

ÉTAT DES LIEUX SUR LES MESURES EN VARIABLES LATENTES : LE CAS DU SENTIMENT D'EMPLOYABILITÉ DES CADRES SÉNIORS DU SECTEUR PRIVÉ FRANÇAIS

Nadia Deacken, Franck Jaotombo

ESKA | « Revue internationale de psychosociologie et de gestion des comportements organisationnels »

2019/62 Vol. XXV | pages 53 à 82

ISSN 2262-8401

ISBN 9782747229906

Article disponible en ligne à l'adresse :

<https://www.cairn.info/revue-internationale-de-psychosociologie-de-gestion-des-comportements-organisationnels-2019-62-page-53.htm>

Distribution électronique Cairn.info pour ESKA.

© ESKA. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Etat des lieux sur les mesures en variables latentes : Le cas du sentiment d'employabilité des cadres seniors du secteur privé français

Nadia Deacken
Aix Marseille Université

Franck Jaotombo
Amalteya Marseille

Résumé :

Cet article fait le point sur l'évolution des différents modèles de mesure à variables latentes utilisés en Sciences de Gestion. On commence par rappeler les modèles traditionnels utilisés depuis les années 1980, puis on présente les avancées les plus récentes de cette dernière décennie, notamment la redécouverte des modèles bifactoriels et le développement des modèles en équations structurelles exploratoires (ESEM). Ces deux derniers modèles représentent une généralisation du modèle traditionnel d'analyse factorielle confirmatoire (ICM CFA) et démontrent à la fois un meilleur ajustement aux données et une meilleure validité de construit (convergente, discriminante, prédictive). Ces méthodes sont ensuite illustrées par l'opérationnalisation du construit de « sentiment d'employabilité ». Le modèle traditionnel de CFA s'avère significativement être moins ajusté aux données que les modèles ESEM et présente des qualités de validité et de fiabilité bien moindres. Le résultat final donne lieu à un modèle bifactoriel ESEM comportant un facteur général intégrateur de sentiment d'employabilité et dix facteurs spécifiques, lesquels prédisent qu'un cadre senior demandeur d'emploi a plus de chance de se sentir employable qu'un cadre senior actif, à l'exception des facteurs de sentiment d'efficacité professionnelle et de compétences. Quelques biais théoriques et empiriques du modèle de CFA traditionnel sont ensuite évoqués, puis des implications managériales et académiques indiquées pour de futures recherches.

Mots-clés :

Analyse factorielle confirmatoire, modèles bifactoriels, modèles d'équations structurelles exploratoires, sentiment d'employabilité, cadres seniors

1. INTRODUCTION

Différentes disciplines des Sciences de Gestion font couramment appel à de la modélisation en variables latentes, ne serait-ce que pour mesurer des concepts ou des construits qui vont être plus tard utilisés dans des modèles théoriques (régressions, médiations, modérations, équations structurelles, etc.). L'analyse factorielle confirmatoire (CFA) joue traditionnellement un rôle central dans la construction et la validation des échelles utilisées, en parti-

culier pour déterminer le modèle de mesure adéquat (Anderson & Gerbing, 1988 ; Fornell & Larcker, 1981a ; Hair & Black, Babin, & Anderson, 2010).

Dans la dernière décennie, plusieurs contributions majeures ont été apportées à la modélisation des variables latentes qui d'un côté soulignent les limites de la modélisation traditionnelle en CFA, et de l'autre en propose une généralisation pour laquelle les modèles traditionnelles (ICM CFA) ne sont que des cas particuliers (Asparouhov & Muthén, 2009 ; Morin et al., 2017 ; Reise, 2012). Cet article se propose de faire un point sur ces évolutions, et de fournir une illustration détaillée de ces récents développements à travers l'opérationnalisation du construit de « sentiment d'employabilité ».

2. ÉVOLUTION DES MODÈLES DE MESURES MULTIDIMENSIONNELLES À VARIABLES LATENTES

2.1. Le modèle de mesure traditionnel (ICM CFA)

ICM CFA (independent cluster model confirmatory factor analysis) représente le modèle de mesure classique dans lequel la variable latente (appelée facteur latent, ou tout simplement facteur) est supposée être la cause des variables manifestes observées. Pour un questionnaire, ces dernières sont typiquement les questions (items ou indicateurs) associées au facteur. La figure 1 ci-après illustre un modèle à un facteur et à trois items : le facteur (ici) est représenté par un ovale ; les items du questionnaire (ici) sont représentés par des rectangles. Elle résume la relation qu'il y a entre le facteur et les items où représentent les erreurs du modèle – c'est-à-dire la variance non expliquée par – et les contributions du facteur à chaque item (loadings).

Un modèle ainsi conçu pour mesurer un concept est également appelé un construit. Il existe un débat concernant la nature du lien entre concepts et construits (Borsboom, Mellenbergh, & Van Heerden, 2003 ; Schmittmann et al., 2013), mais pour les besoins de notre démarche, nous nous contenterons de considérer un construit comme une conception plus abstraite contenant un ou plusieurs concepts.

Le construit est donc latent (non manifeste) par nature, alors qu'un concept ne l'est pas nécessairement.

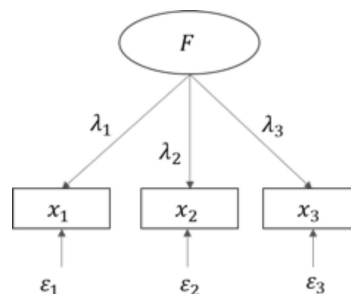


Figure 1. Modèle de mesure à 1 facteur et 3 items

Lorsque l'on s'intéresse aux relations entre différents construits, on peut les étudier au niveau empirique en utilisant leurs différents modèles de mesure à travers un réseau de rela-

tion dit « nomologique » modélisé en équations structurelles. Autrement dit, un modèle en équations structurelles est un ensemble de relations entre variables latentes.

Cependant, il arrive couramment en sciences de gestion que les construits qui nous intéressent comportent plusieurs dimensions ou concepts. Dans le cas qui nous intéresse par exemple, la théorie envisagée sur le sentiment d'employabilité regroupe plusieurs dimensions telles que la compétence, le sentiment d'efficacité professionnelle ou la connaissance de la réalité du marché. Le construit est alors considéré comme multidimensionnel.

