critique, la répétition au test semble avoir augmenté les fausses alarmes. Ce résultat a du sens compte tenu

du plan d'expérience. Quand une affirmation a été vue à la fois en tâches de jugement d'intérêt et de vérité, déterminer si elle a été vue pour la première fois en tâche de jugement d'intérêt et non en tâche de jugement de vérité semble plus difficile que lorsque l'affirmation n'a pas été présentée du tout en tâche de jugement de vérité. En somme, dans la tâche de reconnaissance, les participants réalisent également une tâche de mémoire de source qui semble d'autant plus difficile que les affirmations ont été répétées entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance, résultant en plus de fausses alarmes.

Ces résultats suggèrent qu'il était prudent d'estimer la mémoire sur les affirmations qui n'ont pas été répétées entre les tâches de jugement de vérité et de reconnaissance. Les affirmations répétées au test présentent néanmoins un intérêt, au moins exploratoire, que nous aimerions exploiter. Contrairement aux affirmations non-répétées au test, les affirmations répétées au test présentent l'intérêt d'avoir reçu à la fois un jugement de vérité et un jugement de reconnaissance – avec une réponse « R » ou « S » si le jugement était ancien. Nous présentons dans la prochaine section des analyses spécifiques aux affirmations répétées au test.

Les affirmations correctement reconnues avec une réponse « R » sont plus souvent jugées comme vraies que celles étant correctement reconnues avec une réponse « S »

Les affirmations répétées au test – entre les tâches de jugement de vérité et de reconnaissance sont utiles, malgré le bruit qu'elles introduisent lorsque l'on s'intéresse au souvenir des affirmations vues en tâche de jugement d'intérêt. Elles offrent une façon directe de comparer les performances des hypothèses de familiarité et de correspondance duale – de façon exploratoire cependant, car les analyses n'ont pas été préenregistrées.

Les affirmations répétées au test ont en effet reçu deux jugements : un jugement « vrai » ou « faux » en tâche de jugement de vérité, et un jugement « R », « S » ou « Nouveau » en tâche de reconnaissance couplée au paradigme RK. Une réponse « R » indexe la recollection, tandis que la réponse « S » indexe la familiarité en l'absence de recollection.

Sous l'hypothèse de familiarité, la familiarité serait incorrectement attribuée à la vérité en l'absence de recollection. Ainsi, nous devrions constater plus de jugements « vrai » sur les affirmations reconnues comme anciennes avec familiarité en l'absence de recollection (réponse « S ») que sur celles reconnues comme anciennes avec recollection (réponse « R »). Sous l'hypothèse de correspondance duale en revanche, la familiarité comme la recollection de l'item médiatisent l'effet de la répétition sur le jugement de vérité. Ainsi, le nombre de jugements « vrai » sur les affirmations reconnues avec recollection (réponse « R ») ne devrait pas être inférieur à celui retrouvé sur les affirmations reconnues avec familiarité en l'absence

de recollection (réponse « S »). Au contraire, les proportions de jugements « vrai » devraient être au moins égales entre les réponses « R » et « S », voire supérieures pour les réponses « R » par rapport à « S » si une réponse « R » indexe au moins la recollection (avec ou sans familiarité) et les réponses « S » la familiarité en l'absence de recollection.

Dans l'étude, 36 affirmations ont été répétées entre les tâches de jugement de vérité et de reconnaissance (répétition au test), dont 18 ont été répétées entre la tâche de jugement d'intérêt et de jugement de vérité (répétition). Nous avons donc 138 (participants) * 36 (affirmations) = 4968 couples de réponses de vérité (« vrai » ou « faux ») et de reconnaissance (« R », « S » ou « Nouveau »). Pour certaines analyses, nous avons recodé les réponses « R » et « S » en « Ancien ».

Globalement, les participants ont donné plus de jugements « vrai » (59.5%) que « faux » (40.5%). Un test de proportions de jugements « vrai » contre la valeur test de 50% montre que la différence est significative ($p < 1e-16$). Ce résultat illustre le biais de vérité, qui consiste à juger plus souvent comme vraies des affirmations (Street & Masip, 2015 ; Pantazi, 2017 ; Pantazi, Kissine, & Klein, 2018). Un test de proportions n'a pas montré de tendance à juger les affirmations comme anciennes (50.3%) ou comme nouvelles (49.7%) indépendamment de leur répétition réelle, $p = .66$. 58.9% des affirmations répétées ont été jugées comme vraies, contre 37% des affirmations nouvelles. Un test de Khi-deux d'indépendance a montré que la vérité perçue et la répétition n'étaient pas indépendantes, $\chi^2(1, N = 4968) = 229, p < 1e-16, v$ de Cramer = .215. Ce résultat illustre l'effet de vérité.

Pour tester la relation entre le jugement de vérité (« vrai » ; « faux ») et la reconnaissance (réponse « R » ; « S » ; « Nouveau »), nous avons réalisé un test de Khi-deux d'indépendance. Le test est significatif, $\chi^2(2, N = 4968) = 205, p < 1e-16, v$ de Cramer = .203 et suggère ainsi que les réponses aux tâches de jugement de vérité et de reconnaissance ne sont pas indépendantes. La proportion de jugements « vrai » était de 49.8% sur les affirmations perçues comme nouvelles contre 71.4% sur les affirmations jugées « R » et 64.2% sur les affirmations jugées « S ». Afin d'estimer la relation entre la réponse en tâche de jugement de vérité et en tâche de reconnaissance sans prendre en compte les fausses alarmes dans l'analyse, nous avons répété le test de Khi-deux uniquement sur les 2484 affirmations répétées. Le test est à nouveau significatif, $\chi^2(2, N = 2484) = 41.4, p = 1.01e-9, v$ de Cramer = .128. La proportion de jugements « vrai » était de 58.4% sur les affirmations perçues comme nouvelles contre 74% sur les affirmations jugées « R » et 68.9% sur les affirmations jugées « S ». Dans un dernier test de Khi-deux d'indépendance uniquement sur les affirmations répétées, nous

avons exclu les affirmations ayant reçu une réponse « Nouveau », pour éviter une estimation basée sur des rejets incorrects (*miss*), et ainsi ne garder que les affirmations répétées effectivement reconnues comme anciennes. Le test est à nouveau significatif, $\chi^2(1, N = 2025) = 5.21, p = .022, v$ de Cramer = .051, montrant que la proportion de jugements « vrai » était plus élevée sur les réponses « R » que sur les réponses « S » pour les affirmations répétées.

Ces analyses exploratoires et non préenregistrées suggèrent qu'indépendamment du délai, les réponses « R », qui indexent la recollection, sont associées à une proportion de jugements « vrai » supérieure à celle des réponses « S », qui indexent la familiarité en l'absence de recollection. Ce résultat a été obtenu en nous intéressant uniquement aux affirmations répétées pour éviter qu'elles soient biaisées par les fausses alarmes. Ainsi, l'hypothèse de familiarité, pour laquelle l'opposé aurait dû se produire, ne peut pas accommoder ce résultat, contrairement à l'hypothèse de correspondance duale.

Dans la dernière section des Résultats, nous présentons des analyses basées sur le modèle multinomial d'arbres de traitement du paradigme RK qu'est le modèle à quatre états des expériences de récupération en mémoire.

Analyses basées sur le modèle à quatre états des expériences de récupération en mémoire

Nos estimations de la recollection et de la familiarité reposent sur des calculs de différences de proportions des réponses « R » et « S ». Une critique que l'on peut formuler contre nos estimations de la recollection et de la familiarité est qu'elles incluent, sans les distinguer, des biais à répondre « R », « S » ou « Nouveau », mélangeant alors des paramètres

Tableau 5.4

Estimation des paramètres du modèle des 4 états de récupération (Erdfelder et al., 2007) et adéquation aux données dans chaque condition de délai séparément pour les affirmations qui n'ont pas été répétées au test et celles qui ont été répétées au test. La différence d'estimation des paramètres entre les deux conditions de délai est indiquée

Répétition au test	Délai	Estimation des paramètres (IC 95%)					Adéquation	
		<i>r</i>	<i>f</i>	<i>d</i>	<i>gr</i>	<i>gk</i>	<i>T1</i>	<i>T2</i>
Non	Immédiat	.45 (.25, .55)	.30 (.02, .54)	.96 (.59, .999)	.07 (.002, .27)	.23 (0, .51)	.341	.727
	7 jours	.36 (.29, .42)	.21 (.004, .56)	.83 (.36, .92)	.06 (.01, .12)	.45 (.10, .64)	.745	.715
	<i>Différence</i>	.09 (-.11, .22)	.08 (-.40, .47)	.13 (-.27, .62)	.02 (-.1, .23)	-.23 (-.57, .25)		
Oui	Immédiat	.70 (.58, .79)	.27 (.01, .69)	.63 (.08, .82)	.3 (.11, .45)	.54 (.14, .79)	.521	.423
	7 jours	.38 (.3, .45)	.28 (.01, .47)	.43 (.02, .81)	.02 (0, .08)	.23 (.12, .50)	.219	.424
	<i>Différence</i>	.32 (.18, .45)	-.01 (-.39, .56)	.20 (-.52, .72)	.27 (.08, .43)	.31 (-.22, .64)		

Note. Le paramètre *r* représente la probabilité de recollection ; le paramètre *f* représente la probabilité de familiarité en l'absence de recollection ; le paramètre *d* représente la probabilité de détecter qu'une affirmation est nouvelle ; le paramètre *gr* indique la probabilité de supposer « R » en état d'incertitude ; le paramètre *gk* indique la probabilité de supposer « S » en état d'incertitude. Les statistiques *T1* et *T2* servent à estimer l'adéquation du modèle aux données. Des valeurs supérieures à .05 indiquent une adéquation acceptable tandis que des valeurs inférieures à .05 suggèrent une mauvaise adéquation.

de mémoire (e.g., la recollection, la familiarité) et des paramètres de biais (e.g., tendance à répondre « R »). Les proportions de réponses « R » et « S » ne peuvent pas être directement interprétées comme des mesures pures de différents processus (Erdfelder, Cüppert, Auer, & Undorf, 2007), malgré la précaution prise de ne calculer que des scores corrigés. En l'état, affirmer que le délai a diminué des paramètres de mémoire et non, par exemple, un paramètre de biais, est difficile, et appliquer le modèle à quatre états pourrait ainsi être utile à cet égard.

Nous avons appliqué le modèle à quatre états de la procédure RK (Erdfelder et al., 2007 ; Chapitre 3, Figure 3.4 ; pour les équations, voir Annexe C) sur les mêmes affirmations que celles utilisées pour calculer les scores de mémoire corrigés (i.e., les affirmations qui ne sont pas répétées au test). Ce modèle distingue 5 paramètres alors qu'il ne contient que 4 catégories indépendantes, obligeant à trouver une solution pour tester l'adéquation du modèle et pour en estimer les paramètres. Pour ce faire, nous avons séparé les affirmations en fonction de leur vérité objective pour augmenter les degrés de liberté et ainsi mettre à l'épreuve le modèle tout en restreignant moins de paramètres. Nous avons restreint les paramètres des

affirmations vraies et fausses car nous ne nous attendons pas à une différence d'estimation des processus en fonction de la vérité objective des affirmations. Le modèle contient ainsi 5 paramètres et huit catégories indépendantes, ce qui permet de l'appliquer aux données. Le délai étant manipulé en inter-groupes, nous avons séparément appliqué le modèle en condition de délai immédiate et en condition 7 jours. Dans l'optique d'ensuite extraire une estimation des paramètres pour chaque participant, nous avons appliqué le modèle sur les fréquences individuelles dans une approche bayésienne hiérarchique des modèles multinomiaux d'arbres de traitement, qui estime les paramètres en prenant en compte l'hétérogénéité des participants (Heck, Arnold, & Arnold, 2018).

Les paramètres de mémoire ne différaient pas en fonction du délai.

Pour estimer l'adéquation du modèle aux données, nous avons utilisé les valeurs p prédictives postérieures (posterior predictive p values, PPP) des statistiques T_1 et T_2 (Klauer, 2010 ; Heck et al., 2018). La statistique T_1 correspond à la moyenne des fréquences individuelles, tandis que la statistique T_2 correspond à la covariance des fréquences individuelles. Les valeurs PPP de T_1 et de T_2 estiment la différence entre les moyennes (T_1) et les covariances (T_2) observées et attendues. Les valeurs PPP varient entre 0 et 1, et plus elles sont proches de 0, plus le modèle est en inadéquation aux données. L'approche n'est pas ici fréquentiste (les PPP sont calculées en comparant les valeurs attendues et observées dans un cadre Bayésien), mais elles peuvent s'interpréter par rapport à un seuil alpha de 5%, de la même façon que les valeurs p des tests du khi-deux (χ^2) ou de goodness-of-fit (G^2) d'adéquation d'un modèle aux données. Ainsi, dès lors qu'un modèle présente des PPP sur les statistiques T_1 et T_2 supérieures à .05, nous considérerons qu'il est en adéquation aux données. À l'inverse, si l'une des deux statistiques est inférieure à .05, nous considérerons que l'adéquation du modèle aux données est insuffisante.

Nous avons testé l'adéquation du modèle aux données et estimé les paramètres dans chaque condition de délai. Les principaux résultats sont disponibles dans le Tableau 5.4. Dans les deux conditions de délai, le modèle à 4 états était en adéquation aux données (T_1 s et T_2 s > .341). Nous constatons que les estimations des paramètres r et f , qui indexent la recollection et la familiarité en l'absence de recollection respectivement, sont proches de celles obtenues en corrigeant les scores (Tableau 5.2, lignes pour la Répétition au test « Non »).

Nous avons évalué si les estimations des paramètres ont varié avec le délai. La moyenne de l'estimation du paramètre de recollection (r) était plus faible en condition 7 jours qu'immédiate, mais les intervalles de confiance de l'estimation, relativement larges,

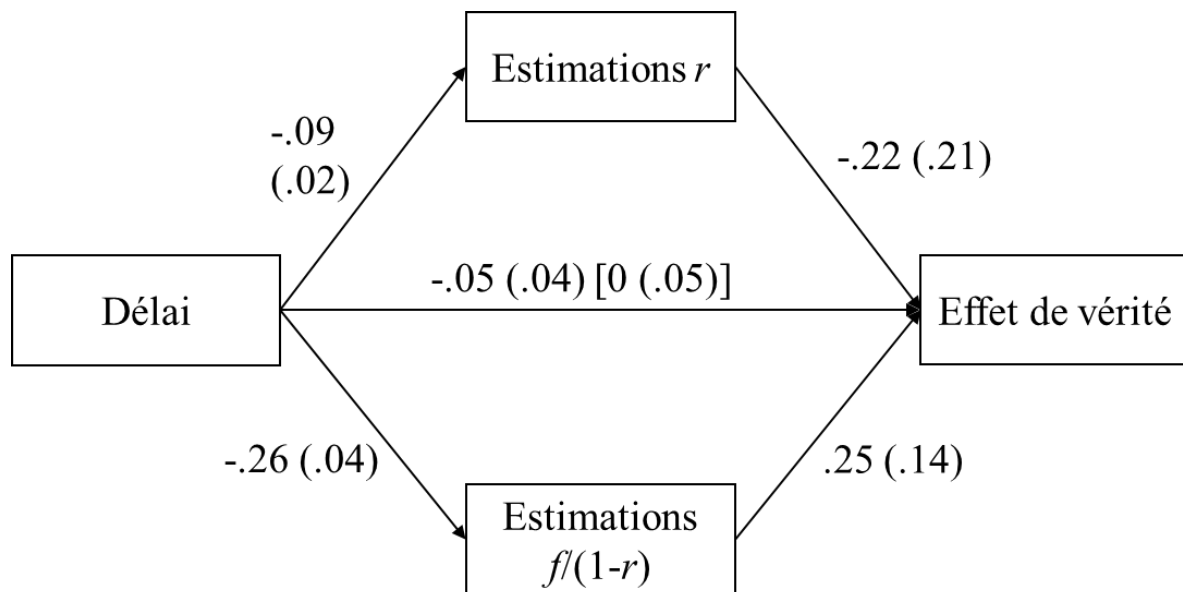


Figure 5.5. Coefficients standardisés de régression (et erreurs standards entre parenthèses) de la relation entre le délai (référence = condition immédiate) et l'effet de vérité et des chemins de médiation par les estimations du paramètre r et du paramètre f divisé par $1 - r$. Le coefficient standardisé de régression de l'effet du délai sur l'effet de vérité en contrôlant les médiateurs est entre crochets.

Note. Les estimations de r capturent la recollection et les estimations de $f/(1-r)$ capturent la familiarité. Les estimations ont été obtenues en appliquant le modèle à 4 états aux données.

n'excluaient pas 0. La différence d'estimations du paramètre d , soit l'identification des nouveaux items comme nouveaux, n'excluaient pas non plus 0 malgré une différence moyenne de .13. Les intervalles de confiance à 95% des autres différences d'estimations n'excluaient pas non plus 0.

Les analyses basées sur le modèle à 4 états ne soutiennent pas l'idée selon laquelle augmenter le délai a significativement diminué des paramètres de mémoire ou de biais de réponse, car les intervalles de confiance à 95% des différences estimées, étant larges, n'excluent pas 0. Ainsi, il est possible que l'effet mis en évidence en utilisant les scores corrigés soit un artefact dû à une capture moins précise des processus de mémoire que celle réalisée ici.

Pour compléter les analyses, nous avons calculé les estimations des cinq paramètres pour chaque participant. À la place de comparer les différences d'estimations des paramètres entre les modèles appliqués en conditions immédiates et 7 jours, nous avons réalisé un modèle de médiation avec la méthode des percentiles par bootstrap (10 000 itérations) où les scores d'effet de vérité sont la VD, le délai est le facteur, et les médiateurs sont les estimations du

paramètre r et les estimations du paramètre f divisées par 1 moins les estimations du paramètre r (comme nous l'avons fait sur les proportions de réponses « S » avec la méthode IRK), pour capturer la familiarité indépendamment de la recollection, et non pas en l'absence de recollection. Nous avons opéré ce choix car nos hypothèses portent sur les contributions de la recollection et de la familiarité plutôt que sur les contributions de la recollection et de la familiarité en l'absence de recollection. Le modèle et les résultats sont décrits dans la Figure 5.5. Les estimations de l'effet indirect du délai sur l'effet de vérité n'excluaient pas 0, qu'il soit calculé en prenant en compte les estimations du paramètre r et la familiarité ($f/(1-r)$) ($b = -0.04$, IC 95% = [-0.11, 0.01]), seulement les estimations du paramètre r ($b = .02$, IC 95% = [-0.02, 0.06]) ou seulement la familiarité ($b = -0.06$, IC 95% = [-0.15, 0.02]). L'effet de vérité n'était significativement associé ni aux estimations du paramètre r ($b = -0.22$), $t(134) = -1.06$, $p = .289$, ni à la familiarité ($b = 0.25$), $t(134) = 1.78$, $p = .078$.

Estimation des paramètres du modèle à 4 états sur les affirmations avec et sans répétition au test

Après avoir appliqué le modèle à 4 états aux fréquences de réponses sur les affirmations dont l'exposition n'a pas été répétée au test (afin d'éviter de bruyter les estimations de mémoire), nous avons appliqué le même modèle aux fréquences de réponses sur les affirmations dont l'exposition a été répétée au test. L'adéquation des modèles aux données et les estimations des paramètres sont présentées dans le Tableau 5.4 (lignes pour la Répétition au test « Oui »). L'adéquation des modèles aux données était acceptable. Les estimations des paramètres r et gr ont diminué avec le délai, comme suggéré par les intervalles de confiance à 95% excluant 0. La recollection et un biais de réponse pour « R » étaient donc plus élevés pour les affirmations répétées au test lorsque le délai était immédiat plutôt que de 7 jours. La répétition des affirmations au test a donc pu influencer la mémoire (la recollection) comme un biais de réponse (à répondre « R »). Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus dans la section *Répéter les informations au test (entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance) a influencé la mémoire, en particulier en augmentant les fausses alarmes*.

Discussion de l'Étude 3

L'Étude 3 visait à répliquer l'effet modérateur du délai mis en évidence dans l'Étude 2 et à estimer les processus de mémoire par le(s)quel(s) il opérerait. Nous avons fait l'hypothèse que le délai dégraderait la recollection dans une plus large mesure que la familiarité. Si tel est

le cas, montrer qu'augmenter le délai diminue l'effet de vérité serait plus compatible avec l'hypothèse de la correspondance duale qu'avec l'hypothèse de familiarité.

Nous avons répliqué l'effet de vérité, globalement et dans chaque condition de délai. Alors que nous avons mis en évidence l'effet modérateur du délai dans l'Étude 2, l'Étude 3 ne permet pas de soutenir l'existence de l'effet. Cette absence d'effet n'est pas explicable par des critères d'exclusion plus libéraux que ceux utilisés dans l'Étude 2. Nous abordons des raisons possibles de cet échec de répllication dans la discussion générale du chapitre.

Comme anticipé, nous avons mis en évidence un effet du délai sur la reconnaissance, et en particulier sur la recollection, telle qu'estimée dans le paradigme RK. Augmenter le délai a dégradé la recollection sans faire significativement varier la familiarité. La contribution de la recollection à la reconnaissance était moindre lorsqu'un délai était introduit que sans délai. Les tests des modèles de médiation sur les affirmations non répétées au test ne permettent pas d'affirmer que la recollection ou la familiarité sont impliquées dans l'obtention de l'effet de vérité. Des analyses exploratoires basées sur le modèle multinomial à 4 états suggèrent cependant que le délai n'a pas diminué l'estimation de la recollection, ni les autres paramètres de mémoire ou de biais de réponse. Ces résultats, basés sur une capture plus fine des processus que le calcul de scores corrigés sur la base des affirmations non répétées au test, suggèrent qu'augmenter le délai n'a ni influencé l'effet de vérité, ni diminué les paramètres de mémoire. Si tel est bien le cas, ne pas trouver d'effet du délai sur l'effet de vérité n'est pas surprenant, car la manipulation aurait échoué à produire l'effet escompté – diminuer la recollection (à l'instar de l'Étude 1 du Chapitre 4).

Enfin, nous avons réalisé des analyses exploratoires sur les affirmations répétées au test, c'est-à-dire entre la tâche de jugement de vérité et la tâche de reconnaissance. Ces analyses suggèrent deux conclusions. Tout d'abord, la probabilité de juger une affirmation répétée comme vraie était plus élevée lorsqu'elles ont reçu une réponse « R » (qui indexe la recollection) plutôt que « S » (qui indexe la familiarité en l'absence de recollection). Ce résultat est plus compatible avec l'hypothèse de correspondance duale qu'avec l'hypothèse de familiarité, cette dernière prévoyant l'effet opposé. Ensuite, ces analyses suggèrent que nous avons eu raison de ne pas utiliser le même plan que dans l'Étude 1 (Chapitre 4), car les performances à la tâche de reconnaissance couplée au paradigme RK et les estimations des processus ont différencié entre les affirmations répétées au test et celles qui n'étaient pas répétées. Les affirmations répétées au test présentaient (1) plus de fausses alarmes que les affirmations non répétées au test, et (2) des estimations de la recollection et du biais à répondre « R » plus

élevées dans la condition immédiate (vs 7 jours), résultat qui n'a pas été mis en évidence pour les affirmations non répétées au test.

En nous référant uniquement aux analyses préenregistrées, les résultats de l'Étude 3 ne soutiennent pas l'hypothèse de correspondance duale. Alors qu'augmenter le délai a (apparemment) sélectivement dégradé la recollection, l'effet de vérité n'a pas varié en fonction du délai. L'hypothèse de familiarité est également en difficulté, car elle prédit qu'augmenter le délai augmenterait l'effet de vérité en dégradant la recollection. Seule une hypothèse où la familiarité médiatise l'effet de vérité et où la recollection n'a aucun rôle, ni médiateur, ni modérateur, pourrait expliquer cet effet. Nous avons vu que ni l'effet de vérité, ni la familiarité, n'ont significativement varié avec le délai. Ainsi, si seule la familiarité médiatise l'effet de vérité et ce indépendamment de la contribution de la recollection au souvenir, ne pas faire varier la familiarité ne devrait pas faire varier l'effet de vérité. Cependant, les trois hypothèses (correspondance duale, hypothèse de familiarité et sa version sans rôle de la recollection) sont en difficulté face à l'absence de corrélation significative des estimations de la familiarité (indépendante de la recollection) et de la recollection avec l'effet de vérité.

En tentant de lire globalement les nombreux résultats, il apparaît qu'aucune hypothèse n'est satisfaisante pour en rendre compte. Notons qu'une absence d'effet est à interpréter avec prudence, car l'absence de rejet de l'hypothèse nulle pourrait être due à un problème méthodologique ou à manque de puissance statistique. Nous n'avons pas identifié de problème méthodologique qui expliquerait que nous n'avons pas mis en évidence l'effet modérateur du délai. Nous avons planifié la puissance statistique pour un effet moyen ($d = 0.50$). Néanmoins, les intervalles de confiance obtenus dans l'Étude 2 ($ICd\ 95\% = [0.261, 0.962]$) comme ceux estimés dans la littérature ($ICg\ 95\% = [0.167, 0.88]$) sont relativement larges, et n'excluent pas un petit effet. Dans la présente étude, nous avons justement mis en évidence un petit effet ($d = 0.203$, $ICd\ 95\% = [-.132, .537]$). Cet effet va dans le même sens que celui mis en évidence dans l'Étude 2. Une analyse de puissance montre que pour avoir suffisamment de chance de montrer ce petit effet comme significatif s'il existe (puissance statistique de 80%), nous aurions besoin de 788 participants (394 dans chaque groupe contre 69 dans la présente étude). Un tel recueil aurait été irréalisable dans le présent travail (le recueil en laboratoire des 138 participants de la présente étude s'étant fait sur 5 mois pleins).

Avant de discuter globalement les résultats des études présentées dans ce chapitre, nous présentons une mini méta-analyse des effets modérateurs du délai à travers les deux études.

Mini méta-analyse de l'effet modérateur du délai à travers les Études 2 et 3

Nos deux études de la modulation de l'effet de vérité par le délai entre l'étude et le test avec une procédure à un jugement (de vérité) ont montré des résultats inconsistants. Dans l'étude en ligne, nous avons trouvé un effet significatif, où l'effet de vérité était plus large en condition immédiate que dans la condition 7 jours. Nous n'avons pas mis en évidence cet effet dans l'étude de laboratoire. Afin d'obtenir une estimation de l'effet modérateur du délai à travers les deux études, nous avons conduit une mini méta-analyse. La taille d'effet moyenne qui en résulte est $g = 0.39$, IC 95% = [-0.037, 0.818]. Les intervalles de confiance à 95% n'excluent pas 0, et sont relativement larges. Cette mini méta-analyse suggère qu'il est difficile de conclure à l'existence ou non de la modulation de l'effet de vérité par le délai dans nos études, même si un effet petit à moyen est suggéré dans la mini méta-analyse.

Discussion générale des Études 2 et 3

À travers deux études, nous avons cherché à tester l'effet modérateur du délai entre la phase d'étude et le test sur l'effet de vérité. Nous avons fait l'hypothèse qu'augmenter le délai dégraderait la recollection sans faire varier la familiarité, ce qui devrait augmenter l'effet de vérité sous l'hypothèse de familiarité, mais le diminuer sous l'hypothèse de correspondance duale. Dans l'Étude 2, réalisée en ligne, nous avons trouvé qu'augmenter le délai diminuait l'effet de vérité, mais le soutien pour l'hypothèse de correspondance duale n'est qu'indirect, car nous n'avons pas estimé les processus de mémoire (l'objectif étant de tester l'existence de l'effet modérateur, pas ses processus). Ayant trouvé cet effet, nous avons voulu le répliquer et tester s'il résultait d'une dégradation de la recollection. En ce sens, l'Étude 3 a été réalisée en laboratoire en reprenant le plan de l'Étude 2 et en lui adjoignant une tâche de reconnaissance couplée au paradigme Remember/Know. Nous n'avons cette fois-ci pas trouvé d'effet modérateur significatif du délai, bien qu'augmenter le délai ait comme attendu dégradé la recollection, mais pas la familiarité dans nos analyses principales. Des analyses non préenregistrées basées sur le modèle à 4 états suggèrent en revanche qu'augmenter le délai a pu ne pas diminuer la recollection. Nous n'avons pas trouvé de corrélation entre la recollection et la familiarité d'une part et la taille de l'effet de vérité d'autre part, que ce soit dans les analyses principales (recollection et familiarité estimées avec des scores) ou non préenregistrées (recollection et familiarité estimées avec le modèle à 4 états). L'estimation méta-analytique de l'effet à travers les Études 2 et 3 suggère un possible petit effet, mais les intervalles de confiance à 95% n'excluent pas 0.

Tableau 5.5

Principales différences relevées entre les Études 2 et 3 présentées dans le chapitre, et présentation des raisons pour lesquelles ces différences apparaissent insuffisantes pour expliquer la différence de modération mise en évidence entre les deux études

Différence	Étude 2	Étude 3	Non gênant, car...
Passation	En ligne	Laboratoire	En ligne et en laboratoire convergent souvent
Affirmations	Pré-test 1	Pré-test 2	Mêmes critères appliqués dans les deux pré-tests
Nombre d'affirmations (intérêt ; vérité)	28 ; 56	36 ; 36	Quelle raison de supposer une modération de la modération ?
Création des listes	Aléatoire	Aléatoire + contrôle	Aurait dû influencer au moins l'effet de vérité obtenu, mais ne l'a pas fait
Tâche de reconnaissance	Non	Oui	Estimation sur des performances avant administration de la tâche
Critères d'exclusion	Plus conservateurs	Plus libéraux	Effets similaires avec et sans application des critères dans chaque étude
Bonus de participation	Non	Oui	Dans l'Étude 3, même proportion dans les deux conditions de délai

Sur la base des deux études présentées dans ce chapitre, il est difficile de conclure à l'existence ou non d'un effet modérateur du délai sur l'effet de vérité dans les procédures à un jugement. Comme nous l'avons vu dans l'introduction du chapitre, les résultats de la littérature sont mitigés : des résultats suggèrent qu'augmenter le délai augmenterait l'effet de vérité (Nadarevic et al., 2018), le diminuerait (Garcia-Marques et al., 2015 ; Silva et al., 2017), ou n'a pas d'effet notable (Dechêne et al., 2010 ; De keersmaecker et al., 2018 ; Brashier et al., 2020). Nous retrouvons cette inconsistance à travers les deux études présentées : augmenter le délai a diminué l'effet de vérité dans l'Étude 2, mais ne semble pas l'avoir influencé dans l'Étude 3. Globalement, les tailles d'effet rapportées dans les deux études et dans l'estimation méta-analytique vont au moins dans le sens d'une diminution de l'effet de vérité en augmentant le délai, bien que les intervalles de confiance n'excluent 0 que dans l'Étude 2.

Les raisons de cette inconsistance ne sont pas claires. Les Études 2 et 3 diffèrent sur sept points clairement identifiables (voir Tableau 5.5). (1) L'Étude 2 est en ligne alors que l'Étude 3 est en laboratoire ; (2) les affirmations utilisées sont différentes entre les deux études (affirmations tirées du premier pré-test pour l'Étude 2 ; tirées du deuxième pré-test pour l'Étude

3) et (3) étaient présentées en nombre différent (Étude 2 : 28 au jugement d'intérêt et 56 au jugement de vérité ; Étude 3 : 36 au jugement d'intérêt et au jugement de vérité) ; (4) la constitution pseudo-aléatoire des affirmations s'est faite avec plus de contrôle dans l'Étude 3 que dans l'Étude 2 (Étude 3 : pour chaque liste créée, nous avons contrôlé que la vérité perçue telle qu'estimée dans le pré-test ne diffère pas significativement de 4, la valeur centrale, à $\alpha = .01$, ce que nous n'avons pas fait dans l'Étude 2) ; (5) nous avons utilisé une tâche de reconnaissance couplée au paradigme Remember/Know dans l'Étude 3 après la tâche de jugement de vérité, tâche absente de l'Étude 2 ; (6) Les critères d'exclusion ont été moins restrictifs pour l'Étude 3 que pour l'Étude 2, car nous avons repéré (mais pas exclu) les participants déclarant avoir recherché des informations sur Internet ou indiquant avoir déjà participé à une de nos études sur l'effet de vérité ; (7) dans l'Étude 3 mais pas dans l'Étude 2, la moitié des participants a reçu un bonus de point sur une unité d'enseignement de psychologie. Aucun de ces points ne semble, seul ou couplé aux autres, expliquer la mise en évidence de la modération dans l'Étude 2 mais pas dans l'Étude 3 (voir Tableau 5.5). Notre principal argument est que les différences pointées, si elles ont eu un effet, aurait dû en avoir un sur l'estimation de l'effet de vérité plutôt que sur la modération de cet effet par le délai. Reprenons les différences une à une.

(1) Une différence dans les modalités de passation (en ligne ou en laboratoire) n'est pas une explication suffisante en elle-même (il faudrait encore localiser pourquoi les modalités ont influencé la modération mise en évidence mais pas, par exemple, l'effet de vérité lui-même), et même si elle l'était, la littérature suggère que les études réalisées en ligne et en laboratoire s'accordent (Casler, Bickel, & Hackett, 2013). (2) Les affirmations ont été pré-testées avec les mêmes critères, et nous ne pouvons donc pas identifier de différence systématique entre les deux études concernant le matériel utilisé. (3) Bien que diminuer le nombre d'affirmations à étudier puis testées puisse augmenter l'effet de vérité (Unkelbach & Rom, 2017), nous ne voyons pas comment il pourrait modifier la modération de l'effet de vérité par le délai. Dans le cas présent, cet effet ne devrait pas être obtenu car dans l'Étude 3 ce nombre était plus élevé en jugement d'intérêt, mais plus faible en jugement de vérité, que dans l'Étude 2. (4) Le contrôle plus élevé des affirmations sélectionnées dans chaque liste dans l'Étude 3 (par rapport au contrôle exercé dans l'Étude 2) auraient dû modifier l'effet de vérité indépendamment du délai, ce que nous n'avons pas mis en évidence. (5) Il est difficile de voir comment présenter une tâche de jugement de reconnaissance après la tâche de jugement de vérité dans l'Étude 3 mais pas dans l'Étude 2 a pu modifier l'effet du délai sur l'effet de vérité, car l'estimation de

l'effet du délai se fait *avant* l'administration de la tâche de reconnaissance. (6) Nous avons utilisé des critères d'exclusion moins restrictifs dans l'Étude 3 que dans l'Étude 2, mais les mêmes effets ont été mis en évidence dans l'Étude 2 comme dans l'Étude 3, que ces critères soient appliqués ou non. (7) La moitié des participants a reçu un bonus dans l'Étude 3 (mais pas dans l'Étude 2), et cela aurait pu constituer un biais si ces participants ayant reçu un bonus s'étaient majoritairement retrouvés dans la condition avec délai que sans, générant une différence de motivation entre les deux conditions du délai. Néanmoins, ces participants étaient distribués aléatoirement, et dans des proportions similaires, dans les deux conditions du délai (46.38% dans la condition immédiate et 52.17% dans la condition 7 jours), nous ne voyons pas comment cela explique la différence de modération obtenue entre les deux études.

Il nous faut bien concéder que des erreurs dans la création aléatoire des listes d'affirmations (avec JavaScript dans l'Étude 2 et R dans l'Étude 3), dans l'écriture des expériences (sur Qualtrics dans l'Étude 2 et OpenSesame/Python dans l'Étude 3), dans l'extraction des réponses brutes pour en faire des scores, ou encore dans les analyses réalisées pourraient être à l'origine de différences entre les deux études. Bien que nous ayons voulu éviter ces erreurs et que nous n'en ayons pas identifié, nous avons pu en laisser certaines. La mise à disposition du matériel, des données, et des scripts d'analyses sur l'Open Science Framework permettra à quiconque le souhaite de chercher de telles erreurs, ce qui constitue un des intérêts majeurs des pratiques de science ouverte (Bishop, 2018).

Les effets du délai sur la recollection restent difficiles à estimer avec les résultats obtenus dans l'Étude 3. Les analyses préenregistrées basées sur les scores suggèrent qu'augmenter le délai a diminué la recollection sans modifier la contribution de la familiarité au souvenir. En revanche, des analyses non préenregistrées des affirmations non répétées au test basées sur le modèle à 4 états, qui distingue les biais de réponse sous incertitude des processus de recollection et de familiarité en l'absence de recollection, n'ont pas montré d'effet du délai sur le paramètre r , qui indexe la recollection.

Face aux incertitudes soulevées par les deux études présentées dans ce chapitre, nous pensons utile de conduire de nouvelles études sur le délai entre l'étude et le test afin d'adresser (1) le problème de l'existence d'une modération de l'effet de vérité par le délai dans une procédure à un jugement et (2) la question de la dégradation de la recollection par l'augmentation du délai. Par exemple, une étude pourrait consister à reproduire l'Étude 2 réalisée en ligne en utilisant cette fois les affirmations et le contrôle opéré sur la randomisation des listes utilisés dans l'Étude 3, afin d'estimer la mesure avec laquelle cette différence méthodologique a pu affecter les résultats. Estimer l'effet du délai sur la recollection tout en

étudiant ses effets sur l'effet de vérité pourrait se faire en utilisant cette fois-ci la procédure de dissociation des processus (Jacoby, 1991 ; Jacoby, 1998) ou en répliquant l'Étude 3 pour évaluer la stabilité des résultats. De nouvelles données permettraient en outre d'alimenter une perspective méta-analytique sur la question de la modulation de l'effet de vérité par le délai, car les études que l'on peut intégrer dans cette perspective restent peu nombreuses.

Conclusion du Chapitre 5

Dans le présent chapitre, nous avons présenté deux études visant à estimer la mesure avec laquelle augmenter le délai influence l'effet de vérité en attribuant aléatoirement des participants dans des conditions où la tâche de jugement de vérité est administrée soit immédiatement après la tâche de jugement d'intérêt (phase d'étude), soit 7 jours après. Un possible effet du délai sur l'effet de vérité est critique à considérer, car il présente l'opportunité de tester la performance des hypothèses de familiarité et de correspondance duale. L'hypothèse de familiarité prévoit qu'augmenter le délai devrait augmenter l'effet de vérité, car augmenter le délai diminuerait sélectivement la recollection, laissant plus de familiarité non opposée par la recollection, qui serait alors plus incorrectement attribuée à la vérité qu'à l'exposition antérieure que dans une condition sans délai. À l'inverse, l'hypothèse de correspondance duale prévoit qu'augmenter le délai devrait diminuer l'effet de vérité, car augmenter le délai diminuerait sélectivement la recollection, provoquant une correspondance entre les informations récupérées au moment du test et les affirmations à juger moindre que dans une condition sans délai.

Contrairement à l'Étude 2 réalisée en ligne, nous avons conduit l'Étude 3 en laboratoire en ajoutant une tâche de reconnaissance couplée au paradigme Remember/Know pour estimer l'effet du délai sur la recollection et la familiarité. Nous avons retrouvé l'effet de vérité dans les deux études, globalement et dans chaque condition de délai. L'effet de vérité était plus large dans la condition immédiate (vs 7 jours) dans l'Étude 2, mais pas dans l'Étude 3. Dans l'Étude 3, les analyses préenregistrées suggèrent qu'augmenter le délai a dégradé la recollection sans faire varier la familiarité, ce que des analyses secondaires invitent à nuancer. Des différences entre les deux études n'expliquent pas aisément l'hétérogénéité des résultats mise en évidence.

