



**HAL**  
open science

## Everyday life psychopathology: Validation of a new cognitive failure's questionnaire

J. Carré, Alain Vom Hofe, A.H. Boudoukha

► **To cite this version:**

J. Carré, Alain Vom Hofe, A.H. Boudoukha. Everyday life psychopathology: Validation of a new cognitive failure's questionnaire. *Psychologie Française*, 2014, 59 (2), pp.167-182. 10.1016/j.psfr.2013.07.003 . hal-03355579v2

**HAL Id: hal-03355579**

**<https://univ-angers.hal.science/hal-03355579v2>**

Submitted on 14 Feb 2024

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

**PSYCHOPATHOLOGIE DE LA VIE QUOTIDIENNE :  
VALIDATION D'UN NOUVEAU QUESTIONNAIRE DE DEFAILLANCES  
COGNITIVES.**

**EVERYDAY LIFE PSYCHOPATHOLOGY:  
VALIDATION OF A NEW COGNITIVE FAILURES 'S QUESTIONNAIRE**

:

**Julie, Carré <sup>1</sup>**

**Alain, Vom Hofe<sup>1</sup>**

**Abdel Halim, Boudoukha <sup>2</sup>**

<sup>1</sup> Université de Rouen – boulevard Lavoisier 76821 Mont Saint Aignan

<sup>2</sup> Université de Nantes – Chemin censive du tertre 44000 Nantes - Laboratoire de Psychologie  
des Pays de la Loire UPRES EA 4638

**Références**

**Carré, J., Vom Hofe, A., & Boudoukha, A. H. (2013). Psychopathologie  
de la vie quotidienne: Validation d'un nouveau questionnaire de  
défaillances cognitives. *Psychologie française*, 498(1), 1.  
<https://doi.org/10.1016/j.psfr.2013.07.003>**

## Résumé

Dans notre vie quotidienne, nous commettons un certain nombre d'erreurs qui concerne l'ensemble de nos activités que l'on appelle des Défaillances Cognitives Quotidiennes (DCQ). Elles sont classiquement évaluées par le Cognitive Failure Questionnaire (CFQ) dont les limites (structure factorielle) nécessitent la création d'un nouvel outil.

Aussi, cette étude présente la validation de structure d'un nouvel outil d'évaluation, le Questionnaire de Défaillances Cognitives Quotidiennes (QDCQ). Après une première étape de réduction des items, et une seconde relative aux différentes échelles, nos résultats identifient une structure factorielle unitaire conduisant à privilégier l'hypothèse selon laquelle une défaillance serait la conséquence d'un dysfonctionnement cognitif qui rejaillit dans les différentes sphères d'activités plutôt que de processus spécifiques à chacune d'entre-elles.

Ce questionnaire offre alors de nouvelles perspectives sur le plan de la pratique clinique, en ce qu'il pourrait participer au dépistage précoce de comportements impliqués dans différentes formes de vieillissement cognitif pathologique.

Mots-clés : Défaillance cognitive, fonctionnement exécutif, validation de questionnaire, Analyses Factorielles Confirmatoires

## Summary

In our daily lives, we make a number of errors and blunders for all our activities. These are the Cognitive failures of everyday life which are conventionally measured by the Cognitive Failure Questionnaire (CFQ). Literature has demonstrated not only that this tool has many limitations especially regarding its factor structure which is not identified by consensus but also that the origin and nature of cognitive failures are not interviewed because they are considered in terms of executive dysfunctioning.

Also, this study will be to describe the various stages of validation structure of a new assessment tool, the Cognitive Failures Questionnaire Daily (QDCQ) and expose the different levels of analysis of our methodological approach that we have allowed to get it. Therefore, it was administered to 251 all comers people of all ages and proposed them to assess the frequency of cognitive failures over the last six months.

As a result of is a first step in item analysis using indices of normality, of difficulty and discrimination and a second at different scales, we removed fourteen items which the statistical power was not sufficient to be keep. We then obtained a new version of QDCQ which comprises thirty items that apprehend the most cognitive failure's construct.

The results of several confirmatory factor analyzes identify a single factor structure as the best fitting our data. That is consistent with the general literature on this construct (Broadbent et al, 1982; Wallace, 2002), and it tends us to prefer the hypothesis that the occurrence of cognitive failures would be the result of a momentary disruption of cognitive processes (probably executive processes which it remains to be defined) that influenced in different spheres of activities rather than specific processes related to these areas.

The questionnaire opens new perspectives both in terms of clinical practice, particularly in that it could participate in early detection of several behaviours involved in various forms of pathological cognitive aging such as Alzheimer's disease or Parkinson's. Moreover,

conceptually, it could also lead to clarify the relationship that the construct of cognitive failures has with executive functions.

Keywords: cognitive failure, executive functioning, validated questionnaire, confirmatory factor analyzes

## Sommaire

<b>RESUME</b> .....	<b>2</b>
<b>SOMMAIRE</b> .....	<b>5</b>
<b>INDEX DES TABLEAUX</b> .....	<b>5</b>
<b>INDEX DES FIGURES</b> .....	<b>5</b>
<b>1. INTRODUCTION</b> .....	<b>6</b>
1.1    DEFINITION DU CONCEPT DE DEFAILLANCES COGNITIVES QUOTIDIENNES (DCQ).....	6
1.2    EVALUATION DES DEFAILLANCES COGNITIVES QUOTIDIENNES : LE CFQ.....	9
1.2.1 <i>Les structures factorielles du CFQ</i> .....	10
1.3    PROBLEMATIQUE.....	14
<b>2. METHODE</b> .....	<b>15</b>
2.1    POPULATION ET PROCEDURE.....	15
2.2    MATERIEL .....	15
<b>3. RESULTATS</b> .....	<b>16</b>
3.1    ANALYSE DES ITEMS .....	16
3.1.1 <i>Test de Normalité</i> .....	16
3.1.2 <i>Indice de difficulté</i> .....	17
3.1.3 <i>Indice de discrimination</i> .....	18
3.1.4 <i>Conclusion</i> .....	19
3.2    ANALYSE DES ECHELLES.....	19
3.3    LES ANALYSES FACTORIELLES CONFIRMATOIRES (AFC).....	20
3.3.1 <i>Regroupement des items en facettes</i> .....	20
3.3.2 <i>Application des Analyses Factorielles Confirmatoires</i> .....	21
<b>4. DISCUSSION GENERALE</b> .....	<b>23</b>
<b>5. CONCLUSION</b> .....	<b>26</b>
<b>6. REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES</b> .....	<b>26</b>

### Index des Tableaux

<b>Tableau 1 : Matrice corrélacionnelle entre les échelles du QDCQ<sub>30</sub></b> .....	Erreur ! Signet non défini.
<b>Tableau 2 : Matrice corrélacionnelle entre les parcelles des échelles.</b> .....	Erreur ! Signet non défini.
<b>Tableau 3 : Indicateurs d'ajustement des différents modèles de mesure proposés..</b> Erreur ! Signet non défini.	

### Index des Figures

<b>Figure 1 : Modélisations des deux modèles supposés rendre compte du construit de DCQ : à gauche le modèle A composé de quatre facteurs obliques et à droite, le modèle B, composé d'un facteur général.</b> .....	<b>21</b>
<b>Figure 2 : Résultats de l'AFC selon un modèle unifactoriel de la structure du QDCQ</b> .....	<b>23</b>

## 1. Introduction

Dans notre vie quotidienne, nous sommes souvent l'objet de défaillances cognitives mineures (« everyday cognitive failures ») allant de la simple étourderie comme le lapsus langagier à des négligences attentionnelles plus marquées lorsqu'elles touchent le contrôle d'actions séquentielles habituelles ce qui peut induire dans certains cas, de graves conséquences notamment lorsqu'elles touchent la conduite automobile.

