

Licence : Creative Commons 4.0 

LES DISTORSIONS COGNITIVES PRÉDISENT-ELLES LE STRESS PERÇU ET LA RÉSILIENCE DANS UNE POPULATION NON-CLINIQUE ?

*Vinciane Darbellay.

Travail de Bachelor, Université de Fribourg, Suisse

***Auteure correspondante** : Mme Vinciane Darbellay. vinciane.darbellay@unifr.ch

Citation : Darbellay, V. (2024). Les distorsions cognitives prédisent-elles le stress perçu et la résilience dans une population non-clinique ?. Cortica 3(2) 301-328 <https://doi.org/10.26034/cortica.2024.6102>

Résumé

Les distorsions cognitives sont rarement mentionnées dans la littérature sans que l'on parle également de la dépression. Le but de cette recherche menée sur une population non-clinique est d'investiguer le lien entre les distorsions cognitives et le niveau de stress ressenti au quotidien, puis dans la même population, entre les distorsions cognitives et les stratégies de résilience. Afin d'explorer ces liens, 160 participant-e-s ont rempli un questionnaire en ligne contenant trois questionnaires. Le premier concernait les distorsions cognitives (CDS, Covin et al., 2011), le second le stress perçu (PSS, Cohen et al., 1983) et le dernier les stratégies de résilience (CD-RISC 10, Campbell-Sills & Stein, 2007). Une analyse de régression linéaire a été effectuée afin de déterminer des rapports de prédiction. Une version alternative de l'échelle de stress perçu a été utilisée, compromettant ainsi la première partie de

l'analyse, rendant impossible d'affirmer que les distorsions cognitives prédisent un stress perçu élevé, bien que l'analyse confirme une prédiction positive très significative. Cependant, les distorsions cognitives prédisent très significativement et négativement les stratégies de résilience dans l'activité professionnelle. En conclusion, nous pouvons imaginer que la présence de distorsions cognitives peut également impacter une population non-clinique. Il serait intéressant d'agir sur ces erreurs de la pensée, afin d'en diminuer les conséquences. Une piste intéressante pourrait être celle de la psychoéducation.

1. Introduction

Le concept de distorsions cognitives prend racine lors de l'émergence des théories cognitivistes dont le psychiatre Aaron Beck est la figure de proue (Beck et al., 1979). S'émancipant de l'approche comportementale, Beck décrit des erreurs de pensée systématiques et pathologiques récurrentes qu'il observe chez des patient-e-s atteint-e-s de dépression (Beck & Haigh, 2014). Connues aujourd'hui sous le nom de distorsions cognitives, ces erreurs de pensée déforment la perception de la réalité de certaines personnes et les conduisent à des jugements biaisés, influençant négativement leurs émotions et leurs réponses comportementales (Özdel et al., 2014). Il est reporté que les distorsions cognitives augmentent la vulnérabilité à la dépression (Rnic et al., 2016), mais également à l'anxiété (Kuru et al., 2018), ainsi qu'au maintien de nombreuses autres formes de troubles mentaux (Gilbert, 1998). Les distorsions cognitives ont donc un impact sur la santé mentale. Mais celui-ci est en grande partie investigué dans des populations cliniques, avec des participant-e-s atteint-e-s de dépression. Il pourrait être intéressant d'observer l'impact des distorsions cognitives chez des personnes qui ne souffrent d'aucun trouble neurologique connu. En effet, ces erreurs de pensée pourraient provoquer des difficultés dans le quotidien du tout-venant.

Un bon exemple d'impact négatif sur le quotidien est celui sur le stress. Certaines études explorent un lien possible entre les distorsions cognitives et le stress sous plusieurs angles. En effet, il n'existe pas qu'une seule manière de mesurer le stress. La méthode classique consiste à répertorier certains évènements de vie stressants intervenus dans les derniers mois pour quantifier le stress vécu, comme avec l'inventaire des évènements de vie de Cochrane et Robertson (1973). Mais d'autres méthodes ne s'intéressent pas uniquement au nombre d'occurrences objectif d'évènements stressants, mais plutôt au niveau de stress que chacun de ces évènements génère (Cohen et al., 1983). Plus spécifiquement, pour un même évènement considéré comme stressant, une personne pourrait surmonter son stress sans difficulté, tandis qu'une autre aurait l'impression d'une épreuve insurmontable qui l'aurait laissée épuisée (Cohen & Williamson, 1988). Cohen et al. (1983) affirment que le stress perçu est un meilleur prédicteur de la santé que les échelles de stress subjectif. Les chercheurs notent également que tout en corrélant avec la symptomatologie de la dépression, le stress perçu est un construit dont la mesure est indépendante à celle de la dépression et limitée dans le temps. La recherche qui met en parallèle distorsion cognitive et stress est sensible à cette distinction entre stress objectif et stress subjectif.

Une expérimentation réalisée par Hammen (1978) étudie l'interaction entre la dépression, les distorsions cognitives et les événements de vie stressants, mesurés à l'aide de l'inventaire de Cochrane et Robertson (1973). La chercheuse définit deux groupes dans ses participant-e-s, l'un avec un niveau de dépression considéré comme bas, et un autre avec un niveau élevé de dépression. Hammen (1978) met en évidence un résultat intéressant dans le groupe correspondant à un haut niveau de dépression : les participant-e-s qui présentent le moins de stress de la vie quotidienne montrent les plus hauts niveaux de distorsions cognitives. La chercheuse en déduit que le maintien des symptômes dépressifs chez les participant-e-s qui subissent peu de stress quotidien est dû à leurs distorsions cognitives, et inversement. Les distorsions cognitives ne corrèlent donc pas nécessairement avec les événements de vie stressants. Cependant, peu importe le nombre d'évènements de vie stressants, les participant-e-s qui ne sont pas atteint-e-s de dépression ne montrent pas de signe de distorsions cognitives dans cette étude.

Une autre expérimentation porte l'idée que les distorsions cognitives, tout en étant de meilleurs prédicteurs de la dépression plutôt que du stress quotidien comme affirmé par Hammen (1987), affectent tout de même la perception du stress que les événements du quotidien peuvent générer (Deal & Williams, 1988). Deal et Williams (1988) ont utilisé l'échelle d'évaluation de l'adaptation des jeunes (YARS ; Beall & Schmidt, 1984) pour

mesurer le stress. Cette échelle évalue non seulement le nombre d'évènements stressants survenus, mais également le degré de stress perçu par les participant-e-s pour chaque évènement survenu. Les résultats soulignent cette nuance entre la simple occurrence d'évènements stressants et le degré de stress ressenti réellement par une personne. En effet, la mesure du nombre d'évènements stressants survenus objectivement ne corrèle pas de manière significative avec le degré de stress perçu face à ces évènements. De plus, l'étude de Deal et Williams (1988) confirme que c'est ce stress perçu qui connaît le lien le plus fort avec la présence de distorsions cognitives, indiquant peut-être une influence des distorsions cognitives sur le degré de stress généré par les événements de la vie quotidienne. Ces résultats pourraient nous laisser nous interroger sur le lien entre les distorsions cognitives et la mesure spécifique du stress perçu. Ce lien direct est encore peu investigué dans la littérature et pourrait dénoncer l'impact des distorsions cognitives dans le quotidien de certaines personnes.

Ce stress perçu peut être un facteur d'apparition de maladies mentales lorsqu'il n'y a pas de stratégies suffisantes pour faire face au stress (Cohen & Williamson, 1988). Ces stratégies qui permettent de « faire face » au stress pourraient se retrouver dans le concept général de résilience, définie comme une habilité à résister au stress (Wu et al., 2013), mais plus globalement à parvenir à se relever et à continuer à fonctionner au mieux lorsque

nous sommes confronté-e-s à une situation négative quelle qu'elle soit (Çelikkaleli & Kaya, 2016). Les caractéristiques psychosociales liées à la résilience sont nombreuses : optimisme réaliste, stratégies d'adaptation efficaces, planification et motivation, prise de risque positif, bonne régulation émotionnelle, attachement sécure, compétences sociales, confiance en soi, humour, attitude positive et altruisme (Wu et al., 2013). Sagone et De Caroli (2014) révèlent une corrélation positive entre résilience et bien-être psychologique chez des étudiant-e-s à l'université.

Pour aller plus loin, Çelikkaleli et Kaya (2016), étudient le lien entre les distorsions cognitives interpersonnelles, la résilience psychologique et l'efficacité personnelle émotionnelle selon le sexe et les rôles de genre. Le sexe ne montrait de relation significative nulle part, contrairement aux rôles de genre qui montraient des différences significatives dans ses interactions avec les échelles de distorsions cognitives, de résilience et d'efficacité émotionnelle. Mais le lien qui nous intéresse plus particulièrement est la corrélation négative significative entre les distorsions cognitives interpersonnelles et la résilience. Plus une personne commet des erreurs de pensée concernant les relations sociales spécifiquement, moins elle fait preuve de résilience psychologique.

Finalement, Sapmaz (2023) étudie le rôle médiateur de la résilience sur le lien entre les distorsions cognitives en général et le bien-être chez des adolescent-e-s. Les résultats nous annoncent d'abord une corrélation

négative entre distorsions cognitives et bien-être, puis une médiation partielle de la résilience sur le lien entre distorsions et bien-être. La résilience pourrait donc être un outil pour atténuer l'effet des distorsions cognitives sur la voie vers le bien-être. Les distorsions cognitives sont-elles bien plus présentes chez ces personnes qui n'utilisent que peu de stratégies de résilience, comme le suggère la littérature ?

Autant leur rapport au stress perçu qu'à la résilience, les distorsions cognitives sont centrales dans ce travail. Les études présentées nous indiquent d'abord que le stress perçu connaît un lien plus fort avec les distorsions cognitives que la simple occurrence d'évènements stressants. Il pourrait être intéressant d'investiguer ce lien. Dans ce but, la première hypothèse générale de ce travail sera consacrée à découvrir s'il existe un lien significatif entre la présence de distorsions cognitives et le niveau de stress perçu dans une population adulte non-clinique. Plus spécifiquement, il est attendu que la présence de distorsions cognitives mesurée avec le *Cognitive Distorsion Scale* (CDS, Covin et al., 2011) prédise positivement et significativement le niveau de stress perçu mesuré avec le *Perceived Stress Scale* (PSS, Cohen et al., 1983) dans une population adulte (18-65 ans) non-clinique.