Parce que nous avons trouvé un effet modérateur du délai dans l'Étude 2 mais pas dans l'Étude 3, il est en l'état difficile de conclure sur l'existence de cet effet. De nouvelles études sont indiquées pour aider à localiser pourquoi les résultats sont hétérogènes (que ce soit dans la littérature actuelle ou dans le présent chapitre). En l'état, dans la mesure où augmenter le

délai a sélectivement dégradé la recollection (analyses préenregistrées dans l'Étude 3), trouver qu'augmenter le délai diminue (Étude 2) ou n'influence pas (Étude 3) l'effet de vérité est incompatible avec l'hypothèse de familiarité, qui prévoit qu'augmenter le délai devrait augmenter l'effet de vérité. L'hypothèse de correspondance duale n'est corroborée que par l'Étude 2, dont les prédictions sont en accord avec l'effet mis en évidence. Sous l'hypothèse où augmenter le délai n'a pas influencé la recollection, les hypothèses de familiarité comme de correspondance duale ne sont pas menacées, car dégrader la recollection est critique pour départager les deux hypothèses. Néanmoins, une analyse secondaire de l'Étude 3 a montré que la proportion de jugements « vrai » était plus élevée pour les affirmations répétées ayant par ailleurs reçu une réponse « R » (supposée indexer la recollection) plutôt que « S » (supposée indexer la familiarité en l'absence de recollection), indépendamment du délai. Ce résultat est compatible avec l'hypothèse de correspondance duale, mais pas avec l'hypothèse de familiarité. À l'instar du Chapitre 4, nous devons clôturer le présent chapitre sans conclusion forte concernant l'une ou l'autre des hypothèses. Nous avons néanmoins collecté des données et présenté des analyses permettant d'en évaluer les mérites respectifs dans une situation où le délai entre l'étude et le test est manipulé, contribuant (nous l'espérons) à avancer sur le problème du rôle de la recollection dans l'effet de vérité.

Dans ce chapitre, nous avons vu que...

- Dans une **procédure à un jugement, augmenter le délai entre l'étude et le test devrait diminuer l'effet de vérité sous l'hypothèse de correspondance duale, alors que l'inverse est attendu sous l'hypothèse de familiarité.**

- Augmenter le délai dégradant particulièrement la recollection, tester l'existence de cette modulation permettrait d'estimer la contribution de la recollection dans l'effet de vérité, et donc de **confronter l'hypothèse de correspondance duale à l'hypothèse de familiarité.**

- **L'Étude 2** (en ligne, <https://osf.io/tbf68/>; préenregistrement : <https://osf.io/bsxac/>) **suggère que le délai diminue l'effet de vérité, tandis que l'Étude 3** (en laboratoire, <https://osf.io/tbf68/>; préenregistrement : <https://osf.io/b6qvj/>) **n'a pas montré cet effet comme significatif.** Nous n'avons pas repéré de variation entre les deux études à même d'expliquer cette différence de résultats.

- **Dans l'Étude 3, augmenter le délai a diminué la performance de reconnaissance, dégradé la recollection, et diminué la part du souvenir basée sur la recollection** (ratio recollection/reconnaissance). Cette image, obtenue dans nos analyses préenregistrées, est néanmoins à nuancer, car **des analyses non préenregistrées basées sur le modèle à 4 états suggèrent que la recollection n'a pas varié avec le délai.**

- Dans le modèle de médiation, **ni la familiarité, ni la recollection, n'étaient significativement associées à l'effet de vérité.** Ce résultat est problématique tant sous l'hypothèse de familiarité que sous l'hypothèse de correspondance duale.

- Cependant, des analyses exploratoires basées sur les affirmations répétées indiquent que **la proportion de jugements « vrai » était plus élevée lorsque les affirmations avaient reçu une réponse « R », supposée indexer la recollection, plutôt que « S », supposée indexer la familiarité en l'absence de recollection.** Ce résultat n'est pas attendu sous l'hypothèse de familiarité, mais est explicable sous l'hypothèse de correspondance duale.

- Bien qu'il soit difficile de conclure, **une mini méta-analyse des deux études suggère l'existence d'un effet modérateur du délai petit à moyen, où augmenter le délai diminue l'effet de vérité.** L'estimation méta-analytique de l'effet n'exclut cependant pas 0.

- Globalement, **l'hypothèse de correspondance duale n'est pas soutenue par les données, bien qu'elle rende mieux compte des résultats de l'Étude 2 que l'hypothèse de familiarité.** Si augmenter le délai a sélectivement dégradé la recollection (tel que suggéré dans les analyses préenregistrées), **ne pas trouver d'effet significatif du délai sur l'effet de vérité est incompatible avec les hypothèses de familiarité et de correspondance duale.** Si le délai n'a pas dégradé la recollection (tel que suggéré dans les analyses non préenregistrées), **l'absence d'effet du délai sur l'effet de vérité est compatible avec les deux hypothèses.** L'hypothèse de correspondance duale rend mieux compte que l'hypothèse de familiarité de la plus grande probabilité à juger une affirmation comme « vraie » si elle a été reconnue à travers « R » plutôt que « S ».

Chapitre 6

Inertie de la réponse et effet modérateur du délai dans une procédure à deux jugements

Jusqu'à présent, nous avons rapporté des études de l'effet de vérité réalisées avec des procédures à un jugement, c'est-à-dire des procédures où certaines affirmations sont répétées entre une tâche qui ne porte pas sur le jugement de leur vérité et une tâche de jugement de vérité. Dans les Chapitres 1, 2, et 3, nous avons évoqué les procédures à deux jugements, où certaines affirmations sont répétées entre deux tâches de jugement de vérité. Le présent chapitre est consacré à l'effet modérateur du délai sur l'effet de vérité dans les procédures à deux jugements. Dans un premier temps, nous rappelons pourquoi nous estimons utile d'adresser ce problème, et pourquoi nous pensons que l'effet modérateur du délai est différent de celui prédit par l'hypothèse de correspondance duale dans les procédures à un jugement. Nous rapportons ensuite l'application du modèle multinomial d'arbres de traitement de l'inertie de la réponse à trois jeux de données existants (Nadarevic, 2007 dans l'Étude 4 ; Nadarevic & Erfelder, 2014, Exp.2 dans l'Étude 5 ; Nadarevic & Erdfelder, 2014, Exp. 1 dans l'Étude 6), ce qui permet de tester son adéquation aux données et d'estimer ses paramètres en fonction du délai. Les données analyses sont disponibles sur l'Open Science Framework (Nadarevic, 2007 : <https://osf.io/fw2qe/> ; Nadarevic & Erdfelder, 2014 : <https://osf.io/eut35/>). Nos scripts d'analyses sont disponibles sur l'Open Science Framework : <https://osf.io/w72g5/>.

Se conformer à ses premiers jugements dans la procédure à deux jugements : l'hypothèse d'inertie de la réponse

Dans la procédure à deux jugements, un individu réalise deux tâches de jugement de vérité, où certaines affirmations sont répétées entre les deux tâches. De ce fait, il est possible qu'il se souvienne de ses jugements de vérité, formulés à un moment où les affirmations étaient nouvelles. Un individu peut se conformer à ses premiers jugements lors du deuxième jugement de vérité (e.g., répondre « vrai » dans la deuxième tâche de jugement de vérité s'il se souvient avoir répondu « vrai » dans la première tâche). Ainsi, se souvenir des réponses données dans la première tâche de jugement de vérité devrait diminuer, voire annuler, l'effet de vérité estimé dans la deuxième tâche de jugement de vérité. L'effet de vérité est la différence de vérité perçue entre des affirmations répétées et nouvelles (qu'il soit estimé en inter-items ou en intra-items, Chapitre 1). Ainsi, la tendance à juger des affirmations répétées de la même façon que

lorsqu'elles étaient nouvelles diminue nécessairement l'effet de vérité (car la différence de vérité perçue entre les affirmations répétées et nouvelles est moindre).

Une diminution, voire une annulation, de l'effet de vérité a effectivement été mise en évidence dans des procédures à deux jugements (Dechêne et al., 2010 ; Hawkins & Hoch, 1991 ; Nadarevic, 2007, Nadarevic & Erdfelder, 2014). Ces résultats soutiennent ainsi l'idée selon laquelle se conformer à ses premiers jugements, ce que nous appellerons ici l'*inertie de la réponse*, pourrait diminuer l'effet de vérité.

Tirons deux enseignements de ce résultat. Le premier est que les processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité obtenu avec des procédures à un et à deux jugements diffèrent au moins pour partie. Cette conclusion tient dès lors que l'on suppose que la mémoire des réponses données dans la première tâche de jugement de vérité peut influencer les réponses à la deuxième tâche de jugement de vérité dans une procédure à deux jugements, mais pas dans une procédure à un jugement. Si juger la vérité d'une affirmation est fait automatiquement et que ce jugement est accessible en conscience, un jugement de vérité (masqué, car la tâche ne le demande pas) devrait être produit dans la phase d'encodage des procédures à un jugement. Si tel était le cas, l'inertie de la réponse devrait contribuer aux réponses dans les deux procédures d'étude de l'effet de vérité. Or, dans des conditions comparables (e.g., même bref délai introduit) l'effet de vérité a été mis en évidence dans des procédures à un jugement, mais pas à deux jugements, suggérant que l'inertie de la réponse a diminué/éliminé l'effet de vérité uniquement dans la procédure à deux jugements. Ce résultat montre qu'évaluer la vérité des affirmations pourrait être moins spontané que ce qui est parfois considéré. Par exemple, une conception spinoziste de la croyance tient qu'accepter et comprendre une idée sont une seule et même chose, et que rejeter une idée ne peut se faire qu'après une activité coûteuse. À l'inverse, une conception cartésienne propose que nous comprenons tout d'abord une idée, puis éventuellement l'acceptons ou la rejetons à travers une activité coûteuse. La conception spinoziste domine actuellement (Gilbert, Krull, & Malone, 1990 ; Gilbert, 1991 ; Gilbert, Tafarodi, & Malone, 1993 ; Richter, 2015), mais est remise en question par des travaux suggérant que la conception cartésienne pourrait être plus performante (Nadarevic & Erdfelder, 2013), bien que partiellement (Nadarevic & Erdfelder, 2019). Traiter cette question sort du focus que nous nous sommes fixé ; notre idée ici est que si le jugement de vérité est toujours automatique et accessible à la conscience, l'inertie de la réponse devrait opérer dans les deux procédures d'étude de l'effet de vérité – ce qui ne semble pas être le cas.

Un deuxième enseignement est qu'avoir une seule théorie expliquant de la même façon l'effet de vérité quelle que soit la procédure rencontrera des problèmes pour expliquer l'effet

de vérité à la fois dans les procédures à un jugement et à deux jugements. Si l'inertie de la réponse est un processus spécifique aux procédures à deux jugements, une théorie de l'effet de vérité doit l'intégrer et en rendre compte. L'hypothèse de familiarité, nous l'avons vu, explique l'effet de vérité comme une attribution incorrecte de la familiarité à la vérité des affirmations. La recollection devrait diminuer cette attribution incorrecte, en fournissant une explication correcte du sentiment de familiarité – il réside dans l'exposition antérieure. Sous cette hypothèse, qui ne spécifie pas l'inertie de la réponse, il est difficile de voir comment l'effet de vérité pourrait être mis en évidence dans une procédure à un jugement mais pas dans une procédure à deux jugements, dans des conditions par ailleurs comparables. Le modèle d'Unkelbach et Stahl (2009) n'intègre pas de paramètre d'inertie de la réponse, ce qui ne permet pas de modéliser la diminution voire l'élimination de l'effet de vérité mise en évidence dans les procédures à deux jugements. À l'inverse, l'hypothèse de correspondance duale intègre l'inertie de la réponse ; nous y revenons dans la section *Augmenter le délai devrait diminuer l'inertie de la réponse et augmenter l'effet de vérité*.

L'inertie de la réponse pourrait être basée sur la recollection des premiers jugements

Nous l'avons vu, la diminution voire l'élimination de l'effet de vérité obtenue dans les procédures à deux jugements soutient l'idée d'inertie de la réponse, où les individus conforment leurs jugements dans la deuxième tâche de jugement de vérité à ceux produits dans la première tâche de jugement de vérité. Nous faisons l'hypothèse que l'inertie de la réponse est basée sur le souvenir des premiers jugements, et en particulier sur leur recollection. L'idée en est que lorsqu'un individu lit une affirmation avec la tâche d'en juger la vérité, il génère une réponse (e.g., « vrai » ou « faux »), qui devient elle-même un événement pouvant ensuite être rappelé ou non. À la relecture d'une affirmation, la récupération du premier jugement serait principalement basée sur la recollection car elle se base sur un élément du contexte de la présentation antérieure des affirmations (i.e., des pensées générées à la lecture de l'affirmation). La récupération d'éléments du contexte est diagnostique de la recollection, comme l'illustre la définition typique d'une réponse « R » dans le paradigme Remember/Know, supposée indexer la recollection : « *Une réponse "R" indique que vous reconnaissez l'item comme étant un item de la première partie de l'expérience tout en étant capable de vous rappeler de détails spécifiques liés à la présentation de cet item. Par exemple, vous vous rappelez une pensée, un sentiment que l'item a évoqué lorsque vous l'avez lu, quelque chose relatif à l'apparence de l'item, etc. Bref, vous vous rappelez un détail quelconque* » (mis en gras par nos soins). Dès lors que l'on suppose que l'inertie de la réponse est au moins pour partie basée sur la

recollection, nous identifions des façons de la dégrader (à l'instar des tentatives présentées dans les Études 1 à 3, en divisant l'attention ou en augmentant le délai par exemple).

Augmenter le délai devrait diminuer l'inertie de la réponse et augmenter l'effet de vérité

Si l'inertie de la réponse est basée sur le souvenir de la première réponse donnée et que ce souvenir est lui-même basé sur la recollection, diviser l'attention ou augmenter le délai devrait diminuer l'inertie de la réponse à travers la diminution de la recollection. L'hypothèse de correspondance duale prévoit que dans des conditions où un indice de vérité peut être récupéré à travers la recollection (crédibilité de la source ; premier jugement), dégrader la recollection augmente – et non pas diminue, l'effet de vérité.

L'hypothèse de familiarité actuelle comme le modèle d'Unkelbach et Stahl (2009) négligent le problème de l'inertie de la réponse, et opèrent « comme si » l'effet du délai devrait être le même dans les procédures à un et à deux jugements : augmenter le délai diminuerait la recollection et donc augmenterait l'effet de vérité. Nous voyons là que les prédictions de l'hypothèse de correspondance duale et de familiarité sont similaires dans la procédure à deux jugements, mais différentes dans la procédure à un jugement (voir Chapitres 2 et 5). Même si une augmentation du délai dans les procédures à deux jugements soutient les deux hypothèses, l'obtention d'un effet différent du délai entre les procédures à un et à deux jugements soutiendrait plutôt l'hypothèse de correspondance duale, car elle prévoit que le délai diminue l'effet de vérité dans les procédures à un jugement mais l'augmente dans les procédures à deux jugements. L'hypothèse de familiarité, en revanche, ne prédit pas des effets différents du délai en fonction de la procédure (à un ou à deux jugements).

Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 1) ont précisément manipulé le délai entre les deux tâches de jugement de vérité (10 minutes ou une semaine, pour plus de détails voir Étude 6). Ils ont mis en évidence l'effet de vérité avec un délai d'une semaine entre les deux tâches, mais pas de 10 minutes, montrant qu'augmenter le délai augmente l'effet de vérité dans les procédures à deux jugements. Ces résultats sont compatibles avec l'hypothèse de familiarité comme de correspondance duale. Néanmoins, le fait que les effets du délai semblent différents entre les deux procédures (à un jugement : augmenter le délai diminue ou n'influence pas l'effet de vérité ; à deux jugements : augmenter le délai augmente l'effet de vérité) montre que l'hypothèse de familiarité pourrait être sous-spécifiée, contrairement à l'hypothèse de correspondance duale qui prédit un comportement différent du délai dans les deux procédures.

Une limite ici est que les résultats de Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 1) ne soutiennent qu'indirectement l'hypothèse d'inertie de la réponse. L'inertie de la réponse n'a

pas été estimée, et n'est inférée qu'à travers la mise en évidence ou non de l'effet de vérité avec un faible délai et un délai plus long. Isoler l'inertie de la réponse et estimer sa contribution dans une tâche de jugement de vérité avec une procédure à deux jugements est aisé à travers un modèle multinomial d'arbres de traitement (Chapitre 3). Aucun modèle multinomial n'intégrant à notre connaissance un paramètre d'inertie de la réponse, nous avons construit un modèle simple qui distingue l'inertie de la réponse (la tendance à donner le même jugement de vérité dans la deuxième tâche que dans la première, paramètre r), un biais de réponse à dire « vrai » pour les affirmations répétées entre les deux tâches (paramètre g) et un biais de réponse à dire « vrai » pour les affirmations nouvelles lors de la deuxième tâche (paramètre gn). Pour une présentation du modèle, voir le Chapitre 3 (Figure 3.2 ; pour les équations du modèle, voir Annexe C).

Dans le présent chapitre, notre objectif est double. Nous voulons tester l'adéquation de notre modèle à des données empiriques et, si le modèle est adéquat, tester si augmenter le délai diminue le paramètre r d'inertie de la réponse. En s'additionnant aux études présentées dans les Chapitres 4 et 5, nous opposons à nouveau dans ce chapitre l'hypothèse de familiarité et l'hypothèse de correspondance duale. Les deux hypothèses prévoient les mêmes effets du délai dans la procédure à deux jugements (augmenter le délai devrait augmenter l'effet de vérité). Néanmoins, seule l'hypothèse de correspondance duale prévoit des effets opposés du délai entre les procédures à un et à deux jugements. De plus, seule l'hypothèse de correspondance duale fait explicitement de l'inertie de la réponse un modérateur de l'effet de vérité. L'accomplissement de nos objectifs ne nécessitant pas de recueils originaux, nous avons mis à profit les données non-publiées de Nadarevic (2007) et les données publiées de Nadarevic et Erdfelder (2014). Dans la suite du chapitre, nous présentons et discutons nos analyses de leurs données avec notre modèle.

Étude 4

Échantillon

Nous avons analysé les données de Nadarevic (2007). L'échantillon se compose de 54 participants de l'Université de Mannheim (Allemagne) (88.89% femmes ; $M_{\text{âge}} = 21.11$; $SD_{\text{âge}} = 3.71$). Dans cette étude, Nadarevic n'a pas trouvé d'effet de vérité significatif.

Mesures

Les participants ont réalisé deux tâches de jugement de vérité séparées par environ 10 minutes pendant lesquelles ils répondaient à des échelles de personnalité (scepticisme

dispositionnel ; besoin de cognition ; besoin de clôture). Dans la première tâche de jugement de vérité, les participants ont jugé la vérité de 98 affirmations (dont les 5 premières et les 5 dernières servaient de buffers pour éviter des effets de primauté et de récence) sur une échelle de Likert en 6 points (1 : « Certainement faux » ; 6 : « Certainement vrai »). La moitié des affirmations était vraie, et l'autre fausse. Dans la deuxième tâche de jugement de vérité, les participants ont utilisé la même échelle de réponse pour juger la vérité de 88 affirmations (moitié vraie), dont la moitié ($n = 44$) a été présentée dans la première tâche de jugement de vérité et l'autre moitié était nouvelle. Notons que les participants devaient également juger l'intérêt des affirmations lors des deux phases de l'étude (premier jugement de vérité ; deuxième jugement de vérité).

Afin d'appliquer notre modèle, nous avons recodé les réponses aux deux tâches de jugement de vérité en deux catégories. Nous avons considéré qu'un participant a répondu « faux » s'il a répondu 1 (« Certainement faux »), 2, ou 3. Nous avons considéré qu'un participant a répondu « vrai » s'il a répondu 4, 5, ou 6 (« Certainement vrai »).

Nous avons calculé les fréquences de réponses « vrai » et « faux » en fonction du statut des affirmations dans la deuxième tâche de jugement de vérité (répétées ou nouvelles) et en fonction du premier jugement donné sur les affirmations répétées entre les deux tâches de jugement (premier jugement : « vrai » ou « faux »).

Résultats

Nous avons appliqué notre modèle de l'inertie de la réponse aux fréquences de réponse agrégées à travers les participants. Dans un premier modèle, nous n'avons pas restreint les paramètres. Une analyse du *goodness-of-fit* montre que le modèle est en adéquation aux données, $G^2(3) = .88, p = .83$. Les estimations des paramètres sont décrites dans le Tableau 6.1. L'estimation du paramètre r , qui capture l'inertie de la réponse, était en moyenne de .743 (IC 95% = [.715, .77]). Lors du deuxième jugement de vérité, les participants ont en moyenne eu tendance à donner la même réponse que celle qu'ils ont donnée lors du premier jugement de vérité, où toutes les affirmations étaient nouvelles. Lorsque les réponses données dans les deux tâches de jugement de vérité diffèrent, les participants n'ont pas présenté de tendance à répondre « vrai » sur les affirmations répétées, comme l'indique l'estimation du paramètre qui

Tableau 6.1

Estimations des paramètres et adéquation du modèle sans restriction des paramètres dans chacune des études

Étude	N	Délai	Estimation des paramètres (IC 95%)			Adéquation	
			<i>r</i>	<i>g</i>	<i>gn</i>	G^2	<i>p</i> -value
Étude 4	54	10 min	.74 (.72, .77)	.47 (.42, .53)	.56 (.54, .58)	.88	.83
Étude 5	34	10 min	.77 (.74, .80)	.45 (.38, .52)	.54 (.51, .56)	3.86	.28
Étude 6	85	10 min	.72 (.69, .74)	.44 (.4, .48)	.55 (.54, .57)	6.21	.4
		7 jours	.47 (.44, .50)	.65 (.62, .68)	.54 (.53, .56)		

Note. Le paramètre *r* représente la probabilité de donner la même réponse que dans la première tâche de jugement de vérité ; le paramètre *g* indique la probabilité de juger une affirmation répétée comme vraie en l'absence de la même réponse donnée dans la première tâche de jugement de vérité ; le paramètre *gn* indique la probabilité de juger une affirmation nouvelle comme vraie. La statistique G^2 sert à estimer l'adéquation du modèle aux données. Une valeur *p* de G^2 supérieure à .05 indique une adéquation acceptable tandis qu'une valeur *p* inférieure à .05 suggère une mauvaise adéquation.

n'exclut pas .50 (soit dire « vrai » une fois sur deux), $g = .47$, IC 95% = [.42, .527]. Un modèle avec $g = .50$ est en adéquation aux données, $G^2(4) = 1.83$, $p = .767$, mais ce modèle n'est pas significativement meilleur que le modèle sans restriction des paramètres, $\Delta G^2(1) = .95$, $p = .33$. Les participants ont eu tendance à répondre « vrai » sur les nouvelles affirmations, comme l'indique le paramètre *gn* dont les intervalles de confiance à 95% sont supérieurs à .50, $gn = .56$, IC 95% = [.54, .58]. Un modèle avec $gn = .50$ n'est pas en adéquation aux données, $G^2(4) = 33.96$, $p = 7.61e-7$, et ce modèle est significativement pire que le modèle sans restriction des paramètres, $\Delta G^2(1) = 33.07$, $p = 8.87e-9$. Afin de tester si l'estimation du paramètre *gn* est supérieure à l'estimation du paramètre *g*, nous avons testé l'adéquation d'un modèle où $g = gn$. Un tel modèle n'est pas en adéquation avec les données, $G^2(4) = 9.65$, $p = .047$, suggérant que le paramètre *gn* était supérieur au paramètre *g*. Lorsque les réponses données dans les deux tâches de jugement de vérité étaient différentes (c'est-à-dire, en l'absence d'inertie de la réponse), les participants ont eu tendance à juger comme vraies plus souvent des affirmations nouvelles par rapport à répétées. Pour comparer l'adéquation des modèles entre eux, nous avons utilisé le Bayes Information Criterion (BIC, Schwarz, 1978). Le modèle ayant le BIC le plus faible sera considéré comme le plus en adéquation aux données. Dans la présente étude,

le modèle étant le plus en adéquation aux données est un modèle où $g = .50$ (BIC = 18.77, contre BIC > 26.28 pour les autres modèles).

Discussion de l'Étude 4

Nous nous sommes servis des données non publiées de Nadarevic (2007) afin d'estimer l'adéquation aux données d'un modèle de l'effet de vérité dans une procédure à deux jugements qui capture l'inertie de la réponse, soit la tendance à se conformer à son premier jugement de vérité dans un jugement de vérité futur. Avec un délai de 10 minutes entre deux tâches de jugement de vérité où la moitié des affirmations est répétée entre les deux tâches, le modèle était en adéquation aux données. L'estimation de l'inertie de la réponse était supérieure au hasard, montrant que les participants ont eu tendance à se conformer à leur premier jugement de vérité.

En l'absence d'inertie de la réponse, les participants n'ont pas eu tendance à juger comme vraies ou comme fausses les affirmations répétées, comme l'indique l'estimation du biais de réponse g qui n'est pas différente de .50. Les participants ont en revanche eu tendance à juger les nouvelles affirmations comme vraies, comme l'a montré l'estimation du biais de réponse gn supérieure à .50. Nous discuterons de pistes d'explications possibles dans la Discussion générale du chapitre.

Ces résultats ont été obtenus dans une étude où le délai entre les deux tâches de jugement de vérité n'était pas identique pour chaque participant, bien que d'environ 10 minutes. Des échelles de personnalité étaient remplies pendant l'intervalle entre les deux tâches, et différents participants ont pu mettre un temps différent pour compléter les échelles. Ainsi, il est possible que notre estimation des paramètres, et notamment de l'inertie de la réponse, ait été influencée par cette variabilité. Pour contourner cette limite, nous avons analysé les données de Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 2). Le plan de cette étude ressemble beaucoup à celui de Nadarevic (2007), mais le délai entre les deux tâches de jugement de vérité était mieux contrôlé. Nous présentons ces analyses dans l'Étude 5.

Étude 5

Échantillon

Nous avons analysé les données de Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 2³³). L'échantillon se compose de 66 participants de l'Université de Mannheim (Allemagne) (90.77% femmes ; $M_{\text{âge}} = 21.62$; $SD_{\text{âge}} = 2.10$). Dans cette étude, la première tâche était manipulée dans un plan à groupes indépendants : 34 participants ont réalisé une tâche de jugement de vérité, et 32 ont réalisé une tâche de catégorisation. Nous avons analysé les données des 34 participants ayant réalisé une tâche de jugement de vérité, car le modèle que nous testons a été pensé pour une procédure à deux jugements de vérité et non pas pour une procédure à un jugement. Dans cette condition, les auteurs n'ont pas mis en évidence d'effet de vérité significatif.

Mesures

Les participants ont réalisé deux tâches de jugement de vérité séparées par 10 minutes pendant lesquelles ils réalisaient des tâches de puzzles de nombres. La procédure est très proche de celle rapportée dans l'Étude 4. Dans la première tâche de jugement de vérité, les participants ont jugé la vérité de 98 affirmations (dont les 5 premières et les 5 dernières servaient de buffers pour éviter des effets de primauté et de récence) sur une échelle de Likert en 6 points (1 : « Certainement faux » ; 6 : « Certainement vrai »). La moitié des affirmations était vraie. Dans la deuxième tâche de jugement de vérité, les participants ont utilisé la même échelle de réponse pour juger la vérité de 88 affirmations, dont la moitié ($n = 44$) a été présentée dans la première tâche de jugement de vérité et l'autre moitié était nouvelle. Notons que les participants devaient également juger l'intérêt des affirmations pendant la première tâche de jugement de vérité.

Afin d'appliquer notre modèle, nous avons recodé les réponses aux deux tâches de jugement de vérité en deux catégories. Nous avons considéré qu'un participant a répondu « faux » s'il a répondu 1 (« Certainement faux »), 2, ou 3. Nous avons considéré qu'un participant a répondu « vrai » s'il a répondu 4, 5, ou 6 (« Certainement vrai »).

Nous avons calculé les fréquences de réponses « vrai » et « faux » en fonction du statut des affirmations dans la deuxième tâche de jugement de vérité (répétées ou nouvelles) et en

³³ Nous rapportons tout d'abord les analyses de l'Étude 2 de Nadarevic et Erdfelder car son plan ressemble à celui de Nadarevic (2007), contrairement à l'Étude 1 où le délai a été manipulé (nous en analysons les résultats dans l'Étude 6).

fonction du premier jugement donné sur les affirmations répétées entre les deux tâches de jugement

Résultats

Nous avons appliqué notre modèle de l'inertie de la réponse aux fréquences de réponse agrégées à travers les participants. Les résultats sont analogues à ceux obtenus dans l'Étude 4. Dans un premier modèle, nous n'avons pas restreint les paramètres. Une analyse du *goodness-of-fit* montre que le modèle est en adéquation aux données, $G^2(3) = 3.86$, $p = .277$. Les estimations des paramètres sont décrites dans le Tableau 6.1. L'estimation du paramètre r , qui capture l'inertie de la réponse, était en moyenne de .77 (IC 95% = [.738, .803]). Lors du deuxième jugement de vérité, les participants ont en moyenne eu tendance à donner la même réponse que celle qu'ils ont donnée lors du premier jugement de vérité, où toutes les affirmations étaient nouvelles. Lorsque les réponses données dans les deux tâches de jugement de vérité diffèrent, les participants n'ont pas présenté de tendance à répondre « vrai » sur les affirmations répétées, comme l'indique l'estimation du paramètre qui n'exclut pas .50 (soit dire « vrai » une fois sur deux), $g = .452$, IC 95% = [.382, .523]. Un modèle avec $g = .50$ est en adéquation aux données, $G^2(4) = 5.61$, $p = .23$, mais ce modèle n'est pas significativement meilleur que le modèle sans restriction des paramètres, $\Delta G^2(1) = 1.75$, $p = .186$. Les participants ont eu tendance à répondre « vrai » sur les nouvelles affirmations, comme l'indique le paramètre gn dont les intervalles de confiance à 95% sont supérieurs à .50, $gn = .537$, IC 95% = [.512, .563]. Un modèle avec $gn = .50$ n'est pas en adéquation aux données, $G^2(4) = 12.26$, $p = .016$, et ce modèle est significativement moins bon que le modèle sans restriction des paramètres, $\Delta G^2(1) = 8.39$, $p = .004$. Afin de tester si l'estimation du paramètre gn est supérieure à l'estimation du paramètre g , nous avons testé l'adéquation d'un modèle où $g = gn$. Un tel modèle est en adéquation avec les données, $G^2(4) = 8.83$, $p = .066$. Bien que l'estimation du paramètre g ne soit pas différente de .50 et ce contrairement à l'estimation du paramètre gn , un modèle qui suppose que les deux sont égaux reste en adéquation aux données. Néanmoins et comme dans l'Étude 4, le modèle étant le plus en adéquation aux données est un modèle où $g = .50$ (BIC = 21.62, contre BIC > 24.83 pour les autres modèles).

Discussion de l'Étude 5

Utilisant les données de Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 2), nous avons à nouveau testé l'adéquation de notre modèle et estimé les paramètres qui le composent. Nous constatons

que les résultats sont virtuellement identiques à ceux obtenus dans l'Étude 4, malgré un meilleur contrôle du délai entre les deux tâches de jugement de vérité.

Le modèle sans restriction était en adéquation aux données. L'estimation de l'inertie de la réponse était supérieure au hasard, montrant qu'ici aussi, les participants ont eu tendance à se conformer à leur premier jugement de vérité. En l'absence d'inertie de la réponse, les participants n'ont pas eu tendance à juger comme vraies ou comme fausses les affirmations répétées, comme l'indique l'estimation du biais de réponse g qui n'est pas différente de .50. Les participants ont en revanche eu tendance à juger les nouvelles affirmations comme vraies, comme l'a montré l'estimation du biais de réponse gn supérieure à .50. Ces estimations se retrouvent toutes dans les intervalles de confiance à 95% de l'Étude 4 (cf. Tableau 6.1), répliquant ainsi les résultats mis en évidence avec un meilleur contrôle du délai. Nous discuterons de pistes d'explications possibles dans la Discussion générale du chapitre.

À travers deux études avec un délai de 10 minutes entre deux tâches de jugement de vérité, nous avons trouvé de façon consistante (1) une tendance à donner la même réponse que dans la première tâche, (2) une absence de biais de réponse sur les affirmations répétées et (3) une tendance à juger les nouvelles affirmations comme vraies. Nous n'avons cependant pas encore adressé l'effet du délai sur l'inertie de la réponse. Notre hypothèse est que lorsque le délai augmente, le souvenir du premier jugement devrait se dégrader. Un tel résultat serait responsable d'une augmentation de l'effet de vérité avec l'augmentation du délai dans une procédure à deux jugements, contrairement à la procédure à un jugement où nous avons proposé que le délai pourrait diminuer l'effet de vérité.

Pour directement adresser cette hypothèse et maintenant que nous avons des résultats soutenant l'adéquation de notre modèle aux données, nous avons analysé les données de Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 1) dans l'Étude 6. Cette étude, très proche de celles rapportées en Études 4 et 5, présente l'intérêt d'avoir fait varier le délai entre les tâches de jugement de vérité : les tâches étaient séparées par 10 minutes ou par 7 jours. Notre hypothèse est que l'inertie de la réponse devrait être supérieure en condition 10 minutes par rapport à la condition 7 jours.

Étude 6

Nous avons analysé les données de Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 1). Dans cette étude, les participants ont réalisé une tâche de jugement de vérité où toutes les affirmations étaient nouvelles, puis une autre tâche de jugement de vérité après 10 minutes où la moitié des affirmations était répétée et l'autre nouvelle, et enfin une dernière tâche de jugement de vérité

7 jours après. Les auteurs ont trouvé un effet de vérité significatif dans la condition 7 jours, mais pas dans la condition 10 minutes.

Échantillon

L'échantillon se compose de 85 participants de l'Université de Mannheim (Allemagne) (74.12% femmes ; $M_{\text{âge}} = 22.35$; $SD_{\text{âge}} = 4.14$).

Mesures

Les participants ont réalisé trois tâches de jugement de vérité. Le délai entre les tâches a été manipulé en intra-participants. Après la première tâche de jugement de vérité, les participants ont réalisé une deuxième tâche de jugement de vérité après 10 minutes passées à faire des puzzles de nombres. La dernière tâche de jugement de vérité a été administrée une semaine plus tard.

Dans la première tâche de jugement de vérité, les participants ont jugé la vérité de 98 affirmations (dont les 5 premières et les 5 dernières servaient de buffers pour éviter des effets de primauté et de récence) sur une échelle de Likert en 6 points (1 : « Certainement faux » ; 6 : « Certainement vrai »). La moitié des affirmations était vraie. Les participants devaient également indiquer leur intérêt pour chaque affirmation. Dans la deuxième tâche de jugement de vérité 10 minutes après la première, les participants ont utilisé la même échelle de réponse pour juger la vérité de 88 affirmations, dont la moitié ($n = 44$) a été présentée dans la première tâche de jugement de vérité et l'autre moitié était nouvelle. Une semaine après, les participants ont jugé la vérité de 88 affirmations, dont la moitié a été vue dans la première tâche de jugement de vérité – mais pas dans la deuxième, et l'autre moitié était nouvelle.

Afin d'appliquer notre modèle, nous avons recodé les réponses aux trois tâches de jugement de vérité en deux catégories. Nous avons considéré qu'un participant a répondu « faux » s'il a répondu 1 (« Certainement faux »), 2, ou 3. Nous avons considéré qu'un participant a répondu « vrai » s'il a répondu 4, 5, ou 6 (« Certainement vrai »).

Nous avons traité séparément les résultats des tâches de jugement de vérité réalisées 10 minutes et 7 jours après la première tâche. Pour chacune, nous avons calculé les fréquences de réponses « vrai » et « faux » en fonction du statut des affirmations (répétées ou nouvelles) et du premier jugement donné sur les affirmations répétées entre les deux tâches de jugement.

Résultats

Nous avons appliqué notre modèle de l'inertie de la réponse aux fréquences de réponse agrégées à travers les participants sur les tâches réalisées après 10 minutes et après une semaine. Chaque paramètre (r , g , et gn) a été estimé séparément sur les tâches réalisées après 10 minutes et après 7 jours. Dans un premier modèle, nous n'avons pas restreint les paramètres. Une analyse du *goodness-of-fit* montre que le modèle est en adéquation aux données, $G^2(6) = 6.21$, $p = .4$. Les estimations des paramètres sont décrites dans le Tableau 6.1.

Après 10 minutes, les résultats sont similaires à ceux obtenus dans les Études 4 et 5. L'estimation du paramètre r était en moyenne de .715 (IC 95% = [.693, .737]). Les participants ont en moyenne eu tendance à donner la même réponse que celle qu'ils ont donnée lors du premier jugement de vérité, où toutes les affirmations étaient nouvelles. Lorsque les réponses données dans les deux tâches de jugement de vérité diffèrent, les participants ont eu tendance à répondre « faux » sur les affirmations répétées, comme l'indique l'estimation du paramètre qui est inférieure à .50 (soit dire « vrai » une fois sur deux), $g = .439$, IC 95% = [.4, .478]. Les participants ont eu tendance à répondre « vrai » sur les nouvelles affirmations, comme l'indique le paramètre gn dont les intervalles de confiance à 95% sont supérieurs à .50, $gn = .552$, IC 95% = [.537, .568]. Afin de tester si l'estimation du paramètre gn est supérieure à l'estimation du paramètre g , nous avons testé l'adéquation d'un modèle où $g = gn$. Un tel modèle n'est pas en adéquation avec les données, $G^2(7) = 34.14$, $p = 1.622e-5$, suggérant que le paramètre gn était supérieur au paramètre g .

Après 7 jours, les résultats sont très différents de ceux retrouvés jusqu'alors. L'estimation du paramètre r était en moyenne de .473 (IC 95% = [.445, .501]). Les participants n'ont pas eu tendance à donner la même réponse que celle qu'ils ont donnée une semaine auparavant. Lorsque les réponses données dans les deux tâches de jugement de vérité diffèrent, les participants ont eu tendance à répondre « vrai » sur les affirmations répétées, comme l'indique l'estimation du paramètre qui est supérieure à .50, $g = .65$, IC 95% = [.624, .675]. Les participants ont eu tendance à répondre « vrai » sur les nouvelles affirmations, comme l'indique le paramètre gn dont les intervalles de confiance à 95% sont supérieurs à .50, $gn = .545$, IC 95% = [.529, .561]. Afin de tester si l'estimation du paramètre g est supérieure à l'estimation du paramètre gn , nous avons testé l'adéquation d'un modèle où $gn = g$. Un tel modèle n'est pas en adéquation avec les données, $G^2(7) = 51.12$, $p = 8.699e-9$, suggérant que le paramètre g était supérieur au paramètre gn . Ce résultat est opposé à celui obtenu dans la condition 10 minutes, où l'estimation du paramètre gn était supérieure à celle du paramètre g .

Pour tester si les estimations des paramètres étaient différentes en fonction du délai (10 minutes ou 7 jours), nous avons testé l'adéquation de modèles où les paramètres étaient contraints à être égaux dans les deux conditions de délai, puis évalué si cette contrainte diminuait significativement l'adéquation du modèle aux données par rapport au modèle sans restriction.

Un modèle où le paramètre r est contraint à travers le délai n'est pas en adéquation aux données, $G^2(7) = 180.39$, $p = 1.612e-35$. L'adéquation est significativement moins bonne que dans le modèle sans restriction, $\Delta G^2(1) = 174.18$, $p = 9.051e-40$. Ainsi, le paramètre r était supérieur dans la tâche après 10 minutes par rapport à 7 jours après. Concernant le paramètre g , un modèle où il est contraint n'est pas en adéquation aux données, $G^2(7) = 84.53$, $p = 1.636e-15$, et cette adéquation est significativement moins bonne que dans le modèle non-restreint, $\Delta G^2(1) = 78.32$, $p = 8.769e-19$. Ce paramètre était supérieur dans la tâche après 7 jours que dans la tâche après 10 minutes. En revanche, contraindre le paramètre gn n'a pas significativement diminué l'adéquation du modèle par rapport à un modèle non-restreint, $\Delta G^2(1) = .43$, $p = .51$.

Discussion de l'Étude 6

Dans cette troisième et dernière étude du présent chapitre, nous avons analysé les données de Nadarevic et Erdfelder (2014, Exp. 2) dans laquelle les participants ont évalué la vérité d'affirmations dont la moitié a déjà été jugée 10 minutes avant et 7 jours avant. Ces données nous ont permis de tester l'idée selon laquelle augmenter le délai entre deux tâches de jugement de vérité devrait diminuer l'inertie de la réponse, soit la tendance à donner la même réponse que dans la tâche initiale de jugement de vérité. En s'ajoutant aux Études 2 et 3 (Chapitre 5) où nous nous sommes intéressés à la modulation de l'effet de vérité par le délai dans les procédures à un jugement, l'Étude 6 contribue à opposer les hypothèses de familiarité et de correspondance duale concernant leur prédiction d'une différence (ou non) d'effet modérateur du délai entre les procédures à un et à deux jugements de vérité. Les deux hypothèses prévoient toutes les deux les mêmes effets du délai dans la procédure à deux jugements (augmenter le délai devrait augmenter l'effet de vérité). Néanmoins, seule l'hypothèse de correspondance duale prévoit des effets opposés du délai entre les procédures à un et à deux jugements. De plus, seule l'hypothèse de correspondance duale fait explicitement de l'inertie de la réponse un modérateur de l'effet de vérité.