Bien que ces défaillances cognitives aient été l'objet de quelques études au début des années 80 (Broadbent, 1984 ; Norman, 1981 ; Reason, 1984), celles-ci sont longtemps restées en marge de la littérature. Toutefois, elles connaissent un regain d'intérêt (Efklides & Sidéridis, 2009) dans la mesure où elles peuvent constituer une entrée dans les dysfonctionnements du système exécutif retrouvés chez les patients souffrant de pathologies neurodégénératives (Efklides & al., 2002 ; Wagles & al., 1999). De même, le fait qu'elles soient censées mettre en jeu une pluralité de processus cognitifs tels que les processus inhibiteurs - processus d'inhibition et de résistance à l'interférence- (Vom Hofe & Al, 1998) ou encore de commutation (Catale & Meulemans, 2009 ; Goldhammer & al., 2009), leur donne une place toute particulière dans le champ de la psychologie clinique ou la neuropsychologie cognitive.

### **1.1 Définition du concept de Défaillances Cognitives Quotidiennes (DCQ)**

Le concept de « Défaillances Cognitives » apparaît pour la première fois en 1982 lorsque Reason et Mycielska s'intéressent aux distractions (*absent-mindedness*) qui regroupent les étourderies (*mistake*), et les erreurs (*error*) qu'un individu commet suite à un défaut (*slips*) d'attention ou de mémoire. Cette définition implique que les défaillances cognitives dépendent du fonctionnement cognitif normal et qu'elles ne sont pas nécessairement l'expression de symptômes névrotique comme il l'était classiquement admis

avec la vision psychanalytique de Freud en 1901, dans son livre *Psychopathologie de la vie quotidienne*.

En dépit d'une évidente validité empirique, et parce qu'elles recouvrent un champ de conduites excessivement vaste, et de causalités diverses, elles demeurent néanmoins conceptuellement fragiles.

Norman (1981) est le premier à proposer une classification des défauts d'action (*action slips*) qu'il conçoit comme des formes d'erreur humaine définies comme une performance de l'action qui n'était pas celle attendue. Ces défauts résultent le plus souvent soit d'un conflit entre plusieurs possibilités d'action ou de pensée (erreur dans la formation d'intention), soit d'une confusion d'étapes dans le déroulement de la séquence d'une action simple (erreur dans l'activation des schémas) ou bien encore de la sélection d'une action inappropriée (déclenchement des actions).

Selon Klumb (1995), ces défaillances cognitives recouvrent tous les types de défaillances d'exécution et/ ou de stockage - mais pas de planification - en ajoutant qu'elles ne peuvent pas être exclusivement attribuées aux caractéristiques de la personnalité (Rasmussen, 1987 ; Zapf & al., 1989). Il distingue deux sortes de déficits de contrôle dans les traitements automatiques : a) l'inattention qui est impliquée dans les omissions suivant des interruptions, une réduction de l'intentionnalité, des confusions perceptives et des erreurs d'interférence et b) l'attention qui intervient dans les omissions, les répétitions et les inversions. Ainsi, si les processus de contrôle sont défectueux du fait d'une mauvaise gestion des ressources attentionnelles - en quantité limitée- alors on pourra observer une propension plus grande aux erreurs et lapsus quotidiens.

Wallace, Kass et Stanny (2002, p 238) indiquent que la notion de défaillances cognitives renvoie à la perturbation qui empêche la tâche en cours, suite à des erreurs cognitives inhabituelles chez une personne tout venante. Celles-ci pouvant être expliquées par



une mise en échec du système de contrôle exécutif attentionnel<sup>1</sup> et plus particulièrement des processus inhibiteurs, induisant ainsi la mise en œuvre des réponses plus automatisées en lieu et place de celles normalement attendues.

Moraitou et Eflikes (2009) précisent que les défaillances cognitives s'apparentent à des formes « *d'absence* » dans la vie quotidienne qui comprennent une composante attentionnelle impliquée dans les erreurs d'action ou de mémoire (Wright & Osborne, 2005 ; Sideridis, 2009). Parmi les erreurs d'action, ils distinguent celles liées a) à une déviation de l'action par rapport à l'intention comme la répétition non nécessaire d'une action, b) à la réalisation d'une action intentionnelle appliquée à un objet non pertinent, et c) à l'intrusion d'une action non volontaire dans la séquence d'action principale. Quant aux maladresses mnésiques, elles rassemblent les oublis d'intention, les blocages liés aux noms, et le fait de ne plus se rappeler un fait connu ou encore la non reconnaissance d'une action précédente (Reason & Mycielska, 1982).

Jusqu'alors ces types d'erreurs étaient étudiés comme des phénomènes cognitifs indépendants de la sphère métacognitive c'est-à-dire comme des expériences qui n'informerait pas les personnes sur le fait qu'elles réalisent de telles actions. (Broadbent & al., 1982 ; Schwartz, 2006). Or, les expériences métacognitives et plus particulièrement les expériences de métamémoire sont très importantes parce qu'elles renseignent les processus de contrôle et déclenchent des processus de traitement analytique et l'utilisation de stratégies lorsque les traitements automatiques échouent (Koriat, 2000).

Par ailleurs, de nombreux facteurs sont avancés pour rendre compte de l'origine de cette incapacité temporaire qui suggère l'intervention d'une variété de processus relatifs aux fonctions exécutives (Pennington & Ozonoff, 1996), à l'inhibition des réponses (Barkley, 1997), à la mémoire (Anderson, 2003), à l'attention (Robertson & al., 1997), aux intentions (Norman, 1981) ou encore à la distractibilité (Pollina & al., 1992). D'autres auteurs concluent

---

<sup>1</sup> Il est défini par Salthouse et Miles (2002) comme un système regroupant les processus responsables de la planification, de la coordination et du contrôle d'autres opérations cognitives.

à leur pertinence dans l'explication des troubles comportementaux tels que les problèmes ou maladresses dans la sphère des interactions sociales (Matthews & al., 1990).

Bien que la plupart des chercheurs s'accordent sur le fait que les défaillances cognitives sont fortement liées aux fonctions exécutives, il n'existe aucun consensus pour expliquer l'origine de ces défaillances, qui pour certains, sont le fruit de problèmes mnésiques (Norman, 1981), de problèmes attentionnels (Robertson & al., 1997), alors que pour d'autres, elles relèvent d'erreurs d'exécution des intentions (Norman, 1981) ou encore d'erreurs dues à une distraction (Pollina & al., 1992). D'autres auteurs ont alors tenté d'étendre ces classifications en proposant des théories alternatives qui impliquent les maladresses de la sphère des interactions sociales (Matthews & al., 1990) ou encore les problèmes liés au traitement de l'information (Larson & al., 1997). Toutefois, quelle que soit l'origine des défaillances, celles-ci impliquent des processus qui échouent à la mise en œuvre d'une fonction sous-jacente au contrôle des réponses comportementales. Cela suggère donc l'existence d'un lien avec les fonctions exécutives et plus particulièrement l'attention (Manly & al., 1999 ; Meiran & al, 1994), l'inhibition (Catale & Meulemens, 2009) et la mémoire de travail (Alloway, 2009). Ainsi, une défaillance cognitive résulterait, à niveau comportemental, d'une mise en échec des processus exécutifs (attentionnels, mnésiques ou encore d'inhibition) et plus particulièrement, des mécanismes de contrôle de l'activité.

