

LES JUGEMENTS DE CONTINGENCE CHEZ LES INDIVIDUS DÉPRESSIFS ET NON DÉPRESSIFS : UNE MÉTA-ANALYSE

JUDGEMENTS OF CONTINGENCIES IN DEPRESSED AND NONDEPRESSED INDIVIDUALS: A META-ANALYTIC REVIEW

Michaël Bujold, Jeffrey Henry, Jessica Pearson and Michel Alain

Volume 39, Number 1, 2018

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1044851ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1044851ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Revue québécoise de psychologie

ISSN

2560-6530 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Bujold, M., Henry, J., Pearson, J. & Alain, M. (2018). LES JUGEMENTS DE CONTINGENCE CHEZ LES INDIVIDUS DÉPRESSIFS ET NON DÉPRESSIFS : UNE MÉTA-ANALYSE. *Revue québécoise de psychologie*, 39(1), 205–229.
<https://doi.org/10.7202/1044851ar>

Article abstract

The current study represents a meta-analysis focusing on depressed and nondepressed individuals' judgments of contingencies. Specifically, it aimed: 1) to determine whether depressed individuals display more accurate judgments of contingencies than nondepressed individuals do, and; 2) to determine under which conditions this effect is statistically significant. A literature search revealed 16 studies representing 1167 participants. Results indicate that depressed individuals' judgments of contingencies are more accurate than those of the nondepressed. This effect is moderated by the objective degree of contingency but not by sex, depression severity or other task characteristics. Results are discussed in regards to the optimal margin of illusion theory.

LES JUGEMENTS DE CONTINGENCE CHEZ LES INDIVIDUS DÉPRESSIFS ET NON DÉPRESSIFS : UNE MÉTA-ANALYSE

JUDGEMENTS OF CONTINGENCIES IN DEPRESSED AND NONDEPRESSED INDIVIDUALS : A META-ANALYTIC REVIEW

Michaël Bujold

Psychologue en pratique privée

Jeffrey Henry¹

Université Laval

Jessica Pearson

Université McGill

Michel Alain

Université du Québec à Trois-Rivières

INTRODUCTION

Le point de vue selon lequel la santé psychologique d'un individu dépend de sa perception adéquate de la réalité est largement répandu dans les écrits scientifiques sur la santé mentale (Beck et Alford, 2009; Jahoda, 1999; Taylor et Brown, 1988). La prépondérance du critère de contact avec la réalité (*reality testing*) est notamment manifeste dans les conceptualisations théoriques de la dépression. L'un des fondements essentiels des modèles cognitifs-comportementaux de la dépression est l'idée selon laquelle les individus souffrant d'humeur dépressive perçoivent la réalité objective à travers le prisme de biais cognitifs négatifs (Beck, 1967, 1987; Beck et Alford, 2009). Ces individus feraient montre d'une série de biais les prédisposant à tirer des conclusions exagérément pessimistes des événements : inférence arbitraire (c.-à-d., tirer une conclusion hâtive, sans détenir suffisamment de preuves pour la soutenir), abstraction sélective (c.-à-d., ne centrer son attention que sur un ou quelques détails tout en ignorant d'autres informations), maximisation ou minimisation (c.-à-d., maximiser ou minimiser certaines perceptions ou idées, éloignant celles-ci d'une réalité dite objective) ou surgénéralisation (c.-à-d., tirer une conclusion générale à partir de cas spécifiques; Beck et Alford, 2009). Par conséquent, un traitement cognitif-comportemental de la dépression repose sur des techniques visant la promotion et la consolidation de la pensée objective ainsi que le monitoring quotidien des pensées négatives (Beck, Rush, Shaw et Emery, 1979). Ces approches thérapeutiques cognitives-comportementales ont reçu un important volume de soutien empirique au cours des trois dernières décennies (p. ex., Blackburn et Moorhead, 2001; Dimidjian *et al.*, 2006; Goodyer *et al.*, 2007).

1. Adresse de correspondance : Centre de recherche universitaire sur les jeunes et les familles (CRUJEF), CIUSSS de la Capitale-Nationale, 2915, avenue du Bourg-Royal Québec (QC), G1C 3S2. Téléphone : 418-266-1019, poste 1026. Courriel : jeffrey.henry.2@ulaval.ca

L'hypothèse du réalisme dépressif

Malgré la prépondérance du contact avec la réalité comme corrélât de l'humeur non dépressive (Beck, 1987), un autre corps de recherches empiriques en psychologie expérimentale suggère pour sa part un patron tout à fait inverse : les individus non dépressifs présenteraient des perceptions davantage biaisées (ou optimistes) de stimuli nouveaux ou menaçants (c.-à-d., illusions positives), alors que les individus souffrant d'humeur dépressive présenteraient des perceptions plus précises (ou réalistes) de tels stimuli (Alloy et Abramson, 1979; Taylor et Armor, 1996). Cette hypothèse du « réalisme dépressif », présentée en tant qu'alternative aux modèles cognitifs-comportementaux de l'humeur dépressive, soutient qu'en des circonstances données, les individus souffrant d'humeur dépressive pourraient faire preuve de jugements plus précis que les individus non dépressifs, qui présenteraient davantage de biais cognitifs (Ackermann et DeRubeis, 1991; Alloy et Abramson, 1979; Marin, 2006). Cette proposition est fondée sur de nombreuses études suggérant que les individus avec humeur dépressive seraient plus précis que les individus sans humeur dépressive quant à leurs attentes de succès (Ackermann et DeRubeis, 1991; Alloy et Abramson, 1988) ainsi qu'à leurs perceptions de soi (Alloy et Abramson, 1988) et du futur (Taylor et Brown, 1988).

La tâche de jugement de contingence

L'hypothèse du réalisme dépressif a été soutenue en premier lieu par des études suggérant que les jugements de contingence des individus avec humeur dépressive tendent à être plus précis que ceux des individus sans humeur dépressive. Un jugement de contingence réfère à la perception d'un individu quant à la force du lien entre deux stimuli donnés (Msetfi, Murphy et Simpson, 2007). Ce lien peut en être un de dépendance (jugement de contrôle) ou de cooccurrence (jugement de prédiction). Un jugement de contrôle est émis lorsqu'un individu estime le niveau de dépendance existant entre l'un de ses comportements et l'occurrence d'un événement (p. ex., l'individu appuie sur un bouton et une porte s'ouvre ou ne s'ouvre pas; Msetfi *et al.*, 2007). Un jugement de prédiction est émis quand un individu estime la force de la relation entre deux événements externes (p. ex., occurrence simultanée ou non du son d'une alarme et de l'ouverture d'une porte; Msetfi *et al.*, 2007). Les études ayant documenté les jugements de contingence chez les individus avec et sans humeur dépressive (c.-à-d., études de contingence) ont eu recours à la version d'origine ou à une version adaptée du paradigme de contingence, une méthode élaborée par Alloy et Abramson (1979) dans le cadre d'un article ayant pavé la voie à l'étude du réalisme dépressif.

En contexte de laboratoire, des étudiants de premier cycle universitaire (*undergraduate*) ont été séparés en deux groupes – dépressifs et non dépressifs – à partir de leurs scores d'humeur dépressive au *Beck*

Depression Inventory (BDI; Beck, 1967). Chacun de ces groupes a été soumis à une « tâche de contingence » exigeant l'émission d'un jugement de contrôle. Une tâche de contingence typique consistait en 40 « essais » de trois secondes. Dans le cadre de chaque essai, un participant donné pouvait faire le choix de « répondre » (c.-à-d., appuyer sur un bouton) ou de ne pas répondre (c.-à-d., ne pas appuyer sur le bouton). À la suite de cette période d'essai, un résultat se manifestait (c.-à-d., apparition d'une lumière verte) ou ne se manifestait pas (c.-à-d., aucune lumière verte). Au terme de la tâche de contingence, chacun des participants estimait, sur une échelle variant entre 0 et 100 %, le niveau de « contrôle » (ou de contingence) que ses réponses exerçaient sur les résultats (Alloy et Abramson, 1979).

L'écart de pourcentage entre l'estimation des participants et le degré objectif de contingence (comme variable contrôlée expérimentalement) était utilisé en tant que score de précision. Les groupes dépressif et non dépressif étaient ainsi comparés quant à leurs niveaux de précision dans leurs jugements de contingence. Dans certaines conditions, une variable qualifiant la valence (positive, neutre ou négative) du résultat était également contrôlée. Les participants soumis aux tâches incluant la valence du résultat se voyaient initialement confier un léger montant d'argent. Certains d'entre eux étaient informés qu'ils gagneraient davantage d'argent à chaque fois que la lumière verte apparaîtrait, tandis que d'autres étaient informés qu'ils perdraient de l'argent dans cette éventualité. Ce faisant, la valence du résultat était considérée positive lorsque l'apparition de la lumière était favorable au participant (c.-à-d., lui permettrait d'obtenir davantage d'argent) et négative lorsqu'elle lui était défavorable (c.-à-d., lui ferait perdre de l'argent; Alloy et Abramson, 1979).