Nos résultats sont conformes à l'hypothèse posée : l'estimation de l'inertie de la réponse dans la condition avec 10 minutes de délai était supérieure à l'estimation obtenue dans

la condition avec 7 jours de délai. Ce résultat soutient l'idée que le souvenir de la première réponse diminue avec le temps, et contribue ainsi à expliquer pourquoi l'effet de vérité augmente avec le délai. L'hypothèse est ici que l'effet de vérité serait observé en l'absence du souvenir du premier jugement. Si tel est le cas, cela pose deux problèmes pour l'hypothèse de familiarité : (1) l'inertie de la réponse modérerait l'effet de vérité alors que ce n'est pas un modérateur explicitement considéré dans l'hypothèse de familiarité et (2) l'hypothèse de familiarité ne rend pas compte de l'effet de l'augmentation du délai, qui pourrait dépendre de la procédure : augmenter le délai diminuerait l'effet de vérité (ou du moins ne l'influencerait pas) dans les procédures à un jugement, tandis que cela l'augmenterait dans les procédures à deux jugements.

Les résultats ont aussi mis en évidence que le biais de réponse sur les affirmations répétées, g , semblait augmenter avec le délai. En condition 10 minutes, les participants présentaient une tendance à répondre « faux » sur les affirmations répétées en l'absence d'inertie de la réponse, tandis qu'ils avaient tendance à répondre « vrai » sur les affirmations répétées en condition 7 jours. Le délai a pu avoir le double effet de diminuer l'inertie de la réponse et d'augmenter un biais à répondre « vrai ». Ce résultat suggère qu'augmenter le délai pourrait donc augmenter l'effet de vérité d'une double façon : (1) en diminuant le souvenir de la réponse antérieure, supposément basé sur la recollection, et (2) même en l'absence de souvenir de la réponse antérieure, en modifiant le biais de réponse. Notons d'ailleurs que le biais de réponse pour les nouvelles affirmations, gn , n'a pas varié avec la condition de délai. Il apparaît dans cette étude que l'effet du délai n'est pas spécifique à un paramètre. Ainsi, la mesure avec laquelle l'inertie de la réponse et le biais de réponse capturé ici (qui résulte de la contribution de différents processus non spécifiés) sont séparables n'est pas connue.

Discussion générale des Études 4, 5, et 6

Nous avons appliqué un modèle simple de l'inertie de la réponse à trois jeux de données existants d'études réalisées avec une procédure à deux jugements. Les analyses ont montré que le modèle est en adéquation aux données, permettant ainsi d'en estimer les paramètres. Dans les trois conditions avec un bref délai (10 minutes entre les deux tâches de jugement de vérité), les estimations des processus étaient très proches, montrant la fiabilité des mesures obtenues à travers les jeux de données. Les estimations de l'inertie de la réponse suggèrent que sa contribution à la performance dans la deuxième tâche de jugement de vérité était élevée. Les participants avaient donc bien tendance à se conformer à leur premier jugement de vérité,

expliquant pourquoi Nadarevic (2007) et Nadarevic et Erdfelder (2014) n'ont pas mis en évidence l'effet de vérité avec un bref délai.

Au-delà de l'effet de l'inertie de la réponse, les estimations des paramètres g montrent un effet surprenant. En l'absence d'inertie de la réponse et avec un bref délai, les participants n'ont pas présenté de biais de réponse sur les affirmations répétées (Études 4 et 5), ou ont eu tendance à les juger comme fausses (Étude 6), alors qu'ils ont eu tendance à juger les nouvelles affirmations comme vraies dans les trois études. Ce résultat constitue une tendance vers un effet de vérité inversé en l'absence d'inertie de la réponse lorsque le délai est bref. Ce résultat, que nous n'attendions pas, nous paraît difficile à expliquer rétrospectivement. Les processus psychologiques capturés par le paramètre g ne sont pas clairs, car ils subsument toutes les influences sur le jugement de vérité d'affirmations répétées qui ne résultent pas de l'inertie de la réponse. Nous revenons sur ce point plus loin dans la discussion.

L'estimation de l'inertie de la réponse était inférieure avec un délai long par rapport à un délai court. Comme nous l'avons proposé, ce résultat suggère qu'augmenter le délai pourrait diminuer l'inertie de la réponse à travers une diminution de la recollection. Les participants se souviendraient moins bien de leur première réponse lorsqu'un deuxième jugement de vérité est à réaliser 7 jours après plutôt que 10 minutes après, et ainsi se conformeraient moins à leur réponse initiale.

Le paramètre g a également varié avec le délai, mais dans la direction opposée au paramètre r d'inertie de la réponse. Alors qu'un long délai était associé à une moindre inertie de la réponse qu'un délai bref, le paramètre g était plus élevé avec un délai long plutôt que bref. Avec un délai bref, le paramètre g tendait à être inférieur à gn (la tendance à dire « vrai » sur les affirmations nouvelles), tandis qu'il lui était supérieur avec un long délai. Ce résultat montre une probabilité de répondre « vrai » en l'absence d'inertie de la réponse supérieure sur des affirmations répétées plutôt que nouvelles uniquement dans un délai long. La supériorité du paramètre g par rapport à gn capture l'effet de vérité en l'absence d'inertie de la réponse, sans que nous puissions, dans notre modèle actuel, préciser les processus impliqués dans l'effet.

Augmenter le délai a ainsi à la fois diminué l'inertie de la réponse, qui serait basée sur la recollection, et augmenté le biais à répondre « vrai » pour les affirmations répétées. Le biais de réponse pour les nouvelles affirmations (gn) n'a pas varié avec le délai. Le délai pourrait donc influencer les processus impliqués dans l'effet de vérité des procédures à deux jugements au-delà de ce que nous envisageons, car nous ne nous attendions pas à ce que le biais de réponse g augmente avec le délai. Comme nous avons commencé de le dire, nous ne pouvons pas identifier ici les processus indexés par le biais de réponse g ; identifier pourquoi il a augmenté

avec le délai s'avère donc délicat. Ce que nous pouvons conclure, c'est que nous n'avons pas mis en évidence d'effet spécifique du délai sur un seul paramètre (car r et g ont varié avec le délai). La mesure avec laquelle l'inertie de la réponse et le biais de réponse sont séparables n'est pas connue, et des études visant à les séparer seraient utiles (nous revenons sur ce point en Discussion générale du travail de thèse).

Au niveau théorique général, montrer qu'un modèle intégrant un paramètre d'inertie de la réponse est en adéquation aux données et qu'une manipulation expérimentale influence ce paramètre a au moins deux implications. La première, c'est que le modèle de l'effet de vérité d'Unkelbach et Stahl (2009) pourrait être incomplet malgré sa vision compréhensive. En effet, le modèle n'intègre pas de paramètre d'inertie de la réponse, faisant qu'il est probable qu'il ne soit pas en adéquation aux données d'une procédure à deux jugements. Pour des études futures de l'effet de vérité dans les procédures à deux jugements, nous recommandons d'utiliser comme base un modèle d'inertie de la réponse tel que celui que nous proposons et d'y intégrer des paramètres supplémentaires afin d'obtenir une vision plus fine des processus impliqués.

Une deuxième implication concerne l'hypothèse de correspondance duale : celle-ci prévoit que la familiarité et la recollection de l'item médiatisent l'effet de vérité quand la recollection du contexte ne délivre pas d'indice de vérité à travers la recollection de la crédibilité de la source ou à travers la recollection d'un jugement antérieur. Quand la recollection permet de récupérer des indices de vérité, dégrader la recollection devrait augmenter l'effet de vérité. En quantifiant ici l'inertie de la réponse et en suggérant qu'augmenter le délai diminue cette inertie et augmente l'effet de vérité, nos analyses soutiennent la prédiction dérivée de l'hypothèse. Le fait qu'augmenter le délai augmente l'effet de vérité dans les procédures à deux jugements mais semble le diminuer ou du moins ne pas l'influencer dans les procédures à un jugement (Chapitre 5), va également dans le sens de l'hypothèse de correspondance duale, car elle prévoit que dégrader la recollection de l'item (e.g., en augmentant le délai) devrait diminuer l'effet de vérité dans une procédure à un jugement.

Néanmoins, et c'est un autre point important, l'hypothèse de correspondance duale ne rend pas bien compte de l'augmentation du biais de réponse g avec le délai, alors que l'hypothèse de familiarité pourrait mieux l'accommoder. Supposons que le paramètre g capture à la fois la familiarité et la recollection de l'item. Sous l'hypothèse de familiarité, la familiarité devrait soutenir une réponse « vrai » en l'absence de recollection, tandis que sous l'hypothèse de correspondance duale, la familiarité comme la recollection de l'item soutiennent une réponse « vrai ». Augmenter le délai pourrait dégrader la recollection de la première réponse

(paramètre r) et dégrader la recollection de l'item, et donc diminuer l'influence de cette recollection sur g . Ainsi, si g est moins élevé avec un bref délai qu'avec un délai long, ce pourrait être car la recollection s'opposant à la familiarité est plus élevée avec un bref délai. Augmenter le délai dégraderait la recollection, et la familiarité non opposée par la recollection soutiendrait une réponse « vrai ». Cette mécanique rendrait compte du fait que le paramètre g montre une probabilité de réponse « vrai » plus élevée pour les affirmations répétées plutôt que nouvelles uniquement avec un long délai. En outre, cette façon de lire le résultat est compatible avec le fait que l'inertie de la réponse comme le paramètre g aient varié avec le délai, car nous supposons que la recollection, sous ses différentes formes, se dégrade avec l'augmentation du délai.

Ce résultat, s'il venait à être confirmé, constituerait un soutien fort pour l'hypothèse de familiarité, car la recollection de la première réponse comme la recollection de l'item s'opposeraient à l'attribution incorrecte de la familiarité à la vérité des affirmations. L'effet du délai mis en évidence dans la procédure à un jugement constitue cependant un contre-argument. En effet, si dégrader la recollection augmente l'effet de vérité en l'absence d'inertie de la réponse, ce devrait également être le cas dans la procédure à un jugement. Or, nous n'avons pas mis en évidence cet effet (Chapitre 5). Des études de l'interaction entre la procédure (un ou deux jugements) et le délai entre les tâches, couplées à l'utilisation de modèles multinomiaux, contribueront à identifier (1) si le délai agit de la même façon sur l'effet de vérité dans les procédures à un et à deux jugements (en l'état nous suggérons que non), (2) à travers quels processus et (3) quelle hypothèse est la mieux soutenue.

Nous devons reconnaître des limites au travail présenté dans ce chapitre. Du fait des caractéristiques des études analysées (Nadarevic, 2007 ; Nadarevic & Erdfelder, 2014), nous avons analysé deux jeux de données où le délai était de 10 minutes et un jeu de données où le délai était manipulé (10 minutes vs 7 jours). Ainsi, nous n'avons qu'une comparaison directe (Étude 6) des variations de l'inertie de la réponse en fonction du délai, et une seule estimation lorsque le délai est long (contre trois, très proches, lorsqu'il est bref). En outre, nous avons recodé les réponses données par les participants sur des échelles de Likert en réponses binaires. La raison en est que les modélisations d'arbres de traitement servent à modéliser les processus latents impliqués dans des réponses catégorielles, ce qui n'inclue pas à notre connaissance l'usage d'échelles de Likert. Ainsi, si les réponses d'un participant pour des affirmations répétées ont varié entre les deux tâches de jugement de vérité, mais sont restées du même côté de l'échelle (e.g., répondre « Probablement vrai » au premier jugement puis « Certainement

vrai » au deuxième), ces variations auront été masquées dans les analyses. Dans un tel cas, nous avons considéré la réponse comme invariable (reflétant de l'inertie), alors qu'elle a, dans les faits, varié. Nous reconnaissons que c'est une limite au travail réalisé, mais ne pensons pas qu'elle est centrale, pour deux raisons. Tout d'abord, les jugements de vérité sur une échelle de Likert capturent à la fois le jugement de vérité et la confiance que le participant lui attribue. Recoder les réponses en « vrai/faux » conserve la dimension qui nous intéresse ici (le jugement de vérité) tout en évacuant des analyses la confiance accordée au jugement. La deuxième est que, si nous voulons appliquer des modélisations d'arbres de traitement de l'effet de vérité dans une procédure à deux jugements, nous proposerons nécessairement des tâches de jugement de vérité binaires. Nous ne pensons pas que proposer un format de réponse type Likert ou binaire influence la polarité du jugement, et si tel est bien le cas, dichotomiser des réponses à une échelle de Likert ne devrait pas déformer les conclusions produites. De nouveaux tests du modèle d'inertie de la réponse dans des études où les réponses aux tâches de jugement de vérité sont dichotomiques dès l'étude et pas uniquement dans les analyses seront utiles pour évaluer dans quelle mesure les résultats que nous avons mis en évidence sont robustes à des variations dans les méthodes employées.

Conclusion du Chapitre 6

Dans le présent chapitre, nous avons analysé trois études de l'effet de vérité utilisant des procédures à deux jugements dans l'optique d'estimer la contribution de l'inertie de la réponse à la performance dans la deuxième tâche de jugement de vérité. Les résultats suggèrent qu'augmenter le délai augmente l'effet de vérité à la fois en diminuant l'inertie de la réponse et en augmentant le biais à répondre « vrai » aux affirmations répétées en l'absence d'inertie de la réponse. Ces résultats appellent deux conclusions. Pour mieux comprendre les processus impliqués dans l'effet de vérité des procédures à deux jugements (et par contraste, également des procédures à un jugement), il serait utile de systématiquement modéliser l'inertie de la réponse dans les procédures à deux jugements et ses effets sur l'effet de vérité. Notre hypothèse de correspondance duale – qui lui attribue un rôle modérateur dans l'effet de vérité, et notre modèle d'arbres de traitement – qui permet d'estimer l'inertie de la réponse, sont deux exemples de prise en compte de l'inertie de la réponse. La deuxième conclusion est qu'augmenter le délai ne semble pas avoir les mêmes effets sur l'effet de vérité dans les procédures à un et à deux jugements, et ce résultat n'est pas directement explicable par l'hypothèse de familiarité. Cette hypothèse rend néanmoins mieux compte que l'hypothèse de

correspondance duale de l'augmentation inattendue du biais de réponse pour les affirmations répétées avec un long délai. Dans la Discussion générale du travail de thèse, nous suggérons des études pour adresser les limites des analyses présentées dans ce chapitre et pour mieux comprendre les processus de l'effet de vérité dans les procédures à deux jugements.

Dans ce chapitre, nous avons vu que...

- Dans les **procédures à deux jugements**, l'effet de vérité n'a parfois pas été répliqué dans des conditions pourtant comparables à celles où l'effet de vérité a été mis en évidence dans des **procédures à un jugement**. Une explication de ce résultat est l'**inertie de la réponse** : dans la deuxième tâche de jugement de vérité d'une procédure à deux jugements, les **individus pourraient se conformer à leurs premiers jugements, s'ils s'en souviennent** – processus qui ne serait pas retrouvé dans les **procédures à un jugement**.

- L'**inertie de la réponse**, pourrait être basée sur la **recollection du premier jugement**, car le jugement constitue un élément contextuel généré au moment de la lecture. **Toute manipulation supposée dégrader la recollection (e.g., augmenter le délai) devrait ainsi diminuer l'inertie de la réponse, augmentant l'effet de vérité**. Ce résultat est explicable à la fois par l'hypothèse de familiarité et par l'hypothèse de correspondance duale.

- L'hypothèse de correspondance duale présente l'avantage d'expliquer pourquoi le délai pourrait se comporter différemment en fonction de la procédure (augmenter le délai diminuerait ou n'influencerait pas l'effet de vérité dans une procédure à un jugement, mais augmenterait l'effet de vérité dans une procédure à deux jugements), contrairement à l'hypothèse de familiarité, pour laquelle augmenter le délai devrait augmenter l'effet de vérité dans les deux procédures.

- À notre connaissance, l'**inertie de la réponse n'a pas été directement estimée**. L'hypothèse de familiarité ne la spécifie pas comme un modérateur, et le modèle multinomial d'arbres de traitement de l'effet de vérité n'en fait pas un paramètre. **Estimer l'inertie de la réponse est pourtant important pour spécifier les processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité et évaluer la performance des hypothèses de familiarité et de correspondance duale**.

- Reprenant des **données existantes issues de procédures à deux jugements** (Nadarevic, 2007 ; Nadarevic & Erdfelder, 2014) nous avons appliqué un **modèle simple de l'effet de vérité intégrant un paramètre d'inertie de la réponse et des biais à répondre « vrai » pour les affirmations répétées et nouvelles** (<https://osf.io/w72g5/>). Notre objectif était d'évaluer l'adéquation du modèle aux données et d'estimer l'inertie de la réponse avec un **bref délai** (10 minutes) et un **délai élevé** (7 jours) entre les deux tâches de jugement de vérité.

- Le modèle est en adéquation aux données. Les estimations fournies avec un **bref délai** montrent une **large contribution de l'inertie de la réponse dans les réponses à la deuxième tâche de jugement de vérité**. Avec un **délai plus long**, l'estimation de l'inertie de la réponse était **moindre qu'avec un délai bref, soutenant l'idée selon laquelle l'inertie de la réponse est basée sur la recollection du premier jugement**. Les participants n'ont présenté un **biais de réponse vers un jugement « vrai » sur les affirmations répétées** (paramètre g) **qu'après un long délai**, car le biais n'était pas différent du hasard après un bref délai, voire allait vers une plus large proportion de jugements « faux ». Aucun effet du délai n'a été mis en évidence sur le biais de réponse des nouvelles affirmations.

- Un **même facteur** (le délai) **influençant deux paramètres, il est difficile de dire en l'état si les deux paramètres peuvent varier séparément**. L'hypothèse de familiarité peut accommoder l'augmentation du paramètre g avec le délai, mais reste le problème de l'effet opposé ou absent du délai dans les procédures à un jugement.

- Nos analyses soulignent l'**intérêt de modéliser les effets de l'inertie de la réponse dans les procédures à deux jugements**. L'augmentation du paramètre g avec le délai invite à des études visant à mieux comprendre pourquoi il augmente, et si ce paramètre est séparable de l'inertie de la réponse.

Chapitre 7

L’effet de vérité se généralise-t-il aux théories du complot ?³⁴

Dans les précédents chapitres, nous avons adressé la question des processus de mémoire impliqués dans l’effet de vérité, que ce soit dans une procédure à un jugement avec des recueils expérimentaux originaux (Chapitres 4 et 5) ou à deux jugements à travers l’application d’un modèle multinomial d’arbres de traitement à des données existantes (Chapitre 6). Dans ce dernier chapitre, nous adressons le problème de l’effet de vérité en lien avec l’enjeu sociétal que représente l’adhésion aux théories du complot. Reprenant des éléments présentés dans le Chapitre 3, nous présentons dans un premier temps les enjeux et les raisons de supposer que l’effet de vérité pourrait exister avec des affirmations conspirationnistes. Nous décrivons ensuite et discutons nos analyses de deux enquêtes conduites par l’Institut Français d’Opinion Publique (IFOP) sur le conspirationnisme dans l’opinion publique française (2017, 2019), dans lesquelles nous voyons une façon d’approximer l’effet de vérité. Ces études nous offrent une occasion supplémentaire de discuter les processus de mémoire de cet effet de vérité, bien que ce ne soit pas leur objectif premier. Contrairement aux Études 1 à 6, nous n’avons pas partagé les données ni nos scripts d’analyses des Études 7 et 8 car nous avons signé une clause de confidentialité pour accéder aux données.

Internet, la diffusion des fausses informations et leur adhésion

Internet rend l’accès aux informations rapide, peu coûteux et aisé. Avec les réseaux sociaux (e.g., Facebook, Twitter), les sites de partage de vidéos (e.g., YouTube) et les blogs, virtuellement n’importe qui peut produire de l’information. Alors que la prolifération d’informations a des avantages (e.g., un accès quasi instantané à des informations sur des événements en cours), elle présente aussi des inconvénients (Hills, 2019). L’un d’eux est l’inexactitude des informations (Marsh & Rajaram, 2019), car les informations peuvent être produites et partagées sans égard quant à leur vérité. La prolifération des fausses informations, qu’elles soient par exemples des théories du complot, des *fake news*, des rumeurs ou des canulars, est un problème sérieux quand on considère son possible impact sur les pratiques de santé (Oliver & Wood, 2014 ; van Prooijen & Douglas, 2018 ; Thorburn & Bogart, 2005 ; Stein, 2007).

³⁴ Ce chapitre est basé sur un manuscrit de travail disponible sur PsyArXiv : <https://psyarxiv.com/tf76n/>.

Comprendre comment les individus croient des fausses informations est un problème critique à la fois théorique et appliqué. Le cas des croyances aux théories du complot (i.e., conspirationnisme) est particulièrement pertinent en ce qu'elles représentent une préoccupation sociale majeure accompagnée d'une littérature psychologique grandissante (Goreis & Voracek, 2019). Le conspirationnisme désigne la croyance en « un vaste réseau international de conspiration insidieux et conçu pour perpétrer des actions diaboliques » (Hofstadter, 1966, p. 14) et est particulièrement utilisé pour expliquer des événements socio-politiques (Douglas et al., 2019).

Dans le présent chapitre, nous suggérons et fournissons un soutien initial à l'idée selon laquelle l'exposition répétée pourrait générer un effet de vérité avec des affirmations conspirationnistes. Nous discutons tout d'abord pourquoi l'effet de vérité pourrait expliquer une partie du conspirationnisme et comment un tel effet serait informatif concernant les conditions nécessaires pour obtenir l'effet de vérité. Soutenant l'idée de conspirationnisme induit par la répétition, nous présentons et discutons ensuite nos analyses de deux enquêtes à grande échelle du conspirationnisme conduites avec des échantillons représentatifs de la population française (IFOP, 2017, 2019).

Un effet de vérité avec des affirmations conspirationnistes ? La question de la généralisation de l'effet de vérité au-delà du matériel typique

La recherche sur le conspirationnisme en est encore à ses débuts (Goreis & Voracek, 2019 ; van Prooijen & Douglas, 2018). La plupart des études se sont centrées sur des différences individuelles qui pourraient expliquer le conspirationnisme (e.g., style cognitif intuitif vs analytique, Swami, Voracek, Stieger, Tran, & Furnham, 2014 ; croyance au finalisme, Wagner-Egger, Delouée, Gauvrit, & Dieguez, 2015 ; paranoïa, Brotherton & Eser, 2015 ; personnalité, Swami et al., 2011). Cependant, étant donnée l'omniprésence du conspirationnisme, les différences individuelles peuvent ne pas être les seuls facteurs qui méritent d'être étudiés. Des recherches ont également identifié des motivations au conspirationnisme, à savoir des motivations épistémiques (i.e., désir de compréhension, d'exactitude, de certitude subjective), existentielles (i.e., désir de contrôle et de sécurité) et sociales (i.e., désir de maintenir une image positive de soi ou du groupe). Les individus pourraient voir les théories du complot comme un moyen de satisfaire ces motivations sociales et être attirés par elles (Douglas et al., 2019 ; Douglas, Sutton, & Cichocka, 2017). Au-delà des différences individuelles et des motivations sociales, l'étude de facteurs contextuels est plus rare et nous en savons peu sur les processus cognitifs génériques impliqués dans l'adhésion aux théories du complot.

Un de ces facteurs pourrait être l'exposition répétée aux théories du complot, générant un effet de vérité. Point important pour notre propos, l'effet de vérité a également été trouvé avec une exposition perçue (les affirmations sont reconnues comme anciennes ou non) plutôt que réelle (les affirmations sont effectivement répétées ou pas ; Bacon, 1979 ; Begg & Armour, 1991 ; Brown & Nix, 1996 ; Garcia-Marques, Silva, & Mello, 2017).

Dans l'étude de l'effet de vérité, les affirmations sont habituellement sélectionnées pour être ambiguës quant à leur vérité objective, car elles sont plausibles mais incertaines (e.g., « Les émeraudes présentent des cassures conchoïdales. », Unkelbach & Rom, 2017). Ces affirmations sont aussi typiquement factuelles, non-émotionnelles, et non-sociales puisqu'elles décrivent un état possible du monde. Cette précaution permet d'estimer l'effet de vérité tout en minimisant des influences possibles des connaissances antérieures. Une idée communément acceptée est que l'ambiguïté de vérité est nécessaire à l'obtention de l'effet de vérité. Par exemple, Dechêne et al. (2010) ont déclaré que les affirmations devaient être ambiguës car sinon les individus utiliseraient leurs connaissances antérieures pour former un jugement. Unkelbach et Stahl (2009) ont formellement implémenté cette hypothèse dans leur modèle de l'effet de vérité (voir Chapitre 3), et leurs données étaient en adéquation avec leur modèle. Ces auteurs ont raisonné sous l'idée que la répétition est utilisée comme un indice de vérité quand des indices plus diagnostics ne sont pas disponibles.

Des études ont commencé à questionner cette idée. Unkelbach et Greifeneder (2018) ont montré l'effet de vérité même quand des informations sur la vérité des affirmations étaient disponibles au moment du jugement de vérité. Par ailleurs, Fazio, Brashier, Payne, et Marsh (2015 ; voir aussi Fazio, 2020) ont répliqué l'effet de vérité avec des affirmations pourtant connues comme fausses par les participants. Ils ont proposé un modèle de l'effet de vérité dans lequel les connaissances antérieures ne sont pas une condition à l'apparition de l'effet de vérité, modèle plus en adéquation avec les données que ne l'est une version du modèle d'Unkelbach et Stahl (2009). Fazio, Rand, et Pennycook (2019) ont montré que la répétition augmentait la croyance dans toutes les affirmations de la même façon indépendamment de leur plausibilité. Cette dernière étude suggère que même des affirmations invraisemblables deviendront plus plausibles avec suffisamment de répétitions.

Les théories du complot sont invraisemblables car elles impliquent de vastes réseaux d'acteurs avec peu voire pas de fuite d'informations. En outre, les théories du complot sont émotionnelles et sociales (van Prooijen & Douglas, 2018), deux propriétés qui manquent aux affirmations communément utilisées dans l'étude de l'effet de vérité (pour des exceptions, voir Arkes, Hackett, & Bohem, 1989, pour l'utilisation d'opinions socio-politiques ; voir

Pennycook, Cannon, & Rand, 2018, pour l'utilisation de *fake news*). Savoir si l'effet de vérité est répliquable avec des affirmations conspirationnistes constituerait un indicateur utile de la généralité de l'effet de vérité. De plus, des travaux sur le conspirationnisme ont rapporté des résultats consistants avec la possibilité d'une augmentation de la croyance due à la répétition, montrant que l'exposition aux théories du complot augmente leur acceptation (Douglas & Sutton, 2008 ; Jolley & Douglas, 2014b ; van der Linden, 2015). Par exemple, Jolley et Douglas (2014b) ont montré que l'exposition aux théories du complot diminue l'intention de s'engager en politique et de réduire son empreinte carbone. La croyance (ou l'accord) n'a pas été mesurée directement dans cette étude, et les participants n'ont pas été exposés à plusieurs affirmations. Cependant, ce type de résultats est consistant avec l'idée d'une augmentation de la croyance due à la répétition.

Un premier test de l'effet de vérité avec des affirmations conspirationnistes

Afin de fournir un premier test de l'idée selon laquelle l'adhésion à des affirmations conspirationnistes pourrait augmenter avec la répétition, nous avons analysé les données de deux enquêtes sur le conspirationnisme dans des échantillons représentatifs de la population française (IFOP, 2017, 2019). Dans les deux enquêtes, plus de 1200 participants ont indiqué s'ils avaient déjà vu ou non 10 affirmations conspirationnistes fréquentes, correspondant à des théories du complot largement diffusées (e.g., « Les Américains ne sont jamais allés sur la lune et la NASA a fabriqué des fausses preuves et de fausses images de l'atterrissage de la mission Apollo sur la lune »). Les participants ont également indiqué s'ils étaient d'accord ou non avec ces affirmations, nous permettant d'analyser l'adhésion conditionnellement à la reconnaissance perçue.

Nous avons estimé que s'il y a effectivement un effet de la répétition sur le jugement de vérité, alors les individus devraient plus croire à des affirmations conspirationnistes lorsqu'ils les reconnaissent comme déjà vues que lorsqu'ils les considèrent comme nouvelles. En plus, nous avons exploré si cette estimation de l'effet de vérité pouvait varier en fonction de la tendance individuelle au conspirationnisme, telle qu'estimée avec les croyances concernant le niveau de compromission du gouvernement Français dans les attentats de janvier 2015 (Étude 7) et avec une échelle validée, le Questionnaire de Mentalité Conspirationniste (Bruder, Haffke, Nouripanah, & Imhoff, 2013) (Étude 8).

Le problème des processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité (abordé dans les précédents chapitres) trouve un écho dans les analyses des enquêtes de l'IFOP que nous avons réalisées. Trouver un « effet de vérité » dans les deux enquêtes conduites par l'IFOP

implique que des affirmations (supposément déjà vues) peuvent à la fois être attribuées à une exposition antérieure et être jugées plus vraies que des affirmations non reconnues (supposément nouvelles), et ce quel que soit l'ordre des tâches de reconnaissance et d'adhésion (les deux enquêtes ont utilisé un ordre différent, voir les parties Mesures des Études 7 et 8). Or, l'hypothèse de familiarité spécifie justement que l'effet de vérité résulte de la familiarité incorrectement attribuée à la vérité (vérité ici estimée par l'adhésion) plutôt qu'à l'exposition antérieure. Si des affirmations déjà vues peuvent à la fois être attribuées à l'exposition antérieure et être jugées plus vraies que des affirmations non reconnues (et c'est ce que nous trouvons), c'est un résultat que l'hypothèse de familiarité n'accomode qu'à la condition où la familiarité en l'absence de recollection sous-tend la reconnaissance. Pour l'hypothèse de correspondance duale, reconnaître des affirmations déjà vues tout en les jugeant plus vraies que des nouvelles ne pose pas de problème, car la recollection comme la familiarité (en l'absence ou non de recollection) sont supposées médiatiser l'effet de vérité. Dans le présent chapitre, nous ne pouvons pas estimer dans quelle mesure la familiarité et la recollection sont impliquées dans la reconnaissance des affirmations. Les études que nous présentons ne permettent pas d'opposer les deux hypothèses (comme nous avons tenté de le faire dans les précédents chapitres) ; elles montrent en revanche que l'hypothèse de familiarité comme l'hypothèse de correspondance duale peuvent rendre compte d'un effet de vérité approximé avec des affirmations attribuées à une exposition antérieure.

Avant de présenter les études et leurs résultats, anticipons deux critiques. Tout d'abord, les analyses rapportées sont corrélationnelles, puisque les enquêtes de l'IFOP n'ont pas manipulé des conditions expérimentales. Comme mentionné avant, les participants ont rapporté s'ils avaient déjà vu ou non les affirmations avant l'enquête. Nous avons pris ces réponses comme proxy de l'exposition (répétée) réelle. Deuxièmement, les participants n'ont pas jugé la vérité des affirmations, mais indiqué s'ils étaient d'accord avec celles-ci ou non. Bien que cette différence de consigne empêche une connexion directe aux études sur l'effet de vérité, nous n'avons pas de raison particulière de marquer une distinction claire entre les notions de vérité et de croyance dans la mesure où la croyance est une attitude propositionnelle qui implique un jugement de vérité. Malgré ces différences, nous pensons que les analyses réalisées avec les données des enquêtes de l'IFOP (2017, 2019) offrent une estimation de l'effet de vérité avec des affirmations conspirationnistes dans de larges échantillons qui pourraient être utiles à la fois pour les chercheurs sur le conspirationnisme et sur l'effet de vérité.

Étude 7

Échantillon

Nous avons analysé les données de l'enquête sur le conspirationnisme de l'IFOP (IFOP, 2017). 1252 participants adultes (53.51 femmes ; $M_{\text{âge}} = 44.55$ ans, $SD_{\text{âge}} = 18.54$) ont pris part à un questionnaire auto-administré entre le 19 décembre et le 20 décembre 2017. Une méthode des quotas par sexe, âge et activité a été utilisée pour créer un échantillon représentatif de la population française. Afin de calculer nos principales mesures, nous avons exclu 61.9% des données (critères d'exclusion décrits plus bas). L'échantillon final se compose de 775 participants (54.19% femmes ; $M_{\text{âge}} = 45.12$, $SD_{\text{âge}} = 18.42$) dont les caractéristiques sociodémographiques sont globalement similaires à celle de l'échantillon entier³⁵.

Mesures

Tâche de reconnaissance

Parmi les nombreux items utilisés dans l'enquête (e.g., sentiment de valorisation dans sa vie professionnelle ; moyen d'information principal sur l'actualité, voir IFOP, 2017), nous nous sommes centrés sur trois tâches. Tout d'abord, les participants ont indiqué s'ils avaient déjà vu dix affirmations conspirationnistes (voir Annexe D pour les affirmations) et une affirmation créationniste (« Dieu a créé l'homme il y a moins de 10 000 ans »), répondant « Déjà entendu » ou « Jamais entendu ». En utilisant uniquement les dix affirmations conspirationnistes, nous avons calculé les proportions de reconnaissance en prenant comme unité les participants d'une part (i.e., proportion d'affirmations qu'un participant a perçues comme étant déjà vues ou jamais vues) et les affirmations d'autre part (i.e., proportion de participants ayant perçu une affirmation donnée comme étant déjà vue ou jamais vues).

Tâche d'adhésion

Après la tâche de reconnaissance, les participants ont à nouveau vu les mêmes dix affirmations conspirationnistes (ainsi que l'affirmation créationniste) et ont indiqué s'ils adhéraient à chacune d'entre elles sur une échelle de Likert en 4 points (« Tout à fait d'accord » ; « Pas d'accord du tout »). Étant plus intéressés par l'adhésion que par le degré d'adhésion (comme c'est le cas dans toutes les études rapportées dans les Chapitres 4 à 6, et comme c'est

³⁵ Pour une comparaison des informations sociodémographiques entre les échantillons original et final, voir le Tableau E1 de l'Annexe E.

parfois fait dans les études de l'effet de vérité, pour un exemple voir Unkelbach & Rom, 2017), nous avons recodé les réponses d'adhésion en deux catégories : en accord (« Tout à fait d'accord » et « Plutôt d'accord ») et en désaccord (« Plutôt pas d'accord », « Pas d'accord du tout »). En nous centrant sur les dix affirmations conspirationnistes, nous avons calculé les proportions d'adhésion en prenant comme unité les participants d'une part (i.e., proportion d'affirmations avec lesquelles un participant était d'accord/pas d'accord) et les affirmations d'autre part (i.e., proportion de participants étant d'accord avec une affirmation donnée).

Score d' « effet de vérité » basé sur les participants

Pour chaque participant, nous avons également calculé les proportions d'adhésion conditionnées à la reconnaissance. La différence entre les deux proportions (proportions d'adhésion sur les affirmations reconnues comme déjà vues ; proportions d'adhésion sur les affirmations considérées nouvelles) est notre opérationnalisation de l'effet de vérité ; elle est donc décrite comme un score d'effet de vérité.

Tendance individuelle au conspirationnisme

Parmi les multiples items utilisés dans l'enquête, les participants ont également indiqué leur croyance concernant le niveau de compromission du gouvernement Français dans les attentats de janvier 2015. Les participants avaient trois choix de réponse (« Il est certain que ces attentats ont été planifiés et réalisés par des terroristes islamistes », $n = 587$; « Des zones d'ombre subsistent et ce n'est pas vraiment certain que ces attentats ont été planifiés et réalisés uniquement par des terroristes islamistes », $n = 171$; « Il s'agit d'une manipulation dans laquelle des services secrets ont joué un rôle déterminant », $n = 17$). Nous avons recodé les réponses en deux catégories : tendance au conspirationnisme sur les attentats terroristes de janvier 2015 ($n = 188$) et pas de tendance sur les attentats terroristes de janvier 2015 ($n = 587$). Nous avons considéré ces scores recodés comme des approximations grossières de la tendance individuelle au conspirationnisme. Cependant, les réponses étant données pour un événement spécifique, ces estimations sont au mieux un premier regard exploratoire sur les données, et seront améliorées avec l'utilisation du Questionnaire de Mentalité Conspirationniste (QMC, Bruder et al., 2013) dans l'Étude 8 (IFOP, 2019).

Critères d'exclusion

Afin d'estimer l'effet de vérité, nous pensons qu'il est nécessaire que les participants (1) aient reconnu comme déjà vues et comme nouvelles au moins deux affirmations et (2) soient

d'accord et en désaccord avec au moins une affirmation. L'effet de vérité est habituellement étudié avec plusieurs affirmations. Utiliser les réponses de participants n'ayant jamais reconnu comme déjà vue au moins une affirmation empêche le calcul d'un score d'effet de vérité, qui est habituellement la différence entre les jugements de vérité (ici, le score d'adhésion) sur les affirmations répétées et nouvelles. De plus, calculer un score d'effet de vérité lorsqu'une seule affirmation est reconnue comme déjà vue ou comme nouvelle confondrait l'effet d'une affirmation et l'effet de la catégorie de reconnaissance.

Étant donné que nous pouvons minimiser les effets des affirmations dans le calcul d'un score d'effet de vérité dès que deux affirmations sont reconnues comme étant déjà vues et nouvelles, nous avons exclu les données des participants qui reconnaissent comme étant déjà vues ou nouvelles moins de deux affirmations. Nous avons en outre exclu les données des participants qui n'étaient jamais d'accord ou en désaccord, parce que le calcul d'un score d'effet de vérité n'a alors pas de sens (il est de facto de 0).

Analyses

Tout d'abord, nous avons estimé la proportion de reconnaissance, la proportion d'adhésion et le score de l'effet de vérité. Nous avons réalisé un *t*-test à un échantillon avec 0 comme valeur de test pour tester si le score d'effet de vérité était significativement différent de 0. Nous avons également testé si les proportions de reconnaissance, d'adhésion et d'effet de vérité variaient selon la tendance au conspirationnisme. Pour ce faire, nous avons (1) réalisé des *t*-tests de Welch pour échantillons indépendants, (2) calculé les *d* de Cohen et leurs intervalles de confiance à 95 % pour estimer les tailles des effets et (3) calculé les facteurs Bayésiens par défaut (prior par défaut, $\sqrt{2}/2$), car ils sont plus informatifs que les statistiques fréquentistes pour quantifier le soutien pour l'hypothèse alternative contre l'hypothèse nulle (et inversement) (Aczel et al, 2018 ; Wagenmakers, Morey, & Lee, 2016).