Pour la deuxième partie de ce travail, la littérature nous confie un lien d'abord entre distorsion cognitives interpersonnelles et résilience, puis, entre les distorsions

cognitives, le bien-être et la résilience. Il s'agirait donc de formuler une seconde hypothèse générale qui affirme qu'il existe un lien entre la présence de distorsions cognitives et les stratégies de résilience dans une population adulte non-clinique. Plus spécifiquement, la présence de distorsions cognitives mesurée avec le *Cognitive Distorsion Scale* (CDS, Covin et al., 2011) prédit négativement et significativement les stratégies de résilience mesurées avec le *Connor- Davidson Resilience Scale 10-Item* (CD-RISC 10, Campbell-Sills & Stein, 2007) dans une population adulte (18-65 ans) non-clinique.

2. Méthodologie

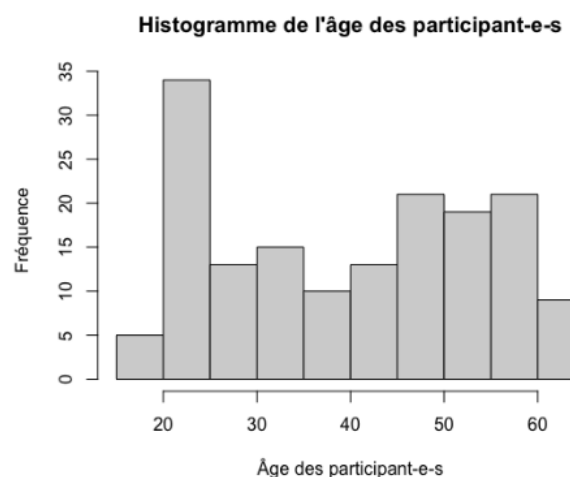
2.1 Participant-e-s

Les participant-e-s seront choisi-e-s dans une population atteinte d'aucun trouble neurologique connu. Les distorsions cognitives sont souvent présentées en lien avec des pathologies comme la dépression et l'anxiété. Dans cette étude en revanche, le choix a été fait d'en mesurer son impact dans une population non-clinique afin d'investiguer l'occurrence et les effets de ces distorsions cognitives dans la vie de tous les jours. Les participant-e-s devaient également être francophone-s et âgé-e-s de 18 à 65 ans pour pouvoir prendre part à cette étude. Ils et elles ont été recruté-e-s par la diffusion sur diverses plateformes de réseaux sociaux (Instagram,

Facebook), par le biais de petites annonces affichés au sein de l'Université de Fribourg puis finalement par le biais de la messagerie interne de l'Université de Fribourg, ainsi que par bouche à oreille. Les étudiant-e-s en psychologie de l'université de Fribourg avaient la possibilité de gagner une heure de point d'expérience en prenant part à cette étude. Aucune autre rémunération n'était prévue. Le comité d'éthique interne de l'UNIFR a validé au préalable cette étude. Nous avons pu récolter les données de 160 participant-e-s âgé-e-s de 19 à 65 ans ($M = 40.42$; $ET = 14.15$), dont 133 femmes ($M = 40.49$; $ET = 14.31$) et 27 hommes ($M = 40.07$; $ET = 13.61$). Le groupe d'âge de 20 à 25 ans est majoritaire (Figure 1).

Figure 1

Distribution de l'âge des participant-e-s



Remarque. Nous pouvons observer que le groupe d'âge de 20 à 25 ans observe la fréquence la plus élevée.

2.2 Matériel

CDS

Les distorsions cognitives seront mesurées au moyen du *Cognitive Distortion Scale* (CDS, Covin et al., 2011). Cette échelle reprend les dix distorsions cognitives décrites par Burns (1989) qui sont les suivantes : La lecture de pensée, le catastrophisme, la pensée dichotomique, le raisonnement émotionnel, l'étiquetage, l'abstraction sélective, la surgénéralisation, la personnalisation, les fausses obligations et la minimisation ou disqualification du positif. Chaque distorsion est décrite, puis il est donné deux exemples de cas dans lesquels la distorsion cognitive intervient, l'un dans le domaine des relations sociales (amis et famille), et l'autre dans celui des réalisations personnelles (emploi ou études). Il est ensuite demandé à la personne qui répond au questionnaire d'évaluer la fréquence à laquelle le type de pensées décrit survient sur une échelle de Likert allant de 1 (jamais) à 7 (tout le temps) dans chaque domaine. Il n'existe aucune version française officielle de cette échelle, sa traduction a donc été laissée à la charge de l'expérimentatrice. Une IA a ensuite comparé la traduction de l'expérimentatrice au résultat de sa back-translation, et a jugé que la traduction de l'expérimentatrice "reflète bien le contenu du texte en anglais" (OpenAI, 2023). L'étude de Özdel et al. (2014) confirme que cette échelle est une mesure valide des distorsions cognitives sur une population non-clinique,

avec un alfa de Cronbach de 0.93. L'alfa de Cronbach du questionnaire dans la présente étude est de 0.92.

PSS

Le *Perceived Stress Scale* (PSS, Cohen et al., 1983) sera utilisé pour mesurer spécifiquement le stress perçu des participant-e-s. Cette échelle est une mesure du degré auquel des situations de vie apparaissent comme stressantes selon la personne interrogée et non simplement l'occurrence d'évènements considérés comme objectivement stressants. Le questionnaire contient quatorze questions et porte sur le vécu (réactions, émotions, pensées) durant le mois passé que l'on demande de juger à l'aide d'une échelle de Likert allant de 0 (jamais) à 4 (très souvent). La version traduite en français par Rolland (1991) a été utilisée. L'alfa de Cronbach du questionnaire dans cette étude est de 0.89.

CD-RISC 10

L'échelle de résilience abrégée de Connor & Davidson servira de mesure de la résilience (CD-RISC 10, Campbell-Sills & Stein, 2007). Le CD-RISC 10 est une version abrégée de la *Connor-Davidson Resilience Scale* (Connor & Davidson, 2003) contenant dix affirmations positives sur soi dont il faut estimer la véracité à l'aide d'une échelle de Likert allant de 1 (totalement en désaccord) à 5 (totalement

d'accord). La traduction franco-canadienne de Hébert et al. (2018) a été utilisée. L'alfa de Cronbach du questionnaire dans cette étude est de 0.86.

Ces échelles ont été retranscrites sur LimeSurvey afin de créer un questionnaire unique. Ce questionnaire en ligne commençait par un texte introductif rappelant les conditions de participation et garantissant l'anonymat, ainsi qu'un formulaire de consentement à accepter avant de pouvoir passer à la suite. Le questionnaire ne mentionne pas directement le nom des construits mesurés dans le but d'éviter un possible biais de désirabilité.

2.3 Procédure

L'expérience réalisée sur le logiciel LimeSurvey commençait avec un texte introductif décrivant le projet et la procédure, sans détails sur la nature des questionnaires. Il est précisé que le questionnaire est anonyme et que le-la participant-e peut se rétracter à tout moment durant le questionnaire, mais qu'il n'est plus possible de revenir en arrière une fois le questionnaire terminé, puisque les données sont anonymes. On informe également les participant-e-s sur la récompense de 1h de points d'expérience pour celles et ceux qui sont en psychologie à l'université de Fribourg. Il était ensuite spécifié qu'en cliquant sur « suivant » pour accéder au questionnaire, le-la participant-e acceptait de

participer à cette étude et consentait à l'utilisation de ses données.

Le questionnaire commençait par des questions d'ordre démographique (sexe et âge). Les participant-e-s complétaient ensuite l'échelle de distorsions cognitives (CDS, Covin et al., 2011). Un texte introductif déjà fourni par le questionnaire original renseignait les participant-e-s sur le fonctionnement du questionnaire et sur la manière de donner les réponses. Ensuite, chaque distorsion présentée était définie brièvement, puis deux exemples d'une situation concernée par la distorsion cognitive concernée étaient exposés. L'un était à propos d'une situation sociale (amis, famille) et l'autre sur une situation de réalisation personnelle (école, travail). Après chaque exemple, le-la participant-e devait évaluer la fréquence à laquelle il-elle faisait preuve de cette distorsion sur une échelle de Likert allant de 1 (jamais) à 7 (tout le temps).

Une fois les dix distorsions évaluées, les participant-e-s passaient à l'échelle de stress perçu (PSS, Cohen et al., 1983). Le texte introductif rédigé par l'expérimentatrice informait que le questionnaire portait sur leur vécu durant le mois écoulé et les enjoignait à répondre à chaque question spontanément. Quatorze items étaient présentés et devaient être évalués sur une échelle allant de 0 (jamais) à 4 (très souvent).

Les participant-e-s terminaient avec l'échelle sur la stratégie de résilience (CD-RISC 10, Connor & Davidson, 2003). Tout comme pour le stress perçu, un texte introductif rédigé par

l'expérimentatrice renseignait les participant-e-s sur la nature de l'échelle et sur la meilleure manière d'y répondre. Dix affirmations positives sur soi étaient présentées et il leur fallait estimer à quel point ils se sentaient en accord avec à l'aide d'une échelle de Likert allant de 1 (totalement en désaccord) à 5 (totalement d'accord).

Pour finir, une page s'affichait avec le message « L'expérience est à présent terminée » et les informations nécessaires pour récolter ses points d'expérience. Une liste de sites web fournissant d'éventuelles informations complémentaires était fournie.

Le questionnaire comprenait 44 questions et demandait un temps de participation d'environ une demi-heure. La procédure a fait l'objet d'une demande à la commission d'éthique interne de l'université de Fribourg et a été validée.

3. Résultats

3.1 PSS

Dans cette étude, l'existence d'une relation significative entre distorsions cognitives et stress perçu dans une population adulte non-clinique est investiguée en premier lieu. Pour ce faire, 160 participant-e-s (dont 27 hommes) âgé-e-s entre 19 et 65 ans ($M = 40.42$; $ET = 14.15$) ont été évalué-e-s à l'aide d'une échelle de distorsions cognitives (CDS, Covin et al., 2011) et d'une échelle de stress perçu (PSS, Cohen et al., 1983). Il est attendu qu'à mesure

que le niveau de distorsions cognitives augmente celui de stress perçu augmente également.