2.2. Construits multidimensionnels en ICM CFA

Dans le modèle ICM CFA, il n'existe pas de lien explicite montrant que les différentes dimensions des concepts qui constituent le construit en question constituent effectivement un seul construit. Le lien qui les unit est principalement théorique (voir figure 2).

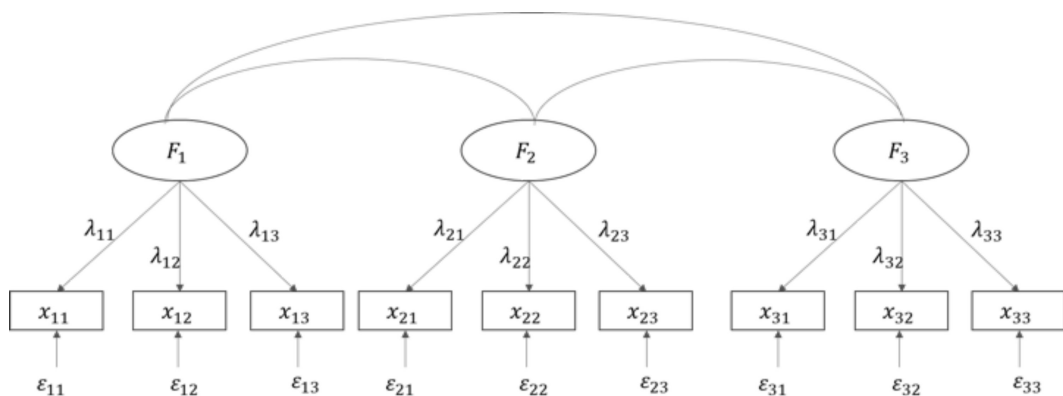


Figure 2. Modèle ICM-CFA Classique

Dans cette figure, les arcs de courbe représentent les covariances (ou corrélations lorsque les valeurs sont standardisées) qui existent entre les trois facteurs. Rien ne permet de dire à travers le modèle s'il s'agit de trois concepts différents ou bien de trois dimensions d'un même construit multidimensionnel. Seule la théorie permettrait de départager les deux possibilités.

3. VALIDATION DES CONSTRUITS MULTIDIMENSIONNELS

3.1. Ajustement des données

L'ensemble des valeurs des items obtenus de la collecte des données permet de constituer une matrice de covariance dite observée. Le but est d'estimer les différents paramètres (tels que les loadings et la variance des erreurs) de façon à ce que la matrice de covariance estimée à partir du modèle soit aussi proche que possible de la matrice de covariance observée. La différence entre la matrice observée et la matrice estimée constitue la matrice des résidus qui doit donc être aussi « petite » que possible. Lorsque le modèle possède un degré de liberté suffisant (c'est-à-dire identifié) cette proximité peut être mesurée par différents indices d'ajustements qui résument essentiellement les informations contenues dans la matrice des résidus (Kline, 2015). En l'occurrence nous retiendrons les critères suivants :

Tableau 1. Critères d'ajustement des modèles

Indices	χ^2	df	p-valeur	RMSEA	RMSEA 90% CI	CFI	TLI	SRMR
Bon ajustement	Minimum		$\geq 0,05$	$\leq 0,06$	[0,000 – 0,080]	$\geq 0,95$	$\geq 0,95$	$\leq 0,080$

Le critère grisé est rarement satisfait dès que le modèle est un peu complexe – on ne l'exige donc pas systématiquement.

Lorsqu'il s'agira de comparer les modèles, seront considérés comme mieux ajustés, ces modèles pour lesquels les CFI et les TLI sont les plus élevés et pour lesquels RMSEA et SRMR sont les plus faibles. Lorsque les modèles sont emboîtés – c'est-à-dire qu'on peut passer de l'un à l'autre en fixant des paramètres – on comparera principalement l'indice de CFI : un modèle est meilleur qu'un autre si le CFI est plus grand d'au moins 0,01. Sinon, on a recours aux critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (BIC et ABIC) : un modèle est mieux ajusté qu'un autre si les critères d'informations sont plus petits (Cheung & Rensvold, 2002 ; Wang & Wang, 2012).

3.2. Validité convergente

La validité convergente évalue à quel point différentes façons d'opérationnaliser le même construit convergent. Il y a plusieurs manières de procéder, lesquels dépendent des données à disposition, mais le critère principal consiste à vérifier que chaque facteur considéré explique plus de variance que les éléments non-expliqués (c'est-à-dire les erreurs du modèle).

Cette condition se résume pour chaque facteur à items par le critère suivant (Fornell et Larcker, 1981a ; Hair et al., 2010) :

$$AVE \geq 0,5$$

$$\text{où } AVE = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\lambda}_i^2}{p} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^p \text{var}(\hat{\epsilon}_i)}{p}$$

AVE (Average Variance Extracted), variance moyenne extraite standardisée

$\hat{\lambda}_i$: estimation du loading (standardisé) pour l'item *i*

$\hat{\epsilon}_i$: le résidu (= estimation de l'erreur) standardisé pour l'item *i*

Un critère de validité convergente consiste également à vérifier que des construits conceptuellement proches devraient être (fortement) corrélés, et notamment les différentes dimensions d'un construit multidimensionnel (Trochim, Donnelly, & Arora, 2015).

3.3. Validité discriminante ou divergente

Elle consiste à vérifier que des construits conceptuellement éloignés sont faiblement corrélés. Dans le cas de construit multidimensionnels, il s'agit de vérifier que la variance moyenne extraite (AVE) par les facteurs est plus importante que celle partagée entre les facteurs (Fornell & Larcker, 1981a ; Voorhees, Brady, Calantone, & Ramirez, 2016), ce qui revient au critère suivant :

$$\text{Pour tout facteur d'indice } i, j, k \text{ ou } j \neq k : \text{Min}(AVE_i) > \text{Max}(\text{cor}^2(F_j, F_k))$$

Dit autrement : la plus petite des variances moyenne extraites par chaque facteur du construit doit être supérieure ou égale à la plus grande des corrélations carrées entre les facteurs du construit.