Résultats

Globalement, les participants ont reconnu comme déjà vues un peu moins de 50% des affirmations ($M = .44$, $SD = .17$, IC 95% = [.424, .448]). Les participants ont adhéré à environ un tiers des affirmations ($M = .34$, $SD = .22$, IC 95% = [.328, .343]). L'effet de vérité était estimé à .46 ($SD = .32$, IC 95% = [.441, .487]). Comme l'indiquent clairement les intervalles de confiance à 95% excluant 0, l'effet de vérité était significativement supérieur à 0, $t(774) = 40.07$, $p < .001$, $d = 1.439$, IC d 95% = [1.339, 1.539], $BF_{10} = 7.91e+186$. Les Figures 7.1A et 7.1B montrent l'effet de vérité pour chaque affirmation et globalement. Très clairement, les

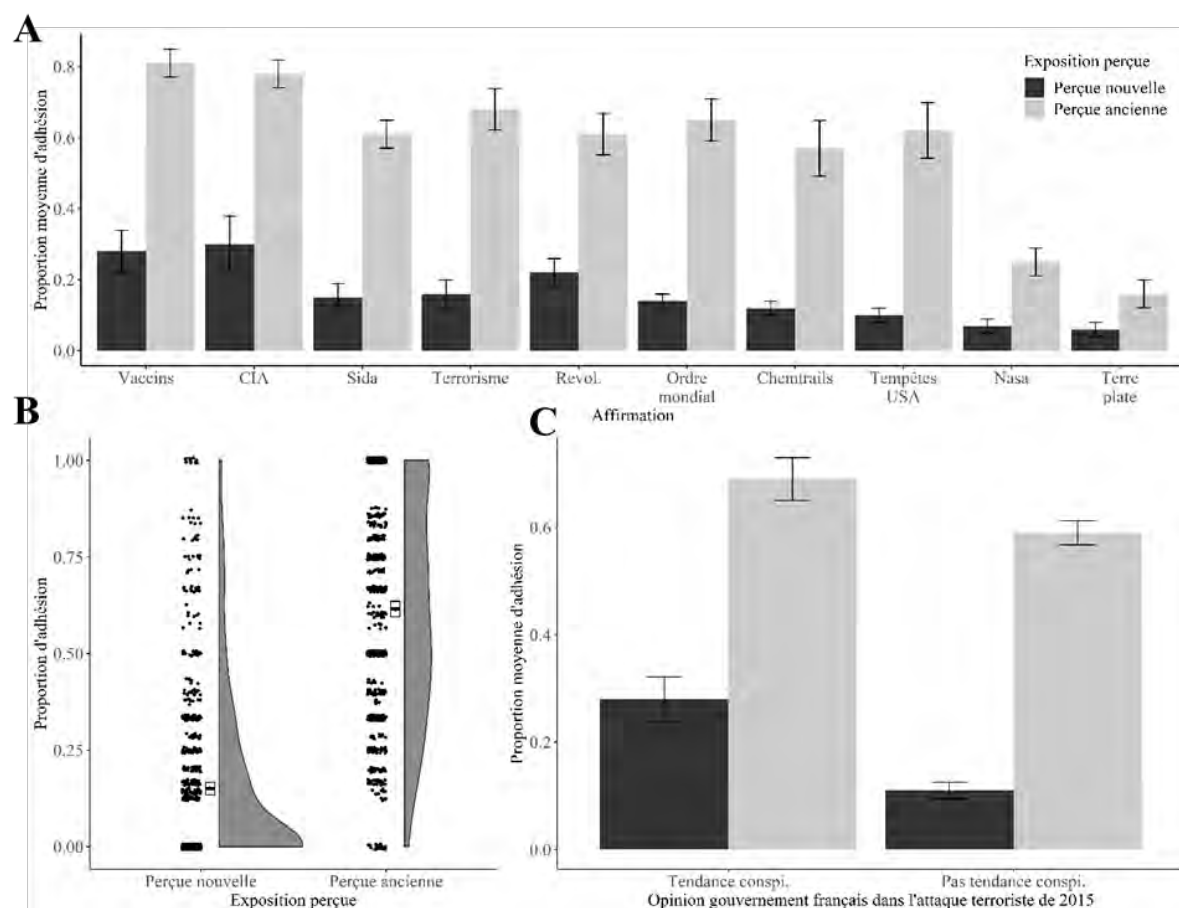


Figure 7.1. Proportion d'adhésion dans l'Étude 7 en fonction (A) de l'exposition perçue à chaque affirmation conspirationniste, (B) de l'exposition perçue (les boîtes sont les moyennes [barres noires] et les intervalles de confiance à 95% [limites des boîtes], les points sont les observations individuelles et les distributions sont les densités de probabilités), et (C) de l'exposition perçue et de la tendance au conspirationnisme sur les attentats de janvier 2015 en France (les barres d'erreur sont les intervalles de confiance à 95% dans les panels A et C).

participants ont reconnu une proportion importante d'affirmations conspirationnistes, ont adhéré à une partie d'entre elles et ont montré une adhésion plus large pour les affirmations lorsqu'ils les reconnaissaient comme déjà vues avant l'enquête que lorsqu'ils les considéraient comme nouvelles.

La tendance au conspirationnisme a-t-elle influencé ces résultats, et si oui dans quelle mesure ? Les participants présentant une tendance au conspirationnisme ont reconnu comme déjà vues plus d'affirmations que les autres participants, $t(304.16) = 3.53$, $p < .001$, $d = 0.299$, $ICd\ 95\% = [0.133, 0.465]$, $BF_{10} = 51.72$. Ils ont aussi adhéré à plus d'affirmations, $t(272.96) = 8.85$, $p < .001$, $d = 0.777$, $ICd\ 95\% = [0.6, 0.954]$, $BF_{10} = 1.56e+18$. Enfin, comme présenté

dans la Figure 7.1C, la tendance au conspirationnisme était associée à un effet de vérité plus petit, $t(279.78) = -2.12, p = .035, d = 0.185, ICd\ 95\% = [-0.019, 0.349], BF_{10} = 1.21$. Cependant, le facteur bayésien, très proche de 1, suggère que les données ne permettent pas de conclure à un meilleur soutien de l'hypothèse alternative par rapport à l'hypothèse nulle.

Discussion de l'Étude 7

Les analyses montrent clairement un effet de vérité, du moins à travers la façon dont nous l'avons approximé ici. Les participants ont adhéré à plus d'affirmations lorsqu'ils les reconnaissaient comme déjà vues que lorsqu'ils les considéraient comme nouvelles. En outre, la tendance au conspirationnisme, telle qu'approximée avec les croyances dans les attentats de janvier 2015, était associée à plus de reconnaissance, d'adhésion, et un soutien mitigé pour un effet de vérité diminué.

Deux limites restreignent nos conclusions. Tout d'abord, les participants ont réalisé la tâche de reconnaissance avant la tâche d'adhésion. Tous les participants ont ainsi été exposés à toutes les affirmations. Une partie de l'effet de vérité décrit ici pourrait résulter de cette exposition au cours de l'enquête, certaines affirmations ayant été vues à la fois avant et pendant l'enquête et d'autres pendant l'enquête seulement. Si c'est le cas, nous avons pu surestimer l'effet de vérité. Deuxièmement, la façon dont nous avons estimé la tendance au conspirationnisme est discutable, car l'opinion sur un événement spécifique ne peut pas être considérée comme représentant une tendance générale au conspirationnisme.

Pour répondre à ces problèmes, nous avons réalisé des analyses très similaires à celles présentées ici dans un autre jeu de données d'une enquête de l'IFOP (IFOP, 2019). Cette enquête a beaucoup de points communs avec celle utilisée pour l'Étude 7, tout en permettant de contourner les limites pointées.

Étude 8

Échantillon

Nous avons analysé les données de l'enquête sur le conspirationnisme de l'IFOP (IFOP, 2019). 1760 participants adultes (55.23% femmes; $M_{\text{âge}} = 48.84, SD_{\text{âge}} = 19.05$) ont pris part à un questionnaire auto-administré entre le 21 décembre et le 23 décembre 2018. Une méthode des quotas par sexe, âge et activité a été utilisée pour créer un échantillon représentatif de la population française. Afin de calculer nos principales mesures, nous avons exclu 57.78% des données (critères d'exclusion décrits plus bas). L'échantillon final se compose de 743 participants (51.82% femmes; $M_{\text{âge}} = 46.12, SD_{\text{âge}} = 18.39$) dont les caractéristiques

sociodémographiques sont globalement similaires à celle de l'échantillon entier, malgré quelques différences³⁶.

Mesures

Comme dans l'Étude 7, plusieurs items ont été utilisés dans l'enquête (e.g., moyen principal d'information sur l'actualité ; croyance dans le surnaturel, voir IFOP, 2019). Nos items cibles et nos mesures étaient les mêmes que ceux utilisés dans l'enquête de l'IFOP (2017), avec quatre exceptions. Premièrement, sur les dix affirmations conspirationnistes utilisées dans l'enquête, sept étaient différentes de celles utilisées dans l'Étude 7 (voir Annexe D pour les affirmations). Deuxièmement, les participants pouvaient choisir de ne pas répondre dans la tâche d'adhésion. Ainsi, le nombre d'affirmations disponibles pour chaque participant variait. Troisièmement, la tâche d'adhésion a été administrée avant la tâche de reconnaissance, contrairement à la procédure employée dans l'Étude 7. Quatrièmement, le Questionnaire de Mentalité Conspirationniste (QMC, Bruder et al., 2013) a été utilisé pour évaluer la tendance individuelle au conspirationnisme. Le QMC est un questionnaire composé de 5 items sur lesquels les participants ont indiqué s'ils étaient d'accord ou non avec des croyances génériques de complots (e.g., « Des événements qui, en apparence, ne semblent pas avoir de lien sont souvent le résultat d'activités secrètes ») avec une échelle de Likert en 4 points. Les participants pouvaient choisir de ne pas répondre. Le QMC a été validé (Bruder et al., 2013) et utilisé en français (Lantian, Muller, Nurra, & Douglas, 2016). Pour chaque participant, le score de QMC est la moyenne des réponses disponibles ($N = 740^{37}$). Dans la présente étude, le QMC ($M = 2.87$, $SD = .67$) avait une bonne fiabilité, comme estimée avec l'Omega de McDonald dans l'échantillon final ($\omega = .842$)

Critères d'exclusion

Les critères d'exclusion étaient les mêmes que dans l'Étude 7. Les participants devaient avoir reconnu comme déjà vues et comme nouvelles au moins deux affirmations et (2) être d'accord et en désaccord avec au moins une affirmation (pour plus d'informations, voir la sous-section Critères d'exclusion de l'Étude 7).

³⁶ Pour une comparaison des informations sociodémographiques et de la tendance au conspirationnisme entre les échantillons original et final, voir le Tableau E1 de l'Annexe E.

³⁷ Trois des 743 participants n'ont pas donné de réponse au Questionnaire de Mentalité Conspirationniste (QMC), et ont donc été exclus des analyses incluant le QMC.

Analyses

Tout d'abord, nous avons estimé la proportion de reconnaissance, la proportion d'adhésion et le score de l'effet de vérité. Nous avons réalisé un *t*-test à un échantillon avec 0 comme valeur de test pour tester si le score d'effet de vérité était significativement différent de 0. Nous avons également conduit une analyse de covariance (ANCOVA) afin d'estimer si l'effet de vérité était différent de 0 avec comme variable contrôle les scores au QMC. Cette analyse permet également de tester l'interaction entre l'exposition perçue et les scores au QMC sur l'adhésion. Nous avons ensuite testé si les proportions de reconnaissance, d'adhésion et d'effet de vérité variaient selon la tendance au conspirationnisme. Pour ce faire, nous avons réalisé des tests de corrélation entre les scores au QMC d'une part et les proportions de reconnaissance, d'adhésion et les scores d'effet de vérité d'autre part avec le coefficient *r* de Bravais-Pearson.

Résultats

Globalement, les participants ont reconnu et adhéré à un peu plus de 50% des affirmations (reconnaissance : $M = .52$, $SD = .17$, IC 95% = [.509, .535]; adhésion : $M = .48$, $SD = .22$, IC 95% = [.47, .50]). L'effet de vérité a été estimé à .16 ($SD = .30$, IC 95% = [.14, .18]). Les Figures 7.2A et 7.2B montrent l'effet de vérité pour chaque affirmation et globalement. Comme indiqué par les intervalles de confiance à 95% excluant 0, l'effet de vérité était significatif, $t(742) = 14.67$, $p < .001$, $d = 0.538$, ICd 95% = [0.461, 0.615], $BF_{10} = 3.16e+39$. Afin d'estimer si l'effet de vérité était encore significatif après avoir contrôlé la mentalité conspirationniste, nous avons réalisé une ANCOVA à mesures répétées avec les scores au QMC comme covariable, l'exposition perçue (déjà vue ; nouvelle) comme facteur et la proportion d'adhésion comme variable dépendante. En contrôlant les scores au QMC, l'effet de vérité était significatif, $F(1, 738) = 40.08$, $p < .001$, $\eta^2_G = .019$. L'interaction entre l'exposition perçue et les scores au QMC était également significative, $F(1, 738) = 101.49$, $p < .001$, $\eta^2_G = .047$.

Comme présenté dans la Figure 2C, la corrélation entre les scores au QMC et l'effet de vérité était significative, $r(738) = .348$, $p < .001$. Nous avons également trouvé une corrélation

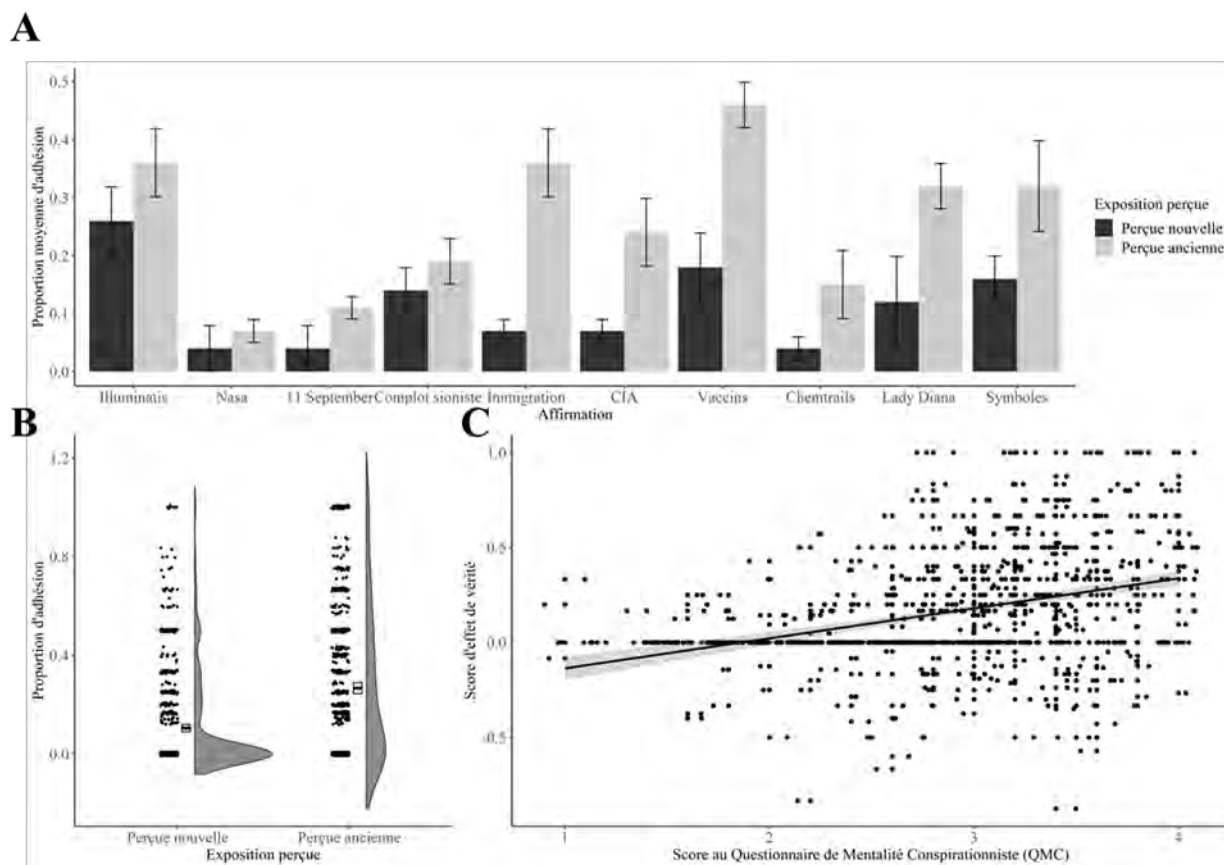


Figure 7.2. Proportion d'adhésion dans l'Étude 8 en fonction (A) de l'exposition perçue à chaque affirmation conspirationniste et (B) de l'exposition perçue (les boîtes sont les moyennes [barres noires] et les intervalles de confiance à 95% [limites des boîtes], les points sont les observations individuelles et les distributions sont les densités de probabilités). (C) Représente la relation entre les scores d'effet de vérité (différence entre les scores d'adhésion sur les affirmations reconnues comme déjà vues et celles perçues comme nouvelles) et les scores au Questionnaire de Mentalité Conspirationniste (QMC) (les points sont les observations individuelles, la ligne noire est la droite de régression linéaire et la zone grise correspond à son intervalle de confiance à 95%).

positive entre les scores au QMC et les proportions d'adhésion, $r(738) = .418, p < .001$ et une corrélation négative significative entre les scores au QMC et les proportions de reconnaissance, $r(738) = -.082, p = .025$.

Discussion de l'Étude 8

Conformément à l'Étude 7, les analyses montrent clairement un effet de vérité, mais nettement plus petit que celui trouvé dans l'Étude 7. En utilisant le Questionnaire de Mentalité

Conspirationniste (Bruder et al., 2013) comme façon plus fiable d'estimer la tendance individuelle au conspirationnisme, nous avons trouvé des résultats différents de ceux de l'Étude 7, où nous avons utilisé les croyances concernant les attentats de janvier 2015 en France. La mentalité conspirationniste était corrélée positivement à la fois avec l'effet de vérité et l'adhésion, mais négativement avec la reconnaissance. Contrôler la mentalité conspirationniste n'a pas annulé l'effet de vérité. Dans la discussion générale, nous allons considérer plus avant ces résultats et contextualiser plus généralement nos résultats à la fois dans la littérature sur le conspirationnisme et dans celle sur l'effet de vérité.

Discussion générale des Études 7 et 8

Nous avons présenté en quoi les études du conspirationnisme pourraient gagner à investiguer les effets de facteurs contextuels sur les croyances aux théories du complot. En ce sens, nous avons suggéré que l'exposition répétée pourrait être un de ces facteurs, conformément à l'effet de vérité, où la vérité perçue est plus élevée pour des affirmations répétées que pour des nouvelles. Étudier l'effet de vérité avec des théories du complot pourrait contribuer à expliquer plus avant le conspirationnisme, suggérant que l'effet de vérité peut se généraliser à des affirmations qui sont émotionnelles, sociales, et peu plausibles plutôt que non-émotionnelles, non-sociales et incertaines.

Afin de faire un premier pas dans cette direction, nous avons estimé l'effet de vérité à travers des analyses de deux enquêtes sur le conspirationnisme dans des échantillons représentatifs de la population française (IFOP, 2017, 2019). Dans ces enquêtes, les participants ont indiqué à la fois s'ils reconnaissaient des affirmations conspirationnistes comme déjà vues avant les enquêtes et s'ils y croyaient. Les analyses des deux enquêtes soutiennent un effet de vérité pour des affirmations conspirationnistes. Conformément à la possibilité d'un effet de la répétition sur le jugement de vérité même pour des affirmations conspirationnistes, les participants ont plus souvent cru à des affirmations conspirationnistes lorsqu'ils les reconnaissaient comme anciennes que lorsqu'ils les considéraient comme nouvelles. L'effet de vérité a été retrouvé dans les deux enquêtes, et était plus large dans l'Étude 7 où la reconnaissance était mesurée avant l'adhésion. Il convient de noter que les estimations de l'effet de vérité étaient très différentes entre les deux études : .46 (IC 95% = [.441, .487]) dans l'Étude 7 et .16 (IC 95% = [.14, .18]) dans l'Étude 8. Les données sont mitigées concernant une modération de l'effet de vérité par la tendance individuelle au conspirationnisme car une association positive a été trouvée dans l'Étude 8 mais l'inverse a été trouvé dans l'Étude 7, mais l'utilisation du Questionnaire de Mentalité Conspirationniste dans l'Étude 8, par ailleurs

validé, donne vraisemblablement des résultats plus fiables que l'Étude 7, où nous avons construit un indicateur sur la base de l'opinion exprimée sur un événement spécifique (attentats de janvier 2015).

Des résultats soutenant l'existence de l'effet de vérité sont informatifs au regard de la discussion des caractéristiques du matériel supposées nécessaires pour obtenir l'effet de vérité. L'effet de vérité est couramment présenté comme conditionné à l'absence de connaissances antérieures sur les affirmations, en d'autres termes si les affirmations sont suffisamment plausibles pour pouvoir être vraies, mais qu'il reste difficile de les juger comme vraies ou fausses. Cependant, des études récentes ont trouvé l'effet de vérité avec des affirmations connues comme fausses (Fazio et al., 2015) ainsi qu'avec des *fake news* (Pennycook et al., 2018). Nos résultats suggèrent la possibilité d'un mécanisme d'adhésion aux théories du complot basé sur la répétition. Les théories du complot étant émotionnelles et sociales (van Prooijen & Douglas, 2018), les résultats suggèrent également que l'effet de vérité pourrait être répliqué avec des affirmations substantiellement différentes des affirmations non-émotionnelles et non-sociales couramment utilisées dans les études de l'effet de vérité.

Nous spéculons que la différence des estimations de l'effet de vérité observées entre les deux études pourrait résulter des différences dans la collecte des données. Dans l'Étude 7, les participants ont tout d'abord réalisé la tâche de reconnaissance et ensuite la tâche d'adhésion ; l'inverse a été fait dans l'Étude 8. L'Étude 7 a ainsi pu augmenter l'effet de vérité en exposant tout d'abord tous les participants aux affirmations avant de leur demander s'ils y adhéraient.

Nous avons essayé d'estimer si l'effet de vérité variait en fonction de la tendance individuelle au conspirationnisme. Dans l'Étude 7, nous avons estimé cette tendance avec les croyances concernant les attentats de janvier 2015, et dans l'Étude 8, nous avons utilisé le Questionnaire de Mentalité Conspirationniste (QMC, Bruder et al., 2013). Comme indiqué plus haut, les résultats sont mitigés. Malgré un effet de vérité significativement plus large pour les participants sans tendance au conspirationnisme par rapport aux autres dans l'Étude 7, le facteur bayésien par défaut indique que les données ne soutiennent pas suffisamment mieux l'hypothèse d'un effet par rapport à l'hypothèse nulle. La mesure utilisée étant discutable et les résultats non concluants, nous préférons rester prudents dans son interprétation. Les résultats avec le QMC semblent plus fiables, car ils reposent sur une échelle auparavant testée dont le but est précisément de quantifier la tendance au conspirationnisme (Bruder et al., 2013). L'association positive entre la mentalité conspirationniste et l'effet de vérité est informative, car elle suggère que des différences individuelles (ici, la tendance au conspirationnisme) pourraient modérer l'effet de vérité, une ligne de recherche récemment développée dans les

études de l'effet de vérité avec pour l'heure peu de résultats positifs (e.g., DiFonzo, Beckstead, Stupak, & Walder, 2016 ; Nadarevic, Meckler, & Schmidt, 2012 ; De keersmaecker, Roets, Pennycook, & Rand, 2018 ; De keersmaecker et al., 2020). Étant donné que le conspirationnisme est couramment étudié sous l'angle des différences individuelles (Goreis & Voracek, 2019) et puisque ces facteurs commencent à attirer l'attention dans la littérature sur l'effet de vérité, un moyen intéressant de progresser sur cette question pourrait être d'examiner dans quelle mesure les différences individuelles, y compris la tendance au conspirationnisme, modèrent l'effet de vérité avec des affirmations conspirationnistes.

En mettant en évidence une approximation de l'effet de vérité avec des théories du complot, nous montrons que des affirmations supposément correctement attribuées au passé peuvent être plus crues que des affirmations non reconnues. Alors que l'hypothèse de familiarité prévoit que l'effet de vérité résulte d'une attribution incorrecte de la familiarité à la vérité plutôt qu'à l'exposition antérieure en l'absence de recollection, les résultats montrent que des affirmations reconnues peuvent être attribuées à l'exposition antérieure tout en étant plus crues que de nouvelles affirmations, et ce quel que soit l'ordre des tâches de reconnaissance et d'adhésion. Ce résultat n'est compatible avec l'hypothèse de familiarité qu'à la condition où la familiarité en l'absence de recollection dirige principalement les réponses à la tâche de reconnaissance. Ce résultat est compatible avec l'hypothèse de correspondance duale quelle que soit la contribution de la recollection au souvenir, car la recollection comme la familiarité sont supposées médier l'effet de vérité. Sans permettre de trancher entre les deux hypothèses, les études présentées dans ce chapitre montrent que les hypothèses de familiarité et de correspondance duale rendent compte de l'effet de vérité lorsqu'il est estimé avec des affirmations attribuées à une exposition antérieure.

Nous insistons à nouveau sur le fait que notre estimation est une approximation de l'effet de vérité. Nous n'avons pas fait varier expérimentalement l'exposition répétée, et l'adhésion, non la vérité, était la variable dépendante principale. Par conséquent, l'estimation de l'effet de vérité rapportée ici s'écarte des estimations produites dans des études typiques de l'effet de vérité. On pourrait soutenir que la reconnaissance auto-rapportée introduit un biais dans l'estimation de l'effet de vérité. Par exemple, des individus ayant des croyances conspirationnistes pourraient ne pas indiquer reconnaître les affirmations en raison de la désirabilité sociale. On pourrait également soutenir que mesurer les croyances n'est pas la même chose que mesurer la vérité perçue. Nous sommes d'accord avec ces deux critiques, mais nous ne savons pas dans quelle mesure ces déviations à la procédure typique influencent les estimations produites. Premièrement, l'effet de vérité a été montré lorsque l'exposition perçue

était prise en compte, et non l'exposition réelle (Bacon, 1979 ; Begg & Armour, 1991 ; Garcia-Marques, Silva, & Mello, 2017). Deuxièmement, l'exactitude, et non la vérité, est souvent demandée dans des études de l'effet de vérité (e.g., Pennycook et al., 2018). Des études adressant dans quelle mesure l'exposition perçue ou réelle d'une part, et des instructions portant sur la vérité ou la croyance d'autre part modèrent l'effet de vérité seraient utiles. En l'état, nous ne voyons pas de raison suffisante de penser que ces écarts empêchent de tirer des conclusions de nos analyses, mais plutôt qu'ils invitent à la prudence et à une réflexion plus large sur ce qui pourrait être un conspirationnisme induit par la répétition.

Conclusion du Chapitre 7

Pour conclure, nous avons fourni un soutien initial à l'idée que l'effet de vérité est susceptible de se généraliser à des théories du complot. Utilisant les données des premières enquêtes représentatives du conspirationnisme dans l'opinion publique Française (2017, 2019), nous avons trouvé un effet de l'exposition (perçue) répétée sur les croyances conspirationnistes : les affirmations conspirationnistes jugées comme déjà vues étaient crues plus souvent que celles jugées comme nouvelles, un résultat qui ressemble à l'effet dit de vérité, où des affirmations répétées (ou perçues comme telles) sont jugées vraies plus souvent que des nouvelles. La mesure avec laquelle l'effet de vérité induit par la répétition est répliquable avec des affirmations du complot pourrait être importante. Savoir si le conspirationnisme induit par la répétition existe et dans quelles conditions reste à être étudié plus avant à travers des expériences, offrant la possibilité d'avancer notre compréhension à la fois du conspirationnisme et de l'effet de vérité.

Dans ce chapitre, nous avons vu que...

- L'effet de vérité est **communément étudié avec des affirmations incertaines**, car l'effet est classiquement tenu pour se produire **en l'absence de connaissances antérieures sur les affirmations**.
- Une ligne de recherche récente suggère que **l'effet de vérité pourrait exister avec des affirmations pourtant connues comme fausses par ailleurs**.
- **Nous suggérons que l'effet de vérité pourrait se généraliser au cas des théories du complot**. Une généralisation de l'effet de vérité avec des théories du complot – des systèmes d'affirmations sociales, émotionnelles et peu plausibles, **irait dans le sens des récents résultats suggérant que l'effet de vérité ne se limite pas aux affirmations incertaines et neutres**.
- Généraliser l'effet de vérité aux théories du complot présente l'intérêt d'**introduire la répétition comme facteur manipulable dans l'étude du conspirationnisme**, domaine de recherche qui se caractérise par l'étude privilégiée des différences individuelles (e.g., facteurs de personnalité) et des fonctions remplies par les théories du complot.
- Pour fournir un **premier test de cette généralisation**, nous avons **analysé deux enquêtes de l'Institut Français d'Opinion Publique sur le conspirationnisme dans l'opinion publique française** (IFOP, 2017, 2019) où les participants ($N > 1200$ dans chaque enquête) indiquaient à la fois s'ils adhéraient, et s'ils avaient déjà vu, 10 affirmations conspirationnistes. Après application de critères d'exclusion, ces deux mesures nous ont permis de calculer des **scores d'adhésion conditionnés à la reconnaissance et de les soustraire afin d'approximer un score d'effet de vérité** pour 775 (Étude 7) et 743 (Étude 8) participants.
- Dans nos analyses, nous avons **pris en compte la tendance individuelle au conspirationnisme, qui pourrait sinon expliquer que des affirmations déjà vues seraient plus acceptées**. Nous l'avons prise en compte avec l'opinion concernant les attentats de Janvier 2015 à Paris (Étude 7) et avec le score au Questionnaire de Mentalité Conspirationniste (Étude 8).
- **Les estimations de l'effet de vérité étaient supérieures à 0 dans les deux études**. L'estimation était plus élevée dans l'Étude 7 que dans l'Étude 8, ce que nous expliquons par la procédure employée. Dans l'Étude 7, les participants indiquaient tout d'abord s'ils avaient déjà vu les affirmations puis s'ils y adhéraient, de sorte que tous les participants ont vu les affirmations au moins une fois avant la tâche d'adhésion. Cette procédure a pu induire un effet de vérité, qui serait ainsi plus large que dans l'Étude 8 où l'ordre des deux tâches était inversé.
- **Nous avons trouvé une corrélation positive entre l'effet de vérité et la mentalité conspirationniste. Prendre en compte la mentalité conspirationniste n'a pas annulé l'effet de vérité**.
- Ces résultats suggèrent que **l'effet de vérité se généralise aux théories du complot, et invitent à des études de laboratoire pour estimer sa mesure et les conditions dans lesquelles il se réalise**.

Discussion générale du travail de thèse

Dans le présent travail, nous avons étudié l'effet de vérité, selon lequel des informations répétées sont jugées plus vraies que de nouvelles. Notre objectif principal était de confronter l'hypothèse de familiarité, communément acceptée, contre une hypothèse alternative que nous avons introduite, l'hypothèse de correspondance duale. L'hypothèse de familiarité propose que la familiarité est incorrectement attribuée à la vérité en l'absence de recollection. Alternativement, l'hypothèse de correspondance duale spécifie que la vérité perçue d'une information dépend de sa correspondance avec des informations récupérées en mémoire, que la récupération de ces informations soit basée sur la familiarité ou sur la recollection, et ce en l'absence d'indice de vérité (à travers la recollection de la crédibilité de la source ou d'un jugement de vérité antérieur sur la même affirmation par exemple). La différence cruciale entre les deux hypothèses concerne les attentes sur la contribution de la recollection dans des situations sans indice de vérité : des variables dégradant la recollection sans faire varier la familiarité (e.g., diviser l'attention à l'encodage, augmenter le délai entre l'étude et le test) devraient augmenter l'effet de vérité sous l'hypothèse de familiarité, mais le diminuer sous l'hypothèse de correspondance duale. On dérive les mêmes attentes des deux hypothèses lorsque des indices de vérité peuvent être récupérés : dégrader la recollection (de la crédibilité de la source ; du premier jugement de vérité donné) devrait augmenter l'effet de vérité.

Pour confronter les deux hypothèses, nous avons conduit trois études préenregistrées (Études 1 à 3) dans lesquelles nous avons divisé ou non l'attention à l'encodage avec et sans indice de crédibilité (Étude 1, Chapitre 4) et manipulé le délai entre la phase d'encodage et la tâche de jugement de vérité (Études 2 et 3, Chapitre 5). Les procédures de ces études sont à un jugement de vérité (et donc appelées ici procédures « à un jugement ») : la phase d'encodage était soit une tâche de lecture (Étude 1), soit une tâche de jugement d'intérêt (Études 2 et 3), mais pas une tâche de jugement de vérité, contrairement aux procédures à deux jugements de vérité (procédures appelées ici « à deux jugements »). Dans la mesure où l'hypothèse de correspondance (mais pas l'hypothèse de familiarité) prévoit un effet opposé du délai dans les procédures à un et à deux jugements, nous avons également analysé les données de trois études (Études 4 à 6, Nadarevic, 2007 ; Nadarevic & Erdfelder, 2014) ayant employé une procédure à deux jugements. Nous nous sommes servis de ces données pour estimer la mesure avec laquelle augmenter le délai influence l'inertie de la réponse, soit la tendance à se conformer à son premier jugement de vérité dans la deuxième tâche de jugement de vérité. L'inertie de la

réponse est un modérateur explicite de l'effet de vérité sous l'hypothèse de correspondance, mais pas sous l'hypothèse de familiarité.

Le Tableau Discussion 1 présente les principaux résultats de chacune de nos études, et s'ils soutiennent plutôt l'hypothèse de familiarité, plutôt l'hypothèse de correspondance duale, ou s'ils sont compatibles avec les deux ou aucune des deux. L'hypothèse de correspondance duale explique mieux deux résultats que l'hypothèse de familiarité, et l'inverse est vrai pour deux résultats. Deux autres résultats vont contre les deux hypothèses, et quatre résultats soutiennent les deux. Un dernier résultat peut soit soutenir l'hypothèse de correspondance duale, soit soutenir les deux hypothèses en fonction de notre réussite ou non à sélectivement dégrader la recollection. Ces résultats suggèrent que les deux hypothèses ont des mérites et des limites ; nous y revenons dans un instant.

Dans ce travail de thèse, nous avons remarqué que l'effet de vérité était habituellement étudié avec des affirmations qui sont ambiguës concernant leur vérité (elles sont incertaines mais plausibles), non-émotionnelles et non-sociales. Ces affirmations sont généralement neutres, peu engageantes (voire peu intéressantes), ce qui limite en l'état la généralisation de l'effet de vérité à des situations plus écologiques, où les informations que nous rencontrons sont parfois vives, émotionnelles, et surprenantes. Déterminer si l'effet de vérité existe au-delà du matériel neutre typiquement utilisé constitue ainsi un enjeu appliqué important. À travers des analyses de deux enquêtes à grande échelle de l'IFOP sur le conspirationnisme dans l'opinion publique française, nous avons estimé de façon corrélationnelle que les affirmations complotistes (e.g., « Le virus du sida a été créé en laboratoire et testé sur la population africaine avant de se répandre à travers le monde ») ont tendance à être plus crues si elles étaient perçues comme anciennes plutôt que nouvelles. Ces résultats contribuent à suggérer que l'effet de vérité pourrait aller au-delà d'affirmations neutres et ambiguës quant à leur vérité. Ces résultats montrent également que des affirmations peuvent être à la fois reconnues et crues plus souvent que des affirmations identifiées comme nouvelles. Nous reviendrons sur ce volet plus appliqué après la discussion de nos résultats relatifs à l'hypothèse de familiarité et à l'hypothèse de correspondance duale. Dans la présente discussion, nous pointerons des limites au travail réalisé, essaierons d'expliquer leur existence par nos choix théoriques et méthodologiques, et décrirons des perspectives de travail futures, parfois déjà initiées ou sur le point de l'être.

Tableau Discussion 1

Récapitulatif des principaux résultats mis en évidence dans les Études 1 à 6 et soutien concernant les deux hypothèses principalement discutées (F : Familiarité ; C : Correspondance duale ; D : les Deux ; A : Aucune)

Chapitre	Étude	Procédure	Résultat	Soutient plutôt... (F, C, D, A)
4	1		- Sans crédibilité, diviser l'attention diminue l'effet de vérité	F
4	1	1 jugement	- Avec crédibilité, diviser l'attention ne diminue pas significativement l'effet de vérité (que la liste soit crédible ou douteuse)	A
5	2	1 jugement	- Augmenter le délai diminue l'effet de vérité	C
5	3		- Augmenter le délai ne diminue pas significativement l'effet de vérité et dégrade sélectivement la recollection (analyse préenregistrée)	A
5	3	1 jugement	- Augmenter le délai ne diminue pas significativement l'effet de vérité ni ne dégrade la recollection (analyse non préenregistrée)	D
5	3		- La probabilité de jugement « vrai » sur une affirmation répétée est plus élevée avec une réponse « R » plutôt que « S » (analyse non préenregistrée)	C
6	4	2 jugements	- Inertie de la réponse > .50 et pas d'effet de vérité significatif	D
6	5	2 jugements	- Inertie de la réponse > .50 et pas d'effet de vérité significatif	D
6	6		- Inertie de la réponse > .50 et pas d'effet de vérité significatif	D
6	6	2 jugements	- Augmenter le délai diminue l'inertie de la réponse et augmente l'effet de vérité	D ou C (cf. texte)
6	6		- Augmenter le délai diminue l'inertie de la réponse et augmente le biais à dire « vrai » sur les affirmations répétées	F

L'hypothèse de familiarité contre l'hypothèse de correspondance duale : un duel initié, mais inachevé

Des résultats explicables par les deux hypothèses, car leurs prédictions sont partiellement similaires

En regardant globalement comment les hypothèses de familiarité et de correspondance duale expliquent les résultats de nos études 1 à 6, il apparaît que toutes deux ont des mérites ainsi que des limites. Pour certains résultats, les performances des deux hypothèses sont identiques. Les deux hypothèses sont donc en mesure de rendre compte en même temps de certains résultats. Sur les 11 principaux résultats relevés (voir Tableau Discussion 1), 4 à 5 résultats sont compatibles avec les deux hypothèses. La raison en est que l'on peut dériver des prédictions partiellement similaires des deux hypothèses. Lorsque la crédibilité des sources est manipulée (comme dans l'Étude 1, Chapitre 4) ou qu'un jugement de vérité a déjà été formulé sur une affirmation que l'on rencontre à nouveau (Études 4 à 6, Chapitre 6), la recollection de l'indice de vérité à travers le souvenir de la crédibilité de la source ou d'un premier jugement devrait modérer l'effet de vérité. Dans ces situations et pour les deux théories, dégrader la recollection (de la source, et donc de sa crédibilité ; du premier jugement) augmente l'effet de vérité. Dans les trois études du Chapitre 6 par exemple, nous avons trouvé qu'augmenter le délai diminue l'inertie de la réponse, supposée être basée sur un processus de recollection. Or, c'est précisément lorsque le délai était élevé que l'effet de vérité était le plus élevé dans les études de Nadarevic (2007) et de Nadarevic et Erdfelder (2014), soutenant ainsi les deux hypothèses. Dans l'Étude 1 (Chapitre 4), nous nous attendions à ce que diviser l'attention (vs ne pas diviser l'attention) dégrade la recollection, conduisant à un effet de vérité plus large pour des affirmations présentées dans une liste douteuse. Ce n'est néanmoins pas le résultat que nous avons trouvé, et aucune des deux hypothèses n'accommodent correctement ce résultat. Ce résultat montre ainsi une limite commune aux deux hypothèses. Alors que nous dérivons des deux hypothèses une prédiction similaire, les résultats ne s'y sont pas conformés.

Des résultats accommodables par aucune des deux hypothèses... Sous réserve que les manipulations aient bien dégradé la recollection

Dans l'Étude 3 (Chapitre 5), augmenter le délai n'a pas significativement diminué l'effet de vérité, mais a sélectivement dégradé la recollection, si l'on se base sur nos analyses préenregistrées. Le problème pour les deux hypothèses est que chacune spécifie un rôle pour la recollection. Trouver une dégradation de la recollection en augmentant le délai qui n'est pas accompagnée par une modification de magnitude de l'effet de vérité est difficilement

accommodable pour chaque hypothèse. L'hypothèse de familiarité prévoit que l'attribution incorrecte de la familiarité devrait être plus importante en augmentant le délai, car la recollection est moindre sans que la familiarité ait varié, résultant en un effet de vérité plus large. L'hypothèse de correspondance duale prévoit que la correspondance entre les informations récupérées en mémoire et les affirmations à juger est plus importante lorsque la recollection contribue plus au souvenir, à familiarité égale. Dégrader la recollection en augmentant le délai aurait donc dû diminuer l'effet de vérité. Aucune de ces deux prédictions n'a été supportée.

Alors que des résultats corroborant les deux hypothèses n'en soutiennent aucune en particulier (les deux sont aussi performantes pour rendre compte de certains résultats), identifier des limites pourrait les falsifier toutes deux d'un même coup. Une telle conclusion serait hâtive, car des limites méthodologiques peuvent aussi expliquer que les résultats ne sont pas conformes aux hypothèses. Dans l'Étude 1 (Chapitre 4), nous avons pu échouer à diviser l'attention et donc à dégrader la recollection : c'est ce que suggère l'absence d'effet de la division de l'attention sur la mémoire de source, telle qu'estimée dans la tâche de mémoire de source ainsi que dans la tâche de jugement de vérité. Si tel est le cas, il est attendu qu'il n'y ait pas d'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité lorsque la liste est douteuse. Le même raisonnement s'applique dans l'Étude 3 (Chapitre 5), où des analyses non préenregistrées suggèrent qu'augmenter le délai n'a pas dégradé la recollection. Si tel est le cas, les deux hypothèses sont ici aussi sauvées. Dès lors que des doutes existent quant à l'efficacité de la manipulation pour dégrader la recollection, une échappatoire existe pour les deux hypothèses à tester.