Les données obtenues sont analysées à l'aide d'une régression linéaire, avec les scores du CDS comme prédicteur et ceux du PSS comme critère. Cette analyse permettra d'établir en premier lieu le lien entre le score global du CDS et celui du PSS suggéré par l'hypothèse. Une analyse de modération servira de contrôle à l'effet possible de l'âge et du sexe sur cette hypothèse. Puis deux hypothèses plus exploratoires ont suivi cette analyse. D'abord, grâce à la régression linéaire multiple, ce lien sera exploré plus en profondeur en divisant le score de CDS en deux sous-groupes en fonction des distorsions présentes dans les situations de relations sociales ou dans les réalisations personnelles. Une troisième régression sera faite en divisant le score de CDS en sous-dimensions, afin d'explorer les liens du stress perçu avec chacune des 10 distorsions cognitives. Finalement, l'analyse de régression multiple avec chacun des 20 items du CDS ne sera pas effectuée, il n'y a pas assez de participant-e-s vis-à-vis du nombre de prédicteurs, ne satisfaisant pas les conditions d'application de la régression linéaire. Les analyses ont été effectuées à l'aide des logiciels de RStudio version 1.2.1335 et Excel (Microsoft Excel 2019 ; Version 16.29.1).

3.1.1 PSS x CDS global

Plusieurs conditions devaient être remplies pour pouvoir effectuer une régression linéaire (annexe A). La normalité univariée des variables a d'abord été examinée à l'aide d'histogrammes et de boxplots. Les scores globaux de stress perçu obtenus par la moyenne des scores de chaque item du PSS connaissent une distribution normale : l'histogramme suit la courbe normale et le boxplot, malgré la présence d'une valeur extrême, est symétrique. La normalité du score global de distorsions cognitives est légèrement moins directe.

L'histogramme connaît une faible courbe en *i* et le boxplot a une moustache plus longue en haut et la médiane est légèrement tirée vers la partie inférieure de la boîte. Cela s'explique par une étendue plus large des scores, mais une distribution un peu plus concentrée vers le bas. Le diagramme de dispersion révèle une corrélation positive entre les deux scores globaux. En ce qui concerne l'analyse des résidus, la régression est linéaire, la distribution est normale et l'homoscédasticité est respectée. Le critère du nombre de participant-e-s en fonction du nombre de prédicteurs est respecté. En effet, il y a 160 participant-e-s et 1 prédicteur. $160 \geq 1 + 40$ et $160/1 \geq 15$. La corrélation entre le critère et le prédicteur est significative, $p < .001$.

Les conditions d'application requises pour mener des analyses de régression linéaire étant majoritairement remplies, la valeur

extrême n'a pas été retirée des données. Les données seront analysées à l'aide d'une régression avec le score global du CDS dans le rôle du prédicteur et le score global du PSS dans le rôle du critère.

Table 1

Résultats de la régression en utilisant le score global de stress perçu comme critère

Prédicteur	<i>b</i>	<i>b</i> 95% CI [LL, UL]	<i>beta</i>	<i>beta</i> 95% CI [LL, UL]	<i>sr</i> ²	<i>sr</i> ² 95% CI [LL, UL]	<i>r</i>	Fit
(Intercept)	0.00	[-0.13, 0.13]						
CDS global	0.59**	[0.46, 0.72]	0.59	[0.46, 0.72]	.35	[.23, .45]	.59**	$R^2 = .350^{**}$ 95% CI [.23, .45]

Remarque. Un coefficient *b* significatif indique que le coefficient *beta* et la corrélation semi-partielle sont également significatifs. *b* représente les coefficients de régression non standardisés. *Beta* indique les coefficients de régression standardisés. *sr*² représente la corrélation semi-partielle au carré. *r* représente la corrélation d'ordre zéro. LL et UL indiquent respectivement les limites inférieure et supérieure d'un intervalle de confiance.

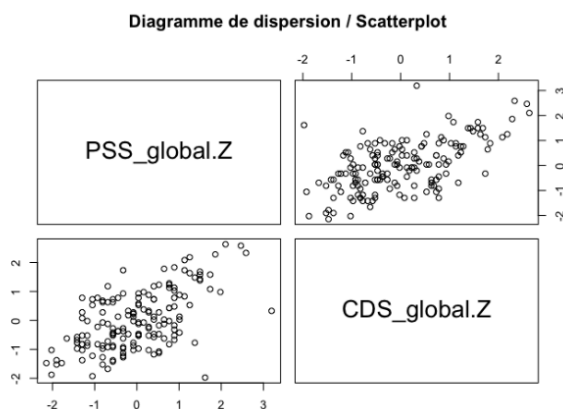
* indique $p < .05$. ** indique $p < .01$.

Une analyse de régression a été menée afin de savoir si les distorsions cognitives prédisaient la gravité du stress perçu chez une population adulte non-clinique. Les prérequis de l'analyse ont été satisfaits. Le seul prédicteur du modèle explique 35% de la variance du critère dans la population, $R^2_{adj} = .35$, ce qui est significativement différent de 0, $F(1, 158) = 85.1$, $p < .001$. L'importance des distorsions cognitives, $\beta = .59$, $t = 9.23$, $p < .001$, prédit significativement et positivement

la gravité du stress perçu dans une population d'adultes non- clinique (Figure 2).

Figure 2

Diagramme de dispersion des interactions entre le score global de stress perçu et le score global de distorsions cognitives



Remarque. PSS_global.Z correspond au score global obtenu à l'échelle de stress perçu de chaque participant-e-s, standardisé en score Z. De même, CDS_global.Z correspond au score global obtenu à l'échelle de distorsions cognitives de chaque participant-e-s, standardisé en score Z.

Dans le but de contrôler l'impact des données démographiques sur nos relations, une analyse de modération a été effectuée afin de savoir si la prédiction du stress perçu par les distorsions cognitives est modérée par le sexe ou l'âge des participant-e-s. Le sexe (modalité de référence : homme) ne prédit pas significativement le stress perçu, $\beta = -.00$, $t = -.01$, $p > .05$. L'effet d'interaction entre les distorsions cognitives et le sexe de même, $\beta = -.05$, $t = -2.26$, $p > .05$. Le sexe ne modère pas cette relation : la prédiction n'est pas plus forte chez les hommes que chez les femmes.

Une seconde analyse de modération a été effectuée afin de savoir si la prédiction du stress perçu par les distorsions cognitives est modérée par l'âge des participant-e-s. L'âge ne prédit pas significativement le stress perçu, $\beta = -.07$, $t = 7.09$, $p < .05$, et l'effet d'interaction entre l'âge et les distorsions cognitives ne prédit pas significativement le stress perçu, bien qu'il s'en rapproche, $\beta = -.1$, $t = -1.56$, $p = .12$. L'effet des distorsions cognitives sur le niveau de stress perçu ne semble pas être suffisamment accru chez les personnes plus âgées pour que cela soit significatif.

3.1.2 PSS x CDS relations sociales et réalisations personnelles

Avant d'effectuer cette deuxième régression linéaire, il faudra tout d'abord évaluer si les conditions d'application sont remplies (annexe B). La normalité univariée des scores globaux de stress perçu a déjà été confirmée comme satisfaisante. Le score global de distorsions cognitives dans les relations sociales connaît une distribution normale : l'histogramme suit la courbe normale et le boxplot est symétrique. En revanche, l'histogramme du score global des questions sur les réalisations personnelles du CDS connaît une légère courbe en *i* et le boxplot, bien que symétrique, nous indique deux valeurs extrêmes en haut. Cela s'explique par une distribution un peu plus concentrée vers le bas. La matrice de dispersion révèle une corrélation positive entre chacune des trois variables.

En ce qui concerne l'analyse des résidus, la régression est linéaire, la distribution est normale et l'homoscédasticité est respectée. Le critère du nombre de participant-e-e en fonction du nombre de prédictors est respecté. En effet, il y a 160 participant-e-s et 2 prédictors : $160 \geq 2 + 40$ et $160/2 \geq 15$. La corrélation entre le critère et le score du CDS dans les relations sociales est significative, $p < .001$, elle l'est également avec celui dans les réalisations personnelles, $p < .001$. La corrélation entre les deux prédictors est inférieure à .90, $cor = .78$.

Les conditions d'application requises pour mener des analyses de régression linéaire étant majoritairement remplies, les valeurs extrêmes n'ont pas été retirées des données. Les données seront analysées à l'aide d'une régression avec le score global des questions sur les relations sociales et celles sur les réalisations personnelles du CDS dans le rôle des deux prédictors et le score global du PSS dans le rôle du critère.

Table 2

Résultats de la régression en utilisant le score global de stress perçu comme critère

Prédicteur	b	b		beta	beta		sr ²	sr ²		r	Fit
		95% CI	[LL, UL]		95% CI	[LL, UL]		95% CI	[LL, UL]		
(Intercept)	0.00	[-0.13, 0.13]									
Relations sociales	0.16	[-0.04, 0.36]		0.16	[-0.04, 0.36]		.01	[-.01, .03]		.53**	
Réalisations personnelles	0.47*	[0.26, 0.67]		0.47	[0.26, 0.67]		.08	[.01, .15]		.59**	
<i>R</i> ² = .362**											
95% CI [.24, .46]											

Remarque. Un coefficient *b* significatif indique que le coefficient *beta* et la corrélation semi-partielle sont également significatifs. *b* représente les coefficients de régression non standardisés. *beta* indique les coefficients de régression standardisés. *sr*² représente la corrélation semi-partielle au carré. *r* représente la corrélation d'ordre zéro. LL et UL indiquent

respectivement les limites inférieure et supérieure d'un intervalle de confiance.

* indique $p < .05$. ** indique $p < .01$.

L'analyse de régression a été menée afin de savoir quel type d'environnement dans lequel s'exprime les distorsions cognitives (familial, amical ou école, travail) prédisait la gravité du niveau de stress perçu dans une population adulte non-clinique. Les prérequis de l'analyse ont été satisfaits. Les deux prédictors du modèle expliquent 35% de la variance du critère dans la population, $R^2_{adj} = .35$, ce qui est significativement différent de 0, $F(2, 157) = 44.46$, $p < .001$. L'importance des distorsions cognitives dans les réalisations personnelles, $\beta = .47$, $t = 4.55$, $p < .001$, prédit significativement et positivement la gravité du stress perçu. Plus les distorsions cognitives dans le domaine des réalisations personnelles sont importantes, plus le stress perçu sera élevé. Cependant, les distorsions cognitives dans les relations sociales, ne prédisent pas significativement le stress perçu dans le modèle, $\beta = .16$, $t = 1.56$, $p > .05$.