Il existe une condition supplémentaire à la validité discriminante : c'est l'absence de contributions factorielles croisées (crossloadings). L'idée est qu'il n'existe qu'un seul facteur expliquant (causant) un item, et un seul. Cette condition est automatiquement satisfaite pour les modèles ICM CFA, mais nous verrons qu'en réalité elle peut être une source de problèmes...

3.4. Validité prédictive ou nomologique

La validité prédictive est un sous-ensemble de la validité de critère (Trochim et al., 2015). Elle évalue à quel point les construits prédisent effectivement (au niveau empirique) des relations qu'elles sont théoriquement censées prédire.

4. LES LIMITES DU MODELE ICM CFA

En se positionnant logiquement dans une posture post-positiviste, affirmer qu'un ensemble de concepts constitue effectivement un construit multidimensionnel unifié devrait pouvoir être justifié et démontré dans le modèle utilisé. Un argument théorique seul pour établir l'unité de ces concepts ne suffit pas. Si effectivement un construit est multidimensionnel alors on devrait être en mesure d'inclure *explicitement* une fonction intégrative de toutes ces dimensions. Il y a au moins deux façons de réaliser cela : la première, en supposant que les différents facteurs du modèle sont eux-mêmes expliqués par un autre facteur commun dit de second ordre ; la seconde, en supposant qu'il existe un autre facteur général expliquant chacun des items en plus des facteurs qui leur sont propres (ou spécifiques). On parle alors de modèle bifactoriel (Reise, 2012).

Au niveau empirique, il a été abondamment démontré depuis une bonne décennie (Asparouhov & Muthén, 2009 ; Marsh et al., 2009 ; Morin et al., 2017 ; Morin, Myers & Lee, 2018) que l'interdiction du recours aux crossloadings est une condition trop drastique qui engendre des biais dans l'estimation des paramètres du modèle (le crossloading ou contribution factorielle croisée suppose qu'un item peut être expliqué par plus d'un facteur). En particulier, elle engendre une inflation des corrélations entre les facteurs, entraînant ainsi beaucoup plus fréquemment que souhaité des problèmes de validité discriminante, nécessitant l'élimination d'items et donc l'appauvrissement des modèles de mesure.

De fait, les différents auteurs ci-dessus avancent de façon convaincante qu'il existerait au moins deux sources de variance dans les items du questionnaire qui ne seraient pas prises en compte par les modèles ICM CFA. La première viendrait des contributions factorielles croisées, la seconde d'un deuxième facteur sous-jacent global, c'est-à-dire le facteur général du modèle bifactoriel. Ces deux sources supplémentaires de variance peuvent être considérées séparément ou bien ensemble.

4.1. Réintégrer une première source de variance potentiellement omise : le modèle bifactoriel

La présence éventuelle d'un deuxième facteur causant simultanément la variance de tous les items d'un construit doit être sérieusement étudiée si on estime que les différents concepts

en considération sont réputés constituer un construit ou si théoriquement on estime qu'ils représentent les dimensions d'un concept intégrateur.

Bien qu'un facteur de second ordre soit l'option la plus familière au gestionnaire, cette éventualité n'est que de faible intérêt pour différentes raisons qui ont été développés extensivement par d'autres auteurs (Chen et al., 2012 ; Chen, West, & Sousa, 2006). La principale raison évoquée est la suivante : dans le modèle de second ordre, on ne peut pas étudier la relation entre les facteurs de premier ordre et d'éventuelles covariables (variables externes autres que les items). En effet, dans la mesure où le facteur de premier ordre devient un simple médiateur entre les items et le facteur de second ordre (figure 3), on ne peut étudier la relation du construit avec d'autres construits qu'à travers le facteur de second ordre. En prenant l'exemple du construit sur le sentiment d'employabilité, si on veut étudier le lien entre cette dernière et la situation professionnelle (ici la covariable), on ne pourrait étudier que le lien entre le facteur de second ordre représentant le sentiment d'employabilité et la situation professionnelle, mais on ne peut avoir aucune information sur le rôle spécifique que jouent les différentes dimensions du construit (telles que le sentiment d'efficacité personnelle, la compétence, les réseaux etc.) sur la situation professionnelle.

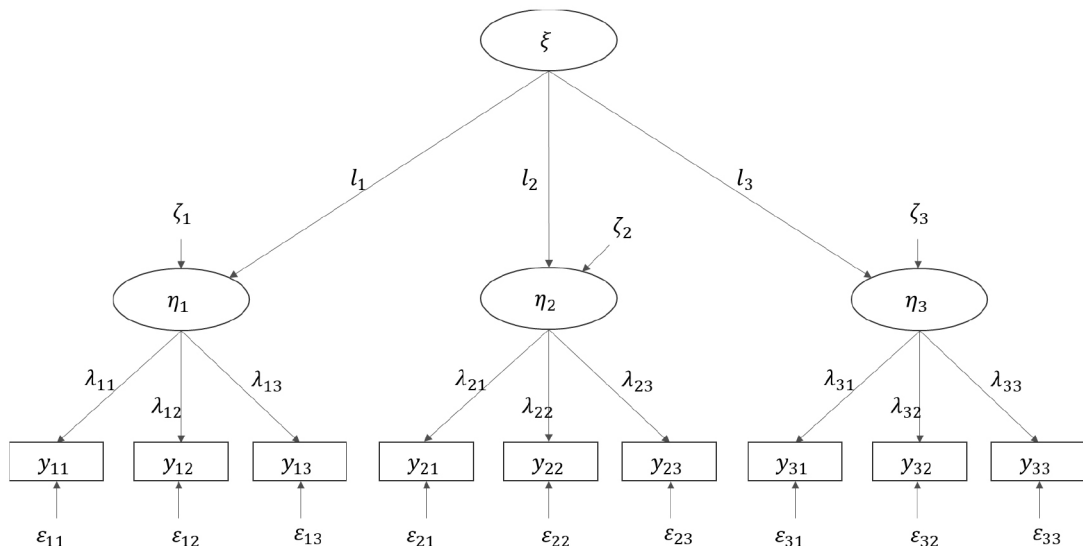


Figure 3. Modèle de second ordre ICM CFA

Ces inconvénients sont entièrement éliminés avec un modèle bifactoriel (figure 4) qui non seulement permet de capturer l'existence d'un facteur intégrateur – et donc d'une variance partagée par tous les items, justifiant ainsi clairement l'unité sous-jacente à la multidimensionnalité – mais elle permet aussi d'étudier la relation entre une éventuelle covariable (par exemple, la situation professionnelle) avec le facteur général (exemple : le sentiment d'employabilité) et chacune de ses dimensions (exemple : le sentiment d'efficacité professionnelle, la compétence, la connaissance des réalités du marché, etc.). D'autre part, le modèle bifactoriel présente également l'avantage d'avoir généralement un bien meilleur ajustement aux données que l'ICM CFA classique, y compris de second ordre. Ce résultat est logique dans la

mesure où il propose une source de variance supplémentaire autre que le facteur spécifique à chaque dimension du construit.