## **1.2 Evaluation des Défaillances Cognitives Quotidiennes : le CFQ**

Puisque ces défaillances cognitives sont longtemps restées en marge de la littérature mais qu'elles ont tout de même bénéficié de quelques études au début des années 80 (Broadbent, 1984 ; Norman, 1981 ; Reason, 1984), un seul outil d'évaluation standardisé a pu être développé. Il s'agit du *Cognitive Failure Questionnaire* (ou CFQ) élaboré par Broadbent, Cooper, Fitzgerald et Parkes (1982) qui reste à l'heure actuelle, le seul dont dispose les chercheurs et cliniciens. Il s'agit d'une échelle auto évaluative de Lickert en cinq points – de très rarement à très souvent, constituée de 25 items - qui évaluent la fréquence des erreurs et

des ratés cognitifs de la vie quotidienne dans trois domaines différents : la mémoire, l'attention et la fonction motrice.

Bien qu'il soit le seul outil permettant d'appréhender les Défaillances Cognitives Quotidiennes, il n'est resté pas moins que plusieurs études ont cherché à spécifier sa structure au regard non seulement des différentes dimensions (Larson & al., 1997) mises en avant par Broadbent et al. (1982) mais aussi des processus impliqués dans les modèles plus généraux d'organisation des ressources attentionnelles (Wallace & al., 2004). Toutefois, à l'heure actuelle, il n'existe aucun consensus concernant la structure de ce questionnaire ni sur la spécification du construit de DCQ qui le sous-tend.

### **1.2.1 Les structures factorielles du CFQ**

Avec l'apparition de nouvelles techniques d'analyse statistiques dans le champ de la psychologie cognitive, de nombreux auteurs se sont interrogés sur la nature des informations apportées par le CFQ afin de savoir si cette échelle évalue une dimension cognitive unique et générale comme le suggère Broadbent et al. (1982) ou alors plusieurs aspects du fonctionnement cognitif. En effet, la structure unidimensionnelle défendue par ces derniers est contestée par les différentes structures multifactorielles établies par les recherches précédemment citées (Larsson & al., 1997 ; Matthews & al., 1990 ; Pollina & al., 1992)

Plusieurs études se sont alors intéressées à cette question en étudiant la structure factorielle de cet outil. On peut citer tout d'abord l'étude de Matthews, Coyle et Craig (1990) qui s'intéresse au lien présumé entre les défaillances cognitives et le niveau de stress, chez 475 étudiants. A cet effet, ils retiennent en premier lieu une structure à sept facteurs : « les maladresses physiques », « les noms », « les interactions sociales planifiées », « le langage », « le manque de concentration », « les absences », et un autre facteur rendant compte d'un seul item, qui explique 37% de la variance totale. Néanmoins, en appliquant des critères d'inclusion des items dans les compositions factorielles – coefficient de saturation  $> .20$  – les auteurs sont confrontés à des insuffisances statistiques notamment au regard du faible nombre

d'items composant certains facteurs. Ils adoptent alors préférentiellement une solution bifactorielle (expliquant 24% de la variance totale) renvoyant à la définition d'un facteur principal général de « défaillance cognitive » et d'un facteur secondaire de « mémoire des noms » tout en précisant que tous les items du CFQ saturent le facteur principal (dont sept exclusivement) et que puisque le facteur secondaire sature uniquement les items 7 et 20, il ne peut être considéré comme une mesure robuste.

S'inscrivant dans la même volonté de valider une structure factorielle stable, Pollina, Greene, Tunick et Puckett (1992) ont administré le CFQ à 387 étudiants. Ils identifient un modèle à cinq facteurs (recouvrant 49% de la variance totale). Le premier facteur (27% de la variance totale), intitulé « action mal orientée », reflète une perturbation des processus internes de l'attention qui conduit à un focus attentionnel inapproprié, une interruption de la récupération de l'information en mémoire à long terme et à une mise en échec du focus attentionnel. Le facteur de « distractibilité » (7%) renvoie à une perturbation des processus externes de l'attention focalisée c'est-à-dire que le but initial entre en concurrence avec une préoccupation interne ou un événement externe inattendu. Le troisième facteur (6%) appelé « mémoire spatiale » (ou kinesthésique) est le marqueur d'une inattention au monde environnant (personne, objet...) provoquée par une interruption des séquences d'actions cognitivo-motrices. Le facteur « mémoire des noms » (5,1%) relève de l'échec à diriger son attention sur le nom d'une personne quand on l'entend pour la première fois. Le dernier facteur dit d' « intelligence interpersonnelle » traduit une perturbation dans certains aspects des habiletés sociales en relation avec le modèle des sept types d'intelligence de Gardner (cité dans Pollina et al., 1992). Cependant, lorsqu'on s'intéresse à la validité interne de ces échelles factorielles et plus particulièrement à leur homogénéité, on remarque que les facteurs relatifs aux « actions mal orientées » ( $\alpha=.25$ ) et à « l'intelligence interpersonnelle » ( $\alpha=.54$ ) présentent un alpha de Cronbach très inférieur à la valeur seuil de .70 classiquement retenue.

Larsson, Alderton, Neideffer et Underhill (1997) aboutissent, quant à eux, à une modélisation comprenant trois facteurs expliquant 44% de la variance totale sur un échantillon de plus de 2000 sujets. Seuls deux d'entre eux sont interprétables - sachant que tous les items présentent des coefficients de saturation supérieurs à .40 - et renvoient à un facteur général de défaillances cognitives et à un facteur de traitement des noms.

Enfin, Wallace, Kass et Stanny (2002) ont réexaminé la structure factorielle du CFQ ainsi que ses corrélats afin de pouvoir recourir à l'utilisation de scores factoriels, pertinents et fiables, permettant d'accroître la qualité de l'évaluation clinique.

A l'issue d'une Analyse en Composante Principale avec rotation Varimax, Wallace et al. (2002) retiennent une solution à quatre facteurs qui rend compte de 54% de la variance commune et ce, en respectant quatre critères :

- a) chaque facteur doit avoir une valeur propre supérieure à 1,
- b) les items doivent saturer les facteurs avec une valeur supérieure à .30,
- c) chaque facteur doit être interprétable et,
- d) avoir une consistance interne suffisante ( $\alpha = .70$ )

Ils précisent que tous les items sont unifactoriels sauf l'item 3, bifactoriel. Ils identifient un facteur « mémoire », composé de huit items et expliquant 37.79% de la variance ( $\alpha = .86$ ), un facteur « distractibilité » qui contient neuf items et qui expliquent 6.06% de variance avec  $\alpha = .84$ , un facteur « maladresses » qui rend compte de sept items expliquant 5.36% avec  $\alpha = .82$ , et enfin un facteur « noms » qui comprend deux items expliquant 4.34% avec  $\alpha = .76$ .

Les facteurs identifiés dans cette étude ont permis de valider en partie la structure originelle décrite par Broadbent et al. (1982) et de mieux spécifier certains facteurs. Par exemple, le facteur « mémoire » est cohérent avec les « défaillances mnésiques et les étourderies » et le facteur « distractibilité » renvoie aux aspects perceptifs des tâches d'attention divisée. Cependant, la composante mnésique qui inclut les facteurs « mémoire » et « mémoire des noms », laisse suggérer que tous les problèmes mnésiques n'impliquent pas les

mêmes mécanismes pour le traitement des informations plus spécifiques (noms, noms propres) que pour celui des actions (direction oubliée, rendez-vous manqués, objets perdus). Ce résultat est cohérent avec les études qui établissent que la rétention des noms propres fait appel à une mémoire différente de celle impliquée dans la mémorisation des autres mots.