3.1.3 PSS x CDS sous-dimensions

Pour cette troisième régression linéaire, réévaluons si les dix sous-dimensions du CDS remplissent les conditions d'application (annexe C). La normalité univariée des scores globaux de stress perçu a déjà été confirmée comme satisfaisante. Les dix distorsions sont les suivantes : lecture de pensée, catastrophisme, pensée dichotomique, raisonnement émotionnel, étiquetage,

abstraction sélective, surgénéralisation, personnalisation, fausses obligations et minimisation ou disqualification du positif. Les dix scores ont été obtenus par une moyenne entre la condition des relations sociales et celle des réalisations personnelles de chaque sous-dimensions. La lecture de pensée suit une distribution normale, avec histogramme et boxplots réguliers. Le catastrophisme et le résonnement émotionnels ont tous deux des histogrammes avec une légère courbe en *i* et celui des fausses obligations a également une fréquence diminuée au centre de la dispersion, mais leurs boxplots restent symétriques. Cela peut indiquer que malgré des scores qui tendent vers le bas, leur distribution reste normale. L'étiquetage, la personnalisation, la minimisation et l'abstraction sélective et la surgénéralisation ont un histogramme avec une courbe légèrement en *i*, et des boxplots avec une moustache supérieure plus longue pour les quatre premiers, et une médiane décalée vers le bas pour le quatrième et le cinquième. La normalité n'est donc que partielle pour ces cinq distorsions, en particulier pour la surgénéralisation. En ce qui concerne la pensée dichotomique, la courbe de l'histogramme marque une courbe en *i* bien nette, indiquant des scores très bas pour cette distorsion-ci. Le boxplot est également vers le bas de la distribution, avec une moustache supérieure plus longue et la présence d'une valeur extrême est signifiée. La distribution de la pensée dichotomique ne remplit pas les conditions de normalité.

Explorons les autres conditions d'application, afin de voir s'il est nécessaire d'agir sur cette seule variable dérogeant aux conditions de normalité univariée : La matrice de dispersion révèle des corrélations positives fortes entre les scores des différentes sous-dimensions du CDS et le score global du PSS. La pensée dichotomique a effectivement une distribution un peu ramassée vers le bas, mais montre quand même une intention de corrélation positive avec les autres sous-dimensions. Les fausses obligations et la minimisation ou disqualification du positif ont également une dispersion quelque peu étendue. En ce qui concerne l'analyse des résidus, la régression est linéaire, la distribution est normale et l'homoscédasticité est respectée, une fois de plus. Le critère du nombre de participant-e en fonction du nombre de prédicteurs est respecté. En effet, il y a 160 participant-e-s et 10 prédicteurs : $160 \geq 10 + 40$ et $160/10 \geq 15$. Les corrélations entre le critère et tous les prédicteurs sont significatives, $p < .001$. Les prédicteurs sont trop nombreux pour effectuer toutes les corrélations entre eux.

Les conditions d'application requises pour mener des analyses de régression linéaire étant majoritairement remplies, la valeur extrême de la pensée dichotomique n'a pas été retirée. Les données seront analysées à l'aide d'une régression avec chacune des dix sous-dimensions comme variables prédictrices et le score global du PSS dans le rôle du critère.

Table 3

Résultats de la régression en utilisant le score global de stress perçu comme critère

Prédicteur	<i>b</i>		<i>beta</i>	<i>beta</i>		<i>sr</i> ²	<i>sr</i> ²		<i>r</i>	Fit
	<i>b</i>	95% CI [LL, UL]		95% CI [LL, UL]	95% CI [LL, UL]		95% CI [LL, UL]			
(Intercept)	0.00	[-0.13, 0.13]								
Lecture de pensée	0.05	[-0.12, 0.21]	0.05	[-0.12, 0.21]	.00	[-.01, .01]	.39**			
Catastrophisme	0.17	[-0.03, 0.36]	0.17	[-0.03, 0.36]	.01	[-.01, .04]	.50**			
Pensée dichotomique	0.13	[-0.03, 0.29]	0.13	[-0.03, 0.29]	.01	[-.01, .03]	.42**			
Raisonnement émotionnel	0.06	[-0.15, 0.27]	0.06	[-0.15, 0.27]	.00	[-.01, .01]	.46**			
Étiquetage	0.09	[-0.09, 0.26]	0.09	[-0.09, 0.26]	.00	[-.01, .02]	.43**			
Abstraction sélective	-0.05	[-0.23, 0.13]	-0.05	[-0.23, 0.13]	.00	[-.01, .01]	.37**			
Surgénéralisation	0.17	[-0.01, 0.35]	0.17	[-0.01, 0.35]	.01	[-.01, .04]	.49**			
Personnalisation	0.07	[-0.10, 0.24]	0.07	[-0.10, 0.24]	.00	[-.01, .01]	.41**			
Fausse obligations	-0.00	[-0.16, 0.15]	-0.00	[-0.16, 0.15]	.00	[-.00, .00]	.32**			
Minimisation ou disqualification du positif	0.16*	[0.01, 0.31]	0.16	[0.01, 0.31]	.02	[-.01, .05]	.39**			

*R*² = .378**
95% CI [.22, .44]

Remarque. Un coefficient *b* significatif indique que le coefficient *beta* et la corrélation semi-partielle sont également significatifs. *b* représente les coefficients de régression non standardisés. *beta* indique les coefficients de régression standardisés. *sr*² représente la corrélation semi-partielle au carré. *r* représente la corrélation d'ordre zéro. LL et UL indiquent respectivement les limites inférieure et supérieure d'un intervalle de confiance.

* indique $p < .05$. ** indique $p < .01$.

Une analyse de régression multiple a été menée afin de savoir quelles distorsions cognitives sur les 10 décrites par le CDS (lecture de pensée, catastrophisme, pensée dichotomique, raisonnement émotionnel, étiquetage, abstraction sélective, surgénéralisation, personnalisation, fausses obligations et minimisation ou disqualification du positif) prédisaient la gravité du stress perçu chez une population adulte non-clinique. Les prérequis de l'analyse ont été

satisfait. Les dix prédicteurs du modèle expliquent 34% de la variance du critère dans la population, $R^2_{adj} = .35$, ce qui est significativement différent de 0, $F(10, 149) = 9.04, p < .001$. L'importance de la minimisation ou disqualification du positif, $\beta = .16, t = 2.08, p < .05$, prédit significativement et positivement la gravité du stress perçu. Plus une personne minimise ou disqualifie le positif, plus le stress perçu sera élevé. Le catastrophisme, $\beta = .17, t = 1.7, p < .1$, et la surgénéralisation, $\beta = .17, t = 1.89, p < .1$, prédisent partiellement la gravité du stress perçu. Cependant, la lecture de pensée, $\beta = .05, t = 0.55, p > .05$, la pensée dichotomique, $\beta = .13, t = 1.57, p > .05$, le raisonnement émotionnel, $\beta = .06, t = 0.58, p > .05$, l'étiquetage, $\beta = .09, t = 1, p > .05$, l'abstraction sélective, $\beta = -.53, t = -1.81, p > .05$, la personnalisation, $\beta = .07, t = .77, p > .05$, et les fausses obligations, $\beta = -.03, t = -1.81, p > .05$ ne prédisent pas significativement le stress perçu dans le modèle.

Ainsi se termine l'analyse de régression entre distorsions cognitives et stress perçu.

3.2 CD-RISC 10

Dans la deuxième partie de cette étude, nous étudierons l'existence d'une relation significative entre distorsion cognitive et stratégies de résilience dans une population adulte non-clinique. Pour ce faire, 160 participant-e-s (dont 27 hommes) âgé-e-s

entre 19 et 65 ans ($M = 40.42$; $ET = 14.15$) ont été évalués à l'aide d'une échelle de distorsions cognitives (CDS, Covin et al., 2011) et d'une échelle évaluant les stratégies de résilience (CD-RISC 10, Campbell-Sills & Stein, 2007) . Il est attendu qu'à mesure que le niveau de distorsions cognitives diminue, celui de résilience augmente.

Les données obtenues ont été analysées à l'aide d'une régression linéaire, avec les scores du CDS comme prédicteur et ceux du CD-RISC 10 comme critère. Cette analyse permettra d'établir d'abord le lien entre un score global du CDS et un score global du CD-RISC 10 suggéré par l'hypothèse. Une analyse de modération servira de contrôle à l'effet possible de l'âge et du sexe sur cette hypothèse. Puis, grâce à la régression linéaire multiple, ce lien sera exploré plus en profondeur en divisant le score de CDS en deux sous-groupes en fonction des distorsions présentes dans les situations de relations sociales ou dans les réalisations personnelles. Une troisième régression sera faite en divisant le score de CDS en sous- dimensions, afin d'explorer les liens du stress perçu avec chacune des 10 distorsions cognitives.

L'analyse de régression multiple avec chacun des 20 items du CDS ne sera pas effectuée, il n'y a pas assez de participant-e-s vis-à-vis du nombre de prédicteurs, ne satisfaisant pas les conditions d'application de la régression linéaire. Finalement, afin d'approfondir les relations entre nos variables, l'effet médiateur de la résilience sur le rapport de prédiction

entre distorsions cognitives et stress perçu sera exploré.

3.2.1 CD-RISC 10 x CDS global

Plusieurs conditions devaient être remplies pour pouvoir effectuer une régression linéaire (annexe D). La normalité univariée du CDS, légèrement concentrée vers le bas, a déjà été explorée plus haut. Les scores globaux de résilience ne connaissent pas une distribution tout à fait normale : l'histogramme subit une courbe modérée en j et le boxplot a une moustache inférieure plus longue, avec une valeur extrême en bas. La courbe normale est décalée vers la droite, ce qui suggère une distribution normale, mais une tendance globale qui tend vers des scores élevés. Malgré cela, nous pouvons poursuivre l'analyse de la normalité de nos données afin de déterminer si les autres conditions peuvent tout de même être respectées. Le diagramme de dispersion révèle une corrélation négative entre les deux scores globaux. En ce qui concerne l'analyse des résidus, la régression est linéaire, la distribution est normale et l'homoscédasticité est respectée. Le critère du nombre de participant-e-s en fonction du nombre de prédicteurs est respecté. En effet, il y a 160 participant-e-s et 1 prédicteur. $160 \geq 1 + 40$ et $160/1 \geq 15$. La corrélation entre le critère et le prédicteur est significative, $p < .001$.

Les conditions d'application requises pour mener des analyses de régression linéaire étant majoritairement remplies, la valeur extrême n'a pas été retirée des données. Les données seront analysées à l'aide d'une régression avec le score global du CDS dans le rôle du prédicteur et le score global du CD-RISC 10 dans le rôle du critère.