En résumé, Alloy et Abramson (1979) ont réalisé quatre expériences au cours desquelles le degré objectif de contingence, la fréquence et la valence du résultat ont été contrôlés. Les résultats obtenus dans le cadre de cette étude suggéraient que les étudiants considérés dépressifs présentaient des jugements plus précis que ceux des non dépressifs, et ce, peu importe le degré objectif de contingence. En comparaison aux étudiants dépressifs, les étudiants non dépressifs tendaient à estimer à la hausse le degré de contrôle que leurs réponses exerçaient sur les résultats lorsque ceux-ci étaient incontrôlables (c.-à-d., degré objectif de contingence = 0 %), fréquents et associés à une valence positive. Les étudiants non dépressifs estimaient la contingence à la baisse lorsque les résultats étaient contrôlables (c.-à-d., degré objectif de contingence \neq 0) et associés à une valence négative (Alloy et Abramson, 1979).

Sur le plan empirique, le paradigme de contingence constitue la pierre angulaire du construit de réalisme dépressif. Par ailleurs, cette tâche demeure à ce jour l'unique paradigme de réalisme dépressif à inclure un standard de réalité objective (c.-à-d., degré objectif de contingence; Moore

et Fresco, 2012). Bien que les résultats de l'étude d'Alloy et Abramson (1979) ainsi que ceux d'études de contingence subséquentes aient initié certains changements dans le propos cognitif-comportemental concernant les mécanismes de la dépression au cours des années 1990 (Beck, 1991; Haaga et Beck, 1994), il semble que les plus récents efforts théoriques à cet égard aient omis de considérer les notions liées au réalisme dépressif (Beck et Alford, 2009). Cette omission pourrait notamment s'expliquer par les conclusions incohérentes des études ayant tenté de documenter le réalisme dépressif.

Tentatives de répliation

Au cours des trente dernières années, les études visant à reproduire les résultats d'Alloy et Abramson (1979) se sont multipliées. Une importante proportion de celles-ci était consacrée à la manipulation expérimentale des caractéristiques du paradigme de contingence, notamment en vue d'établir les frontières – ou conditions optimales – du phénomène de réalisme dépressif (pour une revue qualitative, voir Allan, Siegel et Hannah, 2007). Certaines études ont conclu à des résultats similaires à partir d'une version originale du paradigme de contingence (Alloy, Abramson et Viscusi, 1981; Ford et Neale, 1985; Kapçi et Cramer, 1999; Lennox, Bedell, Abramson, Raps et Folley, 1990; Martin, Abramson et Alloy, 1984; Mendelsohn, 1998; Mikulincer, Gerber et Weisenberg, 1990; Msetfi *et al.*, 2007; Msetfi, Murphy, Simpson et Kornbrot, 2005; Pasahow, 1981; Presson et Benassi, 1996; Tang et Critelli, 1990), alors que d'autres études n'ont pu reproduire les résultats originaux d'Alloy et Abramson (1979) à partir d'une version adaptée du paradigme (Abramson, Alloy et Rosoff, 1981; Alloy, Abramson et Kossman, 1985; Benassi et Mahler, 1985; Koenig, Clements et Alloy, 1992; Macinnis, 1997) ou même à partir du paradigme original (Bryson, Doan et Pasquali, 1984; Cohen, 1997; Dobson et Pusch, 1995; Marin, 2006; Souder, 1988). Ces résultats incohérents évoquent la possibilité que le phénomène du réalisme dépressif constitue un artefact méthodologique émergeant d'un rassemblement alambiqué de conditions expérimentales. Plusieurs auteurs ont souligné la présence et les implications de ces incohérences pour la crédibilité du postulat de réalisme dépressif (voir Allan *et al.*, 2007). Sur le plan empirique toutefois, peu d'études ont tenté d'aborder ce problème. Une récente méta-analyse (Moore et Fresco, 2012) a conclu à un effet statistiquement significatif de réalisme dépressif (c.-à-d., précision supérieure des jugements de contingence chez les individus dépressifs) dans le cadre des études de contingence recensées. L'étude de Moore et Fresco (2012) suggère également que les individus dépressifs sont plus précis dans le cadre de tâches comportant un faible degré de contingence (< 25 %), mais pas dans celles comportant un niveau élevé de contingence (≤ 25 %; Moore et Fresco, 2012).

Bien que cette méta-analyse ait fourni un argument de poids en faveur du réalisme dépressif, une unique analyse de modération ne semble pas constituer une investigation exhaustive des conditions pouvant donner lieu au phénomène. À cet égard, de nombreux modérateurs du réalisme dépressif ont été identifiés (Allan *et al.*, 2007; Alloy et Abramson, 1988; Dobson et Franche, 1989). D'une part, certaines conditions sont liées au contexte entourant la tâche de contingence. Il est par exemple attendu que les individus dépressifs soient plus précis dans leurs jugements quand ils évaluent leur contrôle sur l'occurrence d'un résultat (contrôle vs prédiction) et quand ils ont peu de contrôle sur l'occurrence dudit résultat (degré objectif de contingence faible vs élevé; voir Allan *et al.*, 2007). Dans le même sens, il est attendu que les non dépressifs soient moins précis lorsqu'accompagnés d'un observateur (contexte privé vs public) ou lorsque le résultat est désiré (valence positive, neutre ou négative du résultat; Allan *et al.*, 2007). D'autres conditions sont relatives à l'individu émettant le jugement. Par exemple, il est attendu des individus sévèrement dépressifs qu'ils soient moins précis que les individus modérément dépressifs, notamment en raison d'une présence plus marquée de distorsions cognitives (voir Alloy et Abramson, 1988). Il apparaît incontournable, en contexte méta-analytique, d'évaluer l'effet modérateur de ces conditions.

Objectifs

Bien qu'une méta-analyse ait conclu à une précision supérieure des jugements de contingence chez les individus dépressifs (Moore et Fresco, 2012), celle-ci n'a pas donné lieu à une étude exhaustive des modérateurs de cet effet. Par ailleurs, cette méta-analyse, publiée en 2012, a recensé les études parues jusqu'en 2010. Deux études ont depuis étudié la question à partir de multiples expérimentations (31 comparaisons dépressifs/non dépressifs; Byrom, Msetfi et Murphy, 2015; Msetfi, Wade et Murphy, 2013). Il convient ainsi de mettre à jour la recension des études pertinentes.

Ce faisant, l'objectif de la présente étude était de procéder à une méta-analyse des études ayant comparé des groupes d'individus dits dépressifs à des groupes d'individus dits non dépressifs quant à la précision de leurs jugements de contingence (c.-à-d., paradigme de contingence; Alloy et Abramson, 1979). Cette étude avait deux objectifs spécifiques : 1) déterminer dans quelle mesure les individus dépressifs présentent des jugements de contingence plus précis que ceux des individus non dépressifs (c.-à-d., tester l'hypothèse du réalisme dépressif dans le cadre de paradigmes de contingence), et; 2) déterminer dans quelles conditions ces différences intergroupes dépressifs/non dépressifs sont statistiquement significatives (c.-à-d., tester les modérateurs du réalisme dépressif dans le cadre de paradigmes de contingence).

MÉTHODE

Critères d'inclusion et recension des études

Afin d'être incluses, les études devaient correspondre aux critères de sélection suivants : (1) être rédigées en anglais ou en français; (2) utiliser un paradigme expérimental à l'intérieur duquel les participants devaient estimer le degré de contingence entre deux variables (c.-à-d., une réponse du participant et un stimulus externe [jugement de contrôle] ou deux stimuli externes [jugement de prédiction]) – une tâche identique ou très similaire à celle utilisée par Alloy et Abramson (1979; voir ci-dessus); (3) évaluer la précision des jugements de contingence (c.-à-d., l'écart en pourcentage entre un degré de contingence estimé par l'individu et un degré objectif de contingence); (4) sur le plan de la *précision* des jugements de contingence, comparer un sous-échantillon d'individus considérés dépressifs à un sous-échantillon d'individus considérés non dépressifs. Les études publiées jusqu'en avril 2016 ont été incluses, alors que les études non publiées ont été exclues.

Les études pertinentes ont d'abord été localisées à partir de trois banques de données en ligne (*Medline*; *PsycINFO*; *Web of Science*). Dans chacune des banques de données, les termes suivants ont été utilisés : *depress** ou *dysthy** ou *depressive realism*, croisés avec *judg** et *contingent**, ou *judg** et *control**, ou *judg** et *predict**, ou *illusion control*. De plus, les listes de références de chacun des articles pertinents localisés (y compris les recensions qualitatives) ont été examinées afin d'identifier toute nouvelle étude qui n'aurait pas été identifiée via les moteurs de recherche.