Au regard de toutes ces structures factorielles différentes, Wallace (2003) cherche à estimer la meilleure structure factorielle du CFQ possible en comparant chacun de ces différents modèles factoriels au moyen d'une Analyse Factorielle Confirmatoire (AFC).

Il met en concurrence six modèles factoriels différents : outre ceux de Broadbent et al. (1982), de Matthews et al. (1990), de Pollina et al. (1992), de Larsson et al. (1997), de Wallace et al. (2002), il retient celui de Meiran, Israeli, Levi et Grafi, (1994). Il s'agit d'un modèle à quatre facteurs qui comprend la « perte de l'activation », le « mauvais déclenchement », « l'échec de l'enclenchement » et « l'activation involontaire ».

Les résultats montrent que les modèles de Wallace et al. (2002), et Pollina et al. (1992), s'ajustent mieux aux données que tous les autres modèles ( $\chi^2=886.52$ ,  $\chi^2=772.47$ ) sachant que celui de Wallace s'avère meilleur puisqu'il aboutit à une meilleure validation croisée (ECVI=1.32, ECVI=1.27).

Forcés de reconnaître que ces résultats sont quelques peu décevants, Matthews, Coyle et Craig (1990), attribuent principalement les difficultés du CFQ en matière de validité prédictive à des faiblesses psychométriques lors de sa conception. En effet, les items ont été élaborés de manière à rendre compte uniquement des Défaillances Cognitives appartenant aux trois domaines de la cognition précédemment cités alors même que ses concepteurs postulent une structure unifactorielle. Par ailleurs, il est rare qu'un nombre si faible d'items rende compte d'une structure factorielle multiple et robuste. De plus, Pollina et al. (1992) précisent que la diversité des modèles peut également trouver une explication au regard des caractéristiques des échantillons (taille, âge, catégories socioprofessionnelles, sexe....) qui diffèrent d'une étude à l'autre.

A l'issue de ces quelques études, il apparaît assez nettement que le CFQ ne permet pas de faire la distinction des différentes DCQ selon qu'elles résultent d'une incapacité, sous l'influence de facteurs externes, à réussir une tâche (distractibilité) ou bien qu'elles relèvent d'erreurs intrinsèques survenant au cours de l'exécution de cette dernière (maladresse). Or, il est important de pouvoir le faire dans la mesure où 1) nous voulons accéder à l'évaluation la plus pertinente et fidèle possible des DCQ et 2) les stratégies que l'individu va mettre en œuvre pour éviter l'apparition de ces défaillances, vont dépendre de la nature de celles-ci et des mécanismes cognitifs sous jacents.

### **1.3 Problématique**

Les DCQ rendent compte d'un certain nombre de comportements défaillants qui viennent perturber nos activités. Aussi, nous pouvons nous interroger sur leur place et leur rôle quant à une perspective de prévention ou de dépistage précoce de certaines pathologies telles que les maladies d'Alzheimer ou de Parkinson ou encore dans un cadre évaluatif de l'impact de certains troubles mentaux - Dépression, Hyperactivité ou Schizophrénie - dans les activités quotidiennes.

Pour cela, il apparaît également comme une nécessité de disposer d'un outil d'évaluation qui puisse permettre non seulement d'évaluer les DCQ sur l'ensemble des domaines où s'exécutent les activités cognitives mais aussi qui réponde aux exigences psychométriques de validation de questionnaire afin d'obtenir un outil d'évaluation suffisamment robuste pour qu'il soit utile à la clarification du construit de DCQ notamment au regard du fonctionnement exécutif.

C'est pourquoi, nous avons développé un nouvel outil d'auto administration, le Questionnaire de Défaillances Cognitives Quotidiennes (QDCQ), qui intègre à la fois les aspects conceptuels d'une nouvelle approche des DCQ mais aussi les aspects psychométriques de la rigueur expérimentale, afin d'appréhender de la manière la plus fine possible, les répercussions des DCQ.

Après avoir éprouvé la validation de contenu du QDCQ dans un précédent travail, (Carré & Vom Hofe, 2009) qui a conduit à des analyses très fines du contenu de chaque item au regard de la nature des comportements défaillants, nous proposons désormais dans ce travail d'exposer les étapes de la validation de structure de ce questionnaire sur un échantillon de personnes ne présentant aucun trouble cognitif particulier afin de tester différents modèles conceptuels du construit de DCQ.

## **2. Méthode**

### **2.1 Population et procédure**

Nous avons administré notre questionnaire à 251 sujets tout venant âgés de 18;1 à 78;7 ans ( $M = 27$  ans ;  $ET = 15$ ) qui comprend 70 hommes et 181 femmes.

Nos sujets se répartissent selon les tranches d'âge suivantes : 73, 1% d'entre eux sont âgés de 18 à 39 ans, 21,7% sont âgés de 40 à 59 ans, 4,4% sont âgés de 60 à 74 ans et 0,80% ont 75 ans et plus.

### **2.2 Matériel**

Le Questionnaire de Défaillances Cognitives Quotidiennes (QDCQ), est une échelle auto-évaluative de Lickert en quatre points (ne me concerne pas, 3 à 4 fois par semaine, 1 à 2 fois par mois, 1 à 2 fois par an) constituée de cinquante-quatre items qui évaluent la fréquence à laquelle le sujet a pu rencontrer ces défaillances au cours des six derniers mois. Notre système de cotation attribue 3 points au niveau « 3 à 4 fois par semaine », 2 points au niveau « 1 à 2 fois par semaine » et 1 point pour « 1 à 2 fois par an ». En revanche, pour ce qui est du niveau « ne me concerne », la valeur 0 lui est associée, ce qui implique que les items répondant d'une telle évaluation n'influent pas sur le calcul du score total de défaillances, obtenu par la somme de toutes les valeurs de chaque item. Il offre ainsi au sujet une alternative de réponse « plus juste » dans la mesure où il n'est pas contraint d'évaluer en termes de fréquence un événement ou une situation qui ne lui correspond pas.



### **3. Résultats**

La présentation de nos résultats s'organise en trois parties : la première, qui rend compte de l'analyse des items selon des indicateurs de normalité, de difficulté et de discrimination ; la seconde qui propose un niveau d'analyse plus général celui des échelles; et enfin la dernière qui procède à la réduction des variables observées engagées dans les modélisations par un regroupement des items en facettes avant de comparer l'adéquation des deux structures factorielles envisagées conceptuellement aux données.

L'ensemble des traitements statistiques a été réalisé avec le logiciel R 2.13 et les divers modules qui lui sont associés en ce qui concerne la partie descriptive des résultats alors que les Analyses Factorielles Confirmatoires ont été réalisées au moyen du Logiciel Amos 20.

#### **3.1 Analyse des items**

L'analyse des items est une procédure qui vise à identifier les items qui ne sont pas en adéquation avec les autres et qui viennent par conséquent amoindrir la puissance de l'évaluation. Ce processus de sélection permet donc de réduire le nombre d'items du questionnaire. Il est ici mis en œuvre au moyen d'un test de normalité (pré-requis des AFC) puis du calcul des indices de difficulté et de discrimination (Laveault & Grégoire, 2004).

##### **3.1.1 Test de Normalité**

Nous nous sommes appuyés sur les coefficients d'asymétrie (*Skewness*) et d'aplatissement (*Kurtosis*), et avons choisi de retenir les normes définies par Kline (1998) qui retient la valeur absolue de 3 pour les deux coefficients.

Ainsi, nos résultats montrent que 88,7 % des items du QDCQ peuvent être considérés comme relevant de la loi normale puisqu'ils ont des valeurs comprises entre -0,03 et 0,57 pour l'asymétrie et entre -1,41 et 0,36 pour l'aplatissement. Nous avons alors retiré pour les prochaines analyses les six items (7, 15, 31, 38, 41 et 53) qui ne répondent pas à ces critères.