Afin de bien respecter la décomposition de la variance dans le modèle bifactoriel, on impose aux corrélations entre les facteurs dits spécifiques aux domaines et avec le facteur général (ou global) d'être nulles, de telle sorte que la variance expliquée par ne soit pas expliquée par les (et vice versa). La variance non expliquée, ni par le facteur général, ni par les facteurs spécifiques est regroupée dans les erreurs.

Pour reprendre notre exemple : le facteur général mesurerait le score de sentiment d'employabilité général, c'est-à-dire la variance partagée par tous les items du questionnaire tandis que le facteur mesurerait la compétence pure, qui ne soit pas partagée par les autres items des autres facteurs, le facteur mesurerait le sentiment d'efficacité professionnelle pur, distinct des items associés à tous les autres facteurs, et ainsi de suite...

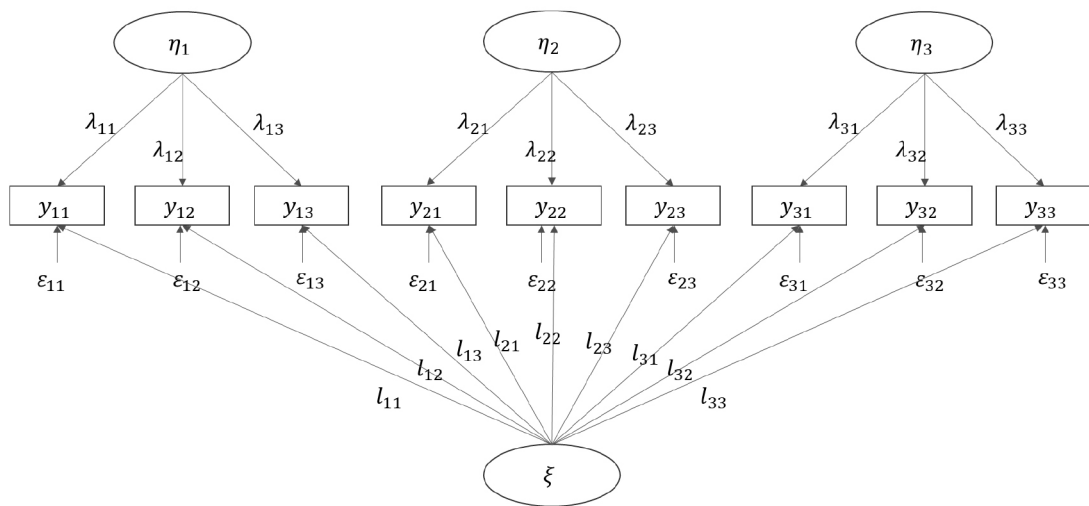


Figure 4. Modèle bifactoriel CFA orthogonal

4.2. Réintégrer une deuxième source de variance potentiellement omise : le modèle ESEM

ESEM (exploratory structural equation modeling), s'applique aussi bien au modèle simple de premier ordre (ESEM CFA) qu'au modèle bifactoriel (Bifactor ESEM ou Bi-ESEM). Nous nous intéresserons ici plus spécifiquement aux modèles dit « zero-target ESEM ». Ces modèles ESEM sont particulièrement pertinents pour les construits multidimensionnels dans le sens où on autorise que chaque facteur du construit puisse expliquer (ou causer) la variance dans chacun de tous les items du construit. L'idée d'une variance partagée par tous les items est donc bien présente dans le modèle. N'est-ce pas logique si on estime effectivement que ces différents facteurs participent d'une même réalité sous-jacente ? De plus, par hypothèse fondée sur la théorie, on considère pour chaque facteur que seuls certains items sont cibles (ou principales) alors que les autres sont secondaires, donc on impose à leur contribution (loadings) de tendre vers 0 (figures 5 et 6).