Extraction des données

Chacune des études sélectionnées a été codifiée selon une série de variables modératrices :

- Sexe (0 = Sexe indifférencié; 1 = Hommes; 2 = Femmes);
- Scores de coupure clinique au BDI (0 = Études ayant catégorisé les participants de la manière suivante : dépressifs ≥ 10 , non dépressifs ≤ 9 ; 1 = Études ayant catégorisé les participants de la manière suivante : dépressifs ≥ 9 , non dépressifs ≤ 8);
- Type de jugement émis (0 = Jugement de contrôle; 1 = Jugement de prédiction);
- Degré objectif de contingence de la tâche expérimentale (0 = 0 %; 1 = 20 ou 25 %; 2 = 40, 50 ou 60 %; 3 = 75 ou 100 %);
- Intervalle moyen entre les essais (valeur continue);
- Contexte de la tâche expérimentale (1 = Privé [c.-à-d., le participant est seul dans une salle au moment de la tâche]; 2 = Public [c.-à-d., le participant est accompagné d'un expérimentateur ou autre observateur au moment de la tâche]);

- Valence du résultat (0 = Négative [c.-à-d., le résultat est associé à des conséquences indésirables pour le participant]; 1 = Neutre [c.-à-d., le résultat n'est associé ni à des conséquences désirables, ni à des conséquences indésirables pour le participant]; 2 = Positive [c.-à-d., le résultat est associé à des conséquences désirables pour le participant]).

Analyses statistiques

Approche méta-analytique. La méta-analyse a été réalisée à partir du logiciel *Comprehensive Meta-Analysis* (Version 3.0; Borenstein, Hedges, Higgins et Rothstein, 2009). Une taille d'effet représentant la différence de moyennes standardisée (g de Hedges) a été calculée pour chacune des études. Le g de Hedges a été sélectionné, car il permet d'effectuer un ajustement dans le calcul de la taille d'effet lorsque de petits échantillons sont utilisés. Dans le cadre de la présente étude, la taille d'effet représente la différence entre les scores moyens de précision des participants dépressifs et les scores moyens de précision des participants non dépressifs (Score moyen de précision = Degré objectif de contingence – Degré perçu de contingence). L'interprétation de la taille d'effet globale a été effectuée en fonction des lignes directrices publiées par Cohen (1988) : une taille d'effet de 0,20 est considérée comme étant faible, 0,50 comme étant modérée et 0,80 comme étant forte. Un g négatif indique un niveau plus élevé de précision chez les non dépressifs (à l'inverse des prémisses du réalisme dépressif). Il convient de souligner qu'un calcul fondé sur les différences intergroupes fournit un indice de précision *relative* d'un groupe par rapport à un autre. En d'autres mots, cette taille d'effet permet d'affirmer lequel des deux groupes comparés est *le plus précis*, sans toutefois permettre un calcul de précision *absolue* des jugements pour chacun des groupes.

Les tests de signification statistique de la taille d'effet globale et de celles associées à chaque analyse de modération ont été réalisés à partir d'une approche à effets aléatoires. Cette approche est plus conservatrice que l'approche à effets fixes et est prescrite en cas de variabilité dans les caractéristiques des études sélectionnées (Borenstein *et al.*, 2009).

Biais de publication, données extrêmes et hétérogénéité. Le biais de publication a été évalué par l'examen visuel du diagramme en entonnoir ainsi que par la procédure *trim-and-fill* (Duval et Tweedie, 2000). Cette procédure permet de corriger une asymétrie observée dans le diagramme en entonnoir liée à une sous-représentation de résultats non significatifs ou non publiés. En l'occurrence d'une telle asymétrie, le *trim-and-fill* produit une estimation non biaisée de la taille d'effet. Les données extrêmes ont été analysées à l'aide du Z de Fisher, calculé pour chacune des tailles d'effet. Les tailles d'effet dont la valeur est inférieure à -3,29 ou supérieure à 3,29 sont considérées comme des données extrêmes et sont retirées des

analyses (Tabachnik et Fidell, 2001). La statistique Q a été utilisée pour vérifier la présence d'hétérogénéité dans les résultats. Une valeur Q significative à $p < 0,05$ révèle la présence d'hétérogénéité.

Analyses de sous-groupes et régression. Des analyses de modulation ont été effectuées afin de vérifier si la différence de précision moyenne entre les participants dépressifs et non dépressifs variait en fonction du type de jugement (contrôle vs prédiction), du sexe des participants, du score de coupure clinique au BDI, du degré objectif de contingence, du contexte de la tâche (public ou privé) et de la valence du résultat. L'effet de modulation de l'intervalle intéressais a été analysé par une régression puisque'il s'agit d'une variable continue.

RÉSULTATS

Sélection des études

Les étapes de recherche systématique sont illustrées dans la Figure 1. À la première étape, 3585 références provenant des banques de données ont été identifiées. Après une lecture attentive des titres et des résumés de ces références, 21 références ont été sélectionnées. L'examen des listes de références de ces articles n'a permis d'identifier aucun nouvel article.

Plusieurs articles présentaient des données incomplètes ou inutilisables dans le cadre de la présente méta-analyse. Pour cette raison, 23,8 % des études correspondant aux critères d'inclusion de la méta-analyse ont été exclues.

Au total, 16 études rapportant 132 tailles d'effet ont été incluses dans la méta-analyse. Ces études ont été publiées entre 1979 et 2015 et représentaient des participants provenant des États-Unis, du Canada, du Royaume-Uni, de l'Espagne, de la Turquie et d'Israël. Les caractéristiques des études sont présentées au Tableau 1.

Effets principaux

L'analyse principale est présentée dans la partie supérieure du Tableau 2. De façon générale, une différence faible, mais significative est observée quant au degré de précision moyen des participants dépressifs comparativement aux participants non dépressifs ($g = 0,14$, $p < 0,05$, $k = 16$ études). Les participants dépressifs seraient ainsi significativement plus précis que les participants non dépressifs quant à leurs jugements de contingence. Les tailles d'effet de chacune des études ainsi que les intervalles de confiance sont présentés à la Figure 2. Les scores Z de Fisher confirment l'absence de données extrêmes. La procédure du *trim-and-fill* ajuste toutefois deux tailles d'effet à droite de la moyenne et propose une

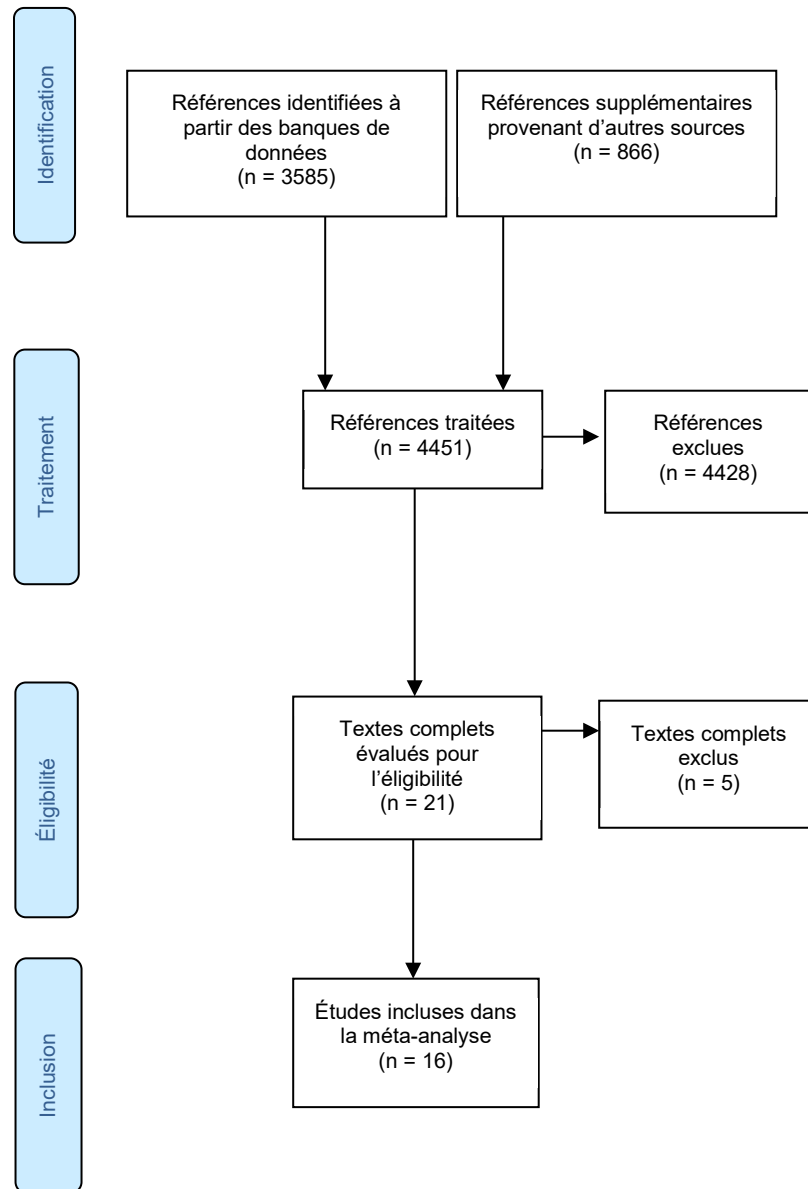


Figure 1. Diagramme de ventilation détaillant les étapes de la recherche systématique et de la sélection des articles