### 3.1.2 Indice de difficulté

L'indice de difficulté, noté  $p$ , est le premier indice important lorsque l'on souhaite affiner une évaluation. Il correspond à la proportion de sujets qui ont réussi l'item dans le cas d'items dichotomiques. Il varie de 0 à 1, en précisant que plus les valeurs sont proches de 1, plus le nombre de sujets ayant répondu correctement est important. Bien que cet indice renseigne sur l'ampleur de la réussite de l'item, il est aussi intéressant de regarder sa variance qui informe quant à elle sur la dispersion de cette réussite. Aussi, nous pouvons la calculer en utilisant la formule simplifiée, appliquée dans le cas des items dichotomiques, qui renvoie au produit de la proportion  $p$  de sujets ayant réussi l'item par la proportion  $q$  de sujets ayant échoués avec  $q=1-p$ .

Dans notre étude, la notion de difficulté des items en tant que telle n'est pas pertinente puisqu'il s'agit pour le sujet d'évaluer la fréquence d'apparition des défaillances cognitives dans leurs activités quotidiennes. Aussi, aucune « bonne réponse » n'est attendue. En revanche, il nous semble approprié d'utiliser cet indice si l'on considère que répondre correctement signifie évaluer de manière fréquentielle la défaillance. Ceci implique donc que cet indice rend compte ici de la difficulté du sujet à s'identifier à la situation évoquée par l'item.

Aussi, nous avons procédé à une nouvelle cotation des réponses en accordant un point pour les niveaux de réponse « 3 à 4 fois par semaine », « 1 à 2 fois par mois », « 1 à 2 fois par an » et 0 point pour le niveau « ne me concerne pas ».

Nos résultats montrent qu'en moyenne les sujets s'identifient facilement aux situations proposées par nos items ( $p=0,83$ ) sachant que les valeurs sont comprises entre 0,60 et 0,99. De plus, on remarque que la dispersion moyenne est relativement faible ( $s^2= 0,13$  ;  $\text{Min}=0,01$  ;  $\text{Max}= 0,24$ ) ce qui, indique que le questionnaire remplit les conditions nécessaires pour qu'un sujet tout-venant aborde aisément les items du QDCQ.

### 3.1.3 Indice de discrimination

L'indice de discrimination D (Findley, 1956) permet de distinguer les sujets qui ont les scores les plus élevés de ceux qui ont les scores les plus faibles de l'échantillon en calculant la différence entre l'indice de difficulté des items pour le groupe « fort » (p+) et celui du groupe « faible » (p-). Sa formule de calcul est donc la suivante :

$$D = p+ - p-$$

Là encore, dans notre étude, il convient de préciser que cet indice D est utile afin de distinguer les personnes qui sont les plus sujettes aux défaillances quotidiennes dans leurs activités quotidiennes (groupe dit « fort ») de celles qui le sont le moins (groupe dit « faible »).

Afin de constituer nos deux groupes, nous avons choisi de suivre les recommandations de Kelley (1939) qui préconise de prendre la valeur seuil de 27% de l'échantillon. Aussi, nous avons retenu pour chaque item les 68 scores les plus élevés et les 68 scores les plus faibles.

Les résultats montrent que tous les items ont des valeurs D positives variant entre 0,03 et 0,69. Cependant, selon les critères préconisés par Ebel (1965), environ 21% de nos items ne sont pas discriminants ( $D < 0,10$ ) et 30% le sont peu ( $D < 0,30$ ). Ceci implique qu'ils ne permettent pas (ou peu) de distinguer les personnes qui sont les plus sujettes aux défaillances cognitives dans leur vie quotidienne de celles qui le sont peu.

Ainsi, devant la faiblesse des coefficients de discrimination, nous avons procédé au retrait des dix items (1, 4, 14, 17, 23, 24, 29, 40, 44 et 54) concernés. En revanche, en ce qui concerne les quatorze items dont le pouvoir discriminatif était plutôt faible, nous n'avons procédé qu'au retrait de ceux dont le coefficient D est inférieur à 0,26 -c'est-à-dire les items 3, 5, 6, 13, 25, 32, 37 et 42- estimant qu'ils n'étaient pas suffisant pour être conservés pour la suite des analyses.

### **3.1.4 Conclusion**

A la suite de ces premiers résultats qui affectent sa validation de structure, notre questionnaire (QDCQ<sub>54</sub>) ne comporte plus que 30 items (QDCQ<sub>30</sub>). Selon notre modèle conceptuel l'échelle d'attention compte 13 items, celle de langage 4 items, celle de mémoire 9 items, et celle de perception 4 items ce qui renvoie à une structure relativement déséquilibrée et qui demande donc d'être homogénéisée.

Aussi, notre stratégie de réduction du nombre d'items apparaît dès lors comme inévitable afin de répondre à la volonté de disposer d'un nombre optimal d'items pour un questionnaire auto-administré. Pour ce faire, nous proposons de poursuivre nos analyses en nous centrant sur le niveau des échelles (DeVellis, 2003).

### **3.2 Analyse des échelles**

Notre pré questionnaire ne compte plus que trente items, QDCQ<sub>30</sub>. Les analyses descriptives montrent que l'ensemble des échelles répond au critère de normalité et que les coefficients de corrélations moyens entre un item et son échelle d'appartenance sont modérés et s'inscrivent dans un intervalle allant de 0,21 à 0,27.

La matrice de corrélations (Tableau 1) montre que les échelles entretiennent des corrélations significatives ( $p > 0,05$ ) d'ampleur plutôt fortes ( $r_{moy} = 0,58$ ).

Mettre Tableau 1

L'étude des différents résultats de cette analyse des échelles nous conduisent donc à questionner la structure même de notre questionnaire au moyen des Analyses Factorielles Confirmatoires (AFC) puisque notre modèle conceptuel repose sur un construit de Défaillances Cognitives Quotidiennes évalué par six dimensions différentes alors que les données tendent déjà à favoriser une structure plus unitaire.

### **3.3 Les Analyses Factorielles Confirmatoires (AFC)**

#### **3.3.1 Regroupement des items en facettes**

Une première étape des AFC consiste à réduire le nombre d'items de chacun des quatre ensembles identifiés et envisagés dans notre modèle conceptuel, en vue d'obtenir une mesure plus économique et plus homogène des dimensions. Sur la base de l'analyse minutieuse de la table d'intercorrélations entre les items à l'intérieur de chacune des échelles, nous avons créé des facettes (Gomez & al., 2003). Il s'agit de regrouper les items afin d'obtenir une autre mesure de la performance permettant ainsi de définir les variables observées sous la forme d'un score moyen à la place du score individuel obtenu à chaque item.

Cette méthode présente l'avantage de répondre aux problèmes posés par les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement assez élevés de certains items qui contrarient l'hypothèse de normalité multivariée nécessaire pour l'utilisation des Analyses Factorielles Confirmatoires. Elle permet également de diminuer la part de l'erreur de variance de chaque item qui recouvre d'autres composants indépendants de la variance. Par ailleurs, elle implique la réduction du nombre de paramètres à estimer, ce qui impacte directement l'estimation des variables catégorielles en maintenant le nombre de sujets à un niveau raisonnable pour réaliser les analyses confirmatoires.

Ainsi, nous avons créé huit indicateurs, deux pour chacune des échelles concernées. Notons que les critères psychométriques de chaque indicateur relatif à une même échelle doivent répondre à l'exigence de similarité des valeurs.