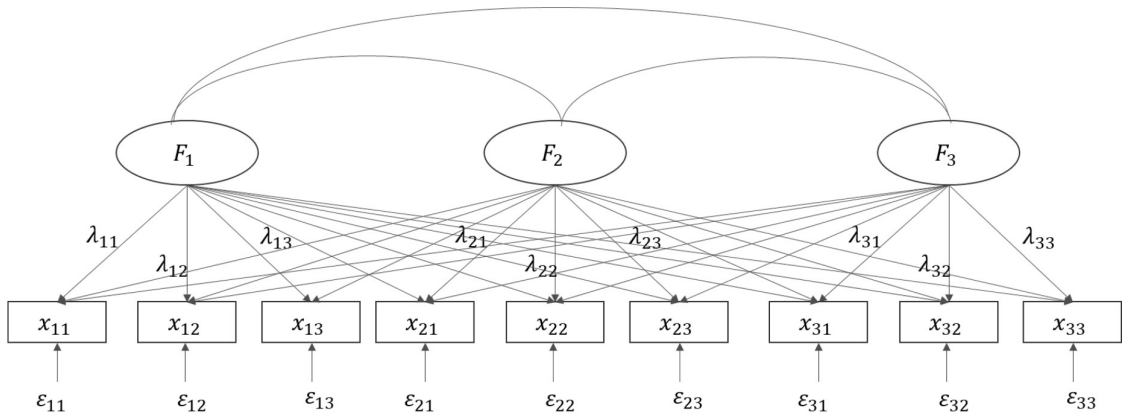


Figure 5. Modèle ESEM CFA à trois facteurs

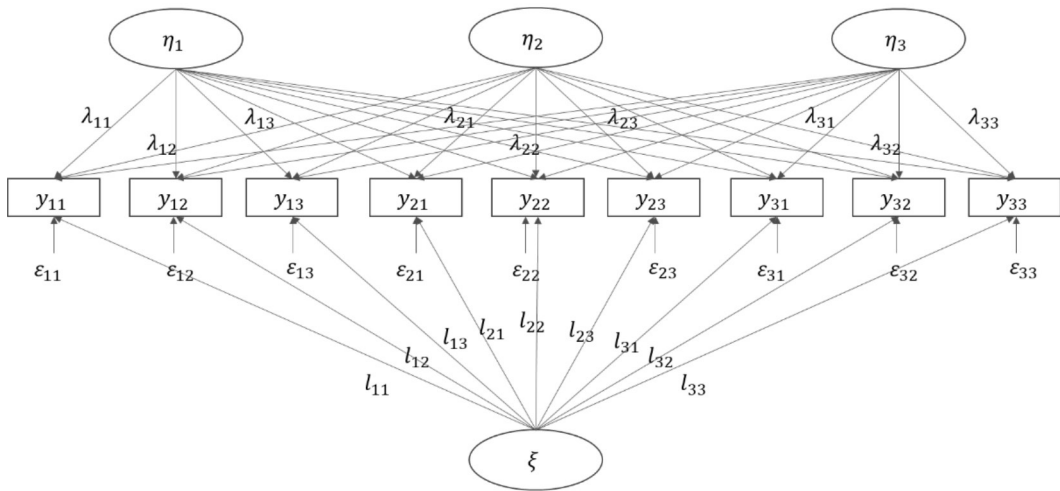


Figure 6. Modèle bifactoriel ESEM orthogonal

5. VALIDITE DE CONSTRUIT DES MODELES BIFACTORIEL ET ESEM

5.1. Validité convergente

Le critère de la variance moyenne extraite s'applique toujours. Le modèle doit toujours expliquer plus de variance par les facteurs que par les erreurs. Ainsi il suffit de vérifier pour les items du modèle que :

$$AVE \geq 0,5$$

$$\text{où } AVE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^p \text{var}(\hat{\varepsilon}_i)}{p}$$

AVE : Variance moyenne extraite standardisée

$var(\hat{\varepsilon}_i)$: Variance standardisée pour le résidu de l'item i

5.2. Fiabilité

La fiabilité mesure le ratio entre la part de variance due au score vrai et celle due au score total. Si la tradition est de le faire en utilisant l'alpha de Cronbach, le nombre croissant des critiques sur ce dernier nous invite à désormais privilégier l'omega de McDonald (McDonald, 1970; Morin et al., 2018; Sijtsma, 2009) que les gestionnaires connaissent déjà sous le nom de rho de Jöreskog ou *composite reliability* (CR) pour les modèles ICM CFA (Hair et al., 2010). Le omega présente néanmoins l'avantage d'être également bien défini pour les modèles bifactoriels (Reise, 2012 ; Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016) et c'est donc l'indice de fiabilité que nous allons conserver. En pratique, l'objectif est de viser un omega plus grand que 0,7 et aussi proche de 1 que possible. De façon générale, si les λ_i sont les loadings des facteurs et les autres sources de variances (erreurs) tous en unités standardisées, alors le omega de McDonald est donné par (Morin et al., 2018) :

$$\omega = \frac{(\sum_i |\lambda_i|)^2}{(\sum_i |\lambda_i|)^2 + \sum_i var(\varepsilon_i)}$$

5.3. Cas particulier du modèle bifactoriel

Dans ce cas les loadings sont de deux types : les λ_{iG} du facteur général (G) et les λ_{iS1} , λ_{iS2} des facteurs spécifiques $S1$, $S2$, etc. (Rodriguez et al., 2016). Il en résulte deux types de omega, le général :

$$\omega_G = \frac{(\sum_i |\lambda_{iG}|)^2 + (\sum_i |\lambda_{iS1}|)^2 + (\sum_i |\lambda_{iS2}|)^2 + \dots}{(\sum_i |\lambda_{iG}|)^2 + (\sum_i |\lambda_{iS1}|)^2 + (\sum_i |\lambda_{iS2}|)^2 + \dots + \sum_i var(\varepsilon_i)}$$

Et les spécifiques :

$$\omega_{S1} = \frac{(\sum_i |\lambda_{iG}|)^2 + (\sum_i |\lambda_{iS1}|)^2}{(\sum_i |\lambda_{iG}|)^2 + (\sum_i |\lambda_{iS1}|)^2 + \sum_i var(\varepsilon_i)}$$

$$\omega_{S2} = \frac{(\sum_i |\lambda_{iG}|)^2 + (\sum_i |\lambda_{iS2}|)^2}{(\sum_i |\lambda_{iG}|)^2 + (\sum_i |\lambda_{iS2}|)^2 + \sum_i var(\varepsilon_i)}$$

... etc.

5.4. Cas particulier des modèles ESEM

Il reste encore beaucoup de travaux à faire sur l'estimation des indices de fiabilité des modèles ESEM, néanmoins à ce jour, nous nous contentons d'appliquer exactement les mêmes formules que pour les modèles CFA classiques dans le sens où nous ne conservons

que les items cibles des facteurs pour le calcul et nous laissons de côté tous les items croisés (Morin et al., 2018).

Dans l'éventualité où une contribution croisée est plus importante qu'une contribution du facteur cible, deux cas sont à envisager : si le modèle est bifactoriel (Bi-ESEM) alors on examine si la contribution du facteur général n'est pas particulièrement forte. Si c'est le cas, cela signifie qu'en réalité l'item en question ne contribue qu'à la variance partagée entre les items, et non à une quelconque spécificité, mais on le conserve. Dans toute autre éventualité, il faut envisager d'éliminer l'item en question.

6. APPLICATION AU CAS DU SENTIMENT D'EMPLOYABILITE

6.1. Quelques fondements théoriques

Le marché de l'emploi moderne se caractérise par une protection de l'emploi de plus en plus réduite. Selon Postel-Vinay et Saint-Martin (2004), les salariés les mieux protégés sont aussi ceux qui peuvent avoir un plus fort sentiment d'insécurité professionnelle (c'est-à-dire, un sentiment négatif d'employabilité).