Profitons de la discussion de ces éléments pour pointer une première limite possible à notre travail. Les variables que nous avons manipulées ont pu échouer à dégrader la recollection, contrairement à nos attentes. Pourtant, la division de l'attention et l'augmentation du délai sont toutes deux connues pour dégrader la recollection dans une plus large mesure que la familiarité, voire sélectivement (Yonelinas, 2002 ; Gardiner & Java, 1991). Bien que le délai soit supposé dégrader de façon plus prononcée la recollection que la familiarité, il est possible qu'il dégrade également la familiarité. Dans ce cas, nous avons choisi dans l'Étude 3 d'appliquer des modèles de médiation pour estimer (1) les deux effets médiateurs séparément, (2) le chemin par la recollection en contrôlant le niveau de familiarité, et (3) le chemin par la familiarité en contrôlant le niveau de recollection. Même si les variables que nous avons manipulées ont habituellement cet effet-là, il reste possible que nous les ayons mal opérationnalisées. Nous ne voyons pas en quoi ce pourrait être le cas dans les Études 2 et 3, où une semaine de délai est

habituellement suffisante pour dégrader la recollection. Cette remarque s'actualise cependant dans l'Étude 1. Dans cette étude, le temps de lecture était très bref (2.5 secondes par affirmation), exposition rapide qui a pu limiter la contribution de la recollection, empêchant de détecter un effet de la division de l'attention si la recollection est déjà peu présente (Yonelinas, 2002). Dans l'Étude 1, d'autres choix ont pu d'emblée limiter la recollection : les listes étaient peu distinctives, et nous avons introduit un délai de 5 minutes entre la phase d'encodage et la tâche de jugement de vérité. Nous avons choisi un temps de lecture limité car notre manipulation de la division de l'attention avec une tâche de soustraction impliquait de présenter pendant la même durée le nombre à soustraire et l'affirmation (car l'ordre des deux était modifié en fonction de la condition d'attention à l'encodage). Les listes étaient peu distinctives, car nous voulions présenter l'ensemble des informations à l'écrit et sans manipuler des indices perceptifs (police d'écriture, couleurs...) qui introduiraient de nouvelles variables et des biais possibles. Néanmoins, nous reconnaissons que ces choix sont là des limites. Si le plan de l'étude (et non pas la tâche de mémoire de source) explique le problème de division de l'attention (voir discussion du Chapitre 4), l'Étude 1 pourrait être répliquée conceptuellement en (1) modifiant la manipulation des listes, (2) en augmentant le temps de lecture des affirmations ou en les présentant à l'oral, (3) en manipulant différemment l'attention. Nous avons cependant des raisons de penser que le problème vient moins de la division de l'attention que de sa mesure. Nous avons trouvé un effet de vérité moindre avec attention pleine plutôt que divisée dans la liste 2 sans indice de crédibilité (nous reviendrons sur ce résultat plus bas). Dans un premier temps, nous pensons plus utile de modifier le plan d'expérience pour que les tâches de jugement de vérité et de mémoire de source soient réalisées par différents participants plutôt que par les mêmes, et ce pour éviter un problème de contamination au test. Cette étude ne serait faite qu'en l'absence d'indice de crédibilité, pour limiter le nombre de participants requis et car c'est ici que se trouve le résultat en mesure de mieux soutenir l'hypothèse de familiarité (par rapport à l'hypothèse de correspondance). Une telle étude permettrait d'estimer si nous retrouvons un effet de vérité plus petit avec attention pleine plutôt que divisée et si ce résultat est accompagné en parallèle d'une estimation de la mémoire de source moindre avec attention divisée plutôt que pleine. Nous avons préenregistré cette étude, décrite en Annexe F, mais son lancement (qui était imminent) a été empêché par les mesures prises contre la propagation du Covid-19 en France en mars 2020.

Les mérites relatifs des hypothèses de familiarité et de correspondance duale

Deux résultats plus compatibles avec l'hypothèse de familiarité

L'hypothèse de familiarité est plus performante que l'hypothèse de correspondance duale pour rendre compte de deux résultats. Dans l'Étude 1 (Chapitre 4), l'effet de vérité était plus petit avec attention pleine plutôt que divisée sans indice de crédibilité (spécialement dans la liste 2), et dans l'Étude 6 (Chapitre 6), augmenter le délai a à la fois diminué l'inertie de la réponse et augmenté les jugements « vrai » sur les affirmations répétées. Pour que l'hypothèse de correspondance duale soit corroborée, il aurait fallu que l'effet de vérité soit plus large en condition d'attention pleine plutôt que divisée d'une part, et qu'augmenter le délai ne fasse que diminuer l'inertie de la réponse sans augmenter les jugements « vrai » en l'absence d'inertie d'autre part. Revenons sur ces deux résultats.

Le plus petit effet de vérité en condition d'attention pleine plutôt que divisée est prévu par l'hypothèse de familiarité, mais est opposé à la prédiction dérivée de l'hypothèse de correspondance duale. Ce résultat à lui seul pourrait permettre de départager les deux hypothèses, à l'avantage de l'hypothèse de familiarité. Les limites de l'Étude 1 empêchent cependant une telle conclusion. Rappelons que l'efficacité de la division de l'attention à l'encodage est incertaine (cf. discussion Chapitre 4 ; la section précédente) et que l'effet n'a été mis en évidence que dans la liste 2 (pas dans la liste 1) sans que nous puissions déterminer pourquoi. Pour ces deux raisons, il est possible que l'effet modérateur de la division de l'attention ne soit ici que du bruit.

Concernant le deuxième résultat (augmenter le délai diminue l'inertie de la réponse et augmente les jugements « vrai » sur les affirmations répétées), il ne constitue qu'un soutien indirect à l'hypothèse de familiarité. Dans l'Étude 6, nous avons appliqué notre modèle multinomial de l'inertie de la réponse à des données issues d'une étude utilisant une procédure à deux jugements dans l'optique d'estimer dans quelle mesure il rendait compte des résultats. Nous nous attendions à ce qu'augmenter le délai diminue l'inertie de la réponse, et c'est ce que nous avons trouvé. Néanmoins, augmenter le délai a par ailleurs augmenté le biais à répondre « vrai » en l'absence d'inertie de la réponse, biais qui subsume un ensemble de processus sous-tendant une réponse « vrai ». Pour expliquer ce résultat, nous avons spéculé que si augmenter le délai diminue l'inertie de la réponse en diminuant la recollection du premier jugement de vérité, cela ne peut pas s'accompagner d'une augmentation de la recollection de l'item, supposée soutenir une réponse « vrai » dans l'hypothèse de correspondance duale. La raison en est que la recollection est justement supposée diminuer avec l'augmentation du délai. Par contre, on voit comment augmenter le délai a pu augmenter la familiarité non-opposée par la

recollection, expliquant à la fois la diminution de l'inertie de la réponse et l'augmentation du biais à répondre « vrai ». Nous disons que ce résultat ne soutient qu'indirectement l'hypothèse de familiarité, car nous ne décelons ici une possible contribution de la familiarité en l'absence de recollection (1) que rétrospectivement, (2) dans un effet que nous n'attendions pas, et (3) à travers un paramètre qui estime la contribution de toute variable qui soutiendrait une réponse « vrai ». Bien que nous devions en rester à une spéculation, ce résultat soutient tout de même davantage l'hypothèse de familiarité que l'hypothèse de recollection.

Deux à trois résultats plus compatibles avec l'hypothèse de correspondance duale

Nous avons vu deux résultats soutenant plus l'hypothèse de familiarité que l'hypothèse de correspondance duale, mais le premier pourrait être du bruit, et le deuxième repose pour partie sur des spéculations. Voyons maintenant deux résultats soutenant mieux l'hypothèse de correspondance duale que l'hypothèse de familiarité, ainsi qu'un troisième qui va dans le même sens, s'il est mis en perspective avec d'autres résultats.

Un premier résultat est qu'augmenter le délai a diminué l'effet de vérité dans l'Étude 2. Ce résultat est prédit par l'hypothèse de correspondance duale, mais est opposé à une prédiction formulée sous l'hypothèse de familiarité, car augmenter le délai, en dégradant la recollection, laisserait plus de familiarité non opposée par la recollection, et elle serait alors faussement attribuée à la vérité. Si ce résultat n'a pas été répliqué dans l'Étude 3, où le délai n'a pas montré d'effet significatif sur l'effet de vérité, l'effet modérateur mis en évidence dans l'Étude 2 constitue tout de même en l'état un soutien à l'hypothèse de correspondance duale.

En utilisant le paradigme Remember/Know dans l'Étude 3, nous avons trouvé que la probabilité de juger une affirmation répétée comme vraie était supérieure si elle a ensuite reçu une réponse « R », qui indexe la recollection, plutôt que « S », qui indexe la familiarité en l'absence de recollection. Nous avons trouvé ce résultat dans des analyses secondaires non préenregistrées. Ce résultat parle directement contre l'hypothèse de familiarité, car la familiarité en présence de recollection (estimée avec les réponses « R ») aurait dû limiter l'attribution de la familiarité à la vérité, ce qu'elle n'a pas fait. Au contraire, sous l'hypothèse de correspondance duale, augmenter la recollection augmente l'effet de vérité, à niveau de familiarité égal. La proportion de jugements « vrai » devait ainsi être au moins égale entre les affirmations répétées récupérées à travers la recollection et celles récupérées à travers un sentiment de familiarité en l'absence de recollection. Plus encore, si on suppose que les réponses « S » ne représentent que la familiarité en l'absence de recollection alors que les réponses R représentent la recollection avec ou sans familiarité, on peut précisément s'attendre

au résultat observé. Notons deux limites dans ce résultat. Il est issu d'analyses secondaires non préenregistrées, et présente ainsi un risque plus élevé d'interpréter du bruit que si ces mêmes analyses avaient été préenregistrées (Nosek, Ebersole, DeHaven, & Mellor, 2018). Nous souhaitons éviter de surinterpréter un résultat en lui donnant du sens a posteriori, un risque qui s'apparente au HARKing (*Hypothesising After Results are Known*, Kerr, 1998). Ensuite, contrairement à l'effet de vérité qui est la différence de jugements « vrai » entre les affirmations répétées et nouvelles, ce résultat n'intègre pas ici une comparaison avec les nouvelles affirmations. Notons néanmoins que la proportion de jugements « vrai » sur les nouvelles affirmations était inférieure aux proportions trouvées sur les affirmations répétées, quelle que soit la réponse reçue dans la tâche de reconnaissance couplée au paradigme Remember/Know.

Un troisième résultat est la différence de modulation de l'effet de vérité dans les procédures à un jugement (Études 2 et 3 : augmenter le délai diminue ou n'influence pas significativement l'effet de vérité) et dans les procédures à deux jugements (Étude 6 : augmenter le délai augmente l'effet de vérité). Or, l'hypothèse de familiarité ne prévoit pas de différence de modulation par le délai entre les procédures à un et à deux jugements : toute variable dégradant la recollection devrait augmenter l'effet de vérité. Pourtant, nous avons remarqué que l'effet du délai semble opposé, ou du moins différent, dans les procédures à un et à deux jugements. Cette différence de modulation est prédite par l'hypothèse de correspondance duale. Dans la procédure à un jugement, aucun jugement de vérité antérieur ne peut être récupéré : augmenter le délai dégrade la recollection et devrait diminuer l'effet de vérité. En revanche, dans la procédure à deux jugements, un jugement de vérité antérieur peut être récupéré au moment de la deuxième tâche de jugement de vérité sur les affirmations répétées entre les deux tâches. Ici, augmenter le délai devrait dégrader la recollection du premier jugement, diminuant la récupération d'un indice de vérité et augmentant l'effet de vérité. En considérant uniquement les Études 2 et 6, c'est précisément les résultats obtenus. L'image est moins claire en intégrant l'Étude 3, car elle n'a pas permis de mettre en évidence un effet modérateur du délai. Malgré cela, la différence d'effet du délai en fonction de la procédure d'étude soutient davantage l'hypothèse de correspondance duale que l'hypothèse de familiarité.

Nous avons utilisé la mise en regard de deux résultats (l'effet modérateur du délai dans les procédures à un et à deux jugements) comme un argument soutenant davantage l'hypothèse de correspondance. Mais nous devons reconnaître un ensemble de limites dans cet argument. La première limite, comme nous l'avons souligné, est que l'effet du délai a varié entre les Études 2 et 3, alors que les deux études reposaient sur une procédure à un jugement. Il est ainsi

possible que l'effet du délai varie en fonction d'autres paramètres même dans une procédure à un jugement. Une autre remarque est que notre comparaison s'appuie sur des données où d'autres aspects en plus de la procédure employée (un ou deux jugements) varient. Alors que dans les Études 2 et 3 les participants sont français, lisent des affirmations en français, et que le délai est manipulé dans un plan à groupes indépendants, l'Étude 6, basée sur les données de Nadarevic et Erdfelder (2014), s'est faite avec des participants allemands, lisant des affirmations en allemand et où le délai était manipulé en intra-sujets. Ces différences dans la population recrutée, la langue employée, et le plan d'expérience sont autant de sources pouvant expliquer l'effet différent du délai. Maintenant que nous avons des résultats suggérant que la procédure employée peut modérer la modulation de l'effet de vérité par le délai, nous pouvons envisager un test plus rigoureux dans une expérience où la procédure employée et le délai seraient manipulés, en plus de la répétition. Dans une telle étude, l'effet du délai devrait être qualifié par une interaction avec la première tâche réalisée (e.g., intérêt vs vérité). Si une tâche de jugement d'intérêt (procédure à un jugement) a tout d'abord été réalisée, augmenter le délai devrait diminuer l'effet de vérité. À l'inverse, augmenter le délai devrait augmenter l'effet de vérité quand une tâche de jugement de vérité a été administrée (procédure à deux jugements). Appliquer le modèle multinomial d'inertie de la réponse dans un recueil original de données permettra de répliquer les résultats mis en évidence (sur des données déjà collectées). En demandant d'emblée des jugements de vérité binaires (« vrai » vs « faux », comme fait dans nos trois recueils originaux), nous éviterons tout problème potentiel qu'induit la transformation des réponses après le recueil, qui est la stratégie d'analyse que nous avons employée dans les Études 4 à 6 (des réponses sur des échelles de Likert ont été recodées en réponses binaires).

Concernant le modèle multinomial d'inertie de la réponse, précisons que comme appliqué dans les Études 4 à 6, nous ne savons pas dans quelle mesure les paramètres d'inertie de la réponse et de biais à répondre « vrai » pour les affirmations répétées peuvent varier séparément, puisque les deux ont varié avec le délai. Des perspectives d'études pour distinguer les deux paramètres sont en réflexion avec une équipe allemande (par exemple, en manipulant la confiance que les participants pourraient conférer à leurs premiers jugements, pour sélectivement faire varier le paramètre d'inertie de la réponse ; en donnant une consigne sur les taux de base telle que « deux tiers/la moitié/un tiers des informations que vous allez lire sont vraies », pour faire varier les biais à répondre « vrai » sur les affirmations répétées et nouvelles, mais pas l'inertie de la réponse).

L'hypothèse de correspondance duale est une alternative à l'hypothèse de familiarité qui apparaît comme pertinente, mais départager les deux hypothèses reste difficile

Nous avons vu que toutes les situations logiquement possibles ont été retrouvées : des résultats sont compatibles avec les deux hypothèses, d'autres sont incompatibles avec les deux hypothèses, et d'autres encore soutiennent mieux l'hypothèse de familiarité ou l'hypothèse de correspondance duale. Il n'est pas aisé d'en retirer une conclusion univoque concernant l'hypothèse la mieux soutenue par les données.

Nous avons vu que deux résultats soutiennent principalement l'hypothèse de familiarité, mais qu'il y a des raisons de penser que l'un est peut-être du bruit, et l'autre est spéculatif. Concernant les trois résultats qui soutiennent l'hypothèse de correspondance duale, l'un n'a pas été répliqué, l'autre vient d'analyses secondaires non préenregistrées, et le dernier est issu de la mise en relation d'études variant sur plus d'une dimension. Ainsi, si les deux hypothèses sont soutenues par des données, ces données sont-elles même à considérer relativement au contexte dans lequel elles ont été générées.

Nous avons précisé dans le Chapitre 2 en quoi des prédictions testables pouvaient être dérivées de l'hypothèse de correspondance duale, prédictions qui sont partiellement différentes de l'hypothèse de familiarité. S'il est difficile de conclure à la supériorité d'une hypothèse par rapport à l'autre, le travail conduit suggère néanmoins que l'hypothèse de correspondance duale est une alternative pertinente à l'hypothèse de familiarité. Si cette alternative introduite était complètement fautive, soumettre certaines de ses prédictions au test aurait systématiquement dû montrer la supériorité de l'hypothèse de familiarité. Or, nous ne pensons pas que c'est ce qui a été observé. La nuance avec laquelle les tests conduits nous invitent à interpréter les résultats suggère que l'hypothèse de correspondance duale ne peut pas d'emblée et sans équivoque être rejetée face à sa confrontation à des données empiriques. Mieux, il apparaît qu'elle est bien plus compatible avec certains résultats que l'hypothèse de familiarité, invitant alors peut-être à questionner cette dernière. Nous venons notamment de voir qu'augmenter le délai a diminué l'effet de vérité dans la procédure un jugement (Étude 2) et l'a augmenté dans la procédure à deux jugements (Étude 6). Cette modulation différente due à la dégradation de la recollection (de l'item dans la procédure à un jugement ; du premier jugement dans la procédure à deux jugements) ne s'explique pas sous l'hypothèse de familiarité. Obtenir des données montrant qu'une autre hypothèse pourrait au moins partiellement lui être préférée constitue déjà une information utile dans l'étude de l'effet de vérité : il n'est peut-être pas si clair que l'hypothèse de familiarité rend effectivement compte des processus de mémoire

de l'effet de vérité. En testant l'hypothèse de correspondance duale contre l'hypothèse de familiarité, nous avons identifié des limites dans la capacité de l'hypothèse de familiarité à rendre compte de certains résultats. Alors que certaines études ne testent pas l'hypothèse de familiarité et expliquent ensuite les résultats obtenus dans ce cadre interprétatif (e.g., récemment, Newman, Jalbert, Schwarz, & Ly, 2020), nos résultats suggèrent que l'étude de l'effet de vérité pourrait gagner à mettre encore à l'épreuve l'hypothèse de familiarité avant de la considérer comme suffisamment robuste pour rendre compte de résultats qui ne contribuent pas à la tester.

Nous pensons que la présente situation parle directement en faveur des pratiques de science ouverte et des tentatives de réplification, relativement directes comme conceptuelles. Il est à anticiper que le support relatif pour les hypothèses de familiarité et de correspondance duale, s'il est difficile à déterminer avec les présentes données, pourra gagner en précision à mesure que les résultats supposés soutenir l'une ou l'autre des hypothèses seront eux-mêmes soutenus ou non. Par exemple, répliquer l'effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité sans indice de crédibilité (Étude 4, Chapitre 1) sera déterminant pour affirmer l'idée selon laquelle ce résultat est un vrai positif et non pas du bruit. A minima, dès lors que l'on voit un intérêt dans les réplifications à l'identique, l'importance de la transparence (matériel et données ouverts) est claire, et nous espérons que les études décrites dans le présent travail ainsi que nos tentatives de science ouverte seront utiles pour mieux estimer le soutien pour l'hypothèse de correspondance duale face à l'hypothèse de familiarité.

Parmi les limites du présent travail d'opposition des hypothèses de familiarité et de correspondance duale, nous souhaitons ici en souligner deux, qui concernent la recollection. La première limite concerne nos manipulations visant à dégrader la recollection : elles semblent avoir eu des effets opposés sur l'effet de vérité, et ne représentent que deux façons de dégrader la recollection parmi un ensemble plus large. La deuxième limite porte sur nos estimations de la recollection, où notre distinction théorique de deux recollections n'a pas été traduite au niveau empirique.

Différentes façons de dégrader la recollection peuvent avoir différents effets

Parmi les résultats mis en évidence, nous avons trouvé que diviser l'attention à l'encodage a augmenté l'effet de vérité (Étude 1, Chapitre 4), tandis qu'augmenter le délai l'a diminué (Étude 2, Chapitre 5). Ci-dessus, nous avons présenté des réserves concernant ces résultats (ils pourraient être des faux positifs). Mais supposons ici que les deux effets reflètent des effets réels. Si tel est le cas, ces deux résultats sont difficilement conciliables à la lumière

des raisons qui nous ont poussés à manipuler l'attention à l'encodage et le délai. Ces deux variables sont supposées dégrader la recollection, au moins dans une plus large mesure que la familiarité. Si c'est bien ce qu'on fait ces variables, comment se fait-il que, dans des contextes de jugement de vérité similaires (i.e., sans indice de vérité dans une procédure à un jugement), les effets des deux variables aillent dans des directions opposées ?

Bien que diviser l'attention comme augmenter le délai soient supposés dégrader la recollection, il reste possible que ces deux variables aient d'autres effets par ailleurs. La manipulation de l'attention a pris place pendant l'encodage de l'information, tandis que manipuler le délai s'est fait pendant son stockage. Il est possible que dégrader la recollection joue différemment sur l'effet de vérité en fonction de l'étape de traitement visée par la manipulation (encodage ; stockage ; récupération). Par exemple, diviser l'attention à l'encodage a pu limiter la complexité des traitements au moment de l'encodage des affirmations, résultant en une plus large acceptation non critique des affirmations présentées. La complexité des traitements n'ayant pas varié en manipulant le délai, un effet différent serait obtenu. Pour le présent travail, nous avons cherché à identifier des variables qui, implémentées à n'importe quelle étape du traitement de l'information, dégradent la contribution de la recollection au souvenir. Les hypothèses que nous formulons ne font pas, en l'état, de prédictions qui varient en fonction de l'étape lors de laquelle se fait la dégradation de la recollection.

Cette première piste de réponse, qui consiste à proposer que dégrader la recollection à différentes étapes du traitement a des effets différents sur l'effet de vérité, trouve une limite empirique. Unkelbach et Rom (2017) ont par exemple montré qu'encoder des affirmations en générant des autoréférences était associé à un effet de vérité plus large qu'un traitement profond, lui-même associé à un effet de vérité plus large qu'un traitement superficiel. Augmenter la profondeur de traitement à l'encodage est une variable supposée augmenter la recollection dans une plus large mesure que la familiarité (Yonelinas, 2002). On constate donc un effet opposé entre notre principal résultat de l'Étude 1 et un effet mis en évidence dans la littérature. Cette différence n'est pas explicable par l'hypothèse de modération par l'étape de traitement ciblée, car les deux manipulations (division de l'attention à l'encodage et profondeur de traitement) ont pris place à l'encodage.

Les problèmes soulevés ici illustrent une limite du présent travail. Nous avons manipulé deux variables (l'attention à l'encodage et le délai) pour dégrader la recollection et en estimer les effets sur l'effet de vérité. Nous avons choisi la manipulation de deux variables plutôt que d'une pour renforcer l'idée qu'un même construit – la recollection supposé varier avec la

manipulation, et non pas un autre mécanisme propre à la manipulation choisie, influence l'effet de vérité. Initialement, nous avons bien d'autres projets de manipulations supposées dégrader la recollection dans une plus large mesure que la familiarité : faire varier la profondeur de traitement ou le nombre d'affirmations à lire et à juger à la manière d'Unkelbach et Rom (2017), diviser l'attention au test plutôt qu'à l'encodage, faire varier le format de la répétition (à l'identique ou thématique)... Il nous a fallu opérer des choix et limiter le nombre de manipulations considéré. Pour autant, la discussion des processus de mémoire de l'effet de vérité gagnerait à ce que les variables que nous décrivons ici et d'autres soient manipulées. Des variables supposées dégrader la recollection ont été assez peu manipulées dans l'étude de l'effet de vérité et, quand c'est le cas, elles restent généralement isolées et leur influence sur la recollection et la familiarité n'est pas estimée. Le présent travail de thèse peut être vu comme l'initiation d'une telle ligne de recherche – qu'il s'agira de poursuivre pour établir une base empirique plus claire que celle dont nous disposons actuellement, et ainsi préciser les conclusions à formuler.

Deux formes de recollections distinguées au niveau théorique, mais pas au niveau empirique

Une autre limite vient du fait que la distinction de différentes recollections au niveau théorique n'est pas accompagnée du même niveau de précision au niveau empirique. Au niveau théorique, nous avons distingué la recollection du contexte et la recollection de l'item. La recollection du contexte consiste en la réinstallation consciente des détails accompagnant la présentation d'items (e.g., couleur de l'item, modalité de présentation de l'item), tandis que la recollection de l'item consiste en la réinstallation consciente des items eux-mêmes. La recollection de la source et de sa crédibilité comme la recollection d'un premier jugement de vérité correspondent à la recollection du contexte, tandis que le souvenir précis d'une affirmation correspond à la recollection de l'item. Nous n'avons pas pu séparer empiriquement les deux formes de recollection, car cela suppose de s'intéresser aux fausses alarmes avec un paradigme d'étude bien spécifique (de reconnaissance conjointe, voir Brainerd, Gomes, & Muran, 2014). Ce paradigme est difficile à intégrer dans l'étude de l'effet de vérité, où, nous l'avons vu, proposer une tâche de mémoire (de source ; de reconnaissance) pose déjà des problèmes (de contamination des réponses entre les tâches au test, Étude 1, Chapitre 4 ; de complexité du plan d'expérience, Étude 3, Chapitre 5).

Comme spécifié dans le Chapitre 2, même si nous ne pouvons pas ici empiriquement séparer la contribution de la recollection du contexte et de l'item, il nous a semblé que nous

pouvions déjà tester certaines prédictions dérivées des hypothèses de familiarité et de correspondance duale. Cette idée est basée sur une prémisse, qui est que la recollection du contexte et de l’item étant habituellement difficiles à séparer, une manipulation dégradant globalement la recollection devrait dégrader les deux formes de recollection (Brainerd & Reyna, 2015). Par exemple, augmenter la profondeur de traitement de mots augmente à la fois la recollection de l’item et la recollection de la source (Nieznański, 2020)

Si l’hypothèse de correspondance duale venait à être suffisamment soutenue par les perspectives d’études que nous avons décrites ci-avant, il restera nécessaire d’estimer la contribution des deux formes de recollection dans l’obtention de l’effet de vérité. Cela pourra être fait à travers une tâche de mémoire réalisée dans des conditions semblables à du jugement de vérité par exemple. C’est d’ailleurs la logique que nous avons employée dans l’Étude 3 (Chapitre 5). Cette perspective montre ainsi que, si l’étude de l’effet de vérité a déjà été connectée à la littérature sur la reconnaissance, sa connexion à la littérature sur les faux souvenirs reste sous-exploitée malgré sa potentielle utilité pour affiner notre compréhension des processus de mémoire de l’effet de vérité.

Vers des études de la prévalence de l’effet de vérité sur des questions socialement vives : le cas du conspirationnisme

Au-delà du travail théorique concernant la confrontation des hypothèses de familiarité et de correspondance duale, nous avons développé un volet plus appliqué. En estimant de façon corrélationnelle l’effet de vérité avec des théories du complot dans le Chapitre 7, nous avons présenté des analyses suggérant une forme de conspirationnisme basée sur l’exposition répétée – impliquant alors l’effet de vérité. Nous avons discuté ce travail dans le Chapitre 7 et notre objectif ici est de présenter des perspectives de travail qui en résultent.

Les analyses que nous avons présentées ont deux principales limites, car elles dévient du paradigme typique d’étude de l’effet de vérité. Les analyses sont corrélationnelles, car basées sur les déclarations d’avoir rencontré ou non une affirmation avant l’enquête. La répétition des affirmations n’a pas été manipulée, alors que mettre en évidence l’effet de vérité implique typiquement cette manipulation. Nous avons pris la reconnaissance d’une affirmation comme proxy de son exposition réelle, ce qui comporte possiblement une part d’imprécision (à cause de possibles faux souvenirs et rejets incorrects). Une deuxième limite est que le nombre d’affirmations utilisé par étude, 10, est globalement faible, comparé à ce qui est couramment fait dans l’étude de l’effet de vérité (e.g., dans nos études 1 à 3, entre 36 et 56 affirmations ont été présentées en tâche de jugement de vérité).

Une façon de poursuivre le travail engagé dans les Études 7 et 8 consiste à réaliser des études où la répétition des affirmations est manipulée et où le nombre d'affirmations est plus élevé. Nous avons commencé de travailler sur des études intégrant ces points et visant notamment à répondre à deux questions : dans quelle mesure l'effet de vérité existe-t-il avec des théories du complot lorsque la répétition est manipulée, et cet effet est-il conditionné à une répétition à l'identique, ou peut-il être obtenu à travers une répétition thématique ?

Nous avons présenté des analyses suggérant que l'effet de vérité pourrait se généraliser aux théories du complot. Néanmoins, nous n'avons pas dans ces données de point de comparaison avec l'effet de vérité tel que classiquement étudié en laboratoire, c'est-à-dire avec des affirmations neutres et ambiguës quant à leur vérité. Une façon d'estimer dans quelle mesure le matériel (affirmations ambiguës quant à leur vérité ; théories du complot) influence l'effet de vérité consiste à le manipuler dans des expériences. Par exemple, dans une étude avec une procédure à un jugement de vérité, nous pourrions tout d'abord demander aux participants de juger l'intérêt d'un ensemble d'affirmations (comme dans les Études 2 et 3 du Chapitre 5), puis de juger la vérité de ces affirmations mélangées à de nouvelles. Ces affirmations seraient soit ambiguës quant à leur vérité, non-émotionnelles et non-sociales, comme celles utilisées dans les Études 1 à 6, soit des théories du complot, comme celles utilisées dans les échelles de mesure du conspirationnisme (e.g., la Generic Conspiracist Beliefs scale, Brotherton, French, & Pickering, 2013) ou celles utilisées dans les enquêtes de l'IFOP (2017, 2019) sur le conspirationnisme. Dans la mesure où une théorie du complot pourrait sembler moins vraie qu'une affirmation ambiguë sur sa vérité, présenter les deux types d'affirmations aux mêmes participants pourrait influencer les estimations de l'effet de vérité avec chaque version du matériel. Nous pourrions manipuler le matériel d'une part dans un plan intra-participant et d'autre part dans un plan à groupes indépendants pour estimer l'effet de la « pureté » du contexte de jugement (matériel typique et neutre ou mélangé à des théories du complot) sur les jugements de vérité et l'effet de vérité. Manipuler le matériel en intra-participant permet de nous rapprocher de situations plus écologiques où il est vraisemblable de rencontrer à la fois des théories du complot et des affirmations ambiguës quant à leur vérité.

Le deuxième point qui nous intéresse concerne la question du format de la répétition. L'étude de l'effet de vérité s'est quasiment exclusivement faite en manipulant la répétition des affirmations à l'identique : des affirmations sont vues dans la phase d'étude, puis vues à nouveau en tâche de jugement de vérité. C'est un format de répétition où le thème des affirmations comme la forme (les mots) sont répétés. La répétition peut néanmoins être thématique uniquement, où une même idée est répétée en faisant varier les mots précis

employés. C'est par exemple ce qu'on fait Begg, Armour, et Kerr (1985) ainsi que Silva, Garcia-Marques, et Reber (2017). Begg et al. ont par exemple présenté le bout de phrase « température corporelle du cheval » en phase d'étude, puis « la température corporelle du cheval est d'environ 104 degrés Fahrenheit » en tâche de jugement de vérité. Ils ont trouvé que l'effet de vérité était moindre lorsque la répétition était thématique plutôt qu'à l'identique. Silva et al. n'ont néanmoins pas mis en évidence de différence significative entre la répétition thématique et à l'identique.

L'effet de vérité pourrait ainsi exister au-delà de la répétition à l'identique – bien que le format de la répétition puisse le modérer. En faisant ici encore le parallèle avec des situations écologiques, c'est une question importante, car bien que des éléments indiquent que la répétition puisse couramment se faire à l'identique dans nos environnements médiatiques (64% de ce qui a été publié par la presse en ligne en 2013 en France serait du copié-collé, Cagé, Hervé, & Viaud, 2017), la répétition thématique pourrait être au moins aussi répandue dans la mesure où une même idée peut être exprimée de différentes façons (par exemple : « A est plus petit que B » et « B est plus grand que A »).

Appliquée aux théories du complot, la question du format de la répétition nous intéresse, car si la répétition thématique est au moins aussi répandue que la répétition à l'identique et que l'effet de vérité se retrouve indépendamment du format, cela signifie qu'être exposé à une théorie du complot pourrait augmenter la tendance à y adhérer même si ses caractéristiques de surface varient. La question de la modulation de l'effet de vérité par le format de répétition permet de continuer d'adresser le problème des processus et représentations en mémoire impliqués dans l'effet de vérité. Dans la théorie des traces floues (e.g., Brainerd & Reyna, 2002 ; Corbin, Reyna, Weldon, & Brainerd, 2015 ; Reyna, 2012) abordée dans le Chapitre 2, la répétition de l'information à l'identique est supposée favoriser la récupération des représentations *verbatim* (produisant la recollection de l'item), tandis que la répétition thématique est supposée favoriser la récupération des représentations *gist* (produisant la familiarité) (Brainerd & Reyna, 2015 ; Reyna, 2012). Si tel est bien le cas, estimer l'effet de vérité lorsque la répétition est à l'identique plutôt que thématique offre une façon d'étudier la contribution des représentations *verbatim*, et donc de la recollection de l'item, dans l'apparition de l'effet. Le problème de l'effet du format de la répétition sur l'effet de vérité avec des théories du complot offre la double opportunité d'étudier les processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité et de contribuer à adresser le problème sociétal majeur qu'est le conspirationnisme.

Conclusion de la thèse

La diffusion massive d'informations présente une face obscure : la prolifération rapide de fausses informations. Dans ce contexte, comprendre comment nous jugeons la vérité des informations que nous rencontrons s'avère crucial. Quarante années de recherche nous ont enseigné que l'exposition aux informations augmente la tendance à les juger vraies. Cet effet de vérité est couramment expliqué par la familiarité, qui serait incorrectement attribuée à la vérité des informations en l'absence de recollection. Alternativement, l'hypothèse de correspondance duale prévoit que nous évaluons la vérité des informations à travers leur correspondance avec des contenus récupérés en mémoire, que ce soit à travers la recollection comme de la familiarité – et ce en particulier lorsque nous ne pouvons pas récupérer des indices de vérité à travers le souvenir de la crédibilité de la source ou le souvenir d'un jugement de vérité formulé sur la même information auparavant. À travers trois études préenregistrées et trois analyses d'études existantes, nous avons voulu estimer les mérites relatifs des deux hypothèses en dégradant la recollection à travers la manipulation de l'attention à l'encodage et du délai dans des procédures à un jugement de vérité, et plus secondairement à deux jugements de vérité. Dans ces études, nous avons mobilisé des outils variés pour estimer les performances et les processus sous-tendant (modèles multinomiaux d'arbres de traitement de tâches de jugement de vérité et de mémoire, Chapitres 3, 4, 5 et 6 ; procédure de dissociation des processus, Chapitre 4 ; paradigme Remember/Know, Chapitre 5).

Les deux hypothèses expliquent aussi bien certains résultats (e.g., effet de vérité plus large quand la source est crédible plutôt que douteuse), car leurs prédictions sont similaires en présence d'indices de vérité. Des résultats que nous pensions attendus sous les deux hypothèses n'ont pas été mis en évidence (e.g., pas d'effet de la division de l'attention à l'encodage sur l'effet de vérité dans la liste douteuse, Étude 1, Chapitre 4), possiblement du fait de problèmes méthodologiques, car il est possible que nos manipulations n'aient qu'imparfaitement dégradé la recollection. De façon critique, l'hypothèse de correspondance duale rend mieux compte de certains résultats que l'hypothèse de familiarité (e.g., augmenter le délai diminue l'effet de vérité dans une procédure à un jugement, Étude 2, Chapitre 5 ; à l'inverse, augmenter le délai augmente l'effet de vérité dans une procédure à deux jugements, Étude 6, Chapitre 6), mais d'autres résultats sont mieux expliqués par l'hypothèse de familiarité (e.g., diviser l'attention augmente l'effet de vérité sans indice de vérité, Étude 1). Dans un volet plus secondaire et appliqué de la thèse, nous avons réalisé des analyses corrélationnelles de deux enquêtes à

grande échelle (Études 7 et 8, Chapitre 7) qui suggèrent que l'effet de vérité pourrait exister avec des théories du complot. Le présent travail suggère que l'hypothèse de correspondance duale est une alternative pertinente à l'hypothèse de familiarité, mais il reste insuffisant pour clairement départager les deux hypothèses. La confrontation des deux hypothèses est à poursuivre pour mieux comprendre les processus de mémoire impliqués dans l'effet de vérité, et nous avons suggéré des pistes de travail allant dans ce sens. L'effet de vérité pourrait en outre être impliqué dans des phénomènes sociétaux d'envergure tels que le conspirationnisme, invitant à davantage coupler son étude en laboratoire à des études dotées d'une plus grande validité externe. Il reste difficile de savoir si l'effet de vérité résulte d'une attribution incorrecte de la familiarité à la vérité ou de la mise en correspondance avec les contenus récupérés en mémoire. Avec ce travail, nous espérons avoir contribué à montrer en quoi il est nécessaire d'adresser cette question pour mieux comprendre l'effet de vérité – et en particulier le rôle de la recollection dans son apparition, et que les premiers résultats dégagés pour adresser cette question constitueront une base empirique utile à des travaux futurs. L'effet de vérité pourrait exister au-delà de la familiarité et des affirmations typiquement utilisées dans l'étude de cet effet.