Les résultats montrent que les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement des parcelles répondent largement aux valeurs seuil ( $|3|$ ) définies par Kline (1998) ce qui implique que toutes les parcelles se distribuent normalement dans la mesure où chaque coefficient tend vers la valeur 0.

L'analyse corrélationnelle (tableau 2) montre que toutes les parcelles entretiennent entre elles de corrélations positives d'amplitude modérée à élevée ( $r$  compris entre 0,21 et

0,61;  $p > 0,01$ ) exceptée la parcelle P<sub>2</sub> de l'échelle de « perception » qui entretient une corrélation faible avec la parcelle L<sub>1</sub> de l'échelle de « langage » ( $r = 0,19$ ,  $p < 0,01$ ).

Mettre Tableau 2

### 3.3.2 Application des Analyses Factorielles Confirmatoires

Au regard de la matrice corrélationnelle présentée précédemment (tableau 2), et dans un souci d'identifier le meilleur modèle possible, nous avons choisi de tester et de comparer les trois modèles suivants dérivés de notre modèle conceptuel au moyen d'une analyse factorielle confirmatoire.

Chaque modèle comprend des variables latentes –« Défaillances Cognitives », ou « Langage », « Attention » « Perception » et « Mémoire »- et les huit variables observées citées précédemment qui ont été construites à partir du regroupement des items en facettes (A<sub>1</sub>, A<sub>2</sub>, L<sub>1</sub>, L<sub>2</sub>, M<sub>1</sub>, M<sub>2</sub>, P<sub>1</sub> et P<sub>2</sub>)

Le premier modèle (figure 1) comprend quatre facteurs obliques, qui sont chacun reliés à leurs deux variables observées correspondantes tandis que le second modèle, qui comprend les mêmes variables observées, envisage un seul facteur général de Défaillances Cognitives dans la mesure où les analyses antérieures concernant les échelles nous ont amenées à considérer cette organisation avec intérêt.

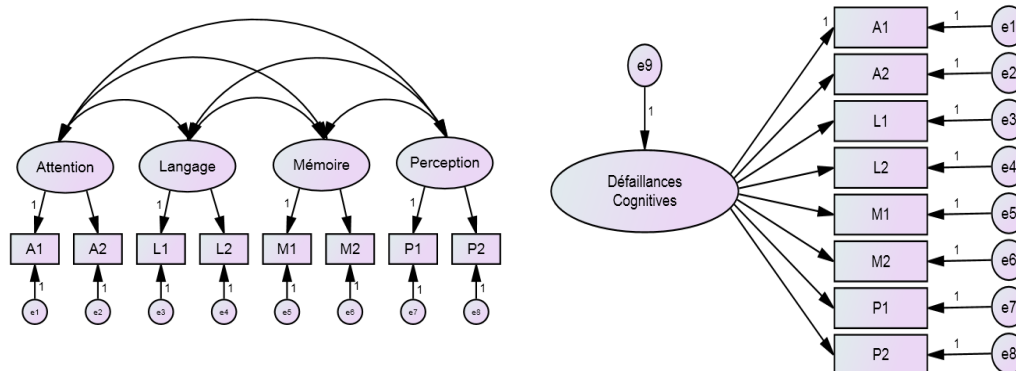


Figure 1 : Modélisations des deux modèles supposés rendre compte du construit de DCQ : à gauche le modèle A composé de quatre facteurs obliques et à droite, le modèle B, composé d'un facteur général.

Chaque modèle a été apprécié au regard des différents indicateurs présentés précédemment, dont les valeurs sont résumées dans le tableau ci après (tableau 3). Les résultats montrent assez nettement que le modèle qui s'ajuste le mieux à nos données est le modèle B constitué d'un facteur général de DCQ. En effet, ce modèle présente le  $\chi^2$  significatif le plus faible ( $\chi^2=52,08$ , ddl=20 ;  $p<,000$ ) avec un  $\chi^2$  normé d'une valeur de 2,6 ce qui répond aux normes définies par Hu et Bentler (1998). L'erreur d'approximation (RMSEA) est de 0,09, ce qui reste dans la limite d'un bon ajustement du modèle et implique qu'il peut être amélioré. Les indices incrémentaux (NFI et CFI) répondent également à un bon ajustement.

### Mettre Tableau 3

Ainsi, les résultats, présentés sous une forme graphique, nous renseignent sur les poids factoriels – valeurs indiquées sur les flèches reliant le facteur DCQ et les variables observées (facettes) - qui traduisent les influences relatives du facteur DCQ sur les variables observées. Les facettes présentent un coefficient de saturation moyen de 0,67 dans le facteur de Défaillances Cognitives (de 0,48 à 0,78 ;  $p<,001$ ) sachant que celles relatives à l'échelle d'attention ( $A_1$  et  $A_2$ ) sont celles qui ont les poids les plus élevés (respectivement à 0,77 et 0,78).

En ce qui concerne les valeurs indiquées sur les flèches reliant les variables latentes  $e_x$ , - erreurs de mesure ou « *unique factor* », - et les variables observées, elles renvoient directement au pourcentage de variance de la variable observée qui est expliquée par la variable latente, lorsque les analyses ont été réalisées à l'aide d'AMOS. Rappelons tout de même que « l'erreur de mesure » notée  $e_x$  engage deux types de variance : l'une relative à la spécificité de tâche utilisée et l'autre plus directement lié à la mesure en elle-même.

Aussi, nous pouvons remarquer que les facettes  $L_1$  et  $P_1$  sont celles qui sont le mieux expliquées par le facteur DCQ sachant que les autres facettes ont une erreur de mesure non

négligeable (40% à 62%) comparativement aux autres (23% à 26%). Ceci est probablement lié au fait que les facettes constituent des mesures relevant d'une certaine impureté (Friedman & al., 2004) comme il est souvent le cas lorsque l'on traite du système exécutif (Hughes, 2002).

**Figure 2 : Résultats de l'AFC selon un modèle unifactoriel de la structure du QDCQ**

#### **4. Discussion Générale**

Comme nous l'avons défini précédemment, les DCQ traduisent des incapacités ponctuelles que rencontre un sujet lors d'une activité qu'il n'a habituellement aucune difficulté à réaliser correctement. Bien qu'il arrive fréquemment, que nous soyons l'objet de telles défaillances, il n'existe que peu d'études qui se soient intéressées à leur origine ou à leur place au sein de la cognition humaine.

En effet, les DCQ souffrent d'une méconnaissance tant sur le plan conceptuel que sur le plan de l'évaluation dans la mesure où dans la littérature spécifique comme dans la pratique clinique, elles sont souvent appréhendées dans le cadre des dysfonctionnements du système exécutif, principalement lorsqu'elles se produisent suite à des lésions cérébrales (lobes frontaux et préfrontaux). Or, il nous arrive très souvent de les commettre sans pour autant qu'elles soient les signes d'une pathologie particulière mais tout simplement liées à des faiblesses d'origine interne (faim, vigilance...) ou externe (stress, complexité de la tâche...).



Cependant, leur fréquence anormalement élevée pourrait être interprétée comme un déficit d'efficacité du système exécutif. C'est pourquoi, la question de la nature de ces dysfonctionnements et de leur lien avec les fonctions exécutives est au cœur de cet article. Aussi, notre double objectif est donc de proposer un nouvel outil d'évaluation des DCQ tout en cherchant à mieux appréhender le construit qui les sous-tend.

Cette étude, qui concerne un échantillon de sujets tout venant, s'est attachée à appliquer les étapes de validation de structure afin d'appréhender la meilleure organisation factorielle des items et ainsi augmenter la puissance de l'évaluation. Après avoir procédé à une analyse classique des items (test de normalité, indice de difficulté et de discrimination), toujours avec la volonté de ne conserver que les plus pertinents, les AFC ont révélé que la structure qui s'ajuste le mieux aux données est une structure en facteur général.