Table 4

Résultats de la régression en utilisant le score global de résilience comme critère

Prédicteur	<i>b</i>		<i>beta</i>		<i>sr</i> ²	<i>r</i>	Fit
	<i>b</i>	95% CI [LL, UL]	<i>beta</i>	95% CI [LL, UL]			
(Intercept)	0.00	[-0.13, 0.13]					
CDS global	-0.52**	[-0.65, -0.38]	-0.52	[-0.65, -0.38]	.27	-.52**	<i>R</i> ² = .266** 95% CI [.16, .37]

Remarque. Un coefficient *b* significatif indique que le coefficient *beta* et la corrélation semi-partielle sont également significatifs. *b* représente les coefficients de régression non standardisés. *beta* indique les coefficients de régression standardisés. *sr*² représente la corrélation semi-partielle au carré. *r* représente la corrélation d'ordre zéro. LL et UL indiquent respectivement les limites inférieure et supérieure d'un intervalle de confiance.

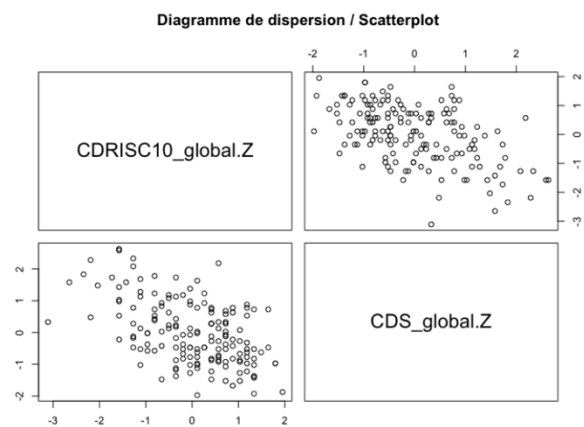
* indique *p* < .05. ** indique *p* < .01.

Une analyse de régression a été menée afin de savoir si les distorsions cognitives prédisaient négativement la présence de stratégies de résilience dans une population adulte non-clinique. Les prérequis de l'analyse ont été satisfaits. Le seul prédicteur du modèle explique 26% de la variance du critère dans la population, *R*²_{adj} = .26, ce qui est significativement différent de 0, *F*(1, 158) = 57.12, *p* < .001. L'importance des distorsions cognitives, *β* = -.52, *t* = -7.56, *p* < .001, prédit

significativement et négativement la présence de stratégies de résilience dans une population adulte non-clinique (Figure 3).

Figure 3

Diagramme de dispersion des interactions entre le score global de résilience et le score global de distorsions cognitives



Remarque. CDRISC10_global.Z correspond au score global obtenu à l'échelle de résilience de chaque participant-e-s, standardisé en score Z. De même, CDS_global.Z correspond au score global obtenu à l'échelle de distorsions cognitives de chaque participant-e-s, standardisé en score Z.

Dans le but de contrôler l'impact des données démographiques sur nos relations, une analyse de modulation a été effectuée afin de savoir si la prédiction de la résilience par les distorsions cognitives est modérée par le sexe ou l'âge des participant-e-s. Le sexe (modalité de référence : homme) ne prédit pas significativement la résilience, *β* = .1, *t* = .34, *p* > .05, et l'effet d'interaction entre les distorsions cognitives et le sexe non plus, *β* = -.06, *t* = -.19, *p* > .05. La prédiction n'est pas plus forte chez les hommes que chez les femmes.

Cependant, l'âge prédit partiellement la résilience, *β* = .13, *t* = 1.86, *p* < .01, et l'effet

d'interaction entre l'âge et les distorsions cognitives prédit significativement la résilience, $\beta = .15$, $t = 2.25$, $p < .05$. L'effet des distorsions cognitives sur le niveau de résilience semble s'accroître avec l'âge.

3.2.2 CD-RISC 10 x CDS relations sociales et réalisations personnelles

Avant d'effectuer cette seconde régression linéaire avec le CD-RISC 10, il faudra tout d'abord évaluer si les conditions d'application sont remplies (annexe E). La normalité univariée des scores globaux de CD-RISC 10 et de CDS dans les conditions relation sociale et réalisations personnelles a déjà été étudiée. La résilience connaît une distribution normale mais des scores élevés avec une valeur aberrante et les distorsions cognitives sont légèrement vers le bas dans la condition des réalisations personnelles. La matrice de dispersion révèle des corrélations négatives entre critère et prédicteurs, et positive entre les deux prédicteurs. En ce qui concerne l'analyse des résidus, la régression est linéaire, la distribution est normale et l'homoscédasticité est respectée. Le critère du nombre de participant-e-s en fonction du nombre de prédicteurs est respecté. En effet, il y a 160 participant-e-s et 2 prédicteurs : $160 \geq 2 + 40$ et $160/2 \geq 15$. La corrélation entre le critère et le score du CDS dans les relations sociales est significative, $p < .001$, elle l'est également avec celui dans les réalisations personnelles, $p < .001$. La corrélation entre les deux prédicteurs est inférieure à .90, $cor = .78$.

Les conditions d'application requises pour mener des analyses de régression linéaire étant majoritairement remplies, les valeurs extrêmes n'ont pas été retirées des données. Les données seront analysées à l'aide d'une régression avec le score global des questions sur les relations sociales et celles sur les réalisations personnelles du CDS dans le rôle des deux prédicteurs et le score global du CD-RISC 10 dans le rôle du critère.

Table 5
Résultats de la régression en utilisant le score global de résilience comme critère

Prédicteur	b	b		beta	beta		sr ²	sr ²		r	Fit
		95% CI	[LL, UL]		95% CI	[LL, UL]		95% CI	[LL, UL]		
(Intercept)	0.00	[-0.13, 0.13]									
Relations sociales	-0.51**	[-0.72, -0.29]		-0.51	[-0.72, -0.29]		.10	[.02, .18]		-.54**	
Réalisations personnelles	-0.04	[-0.25, 0.18]		-0.04	[-0.25, 0.18]		.00	[-.01, .01]		-.43**	
<i>R</i> ² = .287**											
95% CI [.17, .39]											

Remarque. Un coefficient *b* significatif indique que le coefficient *beta* et la corrélation semi-partielle sont également significatifs. *b* représente les coefficients de régression non standardisés. *beta* indique les coefficients de régression standardisés. *sr*² représente la corrélation semi-partielle au carré. *r* représente la corrélation d'ordre zéro. LL et UL indiquent respectivement les limites inférieure et supérieure d'un intervalle de confiance.
* indique $p < .05$. ** indique $p < .01$.

L'analyse de régression a été menée afin de savoir quel type d'environnement dans lequel s'exprime les distorsions cognitives (familial, amical ou école, travail) prédisait négativement le niveau de résilience dans une population adulte non-clinique. Les prérequis de l'analyse ont été satisfaits. Les deux prédicteurs du modèle expliquent 28% de la variance du critère dans la population, $R^2_{adj} = .28$, ce qui est significativement différent de

0, $F(2, 157) = 31.66, p < .001$. L'importance des distorsions cognitives dans les relations sociales, $\beta = -.51, t = -4.65, p < .001$, prédit significativement et négativement la résilience. Plus les distorsions cognitives dans le domaine des relations sociales sont importantes, moins on observera la présence de stratégies de résiliences. Cependant, les distorsions cognitives dans les réalisations personnelles, ne prédisent pas significativement le stress perçu dans le modèle, $\beta = -.04, t = -.34, p > .05$.

3.2.3 CD-RISC 10 x CDS sous-dimensions

Pour cette troisième régression linéaire, réévaluons si les dix sous-dimensions du CDS remplissent les conditions d'application (Annexe F). La normalité univariée des scores globaux de CD-RISC 10 et des dix sous-dimensions du CDS ont déjà été étudiées. Les analyses relevaient des distributions quelques peu irrégulières et des valeurs extrêmes. Il est nécessaire de poursuivre l'analyse pour estimer si les prérequis de la régression peuvent tout de même être satisfaits. La matrice de dispersion révèle des corrélations négatives fortes entre les scores des différentes sous-dimensions du CDS et le score global du CD-RISC 10. La pensée dichotomique, qui connaissait une distribution normale irrégulière, a une distribution légèrement ramassée vers le bas, mais montre quand même une corrélation négative similaire aux autres sous-dimensions. Les fausses obligations et la minimisation ou

disqualification du positif ont également une dispersion quelque peu étendue. En ce qui concerne l'analyse des résidus, la régression est linéaire, la distribution est normale et l'homoscédasticité est respectée, une fois de plus. Le critère du nombre de participant-e-s en fonction du nombre de prédicteurs est respecté. En effet, il y a 160 participant-e-s et 10 prédicteurs : $160 \geq 10 + 40$ et $160/10 \geq 15$. Les corrélations entre le critère et tous les prédicteurs sont significatives, $p < .001$. Les prédicteurs sont trop nombreux pour effectuer toutes les corrélations entre eux.

Les conditions d'application requises pour mener des analyses de régression linéaire étant majoritairement remplies, les valeurs extrêmes de n'ont pas été retirées. Les données seront analysées à l'aide d'une régression avec chacune des dix sous-dimensions comme variables prédictives et le score global du CD-RISC 10 dans le rôle du critère.

Table 6

Résultats de la régression en utilisant le score global de résilience comme critère

Prédicteur	b	b 95% CI [LL, UL]	beta	beta 95% CI [LL, UL]	sr ²	sr ² 95% CI [LL, UL]	r	Fit
(Intercept)	0.00	[-0.13, 0.13]						
Lecture de pensée	0.05	[-0.13, 0.22]	0.05	[-0.13, 0.22]	.00	[-.01, .01]	-.30**	
Catastrophisme	-0.21*	[-0.42, -0.01]	-0.21	[-0.42, -0.01]	.02	[-.02, .06]	-.47**	
Pensée dichotomique	-0.03	[-0.20, 0.13]	-0.03	[-0.20, 0.13]	.00	[-.01, .01]	-.34**	
Raisonnement émotionnel	-0.05	[-0.27, 0.16]	-0.05	[-0.27, 0.16]	.00	[-.01, .01]	-.40**	

Étiquetage	-0.21*	[-0.39, -0.03]	-0.21	[-0.39, -0.03]	.02	[-.02, .06]	-.45**
Abstraction Sélective	0.00	[-0.18, 0.19]	0.00	[-0.18, 0.19]	.00	[-.00, .00]	-.34**
Surgénéralisation	-0.19*	[-0.38, -0.00]	-0.19	[-0.38, -0.00]	.02	[-.02, .05]	-.46**
Personnalisation	-0.01	[-0.19, 0.17]	-0.01	[-0.19, 0.17]	.00	[-.00, .00]	-.36**
Fausse obligations	0.02	[-0.14, 0.18]	0.02	[-0.14, 0.18]	.00	[-.00, .00]	-.26**
Minimisation ou disqualification du positif	-0.05	[-0.21, 0.11]	-0.05	[-0.21, 0.11]	.00	[-.01, .01]	-.27**
							$R^2 = .315^{**}$ 95% CI[-.15, .38]

Remarque. Un coefficient *b* significatif indique que le coefficient *beta* et la corrélation sémi-partielle sont également significatifs. *b* représente les coefficients de régression non standardisés. *beta* indique les coefficients de régression standardisés. *sr*² représente la corrélation semi-partielle au carré. *r* représente la corrélation d'ordre zéro. LL et UL indiquent respectivement les limites inférieure et supérieure d'un intervalle de confiance.