Tableau 1

Tailles d'échantillons (n) et variables modératrices par étude

| Études et nombre de comparaisons intergroupes à l'intérieur de chaque étude (k) | n (indép./non indép.) | Variables modératrices codifiées | | | | | | |
|---|------------------------|----------------------------------|-----|------------------------|-------------------------------|-----------------------|----------------|-------------------|
| | | Sexe | BDI | Intervalle interessais | Degré objectif de contingence | Type de jugement | Contexte | Valence |
| Alloy et Abramson (1979) (k = 22) | | | | | | | | |
| Expérience 1 | 8/8 | H/F | 0 | 14 | 25 %/50 %/75 % | Contrôle | Public | Neutre |
| Expérience 2 | 8/8 | H/F | 0 | 14 | 0 % | Contrôle | Public | Neutre |
| Expérience 3 | 8/8 | H/F | 0 | 14 | 0 % | Contrôle | Public | Positif |
| Expérience 4 | 4/4 | H/F | 0 | 14 | 50 % | Contrôle | Public | Positif |
| Abramson, Alloy et Rosoff (1981) (k = 2) | 20/20 | Mixte | 0 | 14 | 75 % | Contrôle | Public | Positif |
| Bryson, Doan et Pasquali (1984) (k = 4) | 8/8 | H/F | 0 | 15 | 0 % | Contrôle | Public | Neutre |
| Martin, Abramson et Alloy (1984) (k = 6) | 9/9 | H/F | 0 | 3; 20,7 | 0 % | Contrôle / Prédiction | Public | Positif |
| Vázquez (1987) (k = 12) | | | | | | | | |
| Expérience 1 | 8/8 | F | 0 | 6 | 25 %/75 % | Contrôle | Public | Neutre |
| Expérience 2 | 8/8 | F | 0 | 6 | 0 % | Contrôle | Public | Neutre |
| Expérience 3 | 4/4 | F | 0 | 5 | 25 % | Contrôle | Public | Négatif / Positif |
| Expérience 4 | 4/4 | F | 0 | 5 | 0 % | Contrôle | Public | Négatif / Positif |
| Mikulincer, Gerber et Weisenberg (1990) (k = 8) | 8/8 | Mixte | 1 | 8 | 0 %/50 % | Contrôle | Public / Privé | Neutre |
| Tang et Critelli (1990) (k = 4) | 48/48 | Mixte | 1 | | 20 %/40 %/60 % | Contrôle | Privé | Positif |

Tableau 1

Tailles d'échantillons (n) et variables modératrices par étude (suite)

| Études et nombre de comparaisons intergroupes à l'intérieur de chaque étude (<i>k</i>) | <i>n</i> (dép./no n dép.) | Variables modératrices codifiées | | | | | | |
|--|---------------------------------|----------------------------------|-----|---------------------------|-------------------------------------|---------------------|-------------------|---------|
| | | Sexe | BDI | Intervalle interessais | Degré objectif de contingence | Type de jugement | Contexte | Valence |
| Koenig, Clements et Alloy (1992) (<i>k</i> = 2) | 42/32 | Mixte | 0 | | 0 % | Contrôle | Public / Privé | Positif |
| Kapçi et Cramer (1999) (<i>k</i> = 6) | 44/36 | Mixte | 0 | 5 | 0 %/50 %/100 % | Contrôle | Public | Neutre |
| Presson et Benassi (1996) (<i>k</i> = 1) | 52/53 | F | | | 0 % | Contrôle | Public | Neutre |
| Msetfi, Murphy, Simpson et Kornbrot 2005) (<i>k</i> = 5) | | | | | | | | |
| Expérience 1 | 32/32 | Mixte | 0 | 3; 15 | 0 % | Contrôle | | Neutre |
| Expérience 2 | 24/24 | Mixte | 0 | 3; 15 | 0 % | Contrôle | | Neutre |
| Msetfi, Murphy et Simpson (2007) (<i>k</i> = 10) | | | | | | | | |
| Expérience 1 | 10/12 | Mixte | 0 | 3; 15 | 0 %/50 % | Contrôle | | Neutre |
| Expérience 2 | 12/12 | Mixte | 0 | 0,5; 15 | 0 %/50 % | Contrôle | | Neutre |
| Expérience 3 | 12/12 | Mixte | 0 | 0,5; 15 | 50 % | Contrôle | | Neutre |
| Blanco, Matute et Vadillo (2009) (<i>k</i> = 1) | 25/41 | Mixte | 0 | | 0 % | Contrôle | Public | Positif |
| Dobson et Pusch (1995) (<i>k</i> = 1) | 14/14 | F | 0 | 3 | 0 % | Contrôle | | Neutre |

Tableau 1

Tailles d'échantillons (n) et variables modératrices par étude (suite)

| Études et nombre de comparaisons intergroupes à l'intérieur de chaque étude (k) | n (dép./no n dép.) | Variables modératrices codifiées | | | | | | |
|---|--------------------|----------------------------------|-----|------------------------|-------------------------------|-----------------------|----------|---------|
| | | Sexe | BDI | Intervalle interessais | Degré objectif de contingence | Type de jugement | Contexte | Valence |
| Msetfi, Wade et Murphy (2013) (k = 36) | | | | | | | | |
| Expérience 1 | 24 /26 | Mixte | 1 | 3 | 0 %/50 % | Contrôle / Prédiction | | Neutre |
| Expérience 2 | 26 /27 | Mixte | 1 | 3; 15 | 50 % | Contrôle / Prédiction | | Neutre |
| Expérience 3 | 24 /25 | Mixte | 1 | 3; 15 | 50 % | Contrôle / Prédiction | | Neutre |
| Expérience 4 | 23 /29 | Mixte | 1 | 3; 15 | 50 % | Contrôle / Prédiction | | Neutre |
| Byrom, Msetfi et Murphy (2015) (k = 12) | | | | | | | | |
| Expérience 1 | 31 /38 | Mixte | 1 | 15 | 0 % | Contrôle | | Neutre |
| Expérience 2 | 29 /40 | Mixte | 1 | | 0 % | Contrôle | | Neutre |

Note. Sexe : H = Hommes; F = Femmes; Mixte = Indifférencié. Intervalle interessais exprimé en secondes. BDI : 0 = Études ayant catégorisé les participants de la manière suivante : dépressifs ≥ 10 , non dépressifs ≤ 9 ; 1 = Études ayant catégorisé les participants de la manière suivante : dépressifs ≥ 9 , non dépressifs ≤ 8 .

Les cases laissées vides indiquent que l'information n'était pas disponible dans l'article primaire.

Tableau 2
Analyse principale et analyses de modération

| Modérateur | k | N | g | Intervalles de confiance | | Q | Q' de contraste | Pente |
|-------------------------------|-----|------|---------|--------------------------|------|----------|-----------------|-------|
| | | | | Inf. | Sup. | | | |
| Global | 16 | 1167 | 0,14* | 0,03 | 0,26 | 48,74*** | | |
| Type de jugement | | | | | | | | |
| Contrôle (1) | 110 | 1167 | 0,14** | 0,04 | 0,23 | | | |
| Prédiction (2) | 22 | 222 | 0,27*** | 0,12 | 0,41 | | | |
| <i>Contraste</i> | | | | | | | 2,19 | |
| Sexe | | | | | | | | |
| Indifférencié (0) | 86 | 896 | 0,13** | 0,04 | 0,22 | | | |
| Femmes (1) | 30 | 271 | 0,33* | 0,08 | 0,58 | | | |
| Hommes (2) | 16 | 90 | 0,12 | -0,27 | 0,51 | | | |
| <i>Contraste</i> | | | | | | | 2,21 | |
| BDI | | | | | | | | |
| Dépressifs >10 (0) | 11 | 608 | 0,13 | -0,07 | 0,34 | | | |
| Dépressifs >9 (1) | 4 | 454 | 0,11** | 0,04 | 0,18 | | | |
| <i>Contraste</i> | | | | | | | 0,06 | |
| Degré objectif de contingence | | | | | | | | |
| 0 % (0) | 62 | 837 | 0,22** | 0,09 | 0,36 | | | |
| 20 ou 25 % (1) | 9 | 144 | 0,32 | -0,13 | 0,77 | | | |
| 40, 50 ou 60 % (2) | 54 | 522 | 0,13* | 0,02 | 0,24 | | | |
| 75 ou 100 % (3) | 7 | 168 | -0,30† | -0,63 | 0,03 | | | |
| <i>Contraste</i> | | | | | | | 9,11* | |