Nous définissons ici le sentiment d'employabilité comme un construit multidimensionnel opérationnalisant la perception individuelle de l'employabilité. Cette définition très large s'inspire de travaux qui mettent de plus en plus en avant la dimension subjective de l'employabilité. Vanhercke et al. (2016) évoque par exemple une évaluation individuelle qui correspond plus à une interprétation psychologique de l'employabilité, alors que d'autres en parlent comme d'une perception personnelle de ses possibilités d'accéder à un nouvel emploi auprès d'une nouvelle organisation, d'obtenir une situation identique à celle occupée précédemment ou de se maintenir en emploi (Berntson & Marklund, 2007 ; Berntson, Sverke & Marklund, 2006 ; Kirves, Kinnunen & De Cuyper, 2014 ; Van der Heijden & Bakker, 2011).

D'autre part, étant donné que les items de mesure utilisées dans les différentes conceptualisations sont tous basés sur de l'auto-évaluation, nous avons choisi de retenir une opérationnalisation basée sur un sentiment d'employabilité plutôt que sur une employabilité effective, ni même sur une construction sociale de l'employabilité (Outin, 1990). En effet il est ressorti de certains travaux (Deacken, 2015) que la tendance est souvent de confondre *l'idée que la Société se fait de l'employabilité* (on est employable parce qu'on a des diplômes, ou parce qu'on a un « bon CV », un « bon réseau » etc.), *l'employabilité réelle* (le fait d'être ou non en poste), et *le sentiment qu'un individu peut avoir de son employabilité* (on peut effectivement être en poste et ne pas se sentir employable, on peut se sentir employable mais ne pas avoir du travail, et la Société peut trouver qu'on est très employable sans que l'on soit en poste, ni que l'on se sente employable).

Ce qui nous intéresse ici c'est bien l'évaluation que l'individu se fait de sa propre employabilité, et pour ce faire, nous avons cherché à rassembler dans une vision intégrative les différentes conceptualisations de l'employabilité que nous avons trouvé cohérentes entre elles, en prolongement notamment des travaux de Deacken (2015). Les différentes dimensions conceptuelles retenues sont brièvement présentées ci-après.

Compétence. Cette dimension est omniprésente dans les différentes conceptualisations de l'employabilité (Reynaud, 2001 ; Sarfati, 2015 ; Sarthou-Lajus, 2016), mais nous retiendrons qu'il s'agit de l'ensemble des connaissances, des expériences pratiques et du savoir-être d'un salarié (Van der Heijde & Van der Heijden, 2005).

Flexibilité. Dans un contexte mouvant et où il faut se démarquer, le salarié devra désormais faire preuve d'agilité en s'adaptant, se formant, s'informant et ceci afin d'accroître et rendre plus attractives ses expériences et compétences transférables, dans un processus permanent (Ben Hassen & Hofaidhllaoui, 2012). Cette dimension fait donc référence à la capacité d'adaptation et au changement, voire à la mobilité (Van Der Heijde & Van Der Heijden, 2006).

Anticipation. Proche de la flexibilité, elle est cependant considérée comme une attitude plus proactive (Loufrani-Fedida & Saint-Germes, 2013). L'anticipation implique la planification et l'actualisation de scénarios possibles (Hamiot & Vincent, 2014). De cette perspective, l'employabilité englobe la faculté et la volonté individuelle à vouloir être et rester attractif sur le marché du travail, tout en anticipant les changements du métier et de son contexte (Loufrani-Fedida & Saint-Germes, 2013).

Sentiment d'efficacité professionnelle. Considérée comme la mise en œuvre du sentiment d'efficacité personnelle dans le domaine professionnel (Bandura, 1977) et tout particulièrement dans celui de l'employabilité, il s'agit de la croyance qu'un individu peut avoir sur ces capacités à être employable (Lecomte, 2004 ; Othmane, 2011), et à le rester (François & Botteman, 2002).

Connaissance de la réalité du marché. Rarement évoquée, cette dimension est pourtant essentielle étant donné que pour incarner son poste, le futur embauché se doit de connaître la réalité du secteur visé, et démontrer ainsi son opérationnalité (Sarfati, 2015).

Techniques de recherche d'emploi. L'évolution constante du marché du travail comme de l'environnement technologique exige de rester à jour dans différentes aptitudes pour rester employable, notamment pour pouvoir en décrypter les attendus et les modalités (Bessy & Marchal, 2009). Ce point est d'autant plus important que la distance à l'emploi peut aussi s'expliquer par le manque de connaissance des techniques de recherche d'emploi (Lavitry, 2012).

Formation. Au cœur de la stratégie du gouvernement actuel comme des précédents, la formation est le moyen choisi par excellence pour adapter les compétences clés, garantes d'une employabilité durable (Nicolas, Radja, et Schembri, 2009). Si elle doit être à la fois à l'initiative de l'organisation comme de l'individu (Thob, 2018), il faut néanmoins garder à l'esprit que le concept même d'employabilité transfère à l'individu une grande partie de la responsabilité de rester employable (Cadin, Guérin, Pigeyre, & Pralong, 2012), et c'est ce que nous avons privilégié dans cette dimension.

Autres formes d'emplois. Les pratiques de flexibilité au niveau des emplois qui ne cessent de croître avec les évolutions socio-économiques rendent nécessaires le recours à d'autres formes d'emplois, en particulier la sous-traitance et l'intervention en tant qu'indépendant. Cette expérience peut être perçue comme une contrainte pour les uns, un champ des possibles et un accès à de nouvelles ressources pour d'autres (Zimmermann, 2018).

Conscience de sa valeur. A mi-chemin entre le sentiment d'efficacité personnelle et la connaissance de la réalité du marché, cette dimension revient à avoir une estimation réaliste de ses atouts, compte tenu de l'environnement. En avoir conscience permet de reprendre confiance et de rebondir plus facilement (Grima, 2007).

Réseaux. Cet aspect de l'employabilité repose à la fois sur le réseau personnel et professionnel (Bessy & Marchal, 2009). Différents auteurs estiment d'autre part qu'il y a un lien indéniable entre l'évolution sociale de l'individu et la configuration du réseau personnel dans

le temps (Bidart, Degenne, & Grossetti, 2015 ; Martinache, 2012). On peut y voir également une forme de reproduction sociale, largement critiquée dans le fonctionnement des élites (Bourdieu et Boltanski, 1975).