Ceci nous conforte donc dans l'idée que non seulement les DCQ présentent un intérêt majeur dans l'évaluation et la compréhension des dysfonctionnements exécutifs mais aussi qu'elles amènent à questionner leur place et leur rôle dans un cadre de dépistage précoce de certaines maladies neurodégénératives et/ou liées au vieillissement cognitif normal.

Bien que le modèle identifié dans cette recherche reste cohérent avec l'ensemble de la littérature concernant ce construit (Broadbent & coll, 1982 ; Wallace, 2002), il permet de privilégier l'hypothèse selon laquelle ces défaillances résulteraient d'une perturbation ponctuelle ou momentanée de la mise en œuvre de processus exécutifs, qu'il reste à définir, nécessaire à l'accomplissement des activités quotidiennes quel que soit les grandes fonctions cognitives concernées.

Le QDCQ présente donc un intérêt dans le champ de la psychopathologie quotidienne puisque bon nombre de patients présente des DCQ et souffre de leur retentissement sur leur qualité de vie comme dans la schizophrénie où les DCQ impactent les habilités sociales ou encore dans la dépression où une altération générale du fonctionnement cognitif et émotionnel est rapportée.

En ce qui concerne le second objectif de ce travail, à savoir la construction d'un questionnaire, nous avons souhaité rassembler un ensemble de connaissances sur les méthodologies classiquement employées et celles qui gagneraient à être développées comme le soulignent Mallet et Vrignaud (2000) qui regrettent un manque d'étude en langue francophone portant sur la validation d'instruments psychométriques à partir de l'utilisation de modèles structuraux.

Notre recherche montre que, si les opérations de validation de construit et d'élaboration d'un outil de mesure doivent être soigneusement associées, elles peuvent également être contradictoires dans la mesure où la construction d'un outil robuste amène à supprimer de façon itérative des items et donc à se mettre dans une posture délicate au regard de la validation de construit, très exigeante en termes d'observables. Or, un nombre plus grand d'items et de sujets impactent directement les contraintes pratiques de passation – i.e. temps de passation plus élevé influant sur la motivation du sujet et/ou sur l'effet de fatigue chez le sujet.

Ce choix en faveur de la nécessité de disposer d'un « bon » outil d'évaluation reposant sur la maîtrise des différentes étapes de validation s'appuie sur le constat qu'en psychologie clinique ou bien en neuropsychologie, le clinicien dispose régulièrement d'outils qui sont peu adaptés à sa pratique en ce qu'ils se révèlent trop longs, trop complexes ou encore trop coûteux. En effet, dans bien des cas, il s'agit d'outils qui ont été développés dans le cadre d'un protocole de recherche et qui ne répondent pas aux mêmes contraintes que celles rencontrées en clinique. De plus, on leur reproche souvent un manque de validité écologique en ce qu'ils ne rendent pas toujours compte de situations quotidiennes qui sont par ailleurs les meilleures conditions d'apparition de certains comportements.

## 5. Conclusion

Il convient de rappeler que la validation d'un questionnaire s'inscrit dans une démarche comprenant une série de procédures qui s'effectue sur plusieurs années. Ceci implique que le QDCQ, bien qu'il soit déjà satisfaisant à la suite de ce travail, est un outil dont il reste désormais à éprouver les autres formes de validité telle que sa validation en référence à un critère externe en confrontant les données obtenues au QDCQ à celles issues d'autres outils d'évaluation tels que le CFQ en ce qui concerne les DCQ ou encore le DEX , questionnaire évaluant les Dysfonctionnements exécutifs.

Il doit également être testé auprès d'échantillons cliniques dans le but qu'il puisse non seulement être un outil d'évaluation utile au psychologue clinicien, grâce à son pouvoir discriminatif entre les comportements normaux – relatifs à un simple état de fatigue par exemple - versus pathologiques – signes précurseurs d'une pathologie neurodégénérative- mais aussi être une source d'information robuste permettant leur conceptualisation et une spécification du construit de DCQ.

## 6. Références Bibliographiques

- Alloway, T. P. (2009). Working memory, but not IQ, predicts subsequent learning in children with learning difficulties. *European Journal of Psychological Assessment*, 25(2), 92-98.
- Anderson, M. C. (2003). Rethinking interference theory: Executive control and the mechanisms of forgetting. *Journal of memory and language* 49(4), 415-445.
- Barkley, R. A. (1997). Behavioral inhibition, sustained attention, and executive functions: Constructing a unifying theory of ADHD. *Psychological Bulletin*, 121(1), 65-94.

- Broadbent, D. E. (1984). Modules in models of memory (Vol. 7, pp. 86-94): Cambridge Journals Online.
- Broadbent, D. E., Cooper, P. F., FitzGerald, P., & Parkes, K. R. (1982). The Cognitive Failures Questionnaire (CFQ) and its correlates. *British Journal of Clinical Psychology*, 21(1), 1-16.
- Carré, J. & Vom Hofe, A. (2009). *Etude de la validation de contenu d'un questionnaire relatif aux défaillances cognitives quotidiennes (QDCQ)*. Communication présentée au congrès de la SFP: « Psychologie et enjeux de société », Université Toulouse 2 – Le Mirail, 17-19 juin 2009.
- Catale, C. & Meulemans, T. (2009). The Real Animal Size test (RAST): A new measure of inhibitory control for young children. *European Journal of Psychological Assessment*, 25(2), 83-91.
- DeVellis, R. F. (2003). *Scale development: Theory and applications*. (2nd edn.). Sage Publications, Newbury Park, CA.
- Ebel, R. L. (1965). *Measuring educational achievement*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Efklides, A. & Sideridis, G.D. (2009). Assessing cognitive failures. *European Journal of Psychological Assessment*, 25(2), 69-72.
- Findley, W. G. (1956). A rationale for evaluation of item discrimination statistics, *Educational and Psychological Measurement*, 16, 175-180.
- Freud S. (1901) *Psychopathologie de la vie quotidienne*. Paris, Ed. Petite bibliothèque Payot.

- Friedman, N. P., & Miyake, A. (2004). The Relations Among Inhibition and Interference Control Functions: A Latent-Variable Analysis. *Journal of Experimental Psychology: General*, 133(1), 101-135.
- Goldhammer, F., Moosbrugger, H. & Krawietz, S.A. (2009). FACT-2 - The Frankfurt Adaptative Concentration test: convergent validity with self-report Cognitives failures. *European Journal of Psychological Assessment*, 25(2), 73-82.
- Gomez, R., Burns, G. L., Walsh, J. A., & de Moura, A. (2003). A multi-trait–multisource confirmatory factor analytic approach to the construct validity of ADHD rating scales. *Psychological Assessment*, 15, 3–16.
- Hu, L.T., & Bentler, P.M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424 – 453.
- Hughes, C. & Graham, A. (2002). Measuring Executive Functions in Childhood: Problems and Solutions? *Child & Adolescent Mental Health*, 7(3), 131-142.
- Kelley, T. L. (1939). The selection of upper and lower groups for the validation of test items. *Journal of Educational Psychology*, 30, 17–24.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Klumb, P. L. (1995). Cognitive failures and performance differences: Validation studies of a German version of the Cognitive Failures Questionnaire. *Ergonomics*, 38, 1456-1467.
- Koriat, A. (2000). The feeling of knowing : Some metatheoretical implications for consciousness and control. *Consciousness and cognition*, 9(2), 149-171.