Tableau 2
Analyse principale et analyses de modération (suite)

| Modérateur | k | N | g | Intervalles de confiance | | Q | Q' de contraste | Pente |
|-----------------------|----|-----|--------|--------------------------|------|---|-------------------|-------|
| | | | | Inf. | Sup. | | | |
| Contexte | | | | | | | | |
| Public (1) | 56 | 519 | 0,22* | 0,04 | 0,40 | | | |
| Privé (2) | 12 | 186 | -0,05 | -0,29 | 0,19 | | | |
| <i>Contraste</i> | | | | | | | 3,09 [†] | |
| Valence | | | | | | | | |
| Négatif (0) | 4 | 16 | -0,33 | -1,02 | 0,37 | | | |
| Neutre (1) | 97 | 833 | 0,14** | 0,05 | 0,23 | | | |
| Positif (2) | 31 | 334 | 0,27* | 0,03 | 0,52 | | | |
| <i>Contraste</i> | | | | | | | 2,84 | |
| Intervalle interessai | | | | | | | | 0,007 |

[†] $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

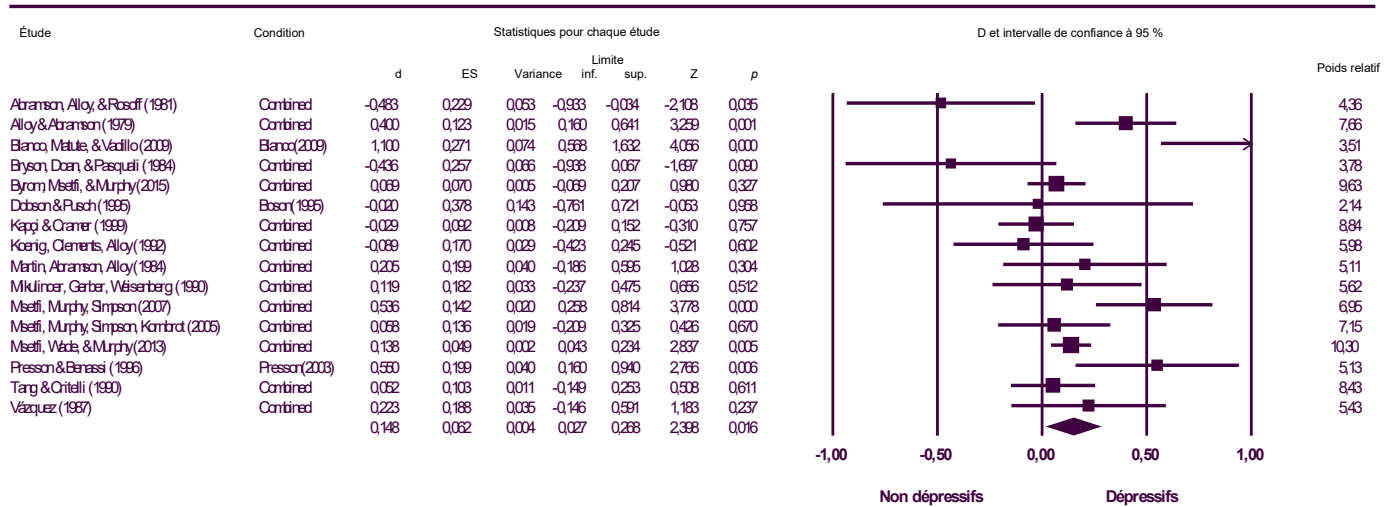


Figure 2. Diagramme en forêt des études incluses dans la méta-analyse.

Note. ES = erreur standard; *Combined* signifie que plusieurs conditions sont présentes pour une même étude et ont été regroupées pour calculer la taille d'effet globale.

taille d'effet corrigée de $g = 0,20$ (voir Figure 3). La présence d'hétérogénéité dans les résultats ($Q = 48,74$, $p < 0,001$) confirme la pertinence d'effectuer les analyses de modération.

Analyses de modération

Afin d'obtenir un maximum d'information sur les modérateurs, les sous-groupes à l'intérieur des études ont été utilisés comme unité d'analyse lorsque nécessaire. Tous les résultats sont présentés au Tableau 2. Un effet de modération significatif est obtenu en ce qui concerne le degré objectif de contingence utilisé. Plus précisément, les tâches présentant un degré objectif de contingence à 75 % ou à 100 % présentent des tailles d'effet significativement plus faibles ($g = -0,30$, $p = 0,07$, $k = 7$) que celles présentant un degré objectif de contingence de 0 % ($g = 0,22$, $p < 0,01$, $k = 62$; $Q' = 8,41$, $p < 0,01$), de 20 % ou 25 % ($g = 0,32$, $p = 0,16$, $k = 9$; $Q' = 4,84$, $p < 0,05$) ou encore de 40 %, 50 % ou 60 % ($g = 0,13$, $p < 0,05$, $k = 54$; $Q' = 5,91$, $p < 0,05$). En d'autres mots, les dépressifs sont significativement plus précis que les non dépressifs lorsque le degré objectif de contingence est inférieur à 75 %.

Le contexte de la tâche est également un modérateur marginalement significatif de la taille d'effet globale. Les tâches effectuées dans un contexte public sont associées à des tailles d'effet marginalement plus élevées ($g = 0,22$, $p < 0,05$, $k = 56$) que celles effectuées dans un contexte privé ($g = -0,05$, $p = 0,69$, $k = 12$; $Q' = 3,09$, $p = 0,08$). En d'autres mots, les dépressifs sont plus précis que les non dépressifs lorsque le contexte de la tâche est public.

Les analyses de modération ne permettent pas d'identifier d'autre modérateur significatif. Ainsi, les résultats obtenus ne varient pas en fonction du type de jugement, du sexe des participants, du score de coupure au BDI utilisé pour la formation des groupes, de la valence de la tâche ou encore de l'intervalle interressai.

DISCUSSION

Résultats principaux

Le premier objectif de cette étude était de tirer parti d'une approche méta-analytique afin de déterminer dans quelle mesure les individus dépressifs émettent des jugements de contingence plus précis que ceux des individus non dépressifs, dans le contexte théorique du réalisme dépressif. En accord avec les résultats de nombreuses études de contingence (p. ex., Alloy et Abramson, 1979; Mendelsohn, 1998; Mikulincer *et al.*, 1990; Msetfi

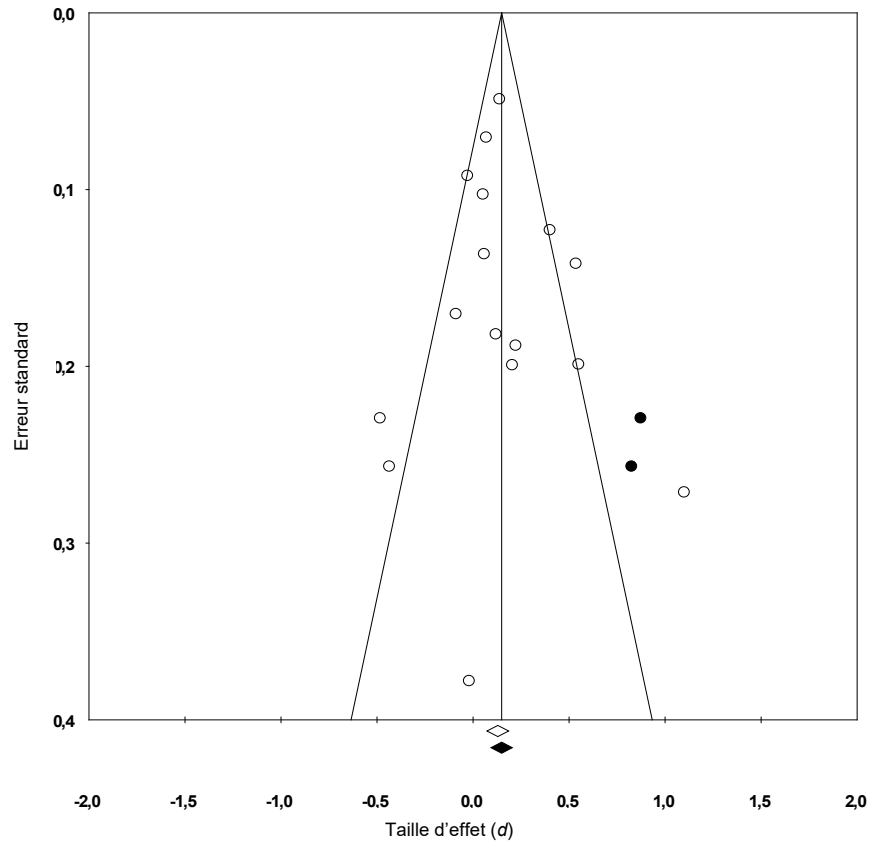


Figure 3. Diagramme en entonnoir des études sélectionnées dans la méta-analyse.