Polyvalence. La polyvalence est liée à l'attribution de plusieurs activités nécessitant des compétences particulières (Janod & Pautrel, 2002). On peut prendre en considération deux types de polyvalence : centrée sur la variété des missions attribuées à un individu ou sur la mobilité d'un poste à l'autre (Everaere, 2008). Depuis les trente glorieuses, on privilégie surtout une polyvalence pour parer à l'urgence et non pas une polyvalence qualifiante (Le Lay, 2009).

Visibilité du savoir-faire. Elle fait référence à la qualité qui permet de rendre une chose manifeste (Flichy, 2013) ou une action de façon patente. Certains auteurs estiment que toute interaction humaine repose sur des arrangements de visibilité (Noël-Hureaux, 2006). La question de la visibilité, dans le monde professionnel, émerge au sein des contextes organisationnels via les activités et interactions entre individus et les dispositifs normatifs/communicationnels (Andonova & Vacher, 2009).

6.2. Question de Recherche

Quelle modélisation en variables latentes permet de mieux capturer *simultanément* l'unité sous-jacente au construit de sentiment d'employabilité, et toute la diversité de ses dimensions théoriques ?

6.3. Descriptif de l'échantillon

Les données ont été collectées par un organisme indépendant, bien introduit dans les milieux de grandes écoles de commerce (HEC). L'échantillon est constitué des cadres seniors du secteur privé français (n=500) dont 39% de sexe féminin. 15,4% des répondants étaient demandeurs d'emploi au moment de l'enquête. Il n'existe pas de lien significatif entre la situation professionnelle et le genre.

Plus de 98% des répondants ont obtenu leurs diplômes en France : 77,6% en école de commerce, 7,2% en école d'ingénieur, 8,4% en université et 6,8% autre type de diplômes. On note qu'il y a un lien faible mais significatif entre la situation professionnelle et le type de diplôme : comparés à une situation d'indépendance les demandeurs d'emplois sont significativement plus nombreux parmi les diplômés d'autre type et parmi les diplômés issus de l'université. Par contraste, ils sont significativement moins nombreux parmi les diplômés des écoles de commerce.

Concernant la situation personnelle des répondants, 13,4% vivent en couple sans enfant, 71,6% en couple avec enfants et 15% vivent seuls. La situation professionnelle des répondants est très légèrement associée à leur situation personnelle : il y a significativement plus de demandeurs d'emplois parmi les personnes seules.

Les différentes catégories de secteurs d'activités n'ont pas de lien avec la situation professionnelle des répondants.

6.4. Les construits individuels du questionnaire

Constitué de 59 questions dont 10 variables socio-démographiques, le questionnaire sur le sentiment d'employabilité utilise une échelle de Likert à 7 niveaux, de 1 (pas du tout d'ac-

cord) à 7 (tout à fait d'accord). Il comporte différentes questions issues de la littérature ainsi que d'autres questions provenant de la partie qualitative de la recherche.

Chaque construit du questionnaire a été examiné indépendamment des autres, en termes d'ajustements, de validité convergente et de fiabilité. A cette étape, on utilise le modèle classique ICM CFA. Pour les construits qui ne contiennent que trois items, le modèle est dit juste-identifié (degré de liberté=0). L'ajustement du modèle est alors uniquement mesuré par les critères d'information (AIC, BIC et A-BIC). Pour les autres construits, on applique les critères mentionnés ci-avant (§2.1). Les résultats sont résumés dans le tableau 2 :

Tableau 2. Critères d'information et validité des modèles juste identifiés

Concepts	Modèles juste identifiés : degré de liberté df=0						
	Items	Facteur	AIC	BIC	A-BIC	omega	AVE
Compétence	Comp1,2,3	Comp	3395,114	3420,402	3401,358	0,871	0,693
Anticipation	Ant1,2,3	Ant	4392,602	4417,890	4398,846	0,714	0,465
Flexibilité	Flex1,2,3	Flex	4790,238	4815,526	4796,482	0,682	0,424
Sentiment d'efficacité professionnelle	Sefp1,2,3	Sefp	4574,672	4599,959	4580,915	0,916	0,786
Connaissance de la réalité du marché	Ream1,2,3	Ream	4318,705	4343,992	4324,948	0,902	0,757
Polyvalence	Polyv1,2,3	Polyv	5971,398	5996,685	5977,641	0,454	0,261
Visibilité des savoir-faire	Visisf1,2,3	Visisf	5209,895	5235,183	5216,139	0,705	0,469

Sont surlignés les construits qui sont susceptibles de poser des problèmes de validité convergente et/ou de fiabilité.

Sachant que l'on vise un $\omega \geq 0,7$ et un $AVE \geq 0,5$ on voit d'ores et déjà que le construit de Polyvalence pose un problème de validité convergente et de fiabilité. On attend néanmoins d'examiner le construit multidimensionnel dans son ensemble avant de décider.

Concernant les autres construits sur identifiés (degrés de liberté > 0), les résultats sont résumés dans les tableaux 3 et 4 ci-après.

On observe (suite à une analyse factorielle exploratoire) que le construit *Formation* possède deux dimensions, l'une relative à la formation individuelle formelle, passant par le recours au DIF, au CIF ou à la VAE (facteur Form_F1), et l'autre faisant référence à l'autoformation (facteur Form_F2). S'agissant d'un modèle à deux facteurs, les indices d'ajustement concernent l'ensemble du modèle. Cependant les indices de validité concernent chacun des facteurs. On voit ainsi que l'autoformation a un indice faible.

Ces mêmes remarques s'appliquent au construit *Autres Formes d'Emploi* qui est constitué de deux facteurs : l'un relatif à l'entrepreneuriat (Afe_F1) ou à l'activité en tant qu'indépendant, l'autre fait référence à d'autres formes d'activité professionnelle non relatives au poste de cadre (Afe_F2) et qui a également un faible indice de validité.