* indique $p < .05$. ** indique $p < .01$.

Une analyse de régression multiple a été menée afin de savoir quelles distorsions cognitives sur les 10 décrites par le CDS (lecture de pensée, catastrophisme, pensée dichotomique, raisonnement émotionnel, étiquetage, abstraction sélective, surgénéralisation, personnalisation, fausses obligations et minimisation ou disqualification du positif) prédisaient négativement les stratégies de résilience dans une population adulte non-clinique. Les prérequis de l'analyse ont été satisfaits. Les dix prédictors du modèle expliquent 27% de la variance du critère dans la population, $R^2_{adj} = .27$, ce qui est significativement différent de 0, $F(10, 149) = 6.84$, $p < .001$. L'importance du catastrophisme, $\beta = -.21$, $t = -2.06$, $p < .05$, de l'étiquetage, $\beta = -.21$, $t = -2.3$, $p < .05$, et de la surgénéralisation, $\beta = -.19$, $t = -2.02$, $p < .05$, prédisent significativement et négativement la

résilience. Plus une personne fait preuve de catastrophisme, d'étiquetage ou de surgénéralisation, moins les stratégies de résiliences seront élevées. Cependant, la lecture de pensée, $\beta = .05$, $t = 0.52$, $p > .05$, la pensée dichotomique, $\beta = -.03$, $t = -.41$, $p > .05$, le résonnement émotionnel, $\beta = -.05$, $t = -.49$, $p > .05$, l'abstraction sélective, $\beta = .004$, $t = .04$, $p > .05$, la personnalisation, $\beta = -.01$, $t = -.11$, $p > .05$, les fausses obligations, $\beta = .02$, $t = .24$, $p > .05$ et la minimisation ou disqualification du positif, $\beta = -.05$, $t = -.1$, $p > .05$, ne prédisent pas significativement la résilience dans le modèle.

3.2.4 CD-RISC 10 dans le rôle du médiateur

Une analyse de médiation, selon les étapes de Baron et Kenny (1986), consiste en trois étapes. Les deux premières sont des régressions, d'abord entre le critère et le prédictor, puis entre le médiateur et le prédictor. Ces deux régressions ont été effectuées au cours de ce travail, avec le score global de stress perçu dans le rôle du critère, celui de distorsions cognitives dans le rôle du prédictor, et le score de résilience, lui, sera notre variable médiatrice. Les conditions d'applications de ces analyses de régression ayant été jugées comme satisfaisante, il n'est pas nécessaire de vérifier encore la normalité de nos données. Dans cette partie de l'analyse exploratoire, nous pouvons donc nous concentrer sur la troisième étape, qui constitue l'analyse de médiation elle-même (Figure 4) (Annexe G).

Figure 4

Graphique de l'effet médiateur du score global de résilience sur le lien de prédiction entre les distorsions cognitives et le stress perçu

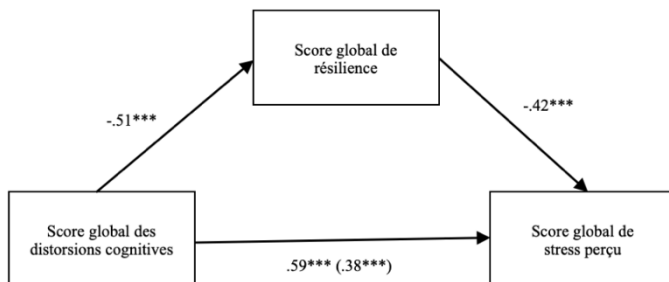


Figure 1. Coefficients de régression non standardisés de la relation entre les distorsions cognitives et le stress perçu médié par la résilience. Le coefficient de régression standardisé entre les distorsions cognitives et le stress perçu, contrôlé par la résilience, est entre parenthèse.

* indique $p < .05$. ** indique $p < .01$. *** indique $p < .001$.

Une analyse de médiation a été effectuée selon les étapes de Baron et Kenny (1986) afin de vérifier si le lien entre distorsions cognitives et stress perçu est médié par la résilience. Les résultats indiquent que la médiation de la résilience est partielle sur ce lien. Comme l'illustre la Figure 4, le coefficient de régression entre les distorsions cognitives et le stress perçu est significatif, $\beta = .59$, $t = 9.23$, $p < .001$. Mais ce lien ne diminue pas, il reste significatif en contrôlant la résilience, β standardisé = $.38$, $t = 5.6$, $p < .001$. Cela suggère que la résilience n'explique pas entièrement la relation entre les distorsions cognitives et le stress perçu. Par conséquent, la résilience agit comme une médiation partielle dans cette relation, c'est-à-dire qu'elle explique en partie la relation entre les distorsions cognitives et le stress perçu, mais

il reste d'autres facteurs qui contribuent également à cette relation.

4. Discussion

La première partie de cette étude était consacrée à découvrir s'il existe un lien entre la présence de distorsions cognitives et le niveau de stress perçu dans une population adulte (18- 65 ans) non-clinique. La présence de distorsions cognitives a été mesurée avec le *Cognitive Distorsion Scale* (CDS, Covin et al., 2011) et le niveau de stress perçu avec le *Perceived Stress Scale* (PSS, Cohen et al., 1983). Pour ce faire, 160 participant-e-s ont rempli un questionnaire en ligne, dont les données ont été examinées afin d'effectuer une analyse statistique de régression linéaire. L'analyse était effectuée en trois étapes. D'abord, le score global de distorsions cognitives a été calculé, puis, de manière exploratoire, les deux scores de distorsions en fonction du domaine des relations sociales ou des réalisations personnelles. Finalement, les scores des dix distorsions cognitives évaluées par le CDS (Covin et al., 2011) ont été analysés comme des variables prédictives du score de stress perçu.

La première régression linéaire effectuée confirme notre hypothèse de départ. Le score global de distorsions cognitives prédit significativement et positivement la gravité du stress perçu. Notre étude confirme donc que le lien établi par Deal et Williams (1988) entre le stress perçu et les distorsions cognitives pourrait également être applicable à une

population non-clinique. Cela soutiendrait l'idée que la présence de distorsions cognitives prédit la manière dont le stress pourrait être perçu. Autrement dit, si une personne connaissait ses jugements et ses émotions altérés par la présence de ces « erreurs de pensée », il serait probable qu'elle ressentirait de plus grandes quantités de stress pour un événement qu'une autre personne qui montrerait peu de distorsions cognitives n'aurait pas vécu comme stressant de son côté.

L'analyse de modération de contrôle avec les données démographiques ne révèle de résultats significatifs ni pour le sexe ni pour l'âge. Ainsi, même si l'échantillon de cette étude était déséquilibré sur ces deux points, cela n'a que peu d'incidence sur les résultats, puisque le sexe et l'âge n'influencent significativement ni le critère ni le lien de prédiction. Cohen et al. (1983) n'ont également soulevé aucune différence significative des niveaux de stress perçu en fonction du sexe ou de l'âge du ou de la participant-e passant le *Perceived Stress Scale*. Il en va de même pour le *Cognitive Distortion Scale* et ses sous-échelles (Covin et al., 2011).

Cependant, il a été remarqué une fois l'analyse effectuée que la version française du PSS utilisée n'était pas exactement la traduction officielle de Rolland (1991). Effectivement, 6 items sur 14 ont été modifiés. Ces 6 items, au lieu de questionner la présence de stress dans la vie en général comme dans la version originale, posent des

questions similaires, mais par rapport à l'activité professionnelle. L'échelle de stress perçu trouvée dans les bases de données de l'université de Fribourg ne mesurait donc pas réellement le stress perçu en général, mais le stress perçu dans le milieu professionnel. Les données ne peuvent donc pas être interprétées comme prévu initialement, et la première hypothèse ne peut pas être confirmée. Comme la formulation des questions n'a pas changé, il est possible de supposer tout de même que le questionnaire a conservé sa sensibilité et sa fiabilité, mais simplement que sa validité ne vise plus le stress perçu dans la vie quotidienne mais celui dans l'activité professionnelle. Cela permet de maintenir une tentative d'interprétation exploratoire. L'étude de Deal et Williams (1988) ne suffisant plus à justifier les résultats obtenus, nous pouvons nous appuyer sur une autre recherche, ciblant le stress perçu dans un milieu professionnel, étant donné les modifications réalisées sur l'échelle de stress perçu. Une étude investiguant la relation entre les distorsions cognitives et le stress académique chez des enseignants à l'école secondaire confirme une corrélation forte et directe entre distorsions cognitives et stress académique (Mostafa & El-Shokheby, 2020). Même si l'échelle de stress académique utilisée n'est pas une échelle de stress perçu, ces découvertes peuvent corroborer les résultats de la présente étude. Il est possible que les distorsions cognitives prédisent une plus forte perception du stress dans le milieu du travail.

Pour aller plus loin dans l'exploration de ce lien, la deuxième étape d'analyse consistait à étudier à nouveau ce lien de prédiction en séparant le score de distorsions cognitives en deux groupes suggérés par notre questionnaire. Un résultat significatif a émergé de cette analyse de régression multiple : le score de distorsions cognitives lié aux réalisations personnelles prédit significativement et positivement le stress perçu. Cela est évidemment dû à la nature des questions du PSS, qui sous-tendraient plutôt à un stress lié à la performance plutôt qu'à une détresse sociale. De ce résultat, nous pourrions éventuellement tirer la confirmation que l'échelle « erronée » de stress perçu mesure bien le stress spécifique au milieu professionnel, puisqu'il ne corrèle qu'avec les distorsions cognitives sur le sujet des réalisations personnelles, donc au travail ou dans les études. Il pourrait être intéressant d'observer si les résultats connaissent un réel changement si le stress perçu était mesuré dans la vie en général, ou si les distorsions cognitives prédiraient tout de même mieux le stress perçu dans les réalisations personnelles que dans les relations sociales.