Note. Les cercles blancs représentent les tailles d'effet observées pour chacune des études. Le losange blanc indique la taille d'effet globale, sans correction. Les cercles noirs indiquent les études imputées afin de corriger le biais de publication. Le losange noir indique la taille d'effet globale corrigée.

et al., 2007; Msetfi *et al.*, 2005; Pasahow, 1981; Tang et Critelli, 1990; Vázquez, 1987), la présente étude indique que les individus dépressifs tendent à émettre des jugements de contingence plus précis que les individus non dépressifs. L'effet de petite taille obtenu dans le cadre de la présente étude (.15) est par ailleurs comparable à celui obtenu dans le cadre d'une autre méta-analyse publiée en 2012 (.09; Moore et Fresco, 2012). La mince différence entre les deux tailles d'effet pourrait s'expliquer en partie par des différences liées à la sélection des études (p. ex., la couverture de la méta-analyse de Moore et Fresco [2012] s'étendait jusqu'en 2010, tandis que la présente étude incluait les études publiées jusqu'en 2016) et à l'approche statistique (p. ex., le *g* de Hedges a été utilisé comme mesure de

la taille d'effet dans la présente méta-analyse, alors que le *d* de Cohen a été utilisé dans l'étude de Moore et Fresco [2012]).

Sur le plan théorique, ce résultat apporte un soutien à l'hypothèse du réalisme dépressif (Alloy et Abramson, 1979), mais semble contradictoire à la conception d'une santé mentale fondée sur un contact adéquat avec la réalité (Jahoda, 1999) ainsi qu'au postulat d'un modèle cognitif-comportemental de la dépression selon lequel l'humeur dépressive est associée à des biais cognitifs orientés vers des interprétations exagérément négatives de la réalité (Beck et Alford, 2009). Puisque les jugements de contingence constituaient majoritairement des attributions dirigées vers le soi (c.-à-d., évaluer sa capacité à contrôler une occurrence donnée) dans le cadre des études recensées, la théorie de la marge optimale d'illusion (Baumeister, 1989), conçue pour exposer les aboutissants de perceptions de soi positives et négatives, peut fournir certains éléments d'explication au présent résultat. Cette théorie peut être résumée en quatre postulats (Baumeister, 1989). Premièrement, les perceptions de soi positives qu'un individu entretient par rapport à lui-même peuvent être adaptatives ou non. Deuxièmement, le caractère adaptatif de ces perceptions de soi positives est fonction du degré auquel elles constituent une déformation de la réalité. À cet égard, des perceptions de soi modérément positives (c.-à-d., ni trop positives, ni trop précises) – puisqu'elles sont situées dans une marge optimale d'illusion – pourraient être associées à un niveau élevé d'ajustement psychologique chez certains individus (Baumeister, 1989). Troisièmement, des perceptions de soi hautement irréalistes (ou trop positives) – puisqu'elles tendent à franchir la marge optimale d'illusion – seraient liées à un niveau élevé d'ajustement psychologique, mais également à un risque accru d'erreurs de jugement et d'intolérance au stress (Baumeister, 1989). Ces illusions positives irréalistes sont par ailleurs susceptibles d'être invalidées par des expériences de vie adverses ou par des rétroactions négatives de l'entourage. Quatrièmement, une perception de soi particulièrement précise franchit également la marge optimale d'illusion. En effet, des perceptions de soi « trop » précises pourraient empêcher certains individus de mener des projets ambitieux et risqués, se soustrayant ainsi à l'opportunité de profiter des avantages liés à la confiance en soi (p. ex., prophéties qui s'autoréalisent; Baumeister, 1989). Il en résulte que la relation entre l'ajustement psychologique et les perceptions de soi positives serait curvilinéaire : des perceptions de soi modérément positives seraient liées à un niveau élevé d'ajustement psychologique, alors que des perceptions de soi exagérément positives ou exagérément précises seraient liées, respectivement, à un risque accru d'erreurs de jugement et à un faible niveau d'ajustement psychologique (Baumeister, 1989; voir également Macinnis, 1997).

Par conséquent, ce patron de résultats pourrait s'expliquer par les liens que les jugements de contingence entretiennent avec la perception de soi. Plus précisément, les individus non dépressifs pourraient se trouver à l'intérieur de la marge optimale d'illusion quant à leur capacité perçue de contrôle des contingences extérieures, ce qui expliquerait leur niveau plus élevé d'ajustement psychologique. Les individus dépressifs pourraient quant à eux se trouver sous la marge optimale d'illusion, ce qui expliquerait leur plus faible niveau d'ajustement psychologique, mais également leur précision accrue sur le plan des jugements de contingence. De futures études pourraient éprouver directement ces hypothèses, notamment par l'intégration de construits spécifiques à la théorie de la marge optimale d'illusion aux paradigmes de contingence.

Analyses de modération

Le second objectif de la présente étude était de mener une série d'analyses de modération visant à délimiter les conditions d'occurrence du réalisme dépressif dans le cadre d'études de contingence. Ces analyses de modération suggèrent que les différences intergroupes sur le plan de la précision des jugements de contingence ne sont pas modérées par le sexe, les scores de coupure du BDI, les intervalles moyens interessais, le type de jugement émis ou encore la valence du résultat.

Par contre, les individus dépressifs étaient plus précis que les non dépressifs lorsque le degré objectif de contingence était inférieur à 75 % (c.-à-d., entre 0 et 60 %). L'un des postulats fondateurs du réalisme dépressif stipule que la précision accrue chez les dépressifs serait particulièrement observable lorsque l'occurrence cible (p. ex., apparition de la lumière) est peu ou pas contrôlable, les individus avec humeur dépressive étant davantage en mesure de remarquer leur faible contrôle dans une situation donnée (voir Alloy et Abramson, 1979). Inversement, la présence d'illusions positives chez les individus non dépressifs pourrait empêcher ceux-ci de percevoir leur faible contrôle sur une occurrence donnée (Alloy et Abramson, 1979). Il a en effet été suggéré que la précision moindre des non dépressifs était fonction du désir de ces derniers de maintenir (ou d'augmenter) leur estime de soi (Alloy et Abramson, 1979). Dans cette perspective, un événement incontrôlable témoignerait de l'incapacité à contrôler sa propre vie et représenterait ainsi une menace à l'estime de soi (Taylor et Brown, 1988). Cette menace aurait pour principale conséquence d'activer des illusions positives (c.-à-d., surestimation du contrôle). Il est attendu que les illusions positives s'activent chez les individus non dépressifs et non chez les dépressifs, qui seraient moins motivés que les non dépressifs par la protection de leur estime de soi (Alloy et Abramson, 1982).

La théorie du maintien de l'estime de soi pourrait également expliquer le résultat selon lequel les dépressifs sont plus précis que les non dépressifs en contexte public – c'est-à-dire, lorsqu'au moins une autre personne (p. ex., un expérimentateur, un autre participant) est présente dans la pièce au moment de la tâche. Le fait d'être observé dans un contexte où l'on n'exerce aucun contrôle sur une occurrence donnée constitue une menace supplémentaire à l'estime de soi (Alloy et Abramson, 1982). Ainsi, il est attendu que les dépressifs soient particulièrement plus précis que les non dépressifs en contexte public. Bien qu'il s'agisse d'un effet marginalement significatif dans la présente méta-analyse, les trois études ayant investigué la question ont obtenu des résultats comparables et statistiquement significatifs (Alloy et Abramson, 1982; Koenig *et al.*, 1992; Mikulincer *et al.*, 1990).

D'emblée, le faible nombre de modérateurs significatifs pourrait avoir plusieurs explications. D'une part, le fait que certaines variables modératrices aient été considérées dans un nombre limité d'études (p. ex., intervalles intéressés) pourrait avoir donné lieu à des comparaisons intergroupes sous-optimales dans le cadre des analyses de modulation. D'autre part, ces comparaisons intergroupes ont potentiellement été affectées par le fait que certains niveaux des variables modératrices codifiées dans la présente méta-analyse étaient peu endossés. Par exemple, seulement 22 tailles d'effet ont été dérivées d'études ayant utilisé des tâches exigeant des jugements de prédiction (contre 110 tailles d'effet dérivées d'études ayant utilisé des tâches exigeant des jugements de contrôle). Pour l'ensemble de ces raisons, la capacité de la méta-analyse à détecter des modérateurs pourrait avoir été limitée.