Références

- Aczel, B., Palfi, B., Szollosi, A., Kovacs, M., Szaszi, B., Szecsi, P., Zrubka, M., Gronau, Q.F., van den Bergh, D., & Wagenmakers, E.-J. (2018). Quantifying support for the null hypothesis in psychology: An empirical investigation. *Advances in methods and practices in psychological science*, *1*(3), 357–366. doi:10.1177/2515245918773742
- Allen, M., Poggiali, D., Whitaker, K., Marshall, T. R., & Kievit, R. A. (2019). Raincloud plots: a multi-platform tool for robust data visualization. *Wellcome Open Research*, *4*, 63. doi:10.12688/wellcomeopenres.15191.1
- Alter, A. L., & Oppenheimer, D. M. (2009). Uniting the tribes of fluency to form a metacognitive nation. *Personality and social psychology review*, *13*(3), 219–235. doi:10.1177/1088868309341564
- Arkes, H. R., Boehm, L. E., & Xu, G. (1991). Determinants of judged validity. *Journal of Experimental Social Psychology*, *27*(6), 576–605. doi:10.1016/0022-1031(91)90026-3
- Arkes, H. R., Hackett, C., & Boehm, L. (1989). The generality of the relation between familiarity and judged validity. *Journal of Behavioral Decision Making*, *2*(2), 81–94. doi:10.1002/bdm.3960020203
- Bacon, F. T. (1979). Credibility of repeated statements: Memory for trivia. *Journal of Experimental Psychology: Human Learning and Memory*, *5*(3), 241–252. doi:10.1037/0278-7393.5.3.241
- Bakeman, R. (2005). Recommended effect size statistics for repeated measures designs. *Behavior Research Methods*, *37*(3), 379–384. doi:10.3758/BF03192707
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of personality and social psychology*, *51*(6), 1173–1182. doi: 10.1037//0022-3514.51.6.1173
- Batchelder, W. H., & Riefer, D. M. (1999). Theoretical and empirical review of multinomial process tree modeling. *Psychonomic Bulletin & Review*, *6*(1), 57–86. doi:10.3758/bf03210812
- Bates, D., Mächler, M., Bolker, B., & Walker, S. (2015). Fitting linear mixed-effects models using lme4. *Journal of Statistical Software*, *67*(1), 1–48. doi:10.18637/jss.v067.i01

- Bayen, U. J., Murnane, K., & Erdfelder, E. (1996). Source discrimination, item detection, and multinomial models of source monitoring. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 22(1), 197–215. doi:10.1037/0278-7393.22.1.197
- Begg, I. (1996). On correspondence, accuracy, and truth. Commentaire de l'article de Koriat, A., & Goldsmith, M. Memory metaphors and the real-life laboratory controversy: Correspondence versus storehouse conceptions of memory. *Behavioral and brain sciences*, 19, 167-228.
- Begg, I., Anas, A., & Farinacci, S. (1992). Dissociation of processes in belief: Source recollection, statement familiarity, and the illusion of truth. *Journal of Experimental Psychology: General*, 121(4), 446–458. doi:10.1037/0096-3445.121.4.446
- Begg, I., & Armour, V. (1991). Repetition and the ring of truth: Biasing comments. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 23(2), 195–213. doi:10.1037/h0079004
- Begg, I., Armour, V., & Kerr, T. (1985). On believing what we remember. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 17(3), 199–214. doi:10.1037/h0080140
- Bem, D. J. (2011). Feeling the future: Experimental evidence for anomalous retroactive influences on cognition and affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 100(3), 407–425. doi:10.1037/a0021524
- Bishop, D. V. M. (2018). Fallibility in Science: Responding to Errors in the Work of Oneself and Others. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 1(3), 432–438. doi:10.1177/2515245918776632
- Boehm, L. E. (1994). The validity effect: A search for mediating variables. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20(3), 285–293. doi:10.1177/0146167294203006
- Bornstein, R. F. (1989). Exposure and affect: Overview and meta-analysis of research, 1968–1987. *Psychological Bulletin*, 106(2), 265–289. doi:10.1037/0033-2909.106.2.265
- Bornstein, R.F., & D'Agostino P.R. (1994). The attribution and discounting of perceptual fluency: Preliminary tests of a perceptual fluency/attributional model of the mere exposure effect. *Social Cognition*, 12, 103-128
- Bouveresse, J. (2007). *Peut-on ne pas croire ? Sur la vérité, la croyance et la foi*. Marseille : Agone.
- Brainerd, C. J., Nakamura, K., & Lee, W. A. (2018). Recollection is fast and slow. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*. doi:10.1037/xlm0000588
- Brainerd, C. J., & Reyna, V. F. (2017). Complementarity in false memory illusions. *Journal of Experimental Psychology: General*, 147(3), 305–327. doi:10.1037/xge000038

- Brainerd, C. J., & Reyna, V. F. (2015). Fuzzy-trace theory and lifespan cognitive development. *Developmental Review, 38*, 89–121. doi:10.1016/j.dr.2015.07.006
- Brainerd, C. J., & Reyna, V. F. (2005). *The science of false memory*. New York : Oxford University Press.
- Brainerd, C. J., & Reyna, V. F. (2002). Fuzzy-trace theory and false memory. *Current Directions in Psychological Science, 11*(5), 164–169. doi:10.1111/1467-8721.00192
- Brainerd, C. J., Gomes, C., & Moran, R. (2014). The two recollections. *Psychological review, 121*(4), 563–599. doi: 10.1037/a0037668
- Brainerd, C. J., Gomes, C., & Nakamura, K. (2015). Dual recollection in episodic memory. *Journal of Experimental Psychology: General, 144*(4), 816–843.
- Brashier, N. M., Eliseev, E. D., & Marsh, E. J. (2020). An initial accuracy focus prevents illusory truth. *Cognition, 194*, 104054. doi:10.1016/j.cognition.2019.104054
- Brotherton, R., & Eser, S. (2015). Bored to fears: Boredom proneness, paranoia, and conspiracy theories. *Personality and Individual Differences, 80*, 1–5. doi:10.1016/j.paid.2015.02.011
- Brotherton, R., French, C. C., & Pickering, A. D. (2013). Measuring Belief in Conspiracy Theories: The Generic Conspiracist Beliefs Scale. *Frontiers in Psychology, 4*. doi:10.3389/fpsyg.2013.00279
- Brown, A. S., & Nix, L. A. (1996). Turning lies into truths: Referential validation of falsehoods. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 22*(5), 1088–1100. doi:10.1037/0278-7393.22.5.1088
- Bruder, M., Haffke, P., Neave, N., Nouripanah, N., & Imhoff, R. (2013). Measuring Individual Differences in Generic Beliefs in Conspiracy Theories Across Cultures: Conspiracy Mentality Questionnaire. *Frontiers in Psychology, 4*. doi:10.3389/fpsyg.2013.00225
- Buchner, A., Erdfelder, E., & Vaterrodt-Plünnecke, B. (1995). Toward unbiased measurement of conscious and unconscious memory processes within the process dissociation framework. *Journal of Experimental Psychology: General, 124*, 137–160.
- Cagé, J., Hervé, N., & Viaud, M.-L. (2017). *L'information à tout prix*. Paris : Institut National de l'Audiovisuel.
- Calanchini, J., Rivers, A. M., Klauer, K. C., & Sherman, J. W. (2018). Multinomial processing trees as theoretical bridges between cognitive and social psychology. *Psychology of Learning and Motivation, 69*, 39–65. doi:10.1016/bs.plm.2018.09.002
- Casler, K., Bickel, L., & Hackett, E. (2013). Separate but equal? A comparison of participants and data gathered via Amazon's MTurk, social media, and face-to-face behavioral

- testing. *Computers in Human Behavior*, 29(6), 2156–2160. doi:10.1016/j.chb.2013.05.009
- Chambers, C. (2017). *The seven deadly sins of psychology: A manifesto for reforming the culture of scientific practice*. Princeton, NJ: Princeton University Press. doi:10.1515/9781400884940
- Clarys, D. (2001). Psychologie de la mémoire humaine : De nouvelles avancées théoriques et méthodologiques. *L'année psychologique*, 101, 495-519.
- Camerer, C. F., Dreber, A., Holzmeister, F., Ho, T.-H., Huber, J., Johannesson, M., ... Wu, H. (2018). Evaluating the replicability of social science experiments in Nature and Science between 2010 and 2015. *Nature Human Behaviour*, 2(9), 637–644. doi:10.1038/s41562-018-0399-z
- Corbin, J. C., Reyna, V. F., Weldon, R. B., & Brainerd, C. J. (2015). How reasoning, judgment, and decision making are colored by gist-based intuition: A fuzzy-trace theory approach. *Journal of Applied Research in Memory and Cognition*, 4(4), 344–355. doi:10.1016/j.jarmac.2015.09.001
- Cumming, G., & Calin-Jageman, R. (2017). *Introduction to the New Statistics: Estimation, Open Science, and Beyond*. New York, NY: Routledge.
- Daurat, A., Terrier, P., Foret, J., & Tiberge, M. (2007). Slow wave sleep and recollection in recognition memory. *Consciousness and Cognition*, 16(2), 445–455. doi:10.1016/j.concog.2006.06.011
- David, M. (2016). The correspondence theory of truth. In E. Zalta (Ed.), *Stanford Encyclopedia of Philosophy*. Récupéré sur <https://plato.stanford.edu/entries/truth-correspondence/>
- De keersmaecker J., Dunning, D., Pennycook, G., Rand, D. G., Sanchez, C., Unkelbach, C., & Roets, A. (2020). Investigating the Robustness of the Illusory Truth Effect Across Individual Differences in Cognitive Ability, Need for Cognitive Closure, and Cognitive Style. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 46(2), 204-215. doi:10.1177/0146167219853844
- De keersmaecker J., Roets, A., Pennycook, G., & Rand, D. G. (2018). Is the Illusory Truth Effect Robust to Individual Differences in Cognitive Ability, Need for Cognitive Closure, and Cognitive Style? SSRN Electronic Journal. doi:10.2139/ssrn.3164151
- DeBruine, L. M., & Barr, D. J. (2019, June 2). Understanding mixed effects models through data simulation. <https://doi.org/10.31234/osf.io/xp5cy>

- Dechêne, A., Stahl, C., Hansen, J., & Wänke, M. (2009). Mix me a list: Context moderates the truth effect and the mere-exposure effect. *Journal of Experimental Social Psychology, 45*(5), 1117–1122. doi:10.1016/j.jesp.2009.06.019
- Dechêne, A., Stahl, C., Hansen, J., & Wänke, M. (2010). The truth about the truth: A meta-analytic review of the truth effect. *Personality and Social Psychology Review, 14*(2), 238–257. doi:10.1177/1088868309352251
- Deese, J. (1959). Influence of Inter-Item Associative Strength upon Immediate Free Recall. *Psychological Reports, 5*(3), 305–312. doi:10.2466/pr0.1959.5.3.305
- Del Vicario, M., Bessi, A., Zollo, F., Petroni, F., Scala, A., Caldarelli, G., ... Quattrociocchi, W. (2016). The spreading of misinformation online. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 113*(3), 554–559. doi:10.1073/pnas.1517441113
- Dienes, Z. (2016). How Bayes factors change scientific practice. *Journal of Mathematical Psychology, 72*, 78–89. doi:10.1016/j.jmp.2015.10.003
- Dienes, Z. (2014). Using bayes to get the most out of non-significant results. *Frontiers in psychology, 5*, 781. doi:10.3389/fpsyg.2014.00781
- DiFonzo, N., Beckstead, J. W., Stupak, N., & Walders, K. (2016). Validity judgments of rumors heard multiple times: the shape of the truth effect. *Social Influence, 11*(1), 22–39. doi:10.1080/15534510.2015.1137224
- Douglas, K. M., Sutton, R. M., & Cichocka, A. (2017). The Psychology of Conspiracy Theories. *Current Directions in Psychological Science, 26*(6), 538–542. doi:10.1177/0963721417718261
- Douglas K. M., Sutton R. M. (2008). The hidden impact of conspiracy theories: perceived and actual influence of theories surrounding the death of Princess Diana. *The Journal of Social Psychology, 148*, 210–222.
- Douglas, K. M., Uscinski, J. E., Sutton, R. M., Cichocka, A., Nefes, T., Ang, C. S., & Deravi, F. (2019). Understanding Conspiracy Theories. *Political Psychology, 40*(S1), 3–35. doi:10.1111/pops.12568
- Erdfelder, E., Auer, T.-S., Hilbig, B. E., Aßfalg, A., Moshagen, M., & Nadarevic, L. (2009). Multinomial processing tree models: A review of the literature. *Zeitschrift für Psychologie/Journal of Psychology, 217*(3), 108–124. doi:10.1027/0044-3409.217.3.108
- Erdfelder, E., Cüpper, L., Auer, T.-S., & Undorf, M. (2007). The Four-States Model of Memory Retrieval Experiences. *Journal of Psychology, 215*(1), 61–71. doi:10.1027/0044-3409.215.1.61

- Etcheverry, I., Terrier, P., & Marquié, J.-C. (2012). Assessing Web interaction with recollection: Age-related and task-related differences. *Computers in Human Behavior*, *28*(1), 11–22. doi:10.1016/j.chb.2011.08.004
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G*power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, *39*(2), 175–191. doi:10.3758/BF03193146
- Fazio, L. K. (2020). Repetition increases perceived truth even for known falsehoods. *Collabra: Psychology*, *6*(1), 38. doi:10.1525/collabra.347
- Fazio, L. K., Rand, D. G., & Pennycook, G. (2019). Repetition increases perceived truth equally for plausible and implausible statements. *Psychonomic Bulletin & Review*, *26*, 1705-1710. doi:10.3758/s13423-019-01651-4
- Fazio, L. K., Brashier, N. M., Payne, B. K., & Marsh, E. J. (2015). Knowledge does not protect against illusory truth. *Journal of Experimental Psychology: General*, *144*(5), 993–1002. doi:10.1037/xge0000098
- Fidler, F., Thorn, F.S., Barnett, A., Kambouris, S., & Kruger, A. (2018). The epistemic importance of establishing the absence of an effect. *Advances in methods and practices in psychological science*, *1*(2), 237-244. doi: 10.1177/2515245918770407
- Field, H. (1972). Tarski's theory of truth. *The Journal of Philosophy*, *69*(13), 347–375. doi:10.2307/2024879
- Fujita, T., & Horiuchi, T. (2004). Self-reference effect in an independence/remember-know procedure. *The Japanese Journal of Psychology*, *74*(6), 547–551. doi:10.4992/jjpsy.74.547
- Garcia-Marques, T., Silva, R. R., & Mello, J. (2016). Judging the truth-value of a statement in and out of a deep processing context. *Social Cognition*, *34*(1), 40–54. doi:10.1521/soco.2016.34.1.40
- Garcia-Marques, T., Silva, R. R., & Mello, J. (2017). Asking simultaneously about truth and familiarity may disrupt truth effects. *Análise Psicológica*, *35*(1), 61–71. doi:10.14417/ap.1121
- Garcia-Marques, T., Silva, R. R., Reber, R., & Unkelbach, C. (2015). Hearing a statement now and believing the opposite later. *Journal of Experimental Social Psychology*, *56*, 126–129. doi:10.1016/j.jesp.2014.09.015
- Gardiner, J. M., & Richardson-Klavehn, A. (2000). Remembering and knowing. In E. Tulving & F. I. M. Craik (Eds.), *The Oxford Handbook of Memory* (pp. 229–244). New York, NY : Oxford university press.

- Gardiner, J. M., & Java, R. I. (1991). Forgetting in recognition memory with and without recollective experience. *Memory & Cognition*, *19*(6), 617–623. doi:10.3758/BF03197157
- Gardiner, J. M. (1988). Functional aspects of recollective experience. *Memory & Cognition*, *16*(4), 309–313. doi:10.3758/BF03197041
- Gilbert, D. T. (1991). How mental systems believe. *American psychologist*, *46*(2), 107–119. doi:10.1037//0003-066x.46.2.107
- Gilbert, D. T., Krull, D. S., & Malone, P. S. (1990). Unbelieving the unbelievable: Some problems in the rejection of false information. *Journal of Personality and Social Psychology*, *59*(4), 601–613. doi:10.1037/0022-3514.59.4.601
- Gilbert, D. T., Tafarodi, R. W., & Malone, P. S. (1993). You can't not believe everything you read. *Journal of personality and social psychology*, *65*(2), 221–233. doi:10.1037//0022-3514.65.2.221
- Gigerenzer, G. (1984). External validity of laboratory experiments: The frequency-validity relationship. *The American journal of psychology*, *97*(2), 185–195. doi:10.2307/1422594
- Goreis, A., & Voracek, M. (2019). A Systematic Review and Meta-Analysis of Psychological Research on Conspiracy Beliefs: Field Characteristics, Measurement Instruments, and Associations With Personality Traits. *Frontiers in Psychology*, *10*. doi:10.3389/fpsyg.2019.00205
- Hansen, J., & Wänke, M. (2010). Truth From Language and Truth From Fit: The Impact of Linguistic Concreteness and Level of Construal on Subjective Truth. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *36*(11), 1576–1588. doi:10.1177/0146167210386238
- Hasher, L., Goldstein, D., & Toppino, T. (1977). Frequency and the conference of referential validity. *Journal of verbal learning and verbal behavior*, *16*(1), 107–112. doi:10.1016/S0022-5371(77)80012-1
- Hawkins, S. A., & Hoch, S. J. (1992). Low-involvement learning: Memory without evaluation. *Journal of consumer research*, *19*(2), 212–225. doi:10.1086/209297
- Hawkins, S. A., Hoch, S. J., & Meyers-Levy, J. (2001). Low-involvement learning: Repetition and coherence in familiarity and belief. *Journal of Consumer Psychology*, *11*(1), 1–11. doi:10.1207/S15327663JCP1101_1
- Heck, D. W., Arnold, N. R., & Arnold, D. (2017). TreeBUGS: An R package for hierarchical multinomial-processing-tree modeling. *Behavior Research Methods*, *50*(1), 264–284. doi:10.3758/s13428-017-0869-7

- Henderson, E. L., Vallée-Tourangeau, F., & Simons, D. J. (2019). The Effect of Concrete Wording on Truth Judgements: A Preregistered Replication and Extension of Hansen & Wänke (2010). *Collabra: Psychology*, 5(1), 19. doi:10.1525/collabra.192
- Henkel, L. A., & Mattson, M. E. (2011). Reading is believing: The truth effect and source credibility. *Consciousness and cognition*, 20(4), 1705–1721. doi:10.1016/j.concog.2011.08.018
- Hills, T. T. (2019). The Dark Side of Information Proliferation. *Perspectives on Psychological Science*, 14(3), 323–330. doi:10.1177/1745691618803647
- Hofstadter, R. (1966). The paranoid style in American politics. In R. Hofstadter (Ed.), *The paranoid style in American politics and other essays* (pp. 3–40). New York, NY: Knopf.
- Hütter, M., & Klauer, K. C. (2016). Applying processing trees in social psychology. *European Review of Social Psychology*, 27(1), 116–159. doi:10.1080/10463283.2016.1212966
- IFOP (2020). *L'origine perçue du Covid-19. IFOP pour la Fondation Jean-Jaurès et l'Observatoire du conspirationnisme*. Récupéré sur : https://jean-jaures.org/sites/default/files/redac/commun/productions/2020/2803/117275_rapport_covid_19.pdf
- IFOP (2019). *Enquête sur le complotisme, vague 2. IFOP pour la Fondation Jean-Jaurès et Conspiracy Watch*. Récupéré sur : <https://www.ifop.com/wp-content/uploads/2019/02/115960-Pr%C3%A9sentation-version-publi%C3%A9e.pdf>
- IFOP (2017). *Enquête sur le complotisme, Décembre 2017. IFOP pour la Fondation Jean-Jaurès et Conspiracy Watch*. Récupéré sur : https://jeanjaures.org/sites/default/files/redac/commun/productions/2018/0108/115158_-_rapport_02.01.2017.pdf
- Jacoby, L. L. (1998). Invariance in automatic influences of memory: Toward a user's guide for the process-dissociation procedure. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 24(1), 3-26.
- Jacoby, L. L. (1991). A process dissociation framework: Separating automatic from intentional uses of memory. *Journal of memory and language*, 30(5), 513–541. doi:10.1016/0749-596x(91)90025-f
- Jacoby, L. L., Kelley, C. M., & Dywan, J. (1989). Memory attributions. In H. L. Roediger & F. I. M. Craik (Eds.), *Varieties of memory and consciousness: Essays in honour of Endel Tulving* (pp. 391–422). New York, NY : Psychology press.
- Jacoby, L.L., Lindsay, S.D., & Toth, J.P. (1992). Unconscious influences revealed. Attention, awareness, and control. *American psychologist*, 47(6), 802-809.

- James, W. (1890). *Principles of psychology*. New York : Holt.
- jamovi project (2018). *Jamovi* (Version 0.9.0.5) [Computer software]. Récupéré sur : <https://jamovi.org/>
- Jarosz, A., & Wiley, J. (2014). What are the odds? A practical guide to computing and reporting Bayes factors. *Journal of problem solving*, 7(1), 2. doi:10.7771/1932-6246.1167
- JASP Team (2018). *JASP* (Version 0.9.0.1) [Computer software]. Récupéré sur : <https://jasp-stats.org/>
- Java, R. I., & Gregg, V. H. (1997). What do people actually remember (and know) in "remember/know" experiments? *European Journal of Cognitive Psychology*, 9(2), 187-197. doi: 10.1080/713752553
- John, L. K., Loewenstein, G., & Prelec, D. (2012). Measuring the Prevalence of Questionable Research Practices With Incentives for Truth Telling. *Psychological Science*, 23(5), 524–532. doi:10.1177/0956797611430953
- Jolley, D., & Douglas, K. M. (2014a). The effects of anti-vaccine conspiracy theories on vaccination intentions. *PLOS ONE*, 9(2), Article e89177. doi:10.1371/journal.pone.0089177
- Jolley, D., & Douglas, K. M. (2014b). The social consequences of conspiracism: Exposure to conspiracy theories decreases the intention to engage in politics and to reduce one's carbon footprint. *British Journal of Psychology*, 105, 35–56.
- Kelley, C. M., & Jacoby, L. L. (2000). Recollection and familiarity. In E. Tulving & F. I. M. Craik (Eds.), *The Oxford Handbook of Memory* (pp. 215–228). New York, NY : Oxford university press.
- Kelley, C. M., & Jacoby, L. L. (1990). The construction of subjective experience: Memory attributions. *Mind & Language*, 5(1), 49–68. doi:10.1111/j.1468-0017.1990.tb00152.x
- Kerr, N. L. (1998). HARKing: Hypothesizing After the Results are Known. *Personality and Social Psychology Review*, 2(3), 196–217. doi:10.1207/s15327957pspr0203_4
- Keysar, B., Hayakawa, S. L., & An, S. G. (2012). The Foreign-Language Effect. *Psychological Science*, 23(6), 661–668. doi:10.1177/0956797611432178
- Klauer, K. C., Stahl, C., & Voss, A. (2011). Multinomial models and diffusion models. In K. C. Klauer, A. Voss, & C. Stahl (Eds.), *Cognitive methods in social psychology* (pp. 331-354). New York : The Guilford Press.
- Klauer, K. C. (2010). Hierarchical Multinomial Processing Tree Models: A Latent-Trait Approach. *Psychometrika*, 75(1), 70–98. doi:10.1007/s11336-009-9141-0

- Klein, O., Hardwicke, T. E., Aust, F., Breuer, J., Danielsson, H., Hofelich Mohr, A., ... Frank, M. C. (2018). A Practical Guide for Transparency in Psychological Science. *Collabra: Psychology*, 4(1), 20. doi:10.1525/collabra.158
- Kurilla, B. P., & Westerman, D. L. (2010). Source memory for unidentified stimuli. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 36(2), 398–410. doi:10.1037/a0018279
- Lakens, D., McLatchie, N., Isager, P.M., Scheel, A.M., & Dienes, Z. (2018). Improving inferences about null effects with Bayes factors and equivalence tests. *The journals of gerontology. Series B, psychological sciences and social sciences*. Advance online publication. doi:10.1093/geronb/gby065
- Lakens, D., Scheel, A.M., & Isager, P.M. (2018). Equivalence testing for psychological research: A tutorial. *Advances in methods and practices in psychological science*, 1(2), 259-269. doi:10.1177/2515245918770963
- Lakens, D. (2017). Equivalence tests: A practical primer for t-tests, correlations, and meta-analyses. *Social Psychological and Personality Science*, 8(4), 355-362. doi:10.1177/1948550617697177
- Lakens, D. (2013). Calculating and reporting effect sizes to facilitate cumulative science: A practical primer for t-tests and ANOVAs. *Frontiers in Psychology*, 4, 863. doi:10.3389/fpsyg.2013.00863
- Lantian, A., Muller, D., Nurra, C., & Douglas, K.M. (2016). Measuring belief in conspiracy theories: Validation of a French and English single-item scale. *International Review of Social Psychology*, 29(1), 1-14. doi:10.5334/irsp.8
- Law, S. (1998). Do we believe what we remember or, do we remember what we believe? *Advances in Consumer Research*, 25, 221–225.
- Lawrence, M. A. (2016). *ez: Easy analysis and visualization of factorial experiments* [Software manual]. <https://CRAN.R-project.org/package=ez> (R package version 4.4-0).
- Lev-Ari, S., & Keysar, B. (2010). Why don't we believe non-native speakers? the influence of accent on credibility. *Journal of Experimental Social Psychology*, 46(6), 1093–1096. doi:10.1016/j.jesp.2010.05.025
- Loftus, E. F. (2005). Planting misinformation in the human mind: A 30-year investigation of the malleability of memory. *Learning & Memory*, 12(4), 361–366. doi:10.1101/lm.94705

- Loftus, E. F., Miller, D. G., & Burns, H. J. (1978). Semantic integration of verbal information into a visual memory. *Journal of Experimental Psychology: Human Learning and Memory*, *4*(1), 19–31. doi:10.1037/0278-7393.4.1.19
- Love, J., & Mair, P. (2018). *walrus: Robust Statistical Methods. R package* (Version 1.0.3). <https://CRAN.R-project.org/package=walrus>
- Lüdtke D (2018). *esc: Effect Size Computation for Meta-Analysis*. (Version 0.4.1). <https://CRAN.R-project.org/package=esc>
- Macmillan, N. A., & Kaplan, H. L. (1985). Detection theory analysis of group data: Estimating sensitivity from average hit and false-alarm rates. *Psychological Bulletin*, *98*(1), 185–199.
- McCabe, D. P., Roediger, H. L., & Karpicke, J. D. (2011). Automatic processing influences free recall: converging evidence from the process dissociation procedure and remember-know judgments. *Memory & Cognition*, *39*(3), 389–402. doi:10.3758/s13421-010-0040-5
- Mandler, G. (1980). Recognizing: The judgment of previous occurrence. *Psychological Review*, *87*(3), 252–271. doi:10.1037/0033-295x.87.3.252
- Marsh, E. J., & Rajaram, S. (2019). The Digital Expansion of the Mind: Implications of Internet Usage for Memory and Cognition. *Journal of Applied Research in Memory and Cognition*, *8*(1), 1–14. doi:10.1016/j.jarmac.2018.11.001
- Mathôt, S., Schreij, D., & Theeuwes, J. (2012). OpenSesame: An open-source, graphical experiment builder for the social sciences. *Behavior Research Methods*, *44*(2), 314–324. doi:10.3758/s13428-011-0168-7
- McGlone, M. S., & Tofiqbakhsh, J. (2000). Birds of a feather flock conjointly (?): Rhyme as reason in aphorisms. *Psychological Science*, *11*(5), 424–428. doi:10.1111/1467-9280.00282
- Meehl, P. E. (1990). Appraising and Amending Theories: The Strategy of Lakatosian Defense and Two Principles that Warrant It. *Psychological Inquiry*, *1*(2), 108–141. doi:10.1207/s15327965pli0102_1
- Mickes, L., Seale-Carlisle, T. M., & Wixted, J. T. (2013). Rethinking familiarity: Remember/Know judgments in free recall. *Journal of Memory and Language*, *68*(4), 333–349. doi:10.1016/j.jml.2013.01.001
- Mitchell, J. P., Dodson, C. S., & Schacter, D. L. (2005). fMRI Evidence for the Role of Recollection in Suppressing Misattribution Errors: The Illusory Truth Effect. *Journal of Cognitive Neuroscience*, *17*(5), 800–810. doi:10.1162/0898929053747595

- Mitchell, J. P., Sullivan, A. L., Schacter, D. L., & Budson, A. E. (2006). Misattribution errors in Alzheimer's disease: The illusory truth effect. *Neuropsychology, 20*(2), 185–192. doi:10.1037/0894-4105.20.2.185
- Montoya, R. M., Horton, R. S., Vevea, J. L., Citkowicz, M., & Lauber, E. A. (2017). A re-examination of the mere exposure effect: The influence of repeated exposure on recognition, familiarity, and liking. *Psychological Bulletin, 143*(5), 459–498. doi:10.1037/bul0000085
- Morey, R. D., Homer, S., & Proulx, T. (2018). Beyond Statistics: Accepting the Null Hypothesis in Mature Sciences. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science, 1*(2), 245–258. doi:10.1177/2515245918776023
- Murnane, K., & Bayen, U. J. (1996). An evaluation of empirical measures of source identification. *Memory & Cognition, 24*(4), 417–428. doi:10.3758/BF03200931
- Murray, S., Stanley, M., McPhetres, J., Pennycook, G., & Seli, P. (2020, January 15). "I've said it before and I will say it again": Repeating statements made by Donald Trump increases perceived truthfulness for individuals across the political spectrum. <https://doi.org/10.31234/osf.io/9evzc>
- Mutter, S. A., Lindsey, S. E., & Pliske, R. M. (1995). Aging and credibility judgment. *Aging, Neuropsychology, and Cognition, 2*(2), 89–107. doi:10.1080/13825589508256590
- Nadarevic, L. (2007). [A failed replication of the truth effect]. Unpublished raw data. doi:10.17605/osf.io/fw2qe.
- Nadarevic, L., & Erdfelder, E. (2019). More evidence against the Spinozan model: Cognitive load diminishes memory for “true” feedback. *Memory & Cognition, 47*(7), 1386–1400. doi:10.3758/s13421-019-00940-6
- Nadarevic, L., Plier, S., Thielmann, I., & Darancó, S. (2018). Foreign language reduces the longevity of the repetition-based truth effect. *Acta Psychologica, 191*, 149–159. doi:10.1016/j.actpsy.2018.08.019
- Nadarevic, L., & ABfalg, A. (2017). Unveiling the truth: warnings reduce the repetition-based truth effect. *Psychological Research, 81*(4), 814–826. doi:10.1007/s00426-016-0777-y
- Nadarevic, L., & Erdfelder, E. (2013). Spinoza's error: Memory for truth and falsity. *Memory & cognition, 41*(2), 176–186. doi:10.3758/s13421-012-0251-z
- Nadarevic, L., & Erdfelder, E. (2014). Initial judgment task and delay of the final validity rating task moderate the truth effect. *Consciousness and cognition, 23*, 74–84. doi:10.1016/j.concog.2013.12.002

- Nadarevic, L., Meckler, D., & Schmidt, A. (2012). [An investigation of the truth effect and different personality traits]. Unpublished raw data. doi: 10.17605/osf.io/6wv4z.
- Navarro, D. J. (2015). *Learning statistics with R: A tutorial for psychology students and other beginners* (Version 0.5) (University of Adelaide. Adelaide, Australia).
- Newman, E. J., Jalbert, M. C., Schwarz, N., & Ly, D. P. (2020). Truthiness, the illusory truth effect, and the role of need for cognition. *Consciousness and Cognition*, *78*, 102866. doi:10.1016/j.concog.2019.102866
- Newman, E. J., Garry, M., Bernstein, D. M., Kantner, J., & Lindsay, D. S. (2012). Non-probative photographs (or words) inflate truthiness. *Psychonomic bulletin & review*, *19*(5), 969–974. doi:10.3758/s13423-012-0292-0
- Newman, E. J., Garry, M., Unkelbach, C., Bernstein, D. M., Lindsay, D. S., & Nash, R. A. (2015). Truthiness and falsiness of trivia claims depend on judgmental contexts. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *41*(5), 1337–1348. doi:10.1037/xlm0000099
- Newman, N., Fletcher, R., Kalogeropoulos, A., & Nielsen, R.K. (2019). *Reuters Institute Digital News Report 2019*. Reuters Institute for the Study of Journalism. Récupéré sur https://reutersinstitute.politics.ox.ac.uk/sites/default/files/2019-06/DNR_2019_FINAL_0.pdf
- Nieznański, M. (2020). Levels-of-processing effects on context and target recollection for words and pictures. *Acta Psychologica*, *209*, 103127. doi:10.1016/j.actpsy.2020.103127
- Nosek, B. A., Beck, E. D., Campbell, L., Flake, J. K., Hardwicke, T. E., Mellor, D. T., ... Vazire, S. (2019). Preregistration Is Hard, And Worthwhile. *Trends in Cognitive Sciences*, *23*(10), 815–818. doi:10.1016/j.tics.2019.07.009
- Nosek, B. A., Ebersole, C. R., DeHaven, A. C., & Mellor, D. T. (2018). The preregistration revolution. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *115*(11), 2600–2606. doi:10.1073/pnas.1708274114
- Olejnik, S., & Algina, J. (2003). Generalized eta and omega squared statistics: Measures of effect size for some common research designs. *Psychological Methods*, *8*(4), 434–447. doi:10.1037/1082-989X.8.4.434
- Oliver, J. E., & Wood, T. (2014). Medical Conspiracy Theories and Health Behaviors in the United States. *JAMA Internal Medicine*, *174*(5), 817. doi:10.1001/jamainternmed.2014.190

- Open Science Collaboration (2015). Estimating the reproducibility of psychological science. *Science*, 349(6251), aac4716–aac4716. doi:10.1126/science.aac4716
- Pantazi, M. (2017). *False Words Seem True: The Power of Truth Bias in shaping Memory and Judgment*. (Unpublished doctoral dissertation). Université Libre de Bruxelles, Belgique. Récupéré sur : <https://difusion.ulb.ac.be/vufind/Record/ULB-DIPOT:oai:dipot.ulb.ac.be:2013/245868/Holdings>
- Pantazi, M., Kissine, M., & Klein, O. (2018). The Power of the Truth Bias: False Information Affects Memory and Judgment Even in the Absence of Distraction. *Social Cognition*, 36(2), 167–198. doi:10.1521/soco.2018.36.2.167
- Parks, C. M., & Toth, J. P. (2006). Fluency, familiarity, aging, and the illusion of truth. *Aging, neuropsychology, and cognition*, 13(2), 225–253. doi:10.1080/138255890968691
- Pennycook, G., Cannon, T. D., & Rand, D. G. (2018). Prior exposure increases perceived accuracy of fake news. *Journal of experimental psychology: General*. Advance online publication. doi:10.1037/xge0000465
- Popper, K. R. (2009). *La connaissance objective. Une approche évolutionniste*. (J. J. Rosat, Trad.). Paris : Flammarion. (Texte original publié en 1972).
- Popper, K. R. (2006). *Conjectures et réfutations. La croissance du savoir scientifique*. (M. Irene, M. B. De Launay, & M. Mew, Trad.). Paris : Payot. (Texte original publié en 1963).
- Popper, K. R. (2017). *La logique de la découverte scientifique*. (N. Tyssen-Ruuten & P. Devaux, Trad.). Paris : Payot. (Texte original publié en 1934).
- Putnam, A. L., & Phelps, R. J. (2017). The citation effect: In-text citations moderately increase belief in trivia claims. *Acta Psychologica*, 179, 114–123. doi:10.1016/j.actpsy.2017.07.010
- Quintana, D., & Eriksen, J. A. (2018). Bayesian alternatives for common null-hypothesis significance tests in psychiatry: A non-technical guide using JASP. *BMC psychiatry*, 18(1), 178. doi: 10.1186/s12888-018-1761-4
- R Core Team. (2018). *R: A language and environment for statistical computing*. [Computer software]. Récupéré sur : <http://www.R-project.org>
- Rajaram, S. (1996). Perceptual effects on remembering: recollective processes in picture recognition memory. *Journal of Experimental Psychology. Learning, Memory, and Cognition*, 22, 365–377
- Rajaram, S. (1993). Remembering and knowing: Two means of access to the personal past. *Memory & cognition*, 21(1), 89–102. doi:10.3758/bf03211168

- Reber, R., & Schwarz, N. (1999). Effects of perceptual fluency on judgments of truth. *Consciousness and cognition*, 8(3), 338–342. doi:10.1006/ccog.1999.0386
- Reber, R., & Unkelbach, C. (2010). The epistemic status of processing fluency as source for judgments of truth. *Review of philosophy and psychology*, 1(4), 563–581. doi:10.1007/s13164-010-0039-7
- Reichstadt, R. (2019). *L'opium des imbéciles : Essai sur la question complotiste*. Paris : Grasset.
- Reyna, V. F. (2012). A new intuitionism: Meaning, memory, and development in fuzzy-trace theory. *Judgment and decision making*, 7(3), 332-359.
- Reyna, V. F. (1996). Conceptions of memory development with implications for reasoning and decision making. *Annals of child development*, 12, 87-118.
- Reyna, V. F., Lloyd, F. J., & Brainerd, C. J. (2003). Memory, development, and rationality: An integrative theory of judgment and decision-making. In S. Schneider & J. Shanteau (Eds.), *Emerging perspectives on judgment and decision research* (pp. 201-245). New York: Cambridge University Press.
- Richter, T. (2015). Validation and Comprehension of Text Information: Two Sides of the Same Coin. *Discourse Processes*, 52(5-6), 337–355. doi:10.1080/0163853x.2015.1025665
- Riefer, D. M., & Batchelder, W. H. (1988). Multinomial modeling and the measurement of cognitive processes. *Psychological Review*, 95(3), 318–339. doi:10.1037/0033-295x.95.3.318
- Roediger, H. L., & McDermott, K. B. (1995). Creating false memories: Remembering words not presented in lists. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 21(4), 803–814. doi:10.1037/0278-7393.21.4.803
- Roggeveen, A. L., & Johar, G. V. (2002). Perceived source variability versus familiarity: Testing competing explanations for the truth effect. *Journal of Consumer Psychology*, 12(2), 81–91. doi:10.1207/153276602760078622
- Russell, B. (1989). *Problèmes de philosophie* (F. Rivenc, Trad.). Paris : Payot. (Texte original publié en 1912).
- Sarkis, J.T. (2015). *The effect of sociolinguistic accent on the believability of trivia statements*. (Unpublished thesis for the degree of bachelor of arts). University of Michigan, USA. Récupéré sur : <https://deepblue.lib.umich.edu/handle/2027.42/112111>.
- Scholl, S. G., Greifeneder, R., & Bless, H. (2014). When fluency signals truth: Prior successful reliance on fluency moderates the impact of fluency on truth judgments. *Journal of behavioral decision making*, 27(3), 268–280. doi:10.1002/bdm.1805

- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6, 461–464
- Schwartz, M. (1982). Repetition and rated truth value of statements. *The American Journal of Psychology*, 95(3), 393–407. doi:10.2307/1422132
- Skurnik, I., Yoon, C., Park, D. C., & Schwarz, N. (2005). How Warnings about False Claims Become Recommendations. *Journal of Consumer Research*, 31(4), 713–724. doi:10.1086/426605
- Silva, R. R. (2014). “*The truth is never pure and rarely simple*”: *Understanding the role of repetition and processing fluency on the illusion of truth effect*. (Unpublished doctoral dissertation). Instituto Universitário, Lisbon, Portugal. Récupéré sur : <http://repositorio.ispa.pt/handle/10400.12/3187>
- Silva, R. R., Garcia-Marques, T., & Reber, R. (2017). The informative value of type of repetition: Perceptual and conceptual fluency influences on judgments of truth. *Consciousness and Cognition*, 51, 53–67. doi:10.1016/j.concog.2017.02.016
- Silva, R. R., Garcia-Marques, T., & Mello, J. (2016). The differential effects of fluency due to repetition and fluency due to color contrast on judgments of truth. *Psychological research*, 80(5), 821–837. doi:10.1007/s00426-015-0692-7
- Simmons, J. P., Nelson, L. D., & Simonsohn, U. (2011). False-positive psychology: Undisclosed flexibility in data collection and analysis allows presenting anything as significant. *Psychological Science*, 22(11), 1359–1366. doi:10.1177/0956797611417632
- Simmons, J. P., Nelson, L. D., & Simonsohn, U. (2012). A 21-word solution. *Society for Personality and Social Psychology’s Dialogue Newsletter*, 26(2), 4–7. Récupéré sur : http://spsp.org/sites/default/files/dialogue_26%28%29.pdf
- Souza, A. L., & Markman, A. B. (2012, January 04). *Accent, processing fluency and credibility judgment*. Récupéré sur : <http://www.PsychFileDrawer.org/replication.php?attempt=MTE>
- Stanislaw, H., & Todorov, N. (1999). Calculation of signal detection theory measures. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 31(1), 137–149. doi:10.3758/BF03207704
- Starns, J. J., Hicks, J. L., Brown, N. L., & Martin, B. A. (2008). Source memory for unrecognized items: Predictions from multivariate signal detection theory. *Memory & Cognition*, 36(1), 1–8. doi:10.3758/mc.36.1.1
- Stein, R. A. (2017). The golden age of anti-vaccine conspiracies. *Germs*, 7(4), 168–170. doi:10.18683/germs.2017.1122

- Street, C.N.H., & Masip, J. (2015). The source of the truth bias: heuristic processing? *Scandinavian journal of psychology*, *56*(3), 254-263.
- Swami, V., Voracek, M., Stieger, S., Tran, U. S., & Furnham, A. (2014). Analytic thinking reduces belief in conspiracy theories. *Cognition*, *133*(3), 572–585. doi:10.1016/j.cognition.2014.08.006
- Swami, V., Coles, R., Stieger, S., Pietschnig, J., Furnham, A., Rehim, S., & Voracek, M. (2011). Conspiracist ideation in Britain and Austria: Evidence of a monological belief system and associations between individual psychological differences and real-world and fictitious conspiracy theories. *British Journal of Psychology*, *102*(3), 443–463. doi:10.1111/j.2044-8295.2010.02004.x
- Tarski, A. (1983). *Logic, Semantics, Metamathematics* (2nd ed). (J.H. Woodger, Trad.). Indianapolis, IN : Hackett publishing company.
- Thorburn, S., & Bogart, L. M. (2005). Conspiracy Beliefs About Birth Control: Barriers to Pregnancy Prevention Among African Americans of Reproductive Age. *Health Education & Behavior*, *32*(4), 474–487. doi:10.1177/1090198105276220
- Torchiano, M. (2017). *effsize: Efficient effect size computation [Software manual]*. <https://CRAN.R-project.org/package=effsize> (R package version 0.7.1).
- Tulving, E. (1985). Memory and consciousness. *Canadian Psychology/Psychologie canadienne*, *26*(1), 1–12.
- Unkelbach, C. (2007). Reversing the truth effect: learning the interpretation of processing fluency in judgments of truth. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *33*(1), 219–230. doi:10.1037/0278-7393.33.1.219
- Unkelbach, C., & Greifeneder, R. (2018). Experiential fluency and declarative advice jointly inform judgments of truth. *Journal of Experimental Social Psychology*, *79*, 78–86. doi:10.1016/j.jesp.2018.06.010
- Unkelbach, C., & Greifeneder, R. (2013). A general model of fluency effects in judgment and decision making. In C. Unkelbach & R. Greifeneder (Eds.), *The experience of thinking: How the fluency of mental processes influences cognition and behaviour* (pp. 11–32). New York, NY: Psychology press.
- Unkelbach, C., Koch, A., Silva, R. R., & Garcia-Marques, T. (2019). Truth by Repetition: Explanations and Implications. *Current Directions in Psychological Science*, *28*(3), 247–253. doi:10.1177/0963721419827854
- Unkelbach, C., & Rom, S. C. (2017). A referential theory of the repetition-induced truth effect. *Cognition*, *160*, 110–126. doi:10.1016/j.cognition.2016.12.016