Pour conclure cette interprétation de résultats accidentels, parlons de la troisième régression entre les dix sous-dimensions du CDS et le stress perçu dans l'activité professionnelle. La minimisation ou disqualification du positif prédit significativement et positivement le stress perçu. Le catastrophisme et la surgénéralisation ne prédisent que

partiellement ce lien. Aucune littérature existante n'explore les liens entre les différents types de distorsions cognitives et le stress perçu, encore moins pour sa mesure spécifique dans l'activité professionnelle. Essayer d'interpréter des liens de prédictions spécifiques entre des sous-dimensions mesurées à l'aide de deux items et un questionnaire dont on ne connaît pas la valeur scientifique pourrait être une erreur, c'est pourquoi nous pourrions laisser de côté l'interprétation de ces résultats-là.

La seconde hypothèse était consacrée à découvrir s'il existe un lien significatif entre la présence de distorsions cognitives et le niveau de résilience. Plus spécifiquement, il était attendu que la présence de distorsions cognitives mesurée avec le CDS (Covin et al., 2011) prédise significativement et négativement le niveau de résilience mesuré avec le CD-RISC 10 (Campbell-Sills & Stein, 2007) dans une population adulte (18-65 ans) non-clinique. Pour ce faire, 160 participants ont rempli un questionnaire en ligne, dont les données ont été utilisées afin d'effectuer une analyse statistique de régression linéaire. L'analyse était d'abord effectuée en trois étapes, comme l'analyse du lien entre le stress perçu et la présence de distorsion cognitive. Ensuite, une analyse de médiation de la résilience sur le lien de prédiction entre distorsions cognitives et stress perçu était effectuée.

La première régression confirme l'hypothèse de départ, en assurant une prédiction négative

très significative du score global de distorsions cognitives sur celui de résilience. Ainsi, cet élément pourrait indiquer que ces erreurs de pensée prédisent un manque de stratégies de résilience. L'étude de Sapmaz (2023), en étudiant l'effet de médiation de la résilience sur le lien entre distorsion cognitive et bien-être, nous suggérait déjà l'existence d'un lien de prédiction négatif entre distorsions cognitives et résilience chez des adolescent-e-s, une période réputée pour ses crises en terme de développement de l'identité. Il semblerait que ce lien soit également présent dans une population adulte. De plus, l'étude de Sapmaz (2014) confirme également un lien notable entre distorsions cognitives et bien-être, ainsi qu'un effet médiateur partiel de la résilience sur ce lien. Nous pouvons imaginer que l'impact des distorsions cognitives sur le bien-être et la médiation qu'offre la résilience puisse aussi être étudiée sur une population adulte. Il est clair que la résilience est un facteur protecteur du bien-être et peut jouer un rôle pour lutter contre la résilience. L'analyse de modération de contrôle avec les données démographiques ne révèle pas de résultats significatifs pour le sexe, mais pour l'âge il en est autrement. Comme mentionné précédemment, il n'est pas supposé y avoir de différence entre les scores de distorsions cognitives selon l'âge et le sexe du ou de la participant-e (Covin et al., 2011). Le questionnaire de résilience original à 25 items développé par Connor et Davidson (2003) ne prévoyait également de corrélation significative ni avec le sexe, ni avec l'âge.

Pourtant, l'âge prédit partiellement la résilience et l'effet d'interaction entre l'âge et les distorsions cognitives prédisent significativement la résilience. Cela signifie que l'effet des distorsions cognitives sur le niveau de résilience s'accroît avec l'âge. Cet effet est très peu investigué dans la littérature et l'étudier pourrait constituer une perspective future intéressante.

L'hypothèse de départ confirmée, nous pouvons poursuivre avec la partie exploratoire de cette analyse. La deuxième régression effectuée avec le CD-RISC 10 comme critère connaît un résultat significatif. Les distorsions cognitives dans le domaine des relations sociales prédisent significativement et négativement la résilience. Ce lien n'a pas été formulé dans l'hypothèse de départ, mais la recherche en littérature avait déjà mis à jour un lien entre distorsions cognitives interpersonnelles et la résilience (Çelikkaleli & Kaya, 2016). En effet, selon Çelikkaleli et Kaya (2016), la résilience psychologique est une capacité à rebondir dans l'adversité ; une faculté qui peut parfois être possible si l'on sait recevoir de l'aide d'autrui. Le lien négatif découvert à l'aide de cette régression peut s'expliquer par le fait que les personnes subissant l'effet de ces « pensées erronées » dans le domaine des relations sociales auraient du mal à entrer en contact avec des stratégies de résilience, précisément parce qu'elles font appel à la compétence de communication avec un réseau de proche qui s'entraide, comme suggéré dans l'étude de Çelikkaleli et Kaya (2016). La solitude peut

donc impacter le bien-être des personnes chez qui les distorsions cognitives dans les relations sociales sont élevées (Simsek et al., 2021).

La dernière régression effectuée confirme que les distorsions cognitives de catastrophisme, d'étiquetage et de surgénéralisation prédisent un manque significatif de résilience. De nombreuses études explorent le lien entre catastrophisme et résilience en ce qui concerne la gestion de la douleur. Plus la résilience était élevée, moins des personnes souffrant de douleurs chroniques catastrophisaient leurs douleurs (Ong et al., 2010). La catastrophisation dans les douleurs physiques tient évidemment son nom de la distorsion cognitive de catastrophisme, dont les éléments clés sont la rumination, l'exagération et l'impuissance (Petrini & Arendt-Nielsen, 2020). L'existence d'un lien entre catastrophisme et résilience est donc suggérée. Les résultats liant le manque de résilience à la présence de surgénéralisation et d'étiquetage sont plus controversés, la littérature n'en fait pas mention. Burns (1980), dans son livre « The feeling good handbook », analyse ces distorsions. L'auteur lie la surgénéralisation à la peur du rejet. Une mauvaise expérience sera vite oubliée par une personne typique, mais si la surgénéralisation entre en compte, une personne se répèterait que cela se passera toujours ainsi, entrant dans un processus d'évitement, par peur de vivre à nouveau cette déception. Burns (1980) admet également que l'étiquetage n'est qu'une forme extrême de surgénéralisation,

des expériences négatives dont on tire des conclusions générales sur soi-même ou sur autrui sous forme d'étiquettes, souvent autodestructrices. Le point commun entre ces deux distorsions est qu'elles surviennent après une réelle expérience négative, qu'elle soit grave ou non, pour en tirer des conclusions trop généralisées, sur la chose en elle-même pour la surgénéralisation ou sur soi pour l'étiquetage. La résilience étant une habilité à affronter une situation négative quelle qu'elle soit (Çelikkaleli & Kaya, 2016), le fait qu'il y ait eu une situation négative réelle qui n'a pas été surmontée peut expliquer le lien négatif avec la résilience. Cependant, la littérature ne fait aucune mention de cet effet et cette théorie ne peut pas être confirmée. Il est intéressant de souligner que les distorsions cognitives de catastrophisme et de surgénéralisation ont toutes deux connu des résultats significatifs avec le stress perçu et avec la résilience. Ces distorsions cognitives peuvent donc être importantes dans l'impact des distorsions cognitives sur la santé mentale, mais il est important de rappeler que le score global de chaque sous-dimension était mesuré sur la moyenne de seulement deux items du CDS. Cela pourrait induire des biais dus à la formulation du questionnaire. Ces résultats sont donc à prendre avec précaution et nécessitent plus ample analyse. L'analyse de médiation conclut la présentation des résultats des analyses effectuées dans ce travail. La résilience était pertinente dans son rôle de médiateur. En effet, les intentions au coeur de cette recherche étaient de démontrer

que les distorsions cognitives connaissent un impact négatif sur le quotidien de personnes qui ne viennent pas du milieu clinique. Cet impact négatif avait été confirmé par les résultats de la première hypothèse, sous forme de lien de prédiction entre les distorsions cognitives et le stress perçu. Puis les distorsions ont montré un lien négatif significatif avec la présence de stratégies de résilience pour la deuxième hypothèse.

La résilience pourrait donc agir comme un facteur protecteur contre les distorsions cognitives. Aucune hypothèse de départ liant ces trois variables n'avait été prévue dans la recherche originale. Pourtant, une suite logique pourrait suggérer que la résilience pourrait agir comme facteur protecteur sur l'impact négatif des distorsions cognitives sur le stress perçu. Une analyse exploratoire a donc été menée et a confirmé une modération partielle de la résilience sur le lien entre distorsions cognitives et stress perçu. Comme peu de littérature existe encore sur le sujet, cette hypothèse exploratoire peu servir de tremplin pour d'autres expérimentations : les distorsions cognitives peuvent provoquer de nombreux impacts négatifs sur le tout-venant qu'il serait intéressant à investiguer, mais la résilience et ses multiples facettes pourraient être une clé d'analyse pour atténuer ces impacts. La récente étude de Sapmaz (2023) va dans ce sens, en affirmant le rôle médiateur de la résilience sur le lien entre distorsions cognitives et bien-être chez des adolescent-e-s.

Cette étude contient plusieurs limitations. La plus flagrante était l'erreur de sélection de la traduction de l'échelle de stress perçu. Cela compromet évidemment toutes les données liées à la première hypothèse. Non seulement l'analyse des résultats prouvait un lien avec le stress perçu spécifique à l'activité professionnelle plutôt que le stress perçu en général, mais sa validité n'est avérée par aucune étude. Il pourrait être bon d'envisager d'effectuer à nouveau cette partie de l'étude avec le bon questionnaire, afin de vérifier les résultats obtenus. Ensuite, la composition démographique de l'échantillon récolté pourrait être la source de plusieurs limitations de cette étude. Bien que des analyses complémentaires prouvaient que le sexe ne modérait aucune des relations suggérées par les hypothèses générales, il en était autrement pour l'âge. L'âge avait un effet modérateur significatif sur la relation entre distorsions cognitives et résilience. L'histogramme de la distribution des âges (Figure 1) montre une fréquence élevée du groupe d'âge de 20 à 25 ans comparé aux autres groupes d'âge. Un effet de cohorte de ce groupe d'âge est dû au fait que la recherche de participant-e-s a principalement pris place au sein de l'université de Fribourg. La moyenne d'âge des étudiant-e-s variant autour du début de la vingtaine, cela a pu influencer les résultats. L'échantillon peut aussi être biaisé au niveau de l'aspect « non-clinique » de l'étude : hormis la mention dans les critères de sélection des participant-e-s, aucun contrôle supplémentaire n'a été effectué. Les

questionnaires auto-évaluatifs sur certains sujets considérés comme « sensibles », ce qui peut être le cas pour le CDS et le PSS, peuvent connaître des problèmes dans les réponses que les participant-e-s choisissent de donner, à cause d'un possible effet de désirabilité. La back-translation du CDS n'ayant pas été effectuée par des pairs mais seulement par un logiciel d'IA, l'utilisation de sa traduction peut être mentionnée dans les limites. Le sens de la régression dans le cas de la résilience pourrait également être remis en cause. En effet, plus que dans le cas du stress perçu, il peut être pertinent de se demander si c'est bien les distorsions cognitives qui prédisent le manque de résilience, ou plutôt la résilience qui prédit une faible présence de distorsions cognitives.