Cependant, ce résultat pourrait également témoigner de la robustesse du phénomène de réalisme dépressif dans le cadre d'études de contingence. Contrairement aux récentes propositions selon lesquelles le réalisme dépressif tient davantage de l'artefact méthodologique que du phénomène psychologique plausible, les différences dépressifs/non dépressifs quant à la précision des jugements de contingence pourraient être robustes à différentes caractéristiques propres à l'individu (p. ex., sévérité de la dépression) ou à la tâche de contingence (p. ex., type de jugement). Cette question devra toutefois être abordée de nouveau, notamment à partir d'échantillons de plus grande taille.

Limites

La présente méta-analyse a permis une mise à jour de la recension systématique des études ayant comparé des participants dépressifs et non dépressifs sur le plan de la précision des jugements de contingence. Elle a également donné lieu à un examen plus inclusif qu'auparavant (voir Moore et Fresco, 2012) de modérateurs aux différences dépressifs/non dépressifs.

Toutefois, il convient de rappeler que les résultats présentés dans cette méta-analyse sont dérivés de comparaisons *relatives* quant aux jugements de contingence des individus dépressifs et non dépressifs (voir Méthode). Bien que les jugements de contingence chez les dépressifs se soient avérés plus précis que chez les non dépressifs, cette étude ne constitue en aucun cas un témoignage de la précision absolue de ces jugements chez les dépressifs. Par exemple, les dépressifs pourraient « surestimer » le degré de contrôle qu'ils exercent sur l'occurrence du résultat, mais ces surestimations pourraient être légèrement plus conservatrices que celles des non dépressifs. Par ailleurs, les résultats de cette étude ne nous permettent aucunement de statuer sur la nature « optimiste » ou « pessimiste » des jugements de contingence. En effet, les concepts de réalisme (c.-à-d., capacité à percevoir la réalité telle qu'elle est) et de précision en regard d'un critère normatif de réalité objective, ne s'équivalent pas. Ces réserves conceptuelles sont inhérentes et essentielles à toute entreprise de validation empirique de l'hypothèse de réalisme dépressif. Par ailleurs, l'approche méta-analytique empruntée dans la présente étude était limitée par la quantité de données se prêtant à l'analyse quantitative. L'exclusion des études non publiées et de 23,8 % des études publiées et correspondant aux critères d'inclusion de la méta-analyse n'est pas étrangère à ce problème. Les résultats de la procédure *trim-and-fill* indiquent que le biais de publication a un effet modéré sur la taille d'effet globale, mais risque toutefois peu de modifier les conclusions de l'étude. Il aurait pour effet de rapporter une taille d'effet plus conservatrice, ce qui renforce les conclusions qu'il est possible de tirer des résultats obtenus. Il est également à noter qu'une portion critique des études sélectionnées a été réalisée à partir d'échantillons modestes (<100), généralement homogènes sur le plan clinique (p. ex., niveaux modérés d'humeur dépressive). Sur le plan méta-analytique, ce volume limité de données tend à augmenter la probabilité de biais échantillonnal. D'éventuelles études de contingence en contexte de réalisme dépressif gagneraient à se prévaloir d'échantillons plus grands et variés sur les plans clinique (p. ex., niveaux variables de sévérité de l'humeur dépressive, comorbidité), culturel (p. ex., différentes ethnies et religions) et socioéconomique (p. ex., niveaux variables d'instruction et de ressources financières).

Finalement, de plus en plus d'auteurs suggèrent que les différences dépressifs/non dépressifs quant à la précision des jugements de contingence s'expliquent en grande partie par une *probabilité accrue de réponse* chez les non dépressifs (p. ex., Blanco *et al.*, 2009; Matute, 1995). Il a été observé que les participants non dépressifs tendent à répondre (p. ex., appuyer sur le bouton, dans la procédure originale de Alloy et Abramson [1979]) beaucoup plus fréquemment que les individus dépressifs dans le cadre de tâches de contingence (Blanco *et al.*, 2009). De par leur position plus « active » dans le cadre de ces tâches, les non dépressifs

seraient ainsi exposés de manière sous-optimale aux contingences environnementales. Dans cette éventualité, le réalisme dépressif tel que documenté en paradigme de contingence pourrait s'expliquer non par une précision accrue chez les dépressifs, mais bien par une plus importante exposition aux informations permettant d'évaluer la contingence; une exposition accrue qui pourrait être sous-tendue par une approche passive face à la tâche reflétant l'humeur dépressive (Blanco *et al.*, 2009). La variable référant à la probabilité de réponse du participant a toutefois été manipulée dans un nombre très limité d'études. Son potentiel effet modérateur quant aux différences intergroupes n'a ainsi pu être testé dans le cadre de la méta-analyse, ce qui limite l'interprétation des résultats. De futures études pourraient bénéficier de l'évaluation plus systématique et du contrôle expérimental de ce facteur confusionnel dans l'évaluation des prémisses du réalisme dépressif.

CONCLUSION

Malgré certaines limites d'interprétation relatives à la quantité de données disponibles et à l'importance de facteurs confusionnels non évalués, la présente méta-analyse apporte un soutien non négligeable à l'hypothèse du réalisme dépressif tel que documenté dans le cadre d'études de contingence. Ses résultats suggèrent par ailleurs une certaine robustesse du phénomène vis-à-vis d'une série de modérateurs propres à l'individu émettant le jugement de contingence, mais également au contexte entourant l'émission de ce jugement. Les analyses de modulation indiquent toutefois que les individus dépressifs tendent à être plus précis lorsque l'occurrence d'un résultat est peu contrôlable. Une poursuite du travail de validation de l'hypothèse du réalisme dépressif – par des paradigmes de contingence ou non – est justifiée; les résultats de la présente étude et ceux d'une autre méta-analyse (Moore et Fresco, 2012) en sont des arguments à l'appui. Les implications d'un tel travail quant à la conceptualisation, l'évaluation et le traitement de l'humeur dépressive (Beck, 1967; Beck et Alford, 2009) sont importantes. Par exemple, les travaux sur le sujet sont en contradiction partielle avec l'idée selon laquelle l'humeur dépressive est étroitement liée à des distorsions cognitives. Dans l'élaboration de modèles théoriques de la dépression, il conviendrait d'explorer la relation potentiellement curvilinéaire entre ces deux variables : l'humeur dépressive modérée, pour laquelle le phénomène de réalisme dépressif est largement documenté, serait à distinguer de l'humeur dépressive sévère, qui a été mise en lien avec plusieurs distorsions cognitives (voir Introduction). Cette distinction entre humeur dépressive modérée et sévère pourrait également informer les traitements cognitifs-comportementaux de la dépression, dont la visée de correction des distorsions cognitives pourrait être inadaptée aux individus avec humeur dépressive modérée. Il conviendra d'abord de solidifier les appuis empiriques au réalisme dépressif, notamment en

étudiant les processus cognitifs et affectifs susceptibles de rendre compte de ce phénomène méconnu.

RÉFÉRENCES

Les références marquées d'un astérisque sont incluses dans les analyses propres à la méta-analyse.