- Unkelbach, C., & Stahl, C. (2009). A multinomial modeling approach to dissociate different components of the truth effect. *Consciousness and Cognition, 18*(1), 22–38. doi:10.1016/j.concog.2008.09.006
- van der Linden, S. (2015). The conspiracy-effect: exposure to conspiracy theories (about global warming) decrease pro social behavior and science acceptance. *Personality and Individual Differences, 87*, 171–173. 10.1016/j.paid.2015.07.04
- van Prooijen, J.-W., & Douglas, K. M. (2018). Belief in conspiracy theories: Basic principles of an emerging research domain. *European Journal of Social Psychology, 48*(7), 897–908. doi:10.1002/ejsp.2530
- Vazire, S. (2018). Implications of the Credibility Revolution for Productivity, Creativity, and Progress. *Perspectives on Psychological Science, 13*(4), 411–417. doi:10.1177/1745691617751884
- Viechtbauer, W. (2010). Conducting meta-analyses in R with the metafor package. *Journal of Statistical Software, 36*(3), 1-48. <http://www.jstatsoft.org/v36/i03/>
- Vosoughi, S., Roy, D., & Aral, S. (2018). The spread of true and false news online. *Science, 359*(6380), 1146–1151. doi:10.1126/science.aap9559
- Wagenmakers, E.-J., Wetzels, R., Borsboom, D., & van der Maas, H. L. J. (2011). Why psychologists must change the way they analyze their data: The case of psi: Comment on Bem (2011). *Journal of Personality and Social Psychology, 100*(3), 426–432. doi:10.1037/a0022790
- Wagenmakers, E.-J., Morey, R. D., & Lee, M. D. (2016). Bayesian Benefits for the Pragmatic Researcher. *Current Directions in Psychological Science, 25*(3), 169–176. doi:10.1177/0963721416643289
- Wagner-Egger, P., Delouvée, S., Gauvrit, N., & Dieguez, S. (2018). Creationism and conspiracism share a common teleological bias. *Current Biology, 28*(16), R867–R868. doi:10.1016/j.cub.2018.06.072
- Wickham, H. (2009). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis*. New York : Springer-Verlag.
- Wixted, J. T., & Mickes, L. (2010). A continuous dual-process model of remember/know judgments. *Psychological Review, 117*(4), 1025–1054. doi:10.1037/a0020874
- Yonelinas, A. P., & Jacoby, L. L. (2012). The process-dissociation approach two decades later: Convergence, boundary conditions, and new directions. *Memory & Cognition, 40*(5), 663–680. doi:10.3758/s13421-012-0205-5

- Yonelinas, A. P., & Jacoby, L. L. (1995). The Relation between Remembering and Knowing as Bases for Recognition: Effects of Size Congruency. *Journal of Memory and Language*, 34(5), 622–643. doi:10.1006/jmla.1995.1028
- Yonelinas, A. P., Aly, M., Wang, W.-C., & Koen, J. D. (2010). Recollection and familiarity: Examining controversial assumptions and new directions. *Hippocampus*, 20(11), 1178–1194. doi:10.1002/hipo.20864
- Yonelinas, A. P. (2002). The nature of recollection and familiarity: A review of 30 years of research. *Journal of memory and language*, 46(3), 441–517. doi:10.1006/jmla.2002.2864
- Yonelinas, A. P. (2001). Consciousness, control, and confidence: the 3 Cs of recognition memory. *Journal of Experimental Psychology: General*, 130(3), 361–379. doi:10.1037//0096-3445.130.3.361
- Zajonc, R. B. (1968). Attitudinal effects of mere exposure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 9(2), 1–27. doi:10.1037/h0025848

Annexes

Index des Annexes

ANNEXE A - PRE-TEST 1 DU MATERIEL III

- JUSTIFICATION DU PRE-TEST ET CRITERES DE SELECTION DES AFFIRMATIONS III
- METHODE IV
 - *Participants*..... iv
 - *Matériel*..... iv
 - *Procédure*..... iv
- RESULTATS V

ANNEXE B - PRE-TEST 2 DU MATERIEL..... XXI

- JUSTIFICATION D'UN DEUXIEME PRE-TEST ET CRITERES DE SELECTION DES AFFIRMATIONS XXI
- METHODE XXI
 - *Participants*..... xxi
 - *Matériel*..... xxi
 - *Procédure*..... xxii
- RESULTATS XXII

ANNEXE C - ÉQUATIONS MOBILISEES DANS LE MANUSCRIT XL

- 1. ÉQUATIONS DE LA METHODE D'INDEPENDANCE REMEMBER/KNOW (YONELINAS & JACOBY, 1995) ET DE LA PROCEDURE DE DISSOCIATION DES PROCESSUS ADAPTEES PAR BEGG, ANAS, ET FARINACCI (1992) XL
- 2. ÉQUATIONS DU MODELE MULTINOMIAL D'ARBRES DE TRAITEMENT DE L'EFFET DE VERITE (UNKELBACH & STAHL, 2009)..... XL
- 3. ÉQUATIONS DU MODELE MULTINOMIAL D'ARBRES DE TRAITEMENT DE L'INERTIE DE LA REPONSE XLI
- 4. ÉQUATIONS DU MODELE A DEUX SEUILS ELEVES DE LA MEMOIRE DE SOURCE (BAYEN, MURNANE, & ERDFELDER, 1996) XLI

- 5. ÉQUATIONS DU MODELE A QUATRE ETATS DES EXPERIENCES DE RECUPERATION DU PARADIGME REMEMBER/KNOW (ERDFELDER, CÜPPER, AUER, & UNDORF, 2007)..... XLII

ANNEXE D - AFFIRMATIONS UTILISEES DANS L'ÉTUDE 7 (IFOP, 2017) ET DANS L'ÉTUDE 8 (IFOP, 2019).....XLIII

ANNEXE E – TABLEAU E1XLV

ANNEXE F - ÉTUDE DE FOLLOW-UP DE L'ÉTUDE 1 : EFFETS DE LA DIVISION DE L'ATTENTION SUR L'EFFET DE VERITE ET LA MEMOIRE DE SOURCE XLVI

- METHODEXLVI
 - *Nombre de participants prévu..... xlvi*
 - *Matériel..... xlvii*
 - *Procédure..... xlvii*
- RÉFÉRENCE XLIX

Annexe A

Pré-test 1 du matériel

Justification du pré-test et critères de sélection des affirmations

Dans l'optique de mettre en évidence l'effet de vérité, nous avons eu besoin d'avoir des affirmations en français respectant les caractéristiques de vérité habituellement retrouvées dans la littérature. Pour constituer le matériel, nous avons utilisé une logique analogue à celle d'Unkelbach et Rom (2017), qui ont créé des paires d'affirmations sur un thème où l'une est vraie, et l'autre fausse. Ce choix nous semblait préférable à la création d'affirmations toutes sur des thèmes différents où certaines sont vraies et d'autres fausses, car cela présente l'inconvénient de mélanger la vérité et le thème des affirmations. Disposer d'affirmations vraies et fausses sur un même thème permet de contrôler un possible effet du thème.

Pour minimiser l'effet des connaissances antérieures et pour disposer d'affirmations incertaines, nous avons retenu trois critères de sélection des affirmations :

1. Sur une échelle de Likert en 7 points (1 : « Certainement faux » ; 2 : « Probablement faux » ; 3 : « Possiblement faux » ; 4 : « Vérité incertaine » ; 5 : « Possiblement vrai » ; 6 : « Probablement vrai » ; 7 : « Certainement vrai »), la moyenne des affirmations devait être comprise entre 3.10 et 4.90. Ces bornes ont été fixées de façon arbitraire, et sont légèrement plus resserrées que celles utilisées par Hawkins & Hoch (1992) (i.e., [3.20 ; 4.80]). Nous justifions notre choix en disant qu'un intervalle d'inclusion trop petit risquait d'exclure trop d'affirmations sans constituer un gain substantiel. En outre, tant que les valeurs 3 et 5 ne constituent pas la moyenne, une tendance vers un pôle ou l'autre ne constitue pas un biais majeur.
2. Le mode des affirmations devait être de 3, 4, ou 5, bien que l'idéal soit 4. Ici encore, une tendance vers l'un des pôles de vérité ne constitue pas un biais majeur du fait du caractère incertain demeurant dans une réponse indiquant « Possiblement faux » ou « Possiblement vrai ».
3. L'écart-type des affirmations devrait être inférieur à 2 points afin d'éviter une trop grande variabilité des réponses.

Ces critères ont été appliqués à chaque affirmation. Dès lors qu'au moins une affirmation d'une paire ne respectait pas tous ces critères, la paire d'affirmations était exclue du matériel à constituer.

Méthode

Participants

Soixante-douze participants (68.01% femmes, $M_{\text{âge}} = 31.39$; $SD_{\text{âge}} = 13.81$) ont pris part à l'étude, réalisée en ligne avec la plateforme Qualtrics. Dans ce pré-test, nous avons décidé d'exclure les participants ayant plus de 50 ans ($n = 3$) et les participants ayant répondu à moins de 20 affirmations présentées sur les 80 à évaluer ($n = 11$). Cinquante-huit participants ont été gardés dans l'échantillon final (65.52% femmes, $M_{\text{âge}} = 26.50$; $SD_{\text{âge}} = 10.25$), dont 6 n'ont pas jugé toutes les affirmations présentées.

Matériel

Le matériel se compose de 80 paires d'affirmations tirées de trois sources. Les affirmations et leur source sont présentées dans le Tableau A1. Nous avons récupéré et traduit en français les 60 paires d'affirmations rédigées en anglais utilisées par Unkelbach et Rom (2017). Nous avons également récupéré et traduit en français 12 paires d'affirmations rédigées en portugais utilisées dans la thèse de Silva (2014). Enfin, nous avons créé 8 paires d'affirmations rédigées en français.

Puisque le matériel se compose de paires d'affirmations (une affirmation est vraie, l'autre est fausse), un même participant ne pouvait pas évaluer à la fois la version vraie et la version fausse d'une même affirmation. Nous avons créé deux sets de 80 affirmations équivalents quant à leur source et à leur vérité factuelle (40 affirmations vraies et 40 fausses tirées de paires différentes). Dans l'échantillon final, 28 participants ont évalué le premier set d'affirmations et 30 participants ont évalué le deuxième set.

Procédure

L'étude était présentée comme un test sur le matériel que nous utiliserions dans la thèse. Après avoir donné leur consentement libre et éclairé, les participants ont répondu à des questions sociodémographiques (sexe ; âge ; activité). La tâche d'évaluation des affirmations était ensuite présentée. Les consignes insistaient sur l'importance de ne pas rechercher des informations en lien avec les affirmations présentées pendant l'étude. De façon contrebalancée, un des deux sets de 80 affirmations était ensuite sélectionné. Les affirmations étaient présentées une par une dans un ordre aléatoire, accompagnées d'une échelle de Likert en 7 points allant de « Certainement faux » à « Certainement vrai » sur laquelle les participants devaient se positionner. Après avoir évalué les 80 affirmations, les participants étaient remerciés.

Résultats

Le Tableau A1 présente les moyennes, modes, et écarts-types calculés sur chaque affirmation. Nous indiquons en gras les affirmations ne respectant pas nos critères de sélection, qui sont (1) une moyenne comprise entre 3.10 et 4.90, (2) un mode de 3, 4, ou 5, (3) un écart-type inférieur à 2. Les 59 paires numérotées dans la colonne « N paire retenue » sont celles que nous avons retenues et utilisées dans nos Études 1 (Chapitre 4), 2 (Chapitre 5), et dans l'étude préenregistrée dont le recueil est prévu (Annexe F).

Tableau A1.

Affirmations présentées dans le pré-test et résultats sur les trois indicateurs (moyenne de vérité perçue, mode, et écart-type). Les affirmations présentées en gras ne respectent pas au moins un des trois critères d'inclusion

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
1	Unkelbach et Rom (2017)	1	Vraie	Le plus petit oiseau du monde est le Colibri d'Elena.	5.52	5	1.12	Non	
1		2	Fausse	Le plus petit oiseau du monde est le Colibri d'Abeillé.	5.79	7	1.07		
2		1	Vraie	Le Vatican a le taux de criminalité le plus élevé au monde.	2.21	1	1.55	Non	
2		2	Fausse	Le Vatican a le taux de criminalité le plus faible au monde.	4.45	5	1.78		
3		1	Vraie	Le requin-baleine est le plus gros poisson au monde.	4.35	7	2.42	Non	
3		2	Fausse	Le requin pèlerin est le plus gros poisson au monde.	3.66	1	2.38		
4		1	Vraie	L'effet Doppler s'applique à la vitesse de la lumière.	4.65	5	1.60	Oui	1
4		2	Fausse	L'effet Doppler ne s'applique pas à la vitesse de la lumière.	3.76	4	1.72		
5		1	Vraie	Nereid est une lune de la planète Neptune.	4.25	4	0.93	Oui	2
5		2	Fausse	Nereid est une lune de la planète Saturne.	4.10	4	1.32		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
6		1	Vraie	Le premier opéra de Puccini est « Le Villi ».	4.42	4	0.99		
6		2	Fausse	Le premier opéra de Puccini est « Manon Lescaut ».	2.97	4	1.30	Non	
7		1	Vraie	Van Gogh a peint « La Nuit Etoilée » à Saint-Rémy.	4.88	4	0.99		
7		2	Fausse	Van Gogh a peint « La Nuit Etoilée » à Arles.	5.31	5	1.07	Non	
8		1	Vraie	Le cothurne était une chaussure portée par les acteurs en Grèce antique.	4.41	4	0.75	Oui	3
8		2	Fausse	Le cothurne était une ceinture romaine.	4.17	4	1.31		
9		1	Vraie	Dans le conte de fées « Les Souliers usés à la danse », le roi a 12 filles.	4.41	4	0.93		
9		2	Fausse	Dans le conte de fées « Les Souliers usés à la danse », le roi a 7 filles.	4.17	4	0.89	Oui	4
10		1	Vraie	Un des fils d'Aphrodite était Priapus.	4.70	4	1.23		
10		2	Fausse	Un des fils d'Aphrodite était Anchise.	4.21	4	1.76	Oui	5
11		1	Vraie	Les « Sonnets pour Laura » ont été écrits par Pétrarque.	3.93	4	1.36		
11		2	Fausse	Les « Sonnets pour Laura » ont été écrits par Boccacio.	4.20	4	0.76	Oui	6
12		1	Vraie	Zeus et Themis sont les parents des trois épouses de la destinée.	3.62	4	1.65	Oui	7

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
12		2	Fausse	Zeus et Leda sont les parents des trois épouses de la destinée.	4.17	4	1.56		
13		1	Vraie	Le nom de famille du peintre Michel-Ange est Buonarotti.	4.86	5	1.08	Oui	8
13		2	Fausse	Le nom de famille du peintre Michel-Ange est Santi.	3.69	4	1.75		
14		1	Vraie	La méduse la plus toxique au monde est la méduse Chironex fleckeri.	4.19	4	1.17	Oui	9
14		2	Fausse	La méduse la plus toxique au monde est la méduse Cotylorhiza tuberculatus.	4.60	4	1.33		
15		1	Vraie	Le deuxième voyage de Gulliver est à destination de Brobdingnag.	4.12	4	0.95	Oui	10
15		2	Fausse	Le deuxième voyage de Gulliver est à destination de Luggnagg.	3.86	4	1.25		
16		1	Vraie	Bramante est un architecte de la Renaissance.	4.36	4	0.91	Oui	11
16		2	Fausse	Bramante est un compositeur de la Renaissance.	4.48	4	0.91		
17		1	Vraie	Le phlogistique n'est pas inflammable.	4.04	4	1.19	Oui	12
17		2	Fausse	Le phlogistique est inflammable.	3.83	4	0.93		
18		1	Vraie	Le nerf phrénique innerve le diaphragme.	4.59	4	1.25	Oui	13
18		2	Fausse	Le nerf phrénique innerve les muscles du bras.	3.72	4	1.46		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
19		1	Vraie	Le pays le plus petit de l'Amérique Centrale est Le Salvador.	5.18	7	1.70	Non	
19		2	Fausse	Le pays le plus petit de l'Amérique Centrale est Belize.	4.76	5	1.27		
20		1	Vraie	Georg Philipp Telemann est né à Magdebourg.	4.22	4	0.58	Oui	14
20		2	Fausse	Georg Philipp Telemann est né à Leipzig.	4.41	4	1.09		
21		1	Vraie	Le Docteur Jonas Salk a développé le vaccin contre la polio.	4.30	4	0.95	Oui	15
21		2	Fausse	Le Docteur Jonas Salk a développé le vaccin contre le tétanos.	4.07	4	1.22		
22		1	Vraie	Dans les années 1930, la télévision était appelée « cinéma avec son distant ».	3.48	4	0.98	Oui	16
22		2	Fausse	Dans les années 1930, la télévision était appelée « cinéma-maison ».	3.86	5	1.55		
23		1	Vraie	Mark Twain a traduit "Pierre l'ébouriffé" ("Der Struwwelpeter") en anglais.	4.04	4	0.85	Oui	17
23		2	Fausse	Mark Twain a traduit "Till l'espiègle" ("Till Eulenspiegel") en anglais.	4.27	4	1.17		
24		1	Vraie	Le poison de la tarentule n'est pas dangereux pour les humains.	2.80	1	1.76	Non	

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
24		2	Fausse	Le poison de la tarentule met en péril la vie des humains.	4.93	5	1.60		
25		1	Vraie	Falstaff est le dernier opéra de Verdi.	4.00	4	1.10	Oui	18
25		2	Fausse	Otello est le dernier opéra de Verdi.	4.55	4	1.35		
26		1	Vraie	Brecht a écrit la pièce « La vie de Galilée » pendant son exil au Danemark.	4.04	4	0.98	Oui	19
26		2	Fausse	Brecht a écrit la pièce « La vie de Galilée » pendant son exil à Paris.	4.39	4	0.96		
27		1	Vraie	L'incapacité à reconnaître des séquences de sons et de rythmes est appelée amusie.	4.32	4	1.93	Oui	20
27		2	Fausse	L'incapacité à reconnaître des séquences de sons et de rythmes est appelée dystonie.	4.72	5	1.97		
28		1	Vraie	La musicienne Fiona Apple a grandi dans la ville de New York.	4.15	4	1.13	Oui	21
28		2	Fausse	La musicienne Fiona Apple a grandi dans la ville de Los Angeles.	4.36	4	0.78		
29		1	Vraie	Antonio Vivaldi a émigré en Autriche en 1740.	4.54	4	1.14	Oui	22
29		2	Fausse	Antonio Vivaldi a émigré en Allemagne en 1740.	4.21	5	1.10		
30		1	Vraie	L'écrivain Ronald Schernikau est enterré dans le quartier Friedrichshain de Berlin.	4.29	4	0.71	Oui	23

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
30		2	Fausse	L'écrivain Ronald Schernikau est enterré dans le quartier St. Georg de Hambourg.	4.32	4	0.72		
31		2	Vraie	Jürgen Ovens a été l'élève de Rembrandt.	4.45	4	1.06	Oui	24
31		1	Fausse	Jürgen Ovens a été l'élève de Paul Klee.	4.07	4	0.83		
32		2	Vraie	La Berkeley Software Distribution est un système d'exploitation.	3.97	4	1.63	Oui	25
32		1	Fausse	La Berkeley Software Distribution est une chaîne américaine de magasins.	3.88	5	1.37		
33		2	Vraie	D'après le magazine Forbes, l'homme le plus riche au monde en 2007 était Bill Gates.	6.20	6	0.81	Non	
33		1	Fausse	D'après le magazine Forbes, l'homme le plus riche au monde en 2007 était Warren Buffet.	4.15	4	1.32		
34		2	Vraie	Le siège social de la compagnie Braun se situe à Kronberg, dans le Taunus, en Allemagne.	4.28	4	1.31	Oui	26
34		1	Fausse	Le siège social de la compagnie Braun se situe à Francfort, dans le Main, en Allemagne.	4.19	4	1.49		
35		2	Vraie	Le Srang est une des monnaies historiques du Tibet.	4.41	4	0.73	Oui	27

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
35		1	Fausse	Le Srang est une des monnaies historiques de la Thaïlande.	4.19	4	1.04		
36		2	Vraie	Les émeraudes présentent des cassures conchoïdales.	4.52	4	1.09		
36		1	Fausse	Les émeraudes présentent des cassures esquilleuses.	4.63	4	0.97	Oui	28
37		2	Vraie	Seuls les moustiques femelles peuvent piquer.	5.90	7	1.81		
37		1	Fausse	Seuls les moustiques mâles peuvent piquer.	2.00	1	1.39	Non	
38		2	Vraie	Il n'y a pas de serpents domestiques en Irlande et en Nouvelle-Zélande.	3.77	4	1.76		
38		1	Fausse	Il n'y a pas de serpents domestiques en Ecosse et au Groenland.	3.89	5	1.65	Oui	29
39		2	Vraie	Nerthus est une déesse allemande de la terre.	3.83	4	1.28		
39		1	Fausse	Nerthus est une déesse allemande de l'eau.	3.81	4	1.13	Oui	30
40		2	Vraie	L'hyperesthésie est un terme décrivant une intolérance à la pression, à la douleur et au toucher.	5.20	6	1.45		
40		1	Fausse	L'hyperesthésie est un terme décrivant une intolérance à la lumière.	3.52	4	1.50	Non	
41		2	Vraie	H. von Euler-Chelpin a reçu le Prix Nobel de Chimie.	4.66	4	1.04		
41		1	Fausse	H. von Euler-Chelpin a reçu le Prix Nobel de Physique.	4.54	4	1.10	Oui	31

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
42		2	Vraie	Le cholécalciférol est une vitamine trouvée dans l'huile de foie de morue.	4.55	4	0.78		
42		1	Fausse	Le cholécalciférol est une vitamine trouvée dans les fruits.	3.73	4	1.08	Oui	32
43		2	Vraie	Vega est l'étoile la plus brillante de l'hémisphère nord.	4.20	4	1.69		
43		1	Fausse	Vega est l'étoile la plus brillante de l'hémisphère sud.	4.80	4	1.19	Oui	33
44		2	Vraie	À Cuba, la chirurgie de réattribution sexuelle est gratuite.	3.31	4	1.47		
44		1	Fausse	À Cuba, la chirurgie de réattribution sexuelle est interdite.	4.96	5	1.00	Non	
45		2	Vraie	Le grolsch est une brasserie néerlandaise.	4.39	4	1.07		
45		1	Fausse	Le grolsch est un poisson néerlandais.	4.00	4	1.11	Oui	34
46		2	Vraie	Les microhylidae éclosent totalement développés, sans passer par le stade de têtards.	4.28	4	0.88		
46		1	Fausse	Le stade de têtard dure deux fois plus longtemps chez les microhylidae que chez les autres espèces de grenouilles.	4.36	4	0.78	Oui	35
47		2	Vraie	Le Peterbald est une race de chat siamois.	3.72	4	1.36		
47		1	Fausse	Le Peterbald est un genre d'herbe médicinale.	3.65	4	1.20	Oui	36

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
48		2	Vraie	Le général Romain Caius Marcus a battu les Teutons en 101 avant Jésus-Christ.	4.20	4	1.16		
48		1	Fausse	Le général Romain Lucius Cornelius Sulla a battu les Teutons en 101 avant Jésus-Christ.	4.15	4	1.29	Oui	37
49		2	Vraie	L'alphabet Hawaïen contient moins de lettres que l'alphabet Allemand.	4.57	4	1.32		
49		1	Fausse	L'alphabet Hawaïen contient plus de lettres que l'alphabet Allemand.	4.04	4	1.34	Oui	38
50		2	Vraie	La cravate est issue du col des mercenaires croates.	4.38	4	1.32		
50		1	Fausse	La cravate a été inventée en Italie.	4.63	5	1.01	Oui	39
51		2	Vraie	Le perforateur a été inventé à Bonn	4.34	4	0.48		
51		1	Fausse	Le perforateur a été inventé à Brighton.	4.27	4	0.53	Oui	40
52		2	Vraie	Le premier enfant de Mick Jagger et de Jerry Hall est Elizabeth Jagger.	4.48	4	1.02		
52		1	Fausse	Le premier enfant de Mick Jagger et de Jerry Hall est James Jagger.	4.52	4	1.01	Oui	41
53		2	Vraie	À Singapour, un client achetant du chewing-gum doit montrer sa carte d'identité.	4.48	4	1.02	Non	

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
53		1	Fausse	À Tokyo, un client achetant du chewing-gum doit montrer sa carte d'identité.	3.04	2	1.56		
54		2	Vraie	Le premier match officiel de basket s'est déroulé à Springfield.	4.13	4	1.33	Oui	42
54		1	Fausse	Le premier match officiel de basket s'est déroulé à New York.	4.54	4	0.90		
55		2	Vraie	Le Vaalserberg est le sommet le plus haut des Pays-Bas.	4.81	4	1.04	Oui	43
55		1	Fausse	Le Tankenberg est le sommet le plus haut des Pays-Bas.	4.00	4	0.94		
56		2	Vraie	L'Astate est l'élément chimique le plus rare sur Terre.	4.03	4	1.09	Oui	44
56		1	Fausse	Le Thulium est l'élément chimique le plus rare sur Terre.	4.64	4	1.31		
57		2	Vraie	Les sachets de thé sont habituellement constitués en fibres de feuilles de Musacées.	4.03	4	1.12	Oui	45
57		1	Fausse	Les sachets de thé sont habituellement constitués en fibres de feuilles de Plaqueminier.	4.29	4	1.24		
58		2	Vraie	La plupart des accidents du travail ont lieu le lundi.	4.41	6	1.55	Non	
58		1	Fausse	La plupart des accidents du travail ont lieu le vendredi.	4.41	5	1.65		
59		2	Vraie	Les plosives sont une partie des occlusives.	4.17	4	1.20	Oui	46

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
59		1	Fausse	Les plosives sont une partie d'un dispositif explosif.	3.19	4	1.42		
60		2	Vraie	La rivière Gomâl prend sa source en Afghanistan.	4.43	4	0.79		
60		1	Fausse	La rivière Gomâl prend sa source au Pakistan.	4.18	4	0.86	Oui	47
61	Silva (2014)	1	Vraie	Le premier film d'animation est français.	4.15	5	1.94		
61		2	Fausse	Le premier film d'animation est anglais.	4.25	4	1.51	Oui	48
62		1	Vraie	La plus petite fleur au monde se trouve au Japon et mesure un demi-millimètre.	4.70	4	1.07		
62		2	Fausse	La plus petite fleur au monde se trouve au Japon et mesure un millimètre.	4.48	5	1.62	Oui	49
63		1	Vraie	Le premier piano a été conçu en Autriche en 1709.	4.35	5	1.29		
63		2	Fausse	Le premier piano a été conçu en Italie en 1709.	4.14	4	1.80	Oui	50
64		1	Vraie	Le corps humain synthétise la moitié de la quantité de vitamines K nécessaire à sa survie.	4.22	4	0.64		
64		2	Fausse	Le corps humain synthétise la quasi-totalité de la quantité de vitamines K nécessaire à sa survie.	4.67	5	1.24	Oui	51
65		1	Vraie	Charlemagne a été couronné Empereur d'Occident par le Pape le jour de Noël.	3.81	4	1.75	Oui	52

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
65		2	Fausse	Charlemagne a été couronné Empereur d'Occident par le Pape le jour de Pâques.	4.04	4	1.60		
66		1	Vraie	Aucun endroit sur Terre n'est à l'abri des tempêtes électriques.	4.46	6	1.82	Non	
66		2	Fausse	Aucun endroit sur Terre n'est à l'abri des activités volcaniques.	4.48	7	2.15		
67		2	Vraie	Le premier drapeau de la confédération des Etats-Unis a été appelé 'Etoiles et Lignes'.	4.21	4	1.71	Oui	53
67		1	Fausse	Le premier drapeau de la confédération des Etats-Unis a été appelé 'Gloire antique'.	3.52	4	1.12		
68		2	Vraie	Congeler un alcool fort implique une température inférieure à -40 \degree C.	4.38	2	2.16	Non	
68		1	Fausse	Congeler un alcool fort implique une température inférieure à -90 \degree C.	4.37	5	1.90		
69		2	Vraie	Un lapin peut mettre au monde entre 3 et 12 lapereaux dans un intervalle de 5 à 6 semaines.	5.00	7	2.16	Non	
69		1	Fausse	Un lapin peut mettre au monde entre 3 et 12 lapereaux dans un intervalle de 2 à 3 semaines.	4.67	6	1.90		
70		2	Vraie	Le cœur du serpent continue de battre 24h après que sa tête a été coupée.	3.93	5	1.81	Non	

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
70		1	Fausse	Le cœur du poulet continue de battre 24h après que sa tête a été coupée.	2.81	1	1.81		
71		2	Vraie	Une coccinelle qui vient de naître est jaune et rouge.	3.45	4	1.48	Oui	54
71		1	Fausse	Une coccinelle qui vient de naître est grise et jaune.	3.74	4	1.38		
72		2	Vraie	Une femme au foyer lave environ 2,5 millions de couverts au cours de sa vie.	4.59	6	1.78	Non	
72		1	Fausse	Une femme au foyer lave environ 2,5 millions de vêtements au cours de sa vie.	5.12	4	1.31		
73	Création	1	Vraie	Brisbane est une ville se situant sur la côte est de l'Australie.	5.15	7	1.67	Non	
73		2	Fausse	Brisbane est une ville se situant sur la côte ouest de l'Australie.	3.72	4	1.89		
74		1	Vraie	Le cobalt est un élément chimique utilisé dans la fabrication des pneus de voitures.	4.11	5	1.65	Oui	55
74		2	Fausse	Le cobalt est un élément chimique utilisé dans la fabrication des sièges de voiture.	4.00	5	1.49		
75		1	Vraie	Le manifeste Russell-Einstein a été publié en 1955 pour mettre en garde contre le risque que présentent les armes nucléaires.	4.70	4	1.17	Oui	56

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
75		2	Fausse	Le manifeste Russell-Einstein a été publié en 1955 pour mettre en garde contre le risque que présentent les armes chimiques.	4.70	4	1.09		
76		1	Vraie	Le principe de complémentarité a été énoncé par Niels Bohr.	4.73	5	0.78	Oui	57
76		2	Fausse	Le principe de complémentarité a été énoncé par Paul Dirac.	3.86	4	1.16		
77		2	Vraie	Sisyphe est une figure mythologique grecque condamnée à pousser éternellement un rocher en haut d'une colline.	5.90	7	1.45	Non	
77		1	Fausse	Sisyphe est une figure mythologique grecque condamnée à se faire éternellement dévorer le foie par un corbeau.	4.00	1	2.06		
78		2	Vraie	Epicure a été l'élève de Pamphile.	5.90	7	1.45	Non	
78		1	Fausse	Epicure a été l'élève d'Eschine.	4.44	4	1.53		
79		2	Vraie	La viole de gambe est un instrument de musique possédant généralement 6 cordes.	4.86	4	1.55	Oui	58
79		1	Fausse	La viole de gambe est un instrument de musique possédant généralement 8 cordes.	4.61	5	1.40		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
80		2	Vraie	En France, la téléphonie automatique a débuté en 1912.	4.86	4	1.55		
80		1	Fausse	En France, la téléphonie automatique a débuté en 1907.	4.00	4	0.83	Oui	59

Annexe B

Pré-test 2 du matériel

Justification d'un deuxième pré-test et critères de sélection des affirmations

Dans le pré-test 1 du matériel (Annexe A), nous avons retenu 59 paires d'affirmations sur la base d'un test de 80 paires d'affirmations. Ce matériel est suffisant dans certaines procédures (telles que celles utilisées en Étude 1, Chapitre 4 ; Étude 2, Chapitre 5) mais peut s'avérer insuffisant dès lors que l'on cherche à éviter que des affirmations soient répétées entre deux tâches au test, typiquement entre le jugement de vérité et une tâche de reconnaissance. Dans le plan de l'Étude 3 (Chapitre 5), utiliser un matériel de 59 paires d'affirmations impliquerait d'avoir peu d'affirmations par condition, où nos estimations pourraient être bruitées par l'effet des affirmations.

Nous avons conduit un nouveau pré-test, cette fois-ci de 100 paires d'affirmations. Les critères de sélection des affirmations sont les mêmes que pour le pré-test 1 (Annexe A ; moyenne comprise entre 3.10 et 4.90 ; mode de 3, 4, ou 5 ; écart-type inférieur à 2 points). Ces critères ont été appliqués à chaque affirmation. Dès lors qu'au moins une affirmation d'une paire ne respectait pas ces critères, la paire d'affirmations était exclue du matériel à constituer.

Méthode

Participants

Cent quarante-deux participants (74.65% femmes, $M_{\text{âge}} = 2.96$; $SD_{\text{âge}} = 8.01$) ont pris part à l'étude, réalisée en ligne avec la plateforme Qualtrics. Dans ce pré-test, nous avons décidé d'exclure les participants n'ayant pas réalisé l'ensemble de l'étude ($n = 65$) et ayant indiqué avoir recherché des informations en lien avec les affirmations présentées pendant l'étude ($n = 6$). Soixante-et-onze participants ont été gardés dans l'échantillon final (77.46% femmes, $M_{\text{âge}} = 24.58$; $SD_{\text{âge}} = 9.33$).

Matériel

Le matériel se compose de 100 paires d'affirmations tirées de trois sources. Les affirmations et leur source sont présentées dans le Tableau B1. Nous avons inclus les 59 paires d'affirmations sélectionnées à l'issue du premier pré-test (Annexe A, Tableau A1). Nous avons également récupéré et traduit en français 16 affirmations (8 vraies, 8 fausses) rédigées en anglais utilisées dans la thèse de Sarkis (2015). Nous avons créé 8 versions fausses et 8 versions

vraies pour constituer des paires d'affirmations sur la base des affirmations récupérées dans la thèse de Sarkis. Enfin, nous avons créé 25 paires d'affirmations rédigées en français en nous inspirant d'affirmations présentées sur le site <http://quipoquiz.com/fr/>.

Puisque le matériel se compose de paires d'affirmations (une affirmation est vraie, l'autre est fausse), un même participant ne pouvait pas évaluer à la fois la version vraie et la version fausse d'une même paire d'affirmations. Nous avons créé deux sets de 100 affirmations équivalents quant à leur source et à leur vérité factuelle (50 affirmations vraies et 50 fausses tirées de paires différentes). Dans l'échantillon final, 33 participants ont évalué le premier set d'affirmations et 38 participants ont évalué le deuxième set.

Procédure

L'étude était présentée comme un test sur le matériel que nous utiliserions dans la thèse. Après avoir donné leur consentement libre et éclairé, les participants ont répondu à des questions sociodémographiques (sexe ; âge ; langue maternelle et niveau en français ; activité). La tâche d'évaluation des affirmations était ensuite présentée. Les consignes insistaient sur l'importance de ne pas rechercher des informations en lien avec les affirmations présentées pendant l'étude. De façon contrebalancée, un des deux sets de 100 affirmations était ensuite sélectionné. Les affirmations étaient présentées une par une dans un ordre aléatoire avec une échelle de Likert en 7 points allant de « Certainement faux » à « Certainement vrai » sur laquelle les participants devaient se positionner. Les participants indiquaient ensuite s'ils ont recherché des informations en lien avec les affirmations présentées pendant l'étude (réponses possibles : oui ou non) et s'ils pensent avoir déjà participé à une étude sur le jugement de vérité réalisée à Toulouse (réponses possibles : oui, je ne suis pas sûre, ou non). Les participants étaient ensuite remerciés.

Résultats

Le Tableau B1 présente les moyennes, modes, et écarts-types calculés sur chaque affirmation. Nous indiquons en gras les affirmations ne respectant pas nos critères de sélection, qui sont (1) une moyenne comprise entre 3.10 et 4.90, (2) un mode de 3, 4, ou 5, (3) un écart-type inférieur à 2. Les 82 paires numérotées dans la colonne « N paire retenue » sont celles que nous avons retenues et utilisées dans l'Étude 3 (Chapitre 5).

Tableau B1.