5. Conclusion

Cette étude ne permet malheureusement pas d'affirmer que les distorsions cognitives prédisent le stress perçu comme affirmé dans l'hypothèse de départ. En effet, la traduction du questionnaire de stress perçu utilisée n'était pas fidèle à l'original, compromettant ainsi la validité de la mesure du stress perçu, qui est supposée concerner le stress vécu dans la vie en général. Cependant, il est possible de tirer parti des données récoltées. En effet, les questions n'ayant pas changé de formulation, le questionnaire aurait pu garder ses qualités psychométriques et tout de même constituer une mesure fiable sensible et valide, malgré le fait que cette validité ne

concernait plus le stress perçu dans la population en général mais celui perçu dans l'activité professionnelle. Comme les distorsions cognitives dans le domaine des réalisations personnelles (à l'école ou au travail) étaient les seules à prédire significativement ce stress perçu dans l'activité professionnelle, il était possible de penser que le questionnaire mesurait bien ce qu'il était supposé mesurer et donc qu'il était possible d'interpréter des résultats à partir de ce questionnaire. La première analyse confirmant un lien positif entre les distorsions cognitives et le stress perçu dans l'activité professionnelle peut donc être un résultat intéressant et encourageant pour notre hypothèse de départ, car si l'effet est mesuré pour un stress perçu spécifique à un domaine, nous pouvons supposer qu'il en serait de même pour le stress perçu dans la vie en général. Toutefois, il est clair qu'aucune de ces suppositions ne peuvent être confirmées et qu'une seconde analyse avec le bon questionnaire est nécessaire pour satisfaire notre première hypothèse de départ.

L'étude du lien entre les distorsions cognitives et la résilience a connu moins de remous. L'hypothèse de départ a pu être confirmée avec succès : un haut niveau de distorsions cognitives prédit un manque de stratégie de résilience. L'étude exploratoire nous offre des résultats qui pouvaient laisser libre cours à l'interprétation, en nous suggérant l'idée que la résilience peut être particulièrement impactée chez des personnes avec des difficultés dans le domaine interpersonnel.

Malgré ses nombreuses limites, cette étude nous donne une idée de la direction que prennent les rapports entre distorsions cognitives, stress perçu et résilience dans une population non-clinique. Bien que les distorsions cognitives aient d'abord été décrites chez des personnes souffrant de dépression, ces erreurs de la pensée pourraient en fait impacter le bien-être du tout-venant. Cependant, il est plus rare de prendre le soin de pratiquer des interventions cognitivo-comportementales sur cette population de personnes qui n'est pas suffisamment impactée par ces erreurs de pensées pour souffrir de troubles mentaux qui nécessitent l'aide d'un professionnel. C'est pourquoi un projet de l'université de Fribourg appelé « conte sur moi » est en train de voir le jour. L'enjeu de ce projet est de créer une plateforme de psychoéducation en ligne sur le sujet des distorsions cognitives. La psychoéducation pourrait être une perspective pour aider le tout-venant à comprendre ces erreurs de pensées, et donc à les éviter, pour ainsi diminuer leurs impacts.

Notes

Article édité par Madame Valentina Facchi Negri, département de psychologie clinique et de la santé, valentina.facchinegri@unifr.ch

Références

- 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, 1173-1182.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>
- Beall, S., & Schmidt, G. (1984). Development of a youth adaptation rating scale. *Journal of Health*, 54(5), 197-200.
<https://doi.org/10.1111/j.1746-1561.1984.tb08816.x>
- Beck, A. T., & Haigh, E. A. P. (2014). Advances in cognitive theory and therapy : The generic cognitive model. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 1-24.
<https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153734>
- Beck, A. T., John Rush, Shaw, B., & Emery, G. (1979). *Cognitive Therapy of Depression*. Guilford Press.
- Burns, D. D. (1989). *The feeling good handbook : Using the new mood therapy in everyday life*. William Morrow & Co.
- Campbell-Sills, L., & Stein, M. B. (2007). Psychometric analysis and refinement of the Connor-davidson Resilience Scale (CD-RISC) : Validation of a 10-item measure of resilience. *Journal of Traumatic Stress*, 20(6), 1019-1028.
<https://doi.org/10.1002/jts.20271>
- Çelikkaleli, Ö., & Kaya, S. (2016). University Students Interpersonal Cognitive Distortions, Psychological Resilience, and Emotional Self-Efficacy According to Sex and Gender Roles. 6(2), 187-212.
<https://doi.org/10.14527/pegegog.2016.011>
- Cochrane, R., & Robertson, A. (1973). The life events inventory : A measure of the relative severity of psycho-social stressors. *Journal of Psychosomatic Research*, 17(2), 135-140.
[https://doi.org/10.1016/0022-3999\(73\)90014-7](https://doi.org/10.1016/0022-3999(73)90014-7)
- Cohen, S., Kamarck, T., & Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24(4), 385-396.
<https://doi.org/10.2307/2136404>
Adaptation française: J.P. ROLLAND
- Cohen, S., & Williamson, G. M. (1988). Perceived stress in a probability sample of the United States. In *The social psychology of health* (p. 31-67). Sage Publications, Inc.
- Connor, K. M., & Davidson, J. R. T. (2003). Development of a new resilience scale : The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76-82.
<https://doi.org/10.1002/da.10113>
- Covin, R., Dozois, D. J. A., Ogniewicz, A., & Seeds, P. M. (2011). Measuring Cognitive Errors : Initial Development of the Cognitive Distortions Scale (CDS). *International Journal of Cognitive Therapy*, 4(3), 297-322.
<https://doi.org/10.1521/ijct.2011.4.3.297>
- Deal, S. L., & Williams, J. E. (1988). *Cognitive Distortions as Mediators between Life Stress and Depression in Adolescents*. 23(90), 477-490.
- Gilbert, P. (1998). The evolved basis and adaptive functions of cognitive distortions. *The British Journal of Medical Psychology*, 71 (Pt 4), 447-463. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8341.1998.tb01002.x>
- Hammen, C. L. (1978). Depression, distortion, and life stress in college students. *Cognitive Therapy and Research*, 2(2), 189-192.
<https://doi.org/10.1007/BF01172733>
- Hébert, M., Parent, N., Simard, C. & Laverdière, A. (2018). Validation of the French- Canadian Version of the

- Brief Connor–Davidson Resilience Scale (CD-RISC 10). *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 50, 9(16).
<https://doi.org/10.1037/cbs0000092>.
- Kuru, E., Safak, Y., Özdemir, İ., Tulacı, R. G., Özdel, K., Özkula, N. G., & Örsel, S. (2018). Cognitive distortions in patients with social anxiety disorder : Comparison of a clinical group and healthy controls. *The European Journal of Psychiatry*, 32(2), 97-104.
<https://doi.org/10.1016/j.ejpsy.2017.08.004>
- Mostafa, A., & El-Shokheby, A. (2020). Investigating the Relationship between Cognitive Distortions and Academic Stress for Intermediate School Teachers before and during Work. *International Journal of Higher Education*, 9(5).
<https://doi.org/10.5430/ijhe.v9n5p46>
- Ong, A. D., Zautra, A. J., & Reid, M. C. (2010). Psychological resilience predicts decreases in pain catastrophizing through positive emotions. *Psychology and Aging*, 25(3), 516– 523.
<https://doi.org/10.1037/a0019384>
- OpenAI. (2023). *ChatGPT* (Version 2.0) [Large language model].
<https://chat.openai.com/chat>
- Özdel, K., Taymur, I., Guriz, S. O., Tulacı, R. G., Kuru, E., & Turkcapar, M. H. (2014). Measuring Cognitive Errors Using the Cognitive Distortions Scale (CDS) : Psychometric Properties in Clinical and Non-Clinical Samples. *PLOS ONE*, 9(8).
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0105956>
- Petrini, L., & Arendt-Nielsen, L. (2020). Understanding Pain Catastrophizing: Putting Pieces Together. *Frontiers in psychology*, 11.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.603420>
- Rnic, K., Dozois, D. J. A., & Martin, R. A. (2016). Cognitive Distortions, Humor Styles, and Depression. *Europe's Journal of Psychology*, 12(3), 348-362.
<https://doi.org/10.5964/ejop.v12i3.1118>
- Sagone, E., & De Caroli, M. E. (2014). A Correlational Study on Dispositional Resilience, Psychological Well-being, and Coping Strategies in University Students. *American Journal of Educational Research*, 2(7), 463-471.
<https://doi.org/10.12691/education-2-7-5>
- Şahin, H., & Türk, F. (2021). The Impact of Cognitive-Behavioral Group Psycho-Education Program on Psychological Resilience, Irrational Beliefs, and Well-Being. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, 39(4), 672-694.
<https://doi.org/10.1007/s10942-021-00392-5>
- Sapmaz, F. (2023). Relationships between Cognitive Distortions and Adolescent Well-Being : The Mediating Role of Psychological Resilience and Moderating Role of Gender. *International Journal of Psychology and Educational Studies*, 10(1).
<https://doi.org/10.52380/ijpes.2023.10.1.866>
- Simsek, O. M., Koçak, O., & Younis, M. Z. (2021). The Impact of Interpersonal Cognitive Distortions on Satisfaction with Life and the Mediating Role of Loneliness. *Sustainability*, 13(16).
<https://doi.org/10.3390/su13169293>
- Wu, G., Feder, A., Cohen, H., Kim, J. J., Calderon, S., Charney, D. S., & Mathé, A. A. (2013). Understanding resilience. *Frontiers in Behavioral Neuroscience*, 7(10).
<https://doi.org/10.3389/fnbeh.2013.00010>