- *Abramson, L. Y., Alloy, L. B. et Rosoff, R. (1981). Depression and the generation of complex hypotheses in the judgment of contingency. *Behaviour Research and Therapy*, 19(1), 35-45.
- Ackermann, R. et DeRubeis, R. J. (1991). Is depressive realism real? *Clinical Psychology Review*, 11(5), 565-584.
- Allan, L. G., Siegel, S. et Hannah, S. (2007). The sad truth about depressive realism. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 60(3), 482-495.
- *Alloy, L. B. et Abramson, L. Y. (1979). Judgment of contingency in depressed and nondepressed students: Sadder but wiser. *Journal of Experimental Psychology: General*, 108(4), 441-485.
- Alloy, L. B. et Abramson, L. Y. (1988). Depressive realism: Four theoretical perspectives. Dans L. B. Alloy (dir.), *Cognitive processes in depression* (p. 223-265). New York, NY : Guilford Press.
- Alloy, L. B., Abramson, L. Y. et Kossman, D. (1985). The judgment of predictability in depressed and nondepressed college students. Dans F. R. Brush et J. B. Overmier (dir.), *Affect, conditioning and cognition: Essays on the determinants of behavior* (p. 229-246). Hillsdale, NJ : Erlbaum.
- Alloy, L. B., Abramson, L. Y. et Viscusi, D. (1981). Induced mood and the illusion of control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 41(6), 1129-1140.
- Baumeister, R. F. (1989). The optimal margin of illusion. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 8(2), 176-189.
- Beck, A. T. (1967). *Depression: clinical, experimental, and theoretical aspects*. New York, NY : Harper & Row.
- Beck, A. T. (1987). Cognitive models of depression. *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly*, 1, 5-37.
- Beck, A. T. (1991). Cognitive therapy: A 30-year retrospective. *American Psychologist*, 46(4), 368-375.
- Beck, A. T. et Alford, B. A. (2009). *Depression: causes and treatment* (2^e éd.). Philadelphie, PA : University of Pennsylvania Press.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F. et Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York, NY : Guilford Press.
- Benassi, V. A. et Mahler, H. I. (1985). Contingency judgments by depressed college students: Sadder but not always wiser. *Journal of Personality and Social Psychology*, 49(5), 1323-1329.
- Blackburn, I. et Moorhead, S. (2001). Depression. Dans W. L. Lyddon et J. V. Jones (dir.), *Empirically supported cognitive therapies: Current and future applications* (p. 15-50). New York, NY : Springer.
- *Blanco, F., Matute, H. et Vadillo, M. A. (2009). Depressive realism: Wiser or quieter? *The Psychological Record*, 59(4), 551-562.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T. et Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to meta-analysis*. Oxford, Grande-Bretagne : Wiley.
- *Bryson, S. E., Doan, B. D. et Pasquali, P. (1984). Sadder but wiser: A failure to demonstrate that mood influences judgements of control. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 16(2), 107-119.
- *Byrom, N. C., Msetfi, R. M. et Murphy, R. A. (2015). Two pathways to causal control: Use and availability of information in the environment in people with and without signs of depression. *Acta Psychologica*, 157, 1-12.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2^e éd.). Hillsdale, NJ : Erlbaum.

Jugements de contingence : méta-analyse

- Cohen, D. M. (1997). *The illusion of control revisited: A test of alternative explanations*. Manuscrit non publié, Université d'Ohio.
- Dimidjian, S., Hollon, S. D., Dobson, K. S., Schmalting, K. B., Kohlenberg, R. J., Addis, M. E.,... Jacobson, N. S. (2006). Randomized trial of behavioral activation, cognitive therapy, and antidepressant medication in the acute treatment of adults with major depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 74*(4), 658-670.
- Dobson, K. S. et Franche, R.-L. (1989). A conceptual and empirical review of the depressive realism hypothesis. *Canadian Journal of Behavioural Science, 21*(4), 419-433.
- *Dobson, K. S. et Pusch, D. (1995). A test of the depressive realism hypothesis in clinically depressed subjects. *Cognitive Therapy and Research, 19*(2), 179-194.
- Duval, S. et Tweedie, R. (2000). Trim and fill: A simple funnel-plot-based method of testing and adjusting for publication bias in meta-analysis. *Biometrics, 56*(2), 455-463.
- Ford, C. E. et Neale, J. M. (1985). Learned helplessness and judgments of control. *Journal of Personality and Social Psychology, 49*(5), 1330-1336.
- Goodyer, I., Dubicka, B., Wilkinson, P., Kelvin, R., Roberts, C., Byford, S.,... Harrington, R. (2007). Selective serotonin reuptake inhibitors (SSRIs) and routine specialist care with and without cognitive behaviour therapy in adolescents with major depression: randomised controlled trial. *British Medical Journal, 335*, 142-146.
- Haaga, D. A. F. et Beck, A. T. (1994). Perspectives on depressive realism: Implications for cognitive theory of depression. *Behaviour Research and Therapy, 33*(1), 41-48.
- Jahoda, M. (1999). *Current concepts of positive mental health* (3^e éd.). New York, NY : Arno.
- *Kapçi, E. G. et Cramer, D. (1999). Judgement of control revisited: Are the depressed realistic or pessimistic? *Counselling Psychology Quarterly, 12*(1), 95-105.
- *Koenig, L. J., Clements, C. M. et Alloy, L. B. (1992). Depression and the illusion of control : The role of esteem maintenance and impression management. *Canadian Journal of Behavioural Science, 24*(2), 233-252.
- Lennox, S. S., Bedell, J. R., Abramson, L. Y., Raps, C. et Folley, F. W. (1990). Judgment of contingency: A replication with hospitalized depressed, schizophrenic and normal samples. *Journal of Social Behavior and Personality, 5*(4), 189-204.
- Macinnis, F. H. (1997). *The relationship between positive illusions and mental health: Real or illusory?* Manuscrit non publié, University of Western Ontario.
- Marin, J. (2006). *The effects of gender, current mood state, and expectancy style on the depressive realism phenomenon*. Manuscrit non publié, Southern Illinois University at Carbondale.
- *Martin, D. J., Abramson, L. Y. et Alloy, L. B. (1984). Illusion of control for self and others in depressed and nondepressed college students. *Journal of Personality and Social Psychology, 46*(1), 125-136.
- Matute, H. (1995). Human reactions to uncontrollable outcomes: Further evidence for superstitions rather than helplessness. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology, 48B*(2), 142-157.
- Mendelsohn, R. L. (1998). *Gender roles, illusion of control, and depression*. Manuscrit non publié, St. John's University.
- *Mikulincer, M., Gerber, H. et Weisenberg, M. (1990). Judgment of control and depression: The role of self-esteem threat and self-focused attention. *Cognitive Therapy and Research, 14*(6), 589-608.
- Moore, M. T. et Fresco, D. M. (2012). Depressive realism: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review, 32*(6), 496-509.
- *Msetfi, R. M., Murphy, R. A. et Simpson, J. (2007). Depressive realism and the effect of inter-trial interval on judgements of zero, positive, and negative contingencies. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology, 60*(3), 461-481.
- *Msetfi, R. M., Murphy, R. A., Simpson, J. et Kornbrot, D. E. (2005). Depressive realism and outcome density bias in contingency judgments: The effect of the context and inter-trial interval. *Journal of Experimental Psychology: General, 134*(1), 10-22.
- *Msetfi, R. M., Wade, C. et Murphy, R. A. (2013). Context and time in causal learning: contingency and mood dependent effects. *PLoS One, 8*(5), e64063.

-
- Pasahow, R. J. (1981). *Depression, attributions, expectancy confidence, judgments of control, and expectancy shifts: Three hypotheses of expectancy shifts*. Manuscrit non publié, Florida State University.
- *Presson, P. K. et Benassi, V. A. (1996). Illusion of control: A meta-analytic review. *Journal of Social Behavior and Personality*, 11(3), 493-510.
- Souder, S. V. (1988). *The effects of mood on children's judgments of noncontingency*. Manuscrit non publié, Indiana University of Pennsylvania.
- Tabachnick, B. G. et Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4^e éd.). Boston, MA : Allyn & Bacon.
- *Tang, C. S.-k. et Critelli, J. W. (1990). Depression and judgment of control: Impact of a contingency on accuracy. *Journal of Personality*, 58(4), 717-727.
- Taylor, S. E. et Armor, D. A. (1996). Positive illusions and coping with adversity. *Journal of Personality*, 64(4), 873-898.
- Taylor, S. E. et Brown, J. D. (1988). Illusion and well-being: A social psychological perspective on mental health. *Psychological Bulletin*, 103(2), 193-210.
- *Vázquez, C. (1987). Judgment of contingency: Cognitive biases in depressed and nondepressed subjects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(2), 419-431.

RÉSUMÉ

Cette étude constitue une méta-analyse centrée sur les jugements de contingence chez les individus dépressifs et non dépressifs. Elle visait à déterminer si les dépressifs présentent des jugements de contingence plus précis que les non dépressifs et à déterminer la robustesse de cet effet en considérant différents modérateurs. Seize études représentant 1167 participants étaient disponibles. Les jugements de contingence sont significativement plus précis chez les dépressifs. Ce résultat varie selon le degré de contingence, mais pas selon le sexe, la sévérité de la dépression ou les autres caractéristiques expérimentales. Ces résultats sont discutés à la lumière de la théorie de la marge optimale d'illusion.

MOTS CLÉS

réalisme dépressif, jugements de contingence, méta-analyse

ABSTRACT

The current study represents a meta-analysis focusing on depressed and nondepressed individuals' judgments of contingencies. Specifically, it aimed: 1) to determine whether depressed individuals display more accurate judgments of contingencies than nondepressed individuals do, and; 2) to determine under which conditions this effect is statistically significant. A literature search revealed 16 studies representing 1167 participants. Results indicate that depressed individuals' judgments of contingencies are more accurate than those of the nondepressed. This effect is moderated by the objective degree of contingency but not by sex, depression severity or other task characteristics. Results are discussed in regards to the optimal margin of illusion theory.

KEY WORDS

depressive realism, judgments of contingencies, meta-analysis