Affirmations présentées dans le deuxième pré-test et résultats sur les trois indicateurs (moyenne de vérité perçue, mode, et écart-type). Les affirmations présentées en gras ne respectent pas au moins un des trois critères d'inclusion

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
1	Validées premier pré-test	1	Vraie	La méduse la plus toxique au monde est la méduse Chironex fleckeri.	4.61	4	1.10	Oui	1
1		2	Fausse	La méduse la plus toxique au monde est la méduse Cotylorhiza tuberculatus.	4.55	4	1.18		
2		1	Vraie	Le siège social de la compagnie Braun se situe à Kronberg, dans le Taunus, en Allemagne.	4.63	4	1.10	Oui	2
2		2	Fausse	Le siège social de la compagnie Braun se situe à Francfort, dans le Main, en Allemagne.	4.64	5	1.37		
3		1	Vraie	Vega est l'étoile la plus brillante de l'hémisphère nord.	4.74	4	1.29	Oui	3
3		2	Fausse	Vega est l'étoile la plus brillante de l'hémisphère sud.	4.58	5	1.20		
4		1	Vraie	Le premier match officiel de basket s'est déroulé à Springfield.	4.53	4	1.31	Oui	4

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
4		2	Fausse	Le premier match officiel de basket s'est déroulé à New York.	4.39	4	1.22		
5		1	Vraie	Le grolsch est une brasserie néerlandaise.	4.26	4	1.08	Oui	5
5		2	Fausse	Le grolsch est un poisson néerlandais.	4.18	4	1.13		
6		1	Vraie	Une coccinelle qui vient de naître est jaune et rouge.	3.92	5	1.76	Oui	6
6		2	Fausse	Une coccinelle qui vient de naître est grise et jaune.	3.70	4	1.74		
7		1	Vraie	La musicienne Fiona Apple a grandi dans la ville de New York.	4.32	4	0.96	Oui	7
7		2	Fausse	La musicienne Fiona Apple a grandi dans la ville de Los Angeles.	4.24	4	1.06		
8		1	Vraie	Le Peterbald est une race de chat siamois.	4.18	4	1.33	Oui	8
8		2	Fausse	Le Peterbald est un genre d'herbe médicinale.	3.76	4	0.90		
9		1	Vraie	Le phlogistique n'est pas inflammable.	3.92	4	0.88	Oui	9
9		2	Fausse	Le phlogistique est inflammable.	3.58	4	1.03		
10		1	Vraie	L'effet Doppler s'applique à la vitesse de la lumière.	4.89	5	1.43	Oui	10
10		2	Fausse	L'effet Doppler ne s'applique pas à la vitesse de la lumière.	4.64	4	1.67		
11		1	Vraie	Un des fils d'Aphrodite était Priapus.	4.39	4	1.17	Oui	11
11		2	Fausse	Un des fils d'Aphrodite était Anchise.	3.85	4	1.30		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
12		1	Vraie	Le premier film d'animation est français.	3.82	5	1.81		
12		2	Fausse	Le premier film d'animation est anglais.	4.52	4	1.62	Oui	12
13		1	Vraie	Les émeraudes présentent des cassures conchoïdales.	4.58	4	0.98		
13		2	Fausse	Les émeraudes présentent des cassures esquilleuses.	4.30	5	1.13	Oui	13
14		1	Vraie	Le cothurne était une chaussure portée par les acteurs en Grèce antique.	4.29	4	0.90		
14		2	Fausse	Le cothurne était une ceinture romaine.	4.18	4	1.01	Oui	14
15		1	Vraie	La cravate est issue du col des mercenaires croates.	4.18	4	1.16		
15		2	Fausse	La cravate a été inventée en Italie.	4.42	4	1.30	Oui	15
16		1	Vraie	Le nerf phrénique innerve le diaphragme.	4.37	4	1.22		
16		2	Fausse	Le nerf phrénique innerve les muscles du bras.	3.79	4	1.39	Oui	16
17		1	Vraie	Les 'Sonnets pour Laura' ont été écrits par Pétrarque.	3.97	4	1.08		
17		2	Fausse	Les 'Sonnets pour Laura' ont été écrits par Boccacio.	3.94	4	0.86	Oui	17
18		1	Vraie	L'Astate est l'élément chimique le plus rare sur Terre.	4.50	4	1.29		
18		2	Fausse	Le Thulium est l'élément chimique le plus rare sur Terre.	4.09	4	1.35	Oui	18
19		1	Vraie	Le cobalt est un élément chimique utilisé dans la	4.37	4	1.48	Oui	19

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
19		2	Fausse	fabrication des pneus de voitures. Le cobalt est un élément chimique utilisé dans la fabrication des sièges de voiture.	3.21	4	1.39		
20		1	Vraie	Jürgen Ovens a été l'élève de Rembrandt.	4.32	4	0.74	Oui	20
20		2	Fausse	Jürgen Ovens a été l'élève de Paul Klee.	3.97	4	0.77		
21		1	Vraie	La rivière Gomal prend sa source en Afghanistan.	4.21	4	0.87	Oui	21
21		2	Fausse	La rivière Gomal prend sa source au Pakistan.	4.27	4	0.72		
22		1	Vraie	Le premier drapeau de la confédération des Etats-Unis a été appelé 'Etoiles et Lignes'.	4.03	4	1.50	Oui	22
22		2	Fausse	Le premier drapeau de la confédération des Etats-Unis a été appelé 'Gloire antique'.	3.55	4	1.33		
23		1	Vraie	Le principe de complémentarité a été énoncé par Niels Bohr.	4.47	4	1.06	Oui	23
23		2	Fausse	Le principe de complémentarité a été énoncé par Paul Dirac.	3.67	4	1.19		
24		1	Vraie	Les sachets de thé sont habituellement constitués en fibres de feuilles de Musacées.	4.00	4	1.43	Oui	24
24		2	Fausse	Les sachets de thé sont habituellement constitués en	3.97	4	1.38		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
25		1	Vraie	fibres de feuilles de Plaqueminier. Le cholécalciférol est une vitamine trouvée dans l'huile de foie de morue.	4.84	5	1.20	Oui	25
25		2	Fausse	Le cholécalciférol est une vitamine trouvée dans les fruits.	3.61	4	1.17		
26		1	Vraie	La plus petite fleur au monde se trouve au Japon et mesure un demi-millimètre.	4.63	5	1.34	Oui	26
26		2	Fausse	La plus petite fleur au monde se trouve au Japon et mesure un millimètre.	4.85	4	1.06		
27		1	Vraie	Mark Twain a traduit 'Pierre l'ébouriffé' ('Der Struwwelpeter') en anglais.	4.18	4	0.87	Oui	27
27		2	Fausse	Mark Twain a traduit 'Till l'espiègle' ('Till Eulenspiegel') en anglais.	3.45	4	1.37		
28		1	Vraie	H. von Euler-Chelpin a reçu le Prix Nobel de Chimie.	4.53	4	1.06	Oui	28
28		2	Fausse	H. von Euler-Chelpin a reçu le Prix Nobel de Physique.	4.30	4	0.98		
29		1	Vraie	Dans les années 1930, la télévision était appelée 'cinéma avec son distant'.	3.76	4	1.63	Oui	29
29		2	Fausse	Dans les années 1930, la télévision était appelée 'cinéma-maison'.	4.18	5	1.42		
30		1	Vraie	Nereid est une lune de la planète Neptune.	4.18	4	1.14	Oui	30

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
30		2	Fausse	Nereid est une lune de la planète Saturne.	3.73	4	1.26		
31		2	Vraie	La viole de gambe est un instrument de musique possédant généralement 6 cordes.	4.21	4	1.05	Oui	31
31		1	Fausse	La viole de gambe est un instrument de musique possédant généralement 8 cordes.	4.58	4	1.20		
32		2	Vraie	Dans le conte de fées 'Les Souliers usés à la danse', le roi a 12 filles.	4.58	4	1.03	Oui	32
32		1	Fausse	Dans le conte de fées 'Les Souliers usés à la danse', le roi a 7 filles.	4.76	4	1.26		
33		2	Vraie	L'incapacité à reconnaître des séquences de sons et de rythmes est appelée amusie.	4.42	5	1.46	Non	
33		1	Fausse	L'incapacité à reconnaître des séquences de sons et de rythmes est appelée dystonie.	5.03	5	1.48		
34		2	Vraie	Le perforateur a été inventé à Bonn.	4.42	4	0.61	Oui	33
34		1	Fausse	Le perforateur a été inventé à Brighton.	4.08	4	1.05		
35		2	Vraie	Bramante est un architecte de la Renaissance.	4.21	4	0.93	Oui	34
35		1	Fausse	Bramante est un compositeur de la Renaissance.	3.92	4	0.88		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
36		2	Vraie	Il n'y a pas de serpents domestiques en Irlande et en Nouvelle-Zélande.	3.94	4	1.87		
								Oui	35
36		1	Fausse	Il n'y a pas de serpents domestiques en Ecosse et au Groenland.	4.13	4	1.17		
37		2	Vraie	Brecht a écrit la pièce 'La vie de Galilée' pendant son exil au Danemark.	4.06	4	0.86		
								Oui	36
37		1	Fausse	Brecht a écrit la pièce 'La vie de Galilée' pendant son exil à Paris.	4.50	4	1.01		
38		2	Vraie	Le premier piano a été conçu en Autriche en 1709.	4.36	5	1.52		
								Oui	37
38		1	Fausse	Le premier piano a été conçu en Italie en 1709.	4.08	5	1.51		
39		2	Vraie	Le Srang est une des monnaies historiques du Tibet.	4.36	4	1.06		
								Oui	38
39		1	Fausse	Le Srang est une des monnaies historiques de la Thaïlande.	4.26	4	1.25		
40		2	Vraie	Le Docteur Jonas Salk a développé le vaccin contre la polio.	4.00	4	1.12		
								Oui	39
40		1	Fausse	Le Docteur Jonas Salk a développé le vaccin contre le tétanos.	4.05	4	1.92		
41		2	Vraie	Charlemagne a été couronné Empereur d'Occident par le Pape le jour de Noël.	3.76	4	1.84		
								Oui	40

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
41		1	Fausse	Charlemagne a été couronné Empereur d'Occident par le Pape le jour de Pâques.	4.50	4	1.45		
42		2	Vraie	La Berkeley Software Distribution est un système d'exploitation.	3.82	4	1.47	Oui	41
42		1	Fausse	La Berkeley Software Distribution est une chaîne américaine de magasins.	4.42	4	1.41		
43		2	Vraie	Antonio Vivaldi a émigré en Autriche en 1740.	4.45	4	1.06	Oui	42
43		1	Fausse	Antonio Vivaldi a émigré en Allemagne en 1740.	4.58	4	1.06		
44		2	Vraie	Le deuxième voyage de Gulliver est à destination de Brobdingnag.	3.67	4	1.27	Oui	43
44		1	Fausse	Le deuxième voyage de Gulliver est à destination de Luggnagg.	4.24	4	0.79		
45		2	Vraie	Nerthus est une déesse allemande de la terre.	3.55	4	1.12	Oui	44
45		1	Fausse	Nerthus est une déesse allemande de l'eau.	4.08	4	1.00		
46		2	Vraie	Falstaff est le dernier opéra de Verdi.	4.33	4	0.78	Oui	45
46		1	Fausse	Otello est le dernier opéra de Verdi.	4.34	4	1.17		
47		2	Vraie	L'écrivain Ronald Schernikau est enterré dans le quartier Friedrichshain de Berlin.	4.33	4	0.78	Oui	46
47		1	Fausse	L'écrivain Ronald Schernikau est enterré dans le quartier St. Georg de Hambourg.	4.16	4	0.68		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
48		2	Vraie	Le Vaalserberg est le sommet le plus haut des Pays-Bas.	4.36	4	0.90		
48		1	Fausse	Le Tankenberg est le sommet le plus haut des Pays-Bas.	4.55	4	1.01	Oui	47
49		2	Vraie	Zeus et Themis sont les parents des trois épouses de la destinée.	3.88	4	1.36		
49		1	Fausse	Zeus et Leda sont les parents des trois épouses de la destinée.	4.24	5	1.62		
50		2	Vraie	Le premier enfant de Mick Jagger et de Jerry Hall est Elizabeth Jagger.	4.42	4	1.17		
50		1	Fausse	Le premier enfant de Mick Jagger et de Jerry Hall est James Jagger.	4.34	4	1.12	Oui	49
51		2	Vraie	Le manifeste Russell-Einstein a été publié en 1955 pour mettre en garde contre le risque que présentent les armes nucléaires.	4.39	5	1.32		
51		1	Fausse	Le manifeste Russell-Einstein a été publié en 1955 pour mettre en garde contre le risque que présentent les armes chimiques.	4.58	4	1.35	Oui	50
52		2	Vraie	Le corps humain synthétise la moitié de la quantité de vitamines K nécessaire à sa survie.	4.03	4	1.69		
52		1	Fausse	Le corps humain synthétise la quasi-totalité de la quantité de	4.55	4	1.48	Oui	51

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
				vitamines K nécessaire à sa survie.					
53		2	Vraie	Les plosives sont une partie des occlusives.	4.09	4	1.04	Oui	52
53		1	Fausse	Les plosives sont une partie d'un dispositif explosif.	3.45	4	1.31		
54		2	Vraie	Les microhylidae éclosent totalement développés, sans passer par le stade de têtards.	4.15	4	1.12	Oui	53
54		1	Fausse	Le stade de têtard dure deux fois plus longtemps chez les microhylidae que chez les autres espèces de grenouilles.	4.47	4	1.06		
55		2	Vraie	Georg Philipp Telemann est né à Magdebourg.	4.24	4	0.66	Oui	54
55		1	Fausse	Georg Philipp Telemann est né à Leipzig.	4.34	4	0.67		
56		2	Vraie	Le nom de famille du peintre Michel-Ange est Buonarotti.	4.06	5	1.60	Oui	55
56		1	Fausse	Le nom de famille du peintre Michel-Ange est Santi.	4.03	4	1.62		
57		2	Vraie	L'alphabet Hawaïen contient moins de lettres que l'alphabet Allemand.	4.06	4	1.12	Oui	56
57		1	Fausse	L'alphabet Hawaïen contient plus de lettres que l'alphabet Allemand.	4.39	5	1.24		
58		2	Vraie	En France, la téléphonie automatique a débuté en 1912.	3.76	4	1.56	Oui	57
58		1	Fausse	En France, la téléphonie automatique a débuté en 1907.	4.37	5	1.36		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
59		2	Vraie	Le général Romain Caius Marcus a battu les Teutons en 101 avant Jésus-Christ.	4.30	4	1.10		
59		1	Fausse	Le général Romain Lucius Cornelius Sulla a battu les Teutons en 101 avant Jésus-Christ.	4.34	4	0.78	Oui	58
60	Sarkis (2015)	1	Vraie	Le premier champion des jeux Olympiques modernes est James Connolly.	4.32	4	1.04		
60		2	Fausse	Le premier champion des jeux Olympiques modernes est Alvin Kraenzlein.	4.42	4	1.09	Oui	59
61		1	Vraie	Mathusalem est le grand-père de Noé.	3.84	4	1.67		
61		2	Fausse	Mathusalem est le grand-père de Moïse.	3.94	5	1.56	Oui	60
62		1	Vraie	En 1877, Charles Darwin a creusé deux trous à Stonehenge.	4.03	4	1.15		
62		2	Fausse	En 1881, Charles Darwin a creusé deux trous à Stonehenge.	3.45	4	1.28	Oui	61
63		1	Vraie	L'Irlande est la 20ème plus grande île au monde.	4.21	5	1.60		
63		2	Fausse	L'Irlande est la 30ème plus grande île au monde.	3.70	4	1.57	Oui	62
64		1	Vraie	Un archet de violon moderne pèse environ 57 grammes.	4.24	5	1.60		
64		2	Fausse	Un archet de violon moderne pèse environ 83 grammes.	4.55	4	1.48	Oui	63
65		1	Vraie	Le cadmium est un élément qui absorbe les neutrons.	3.82	4	1.33	Oui	64

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
65		2	Fausse	Le cadmium est un élément qui absorbe les protons.	4.00	4	1.15		
66		1	Vraie	Le thé vert a une capacité d'absorption des radicaux oxygénés de 1253 $\mu\text{mol TE}/100 \text{ g}$.	4.63	4	0.88	Oui	65
66		2	Fausse	Le thé vert a une capacité d'absorption des radicaux oxygénés de 3145 $\mu\text{mol TE}/100 \text{ g}$.	4.48	4	1.06		
67		1	Vraie	Le Buckingham Palace est composé de 775 pièces.	4.87	5	1.46	Oui	66
67		2	Fausse	Le Buckingham Palace est composé de 455 pièces.	4.85	5	1.35		
68		2	Vraie	Le talc a le rang le plus bas sur l'échelle de Mohs.	4.12	4	1.08	Oui	67
68		1	Fausse	La calcite a le rang le plus bas sur l'échelle de Mohs.	4.34	4	1.07		
69		2	Vraie	L'Ouzbékistan est doublement enclavé.	4.30	4	1.40	Oui	68
69		1	Fausse	L'Ouzbékistan a une ouverture sur le littoral.	3.82	4	1.50		
70		2	Vraie	Les hiboux sont les seuls oiseaux pouvant voir la couleur bleue.	3.30	4	1.29	Oui	69
70		1	Fausse	Les aigles sont les seuls oiseaux pouvant voir la couleur bleue.	3.84	4	1.57		
71		2	Vraie	Dans la mythologie grecque, Déméter est la déesse de l'agriculture.	4.52	4	1.87	Oui	70

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
71		1	Fausse	Dans la mythologie grecque, Déméter est la déesse de la nécessité.	3.92	4	1.82		
72		2	Vraie	Les pastèques sont originellement d'Afrique subsaharienne.	3.36	4	1.29	Oui	71
72		1	Fausse	Les pastèques sont originellement d'Amérique du Sud.	4.68	5	1.30		
73		2	Vraie	L'ADN a été découvert en 1953.	4.24	6	1.82	Non	
73		1	Fausse	L'ADN a été découvert en 1956.	4.29	5	1.63		
74		2	Vraie	Les abeilles ont cinq yeux.	2.55	1	1.46	Non	
74		1	Fausse	Les abeilles ont sept yeux.	2.82	1	1.71		
75		2	Vraie	La vitesse du son dépend de la pression atmosphérique.	4.88	6	2.01		
75		1	Fausse	La vitesse du son est indépendante de la température.	4.39	7	2.27	Non	
76	Création	1	Vraie	Les Samis (Lapons) vivent surtout en Norvège.	4.55	4	1.52	Oui	72
76		2	Fausse	Les Samis (Lapons) vivent surtout en Finlande.	4.64	4	1.29		
77		1	Vraie	La bière contient moins de calories que le vin.	3.18	2	1.90	Non	
77		2	Fausse	La bière contient plus de calories que le vin.	5.21	6	1.71		
78		1	Vraie	La mouche bat des ailes environ 200 fois par seconde.	4.61	5	1.75	Oui	73
78		2	Fausse	La mouche bat des ailes environ 60 fois par seconde.	4.55	5	1.50		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
79		1	Vraie	Le 'Bal du moulin de la Galette' a été peint par Auguste Renoir.	4.39	4	0.97		
79		2	Fausse	Le 'Bal du moulin de la Galette' a été peint par Edouard Manet.	4.58	4	1.03	Oui	74
80		1	Vraie	Le mot 'Canada' signifie 'village' en langue iroquoise.	4.26	4	1.46		
80		2	Fausse	Le mot 'Canada' signifie 'étendue de neige' en langue iroquoise.	3.97	4	1.45	Oui	75
81		1	Vraie	Les océans contiennent environ 3,5% de sel et 96,5% d'eau.	4.05	5	1.64		
81		2	Fausse	Les océans contiennent environ 0,5 % de sel et 99,5% d'eau.	3.06	2	1.66	Non	
82		1	Vraie	Mexico est plus peuplée que Le Caire.	5.05	7	1.63		
82		2	Fausse	Le Caire est plus peuplée que Mexico.	3.82	4	1.42	Non	
83		1	Vraie	Doha est la capitale du Qatar.	4.55	4	1.54		
83		2	Fausse	Abou Dabi est la capitale du Qatar.	3.76	5	2.02	Non	
84		1	Vraie	La Tomatina est un festival qui se déroule en Espagne.	4.87	5	1.55		
84		2	Fausse	La Tomatina est un festival qui se déroule en Italie.	3.82	4	1.59	Oui	76
85		1	Vraie	Les chutes d'Iguazú se situent entre l'Argentine et le Brésil.	4.63	5	1.13		
85		2	Fausse	Les chutes d'Iguazú se situent entre le Pérou et le Brésil.	4.24	4	1.28	Oui	77

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
86		1	Vraie	La ville de Vinci se trouve dans le nord de l'Italie.	4.68	5	1.28	Oui	78
86		2	Fausse	La ville de Vinci se trouve dans le sud de l'Italie.	4.33	5	1.55		
87		1	Vraie	Avant de disparaître, le dodo vivait sur l'île Maurice.	5.21	4	1.51	Non	
87		2	Fausse	Avant de disparaître, le dodo vivait en Australie.	3.85	1	2.11		
88		2	Vraie	L'espérance de vie d'un cheval est d'environ 30 ans.	5.06	6	1.22	Non	
88		1	Fausse	L'espérance de vie d'un cheval est d'environ 15 ans.	4.05	5	1.97		
89		2	Vraie	Georg Friedrich Haendel a mis environ 3 semaines pour composer 'Le Messie'.	4.12	4	0.55	Oui	79
89		1	Fausse	Georg Friedrich Haendel a mis environ 3 ans pour composer 'Le Messie'.	4.58	4	1.03		
90		2	Vraie	Environ 44% de la population mondiale vit à moins de 150 km de la mer.	4.45	5	1.68	Non	
90		1	Fausse	Environ 25% de la population mondiale vit à moins de 150 km de la mer.	5.03	6	1.78		
91		2	Vraie	Le Spitfire était l'avion de chasse de la Royal Air Force pendant la Seconde Guerre mondiale.	4.39	4	1.58	Oui	80
91		1	Fausse	Le Spitfire était l'avion de chasse de la Royal Air Force pendant la Première Guerre mondiale.	4.68	4	0.87		

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
92		2	Vraie	La première des trois couches de la peau s'appelle l'épiderme.	5.82	7	1.86	Non	
92		1	Fausse	La première des trois couches de la peau s'appelle le derme.	4.63	7	2.32		
93		2	Vraie	En japonais, le mot 'bonsai' signifie 'plante dans un pot'.	3.42	3	1.85	Non	
93		1	Fausse	En japonais, le mot 'bonsai' signifie 'arbre divin'.	5.32	6	1.77		
94		2	Vraie	Le Nevada a été le premier état à autoriser les voitures sans conducteur.	3.64	4	1.27	Oui	81
94		1	Fausse	La Californie a été le premier état à autoriser les voitures sans conducteur.	4.45	5	1.55		
95		2	Vraie	Le premier feu de circulation a été installé en 1868 à Londres.	4.64	4	0.86	Non	
95		1	Fausse	Le premier feu de circulation a été installé en 1868 à New York.	4.92	5	1.30		
96		2	Vraie	Sur la terre, les otaries se déplacent plus facilement que les phoques.	4.97	6	1.38	Non	
96		1	Fausse	Sur la terre, les phoques se déplacent plus facilement que les otaries.	4.05	5	1.41		
97		2	Vraie	Environ 70 % des espèces animales ont disparu en même temps que les dinosaures.	4.91	5	1.40	Non	

Paire	Source	Set	Vérité	Affirmation	Moyenne	Mode	Ecart-type	Inclusion	N paire retenue
97		1	Fausse	Environ 50 % des espèces animales ont disparu en même temps que les dinosaures.	4.24	5	1.98		
98		2	Vraie	Pedro Álvares Cabral, qui a découvert les côtes du Brésil en 1500, était portugais.	4.91	5	0.98	Non	
98		1	Fausse	Pedro Álvares Cabral, qui a découvert les côtes du Brésil en 1500, était espagnol.	4.42	5	1.64		
99		2	Vraie	L’Afrique couvre 6% de la superficie de la Terre.	3.48	2	1.84	Non	
99		1	Fausse	L’Afrique couvre 14% de la superficie de la Terre.	4.11	5	1.84		
100		2	Vraie	L’Antarctique est plus froid que l’Arctique.	3.94	4	1.73		
100		1	Fausse	L’Arctique est plus froid que l’Antarctique.	3.92	5	1.88	Oui	82

Annexe C

Équations mobilisées dans le manuscrit

1. Équations de la méthode d'indépendance Remember/Know (Yonelinas & Jacoby, 1995) et de la Procédure de Dissociation des Processus adaptées par Begg, Anas, et Farinacci (1992)

Les équations de la méthode d'indépendance ont été utilisées dans l'Étude 3 (Chapitre 5) sur la base des performances en tâche de reconnaissance avec paradigme Remember/Know. Les équations de la procédure de dissociation des processus adaptées par Begg et al. (1992) ont été utilisées dans l'Étude 1 (Chapitre 4) sur la base des performances en tâche de jugement de vérité.

Mesure	Calcul IRK – tâche de reconnaissance paradigme RK	Calcul Begg, Anas, & Farinacci (1992) – tâche de jugement de vérité avec crédibilité de la source
Recollection	$P("R" répété) - P("R" nouveau)$	$P("Vrai" Crédible) - P("Vrai" Douteux)$
Familiarité	$(P("S" répété) - P("S" nouveau))/(1-Recollection)$	$P("Vrai" Douteux)/1-Recollection$

2. Équations du modèle multinomial d'arbres de traitement de l'effet de vérité (Unkelbach & Stahl, 2009)

Le modèle d'Unkelbach et Stahl (2009, cf Chapitre 3) a été utilisé dans l'Étude 1 (Chapitre 4).

Arbre	Réponse	Équation
Crédible - Vrai	"Vrai"	$k+(1-k)*c+(1-k)*(1-c)*fr+(1-k)*(1-c)*(1-fr)*g$
	"Faux"	$(1-k)*(1-c)*(1-fr)*(1-g)$
Crédible - Faux	"Vrai"	$(1-k)*c+(1-k)*(1-c)*fr+(1-k)*(1-c)*(1-fr)*g$
	"Faux"	$k+(1-k)*(1-c)*(1-fr)*(1-g)$
Douteux - Vrai	"Vrai"	$k+(1-k)*(1-c)*fr+ (1-k)*(1-c)*(1-fr)*g$
	"Faux"	$(1-k)*c+(1-k)*(1-c)*(1-fr)*(1-g)$
Douteux - Faux	"Vrai"	$(1-k)*(1-c)*fr+(1-k)*(1-c)*(1-fr)*g$
	"Faux"	$k+(1-k)*c+ (1-k)*(1-c)*(1-fr)*(1-g)$
Nouveau - Vrai	"Vrai"	$k+(1-k)*(1-fn)*g$
	"Faux"	$(1-k)*fn+(1-k)*(1-fn)*(1-g)$
Nouveau - Faux	"Vrai"	$(1-k)*(1-fn)*g$
	"Faux"	$k+(1-k)*fn+(1-k)*(1-fn)*(1-g)$

3. Équations du modèle multinomial d'arbres de traitement de l'inertie de la réponse

Le modèle d'inertie de la réponse (cf. Chapitre 3) a été utilisé dans les Études 4 à 6 (Chapitre 6).

Arbre	Réponse	Équation
Répété vrai – Jugé vrai	"Vrai"	$r+(1-r)*g$
	"Faux"	$(1-r)*(1-g)$
Répété vrai – Jugé faux	"Vrai"	$(1-r)*g$
	"Faux"	$r+(1-g)$
Répété faux – Jugé vrai	"Vrai"	$r+(1-r)*g$
	"Faux"	$(1-r)*(1-g)$
Répété faux – Jugé faux	"Vrai"	$(1-r)*g$
	"Faux"	$r+(1-g)$
Nouveau vrai	"Vrai"	gn
	"Faux"	$(1-gn)$
Nouveau faux	"Vrai"	gn
	"Faux"	$(1-gn)$

4. Équations du modèle à deux seuils élevés de la mémoire de source (Bayen, Murnane, & Erdfelder, 1996)

Le modèle à deux seuils élevés de la mémoire de source (cf. Chapitre 3) a été utilisé dans l'Études 1 (Chapitre 4).

Arbre	Réponse	Équation
Source A	"Source A"	$Da*da+Da*(1-da)*a+(1-Da)*b*g$
	"Source B"	$Da*(1-da)*(1-a)+(1-Da)*b*(1-g)$
	"Nouveau"	$(1-Da)*(1-da)$
Source B	"Source A"	$Db*(1-db)*a+(1-Db)*b*g$
	"Source B"	$Db*db+Db*(1-db)*(1-a)+(1-Db)*b*(1-g)$
	"Nouveau"	$(1-Db)*(1-db)$
Nouveau	"Source A"	$(1-Dn)*b*g$
	"Source B"	$(1-Dn)*(1-b)*(1-g)$
	"Nouveau"	$Dn+(1-Dn)*(1-b)$

5. Équations du modèle à quatre états des expériences de récupération du paradigme Remember/Know (Erdfelder, Cüpper, Auer, & Undorf, 2007)

Le modèle à quatre états des expériences de récupération (cf. Chapitre 3) a été utilisé dans l'Étude 3 (Chapitre 5).

Arbre	Réponse	Équation
Répété	"R"	$r+(1-r)*(1-f)*gr$
	"K"	$(1-r)*g+(1-r)*(1-f)*(1-gr)*gk$
	"Nouveau"	$(1-r)*g+(1-r)*(1-f)*(1-gr)*(1-gk)$
Nouveau	"R"	$(1-d)*gr$
	"K"	$(1-d)*(1-gr)*gk$
	"Nouveau"	$d+(1-d)*(1-gr)*(1-gk)$

Annexe D

Affirmations utilisées dans l'Étude 7 (IFOP, 2017) et dans l'Étude 8 (IFOP, 2019), Chapitre 7

Affirmations	Enquête
La CIA est impliquée dans l'assassinat du président John F Kennedy à Dallas.	IFOP, 2017
Le virus du sida a été créé en laboratoire et testé sur la population africaine avant de se répandre à travers le monde.	IFOP, 2017
Les groupes terroristes djihadistes comme Al-Qaïda ou Daech sont en réalité manipulés par les services secrets occidentaux.	IFOP, 2017
Il est possible que la Terre soit plate et non pas ronde comme on nous le dit depuis l'école.	IFOP, 2017
La révolution française de 1789 et la révolution russe de 1917 n'auraient jamais eu lieu sans l'action décisive de sociétés secrètes tirant les ficelles dans l'ombre.	IFOP, 2017
Il existe un projet secret appelé le « Nouvel Ordre Mondial » et consistant à mettre en place une dictature oligarchique planétaire.	IFOP, 2017
Les Etats-Unis ont développé une puissante arme secrète capable de provoquer des tempêtes, des cyclones, des séismes et des tsunamis en n'importe quel endroit du monde.	IFOP, 2017
Certaines traînées blanches créées par le passage des avions dans le ciel sont composées de produits chimiques délibérément répandus pour des raisons tenues secrètes.	IFOP, 2017, 2019

Le ministère de la santé est de mèche avec l'industrie pharmaceutique pour cacher au grand public la réalité sur la nocivité des vaccins.

IFOP, 2017, 2019

Les Américains ne sont jamais allés sur la lune et la NASA a fabriqué des fausses preuves et de fausses images de l'atterrissage de la mission Apollo sur la lune.

IFOP, 2017, 2019

L'accident de voiture au cours duquel Lady Diana a perdu la vie est en fait un assassinat maquillé.

IFOP, 2019

Les Illuminati sont une organisation secrète qui cherche à manipuler la population.

IFOP, 2019

L'immigration est organisée délibérément par nos élites politiques, intellectuelles et médiatiques pour aboutir à terme au remplacement de la population européenne par une population immigrée.

IFOP, 2019

Seule une poignée d'initiés est capable de décrypter les signes de complot qui ont été inscrits sur les billets de banque, les logos de marques célèbres ou dans des clips musicaux.

IFOP, 2019

Il existe un complot sioniste à l'échelle mondiale.

IFOP, 2019

Le trafic de drogue international est en réalité contrôlé par la CIA.

IFOP, 2019

Le gouvernement américain a été impliqué dans la mise en œuvre des attentats du 11 septembre 2001.

IFOP, 2019

Annexe E

Tableau E1

Principales informations démographiques pour les échantillons d'origine et final et valeurs *p* des tests des différences entre les deux dans les Études 7 et 8 (Chapitre 7)

	Étude 7			Étude 8		
	Original	Final	Valeur <i>p</i>	Original	Final	Valeur <i>p</i>
N	1252	775		1760	743	
Sexe						
% Hommes	46.49	45.81	.801	44.77	48.18	.128
% Femmes	53.51	54.19		55.23	51.82	
Âge						
Moyenne	46.55	46.12	.500	46.12	48.84	.0008
Ecart-type	18.54	18.42		18.39	19.05	
Activité						
% Activité professionnelle	55.91	54.71	.629	56.48	53.43	.175
% Retraite – Pré-retraite	22.60	24.00	.503	25.28	31.49	.002
% Sans emploi ayant déjà travaillé	05.75	05.68	1	05.85	04.58	.236
% Collégiens et lycéens	07.91	07.23	.635	06.93	06.73	.923
% Personne au foyer	03.59	03.35	.872	02.27	01.75	.498
% En recherche du premier emploi	01.28	01.55	.756	0.08	0.03	.217
% Autre situation	02.96	03.48	.600	02.39	01.75	.399
Plus haut diplôme						
% Aucun diplôme	02.40	02.32	1	02.44	01.21	.069
% Certificat d'études primaires (CEP)	01.60	02.19	.422	01.59	01.08	.422
% BEPC	03.43	03.61	.930	05.17	05.52	.800
% Certificat d'aptitude professionnelle (CAP) ou Brevet d'études professionnelles (BEP)	17.09	18.06	.617	16.25	12.52	.020
% Baccalauréat	19.57	21.16	.417	22.67	20.05	.164
% Premier cycle enseignement supérieur	20.85	20.39	.848	19.03	21.80	.126
% Deuxième cycle enseignement supérieur	21.81	18.71	.106	20.57	25.98	.003
% Actuellement en études	13.26	13.55	.905	12.27	11.84	.816
Salaire moyen						
% Moins de 1000 €	-	-	-	08.92	05.92	.015
% 1000 à 1499 €	-	-	-	13.30	08.34	.0006
% 1500 à 1999 €	-	-	-	14.26	13.73	.774
% 2000 à 2999 €	-	-	-	21.76	25.71	.036
% 3000 à 3999 €	-	-	-	17.27	21.00	.032
% 4000 € et plus	-	-	-	11.36	15.61	.004
% Ne souhaite pas répondre	-	-	-	13.13	09.69	.019
Scores au Questionnaire de Mentalité Conspirationniste (QMC)						
Moyenne	-	-	-	3.03 ^a	2.89 ^b	1.009 ^c -6
Écart-type	-	-	-	.67 ^a	.66 ^b	

Note. Les tests de différence d'âge et de QMC ont été réalisés avec des t-tests pour échantillons indépendants. Les tests de proportion basés sur le chi-deux ont été réalisés sur les autres variables.

- : Pas de données.

a : Calculé sur la base de 1700 participants (60 n'ont pas répondu au QMC).

b : Calculé sur la base de 740 participants (3 n'ont pas répondu au QMC).

Annexe F

Étude de follow-up de l'Étude 1 : Effets de la division de l'attention sur l'effet de vérité et la mémoire de source

Le fichier de préenregistrement et le matériel de l'étude de follow-up prévue pour compléter l'Étude 1 (Chapitre 4) sont disponibles sur la page osf privée du projet via le lien suivant : https://osf.io/dpgku/?view_only=857c8c1825834028897be44c93f2a050. Nous décrivons ci-après la méthode de l'étude prévue.

La description de la partie méthode a été réalisée avec Mathias Rihet, qui a travaillé sur cette étude pendant son stage au laboratoire CLLE.

Méthode

Nombre de participants prévu

Pour estimer la taille de l'échantillon requise pour assurer une puissance statistique minimale de $1 - \beta = .80$ avec $\alpha = 5\%$ dans le test d'un effet de la division de l'attention sur l'effet de vérité dans une ANOVA (sur la base de celui obtenu dans l'Étude 1, Chapitre 4), nous nous sommes basés sur des simulations réalisées à l'aide du package R *ANOVApower* (Lakens & Caldwell, 2019). Les simulations ont indiqué que 140 participants étaient requis (70 dans chaque condition de division de l'attention). Nous avons prévu de recruter le même nombre de participants, soit 140, dans la condition de tâche de mémoire de source. Au total, nous prévoyons de recruter 280 participants.

Nous assignerons aléatoirement les participants à une des quatre conditions intergroupes (attention : pleine vs divisée) * (tâche au test : jugement de vérité vs mémoire de source). Nous excluons les données de tout participant remplissant un des critères d'exclusion suivants : (1) expérience non terminée ; (2) moins de 5% de réponses « vrai » ou « faux » dans la tâche de jugement de vérité ; (3) moins de 20% de réponses (correctes ou incorrectes) à la tâche de soustraction ; (4) répondre « Non » à la question contrôle à la fin de l'étude, où nous demandons si les participants ont bien suivi les consignes indiquées dans l'étude ; (5) indiquer une langue maternelle autre que le Français et un niveau inférieur à B2 en Français.

Matériel

Sélection des affirmations.

Les affirmations que nous utiliserons sont les mêmes que celles utilisées dans l'Étude 1 (Chapitre 4). Ces affirmations sont décrites dans l'Annexe A, Tableau A1.

Présentation des affirmations.

Pour chaque participant, 56 affirmations provenant de 56 paires seront aléatoirement sélectionnées (moitié vraie) et aléatoirement attribuées à la condition répétée ou nouvelle (pour chaque condition, $n = 28$; moitié vraie). Les affirmations répétées seront aléatoirement divisées en deux listes de 14 items (moitié vraie). La première liste sera appelée « Liste 1 » et la deuxième sera appelée « Liste 2 ». Les affirmations utilisées, leur allocation dans une liste, et l'ordre de présentation seront randomisés pour chaque participant (à l'aide d'un script R conçu pour l'étude).

Division de l'attention en étude.

Nous manipulerons la division de l'attention dans un plan inter-groupe en phase d'étude. Dans cette phase, à chaque fois que les participants liront une affirmation, ils devront aussi soustraire à 100 un nombre vu juste avant ou juste après l'affirmation. Dans la condition avec attention divisée, le nombre sera présenté avant l'affirmation. Dans la condition avec attention pleine, le nombre sera présenté après l'affirmation, l'attention ne sera donc pas divisée à la lecture. Des nombres entre 11 et 88 seront utilisés de façon aléatoire. Pour assurer des soustractions qui ne seraient pas trop simples, nous n'utiliserons pas des multiples de 10 (e.g., 20, 30, 40) ni les nombres 25, 50, et 75. Cette procédure est identique à celle que nous avons utilisée dans l'Étude 1. Comme cette dernière, elle est similaire à celle de Begg et al. (1992), avec trois différences : tous les stimuli seront présentés visuellement, les affirmations resteront affichées à l'écran pendant une durée plus courte et les participants n'auront qu'un temps limité pour donner leur réponse à la tâche de soustraction.

Procédure

L'expérience sera réalisée avec le logiciel OpenSesame 3.1.9 (Mathôt, Schreij, & Theewes, 2012). Les sessions d'expérience pourront accueillir jusqu'à 8 participants à la fois. L'expérimentateur informera les participants que l'expérience porte sur le traitement des informations, et les installera en face d'un ordinateur (incluant un clavier, une souris, et un écran d'une résolution de 1920*1080). Il demandera ensuite aux participants de prendre

connaissance d'un formulaire de consentement libre et éclairé, et de le signer s'ils l'approuvent. L'expérimentateur informera les participants que les consignes seront présentées sur l'écran, et soulignera l'importance de les lire attentivement. Il indiquera ensuite qu'un document est disposé sur la table, face cachée, avec un crayon, et que les consignes indiqueront quand il sera nécessaire de l'utiliser. Enfin, il expliquera aux participants qu'ils liront tout d'abord une série d'affirmations tout en devant réaliser des soustractions dans un temps limité, et qu'une tâche sera introduite plus tard. La nature de cette tâche (jugement de vérité ou mémoire de source en fonction de la condition de tâche au test) sera présentée aux participants après la tâche de remplissage.

Les participants renseigneront des informations sociodémographiques (sexe, âge, activité, langue maternelle). Les consignes indiqueront ensuite que deux listes d'affirmations, certaines vraies, d'autres fausses, seront présentées pendant une durée limitée. Les consignes souligneront également l'importance de réaliser à la fois la tâche de lecture et la tâche de soustraction.

La séquence expérimentale commencera avec une phase d'entraînement. Six affirmations exclues du matériel pendant la phase de sélection des affirmations et six nombres que l'on pourrait trop aisément soustraire à 100 (e.g., 25, 50) seront présentés dans un ordre aléatoire au centre de l'écran dans une fonte noire contre un fond blanc. Chaque essai commencera avec une croix de fixation affichée pendant 750 millisecondes. En fonction de la condition de division de l'attention, un nombre (attention divisée) ou une affirmation (attention pleine) sera présenté à l'écran pendant 3500 millisecondes. Le dernier écran de chaque essai affichera la mention « $100 - x = ?$ » pendant 3000 millisecondes, demandant aux participants d'entrer leur réponse au clavier. Après la phase d'entraînement, les consignes souligneront l'importance de réaliser les deux tâches (lecture et soustraction).

Ensuite, la phase d'étude débutera. Deux listes seront présentées successivement. Les labels de liste (« Liste 1 » pour les 14 premières affirmations, puis « Liste 2 » pour les 14 suivantes) seront présentés pendant 5000 millisecondes immédiatement avant le premier essai de chaque liste. La structure d'un essai sera la même que dans la phase d'entraînement.

La tâche de remplissage de cinq minutes consistera à résoudre des anagrammes et des matrices de Raven sur le document imprimé disposé sur le bureau. Les participants devront surveiller le temps restant, affiché sur l'écran. Au bout de cinq minutes, l'écran affichera un écran jaune pendant 1000 millisecondes pour signaler la fin de la tâche.

Enfin, la tâche finale démarrera. Elle consistera à réaliser une tâche de jugement de vérité ou une tâche de mémoire de source en fonction de la condition.

Dans la tâche de jugement de vérité, les 28 affirmations de la phase d'étude seront mélangées à 28 nouvelles (moitié vraie) et présentées dans un ordre aléatoire au centre de l'écran sans limite de temps. Les consignes préciseront que certaines affirmations sont vraies et d'autres fausses, et que certaines ont été vues dans la phase d'étude. Les participants donneront des réponses dichotomiques en appuyant sur « Q » sur le clavier pour répondre « faux » et sur « M » pour répondre « vrai ». Les touches resteront indiquées en bas de l'écran pendant toute la tâche.

Dans la tâche de mémoire de source, 28 affirmations utilisées dans la phase d'étude ainsi que 28 nouvelles affirmations seront présentées dans un ordre aléatoire.

Les participants devront indiquer s'ils ont vu les affirmations dans la première liste (appuyer sur « 1 » pour « Liste 1 »), dans la seconde liste (appuyer sur « 2 » pour « Liste 2 »), ou dans aucune d'entre elles et sont nouvelles (appuyer sur « 3 » pour « Nouveau »). Les touches resteront indiquées en bas de l'écran pendant toute la tâche.

Après la tâche réalisée au test, les participants indiqueront par « Oui » ou « Non » s'ils estiment avoir suivi les consignes présentées dans l'étude.

Une fois l'expérience terminée, l'expérimentateur remerciera les participants et leur présentera l'étude et ses objectifs.

Référence

Lakens, D., & Caldwell, A. R. (2019, May 28). Simulation-Based Power-Analysis for Factorial ANOVA Designs. <https://doi.org/10.31234/osf.io/baxsf>