- Larson, G. E., Alderton, D. L., Neideffer, M. & Underhill, E. (1997). Further evidence on dimensionality and correlates of the Cognitive Failures Questionnaire. *British Journal of Psychology*, 88, 29-38.
- Laveault, D., & Grégoire, J. (1997, 2e éd. 2002). *Introduction aux théories des tests en psychologie et en sciences de l'éducation*. Bruxelles : De Boeck Université.
- Mallet, P., & Vrignaud, P. (2000). Une évaluation de la relation amicale dyadique pour les préadolescents et les adolescents. *Psychologie et Psychométrie*, 21, 5-32.
- Manly, T., Robertson, I. H., Galloway, M., & Hawkins, K. (1999). The absent mind:: further investigations of sustained attention to response. *Neuropsychologia*, 37(6), 661-670.
- Matthews, G., Coyle, K., & Craig, A. (1990). Multiple factors of cognitive failure and their relationships with stress vulnerability. *Journal of psychopathology and behavioral assessment*, 12(1), 49-65.
- Meiran, N., Israeli, A., Levi, H., & Grafi, R. (1994). Individual differences in self reported cognitive failures: The attention hypothesis revisited. *Personality and Individual Differences*, 17(6), 727-739.
- Moraitou, D., & Efklides, A. (2009). The Blank in the Mind Questionnaire (BIMQ). *European Journal of Psychological Assessment*, 25(2), 115-122.
- Norman, D. A. (1981). Categorization of action slips. *Psychological Review*, 88(1), pp. 1-15.
- Pennington, B. F., & Ozonoff, S. (1996). Executive functions and developmental psychopathology. *Journal of child psychology and psychiatry and allied disciplines*, 37(1), 51-87.

- Pollina, L. K., Greene, A. L., Tunick, R. H., & Puckett, J. M. (1992). Dimensions of everyday memory in young adulthood. *British Journal of Psychology*, 83(3), 305-321.
- Rasmussen J. (1987). The definition of human error and a taxonomy for technical system design. In: Rasmussen J, Duncan K, Leplat J, (eds.) *New technology and human error*. (pp. 1185–1200). Chichester [UK]: Wiley.
- Reason, J. T, & Mycielska, K. (1982). *Absent-minded?* Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Reason, J. T. (1984). Lapses of attention in everyday life. In R. Parasuraman & D. R. Davies (Eds.), *Varieties of attention* (pp. 515-549). San Diego, CA: Academic Press.
- Robertson, I. H., Manly, T., Andrade, J., Baddeley, B. T. & Yiend, J. (1997). 'Oops!': performance correlates of everyday attentional failures in traumatic brain injured and normal subjects.. *Neuropsychologia*, 35, 747-758.
- Schwartz, B. L. (2006). Tip-of-the-tongue states as metacognition. *Metacognition & Learning*, 1, 149-158.
- Sideridis, G.D. (2009). Assessing cognitive interference: Using the emotionnal stroop task in students with and without attention problems. *European Journal of Psychological Assessment*, 25(2), 99-106.
- Vom Hofe, A., Mainemarre, G., & Vannier, L.C. (1998). Sensivity to everyday cognitive failures and cognitive inhibition : are they related ?. *European Review of Applied Psychology*, 48(1), 49-56.
- Wallace, J. C. (2004). Confirmatory factor analysis of the cognitive failures questionnaire: evidence for dimensionality and construct validity. *Personality & Individual Differences*, 37(2), 307-324.
- Wallace, J. C., Kass, S. J., & Stanny, C. J. (2002). The Cognitive Failures Questionnaire Revisited: Dimensions and Correlates. *Journal of General Psychology*, 129(3), 238.

Wallace, J. C.; Vodanovich, S. J. (2003). Workplace safety performance: Conscientiousness, cognitive failure, and their interaction. *Journal of Occupational Health Psychology*, 8(4), 316-327.

Wright, D. B., & Osborne, J. E. (2005). Dissociation, cognitive failures, and working memory. *The American journal of psychology*, 118(1), 103-113.

Zapf, D., Brodbeck, F.C., & Prumper, J . (1989) . Handlungsorientierte Fehlertaxonomie in der MenschComputer Interaktion . *Zeitschnft fürArbeits- an d Organisationspsychologie*, 33(4), 178-187.



**Tableau 1 : Matrice corrélacionnelle entre les échelles du QDCQ<sub>30</sub>**

	<b>Attention</b>	<b>Langage</b>	<b>Mémoire</b>	<b>Perception</b>
<b>Attention</b>	1			
<b>Langage</b>	0,57*	1		
<b>Mémoire</b>	0,71*	0,56*	1	
<b>Perception</b>	0,67*	0,43*	0,51*	1

Note : \*  $p > 0,05$

**Tableau 2 : Matrice corrélacionnelle entre les parcelles des échelles.**

	<i>A<sub>1</sub></i>	<i>A<sub>2</sub></i>	<i>L<sub>1</sub></i>	<i>L<sub>2</sub></i>	<i>M<sub>1</sub></i>	<i>M<sub>2</sub></i>	<i>P<sub>1</sub></i>	<i>P<sub>2</sub></i>
<i>A<sub>1</sub></i>	1,00							
<i>A<sub>2</sub></i>	0,58*	1,00						
<i>L<sub>1</sub></i>	0,31*	0,39*	1,00					
<i>L<sub>2</sub></i>	0,45*	0,53*	0,37*	1,00				
<i>M<sub>1</sub></i>	0,61*	0,57*	0,44*	0,44*	1,00			
<i>M<sub>2</sub></i>	0,51*	0,55*	0,39*	0,40*	0,59*	1,00		
<i>P<sub>1</sub></i>	0,57*	0,58*	0,21*	0,49*	0,50*	0,44*	1,00	
<i>P<sub>2</sub></i>	0,46*	0,40*	0,19*	0,32*	0,35*	0,26*	0,42*	1,00

Note : \*  $p > 0,01$

Parcelles relatives à l'échelle d'Attention *A<sub>1</sub>* et *A<sub>2</sub>*, Parcelles relatives à l'échelle de langage *L<sub>1</sub>* et *L<sub>2</sub>*,

Parcelles relatives à l'échelle de Mémoire *M<sub>1</sub>* et *M<sub>2</sub>*, Parcelles relatives à l'échelle de Perception *P<sub>1</sub>* et *P<sub>2</sub>*.

**Tableau 3 : Indicateurs d'ajustement des différents modèles de mesure proposés.**

<i>Famille d'indices</i>	<i>Indices</i>	<i>Valeur seuil</i>	<i>1</i> (facteurs obliques)	<i>2</i> (Facteur général)
	$\chi^2$	La + petite possible	55,92	<b>43,65</b>
	Ddl		15	20
Indices absolus	p		<b>0,000</b>	<b>0,002</b>
	GFI	> 0,90	<b>0,92</b>	<b>0,93</b>
	AGFI	> 0,90	0,81	0,88

	RMR	La + petite possible	0,27	<b>0,13</b>
	PNI	La + petite possible	40,92	<b>23,65</b>
		< 0,05 satisfaisant		
	RMSEA	< 0,08 tolérable	0,14	0,09
		> 0,10 inacceptable		
Indices	NFI	> 0,90	0,88	<b>0,91</b>
incrémentaux	CFI	> 0,90	<b>0,91</b>	<b>0,95</b>
Indices de	AIC	La + petite possible	97,94	<b>75,65</b>
parcimonie	$\chi^2$ normé	la + petite possible (< 3 ou < 5)	<b>3,73</b>	<b>2,18</b>

**Note : En gras, sont indiquées les valeurs répondant aux critères de sélection des indices.**