Tableau 3. Critères d'information et validité des modèles sur identifiés

Concepts	Modèles sur identifiés : degré de liberté df > 0						
	Items	Facteur	AIC	BIC	A-BIC	omega	AVE
Techniques de Recherche d'emploi	Tre1,2,3,4	Tre	6345,250	6378,967	6353,574	0,814	0,528
Formation Individuelle Formelle	Form2,3,4,5	Form_F1	13515,478	13578,697	13531,086	0,830	0,549
Auto-formation	Form1,6,7	Form_F2	13515,478	13578,697	13531,086	0,630	0,362
Entrepreneuriat	Afe1,2,7,8	Afe_F1	16632,017	16703,665	16649,706	0,784	0,477
Activité professionnelle non-cadre	Afe3,4,5,6	Afe_F2	16632,017	16703,665	16649,706	0,607	0,282
Conscience de sa valeur	Cval1,2,3,4	Cval	6254,136	6287,853	6262,460	0,833	0,557
Réseaux	Res1,2,3,4,5	Res	9444,383	9486,529	9454,789	0,848	0,533

Tableau 4. Indices d'ajustement des modèles sur identifiés

Modèles sur identifiés : indices d'ajustement								
Items	Facteur	χ^2	df	pvalue	CFI	TLI	RSMEA	SRMR
Tre1,2,3,4	Tre	49,467	2,000	0,000	0,934	0,802	0,218	0,057
Form1 à 7	Form	213,329	13,000	0,000	0,828	0,723	0,176	0,067
Afe1 à 8	Afe	151,529	19,000	0,000	0,849	0,777	0,118	0,066
Cval1,2,3,4	Cval	130,448	2,000	0,000	0,852	0,555	0,358	0,081
Res1,2,3,4,5	Res	34,641	5,000	0,000	0,971	0,943	0,109	0,035

On notera d'autre part qu'aucun de ces modèles ne montre un ajustement de qualité suffisante. Il s'agit alors d'examiner la matrice des résidus et d'éliminer les items qui engendrent un excès de bruit (notamment ceux dont les résidus standardisés dépassent 2 en valeur absolue).

6.5. Epuration des modèles

Après avoir étudié tous les modèles présentés ci-avant, il apparaît que les facteurs Form_F2 et Afe_F2 doivent être éliminés car elles ne permettent jamais d'atteindre les niveaux de validité et fiabilité suffisants, il en est de même pour les facteurs Polyv & Visisf. D'autre part, parce qu'ils engendrent trop d'écarts d'ajustements, les items Tre3, Form5, Cval2 et Res4 ont été éliminés des modèles.

6.6. Comparaison des modèles

Pour l'ensemble des items et des facteurs conservés, nous examinons les différents modèles présentés ci-avant : l'ICM CFA à 10 facteurs, le bifactoriel CFA, l'ESEM CFA à 10 facteurs, et le bifactoriel ESEM. On comparera d'un côté la différence d'ajustement et de l'autre la validité et la fiabilité (tableaux 5 et 6).

Nous pouvons remarquer que les deux modèles de type ICM CFA (10-F ou bifactoriel) ne satisfont pas rigoureusement les conditions d'un modèle bien ajusté, par leurs indices CFI et TLI, contrairement aux deux modèles ESEM (10-F ou bifactoriel). D'autre part, tous les indices d'ajustement des modèles ESEM sont bien meilleurs que ceux des modèles ICM CFA, et ceci de façon significative si on se base sur la variation des CFI () et les intervalles de confiance du RMSEA (les RMSEA des modèles CFA sont significativement plus grands que ceux des modèles ESEM). Nous privilégierons donc les modèles ESEM pour la suite de cette étude.

Tableau 5. Ajustement des modèles du sentiment d'employabilité

Bien ajusté	Modèle	10-F ICM CFA	Bifactor CFA	10-F ESEM	Bifactor ESEM
minimum	AIC	52190,046	52207,346	51802,937	51794,794
minimum	BIC	52784,306	52746,816	53231,689	53316,268
minimum	A-BIC	52336,763	52340,536	52155,682	52170,431
	χ^2	1012,608	1046,156	314,498	292,917
	df	419	432	221	199
$\leq 0,06$	RMSEA	0,053	0,053	0,029	0,031
[0,000 0,080]	RMSEA IC 90%	0,049 0,057	0,049 0,057	0,021 0,036	0,023 0,038
$\geq 0,95$	CFI	0,915	0,912	0,987	0,987
$\geq 0,95$	TLI	0,899	0,899	0,970	0,966
$\leq 0,08$	SRMR	0,059	0,065	0,014	0,013

Tableau 6. Validité des modèles du sentiment d'employabilité

Modèles	10-F ICM CFA		Bifactor CFA		10-F ESEM		Bifactor ESEM	
Facteurs	Omega	AVE	Omega	AVE	Omega	AVE	Omega	AVE
SEmploy	0,817	0,584	0,953	0,610	0,812	0,621	0,955	0,631
Comp	0,871	0,693	0,871	0,694	0,870	0,708	0,876	0,710
Ant	0,716	0,465	0,722	0,481	0,681	0,504	0,750	0,557
Flex	0,680	0,416	0,746	0,541	0,569	0,511	0,732	0,532
Tre	0,800	0,577	0,802	0,583	0,774	0,599	0,812	0,607
Sefp	0,917	0,788	0,917	0,788	0,912	0,802	0,926	0,815
Form	0,782	0,549	0,785	0,556	0,789	0,569	0,788	0,572
Afe	0,874	0,477	0,874	0,479	0,886	0,508	0,886	0,510
Cval	0,786	0,556	0,831	0,654	0,761	0,631	0,816	0,633
Ream	0,904	0,760	0,907	0,769	0,907	0,785	0,914	0,787
Res	0,851	0,591	0,855	0,604	0,857	0,630	0,863	0,630

6.7. Equivalence des modèles ICM CFA

Néanmoins en supposant que l'on puisse accepter des critères moins rigoureux d'ajustement, l'adoption d'un modèle bifactoriel CFA se justifie-t-elle face à un modèle ICM à 10 facteurs ? De la seule perspective des indices d'ajustement, on ne pourrait l'affirmer dans la mesure où ils sont quasiment identiques et . Malgré tout, les indices de validité du modèle bifactoriel sont meilleurs. En effet, le modèle 10-F ICM CFA nous obligerait à éliminer 3 facteurs sur 10 pour des raisons de validité convergente, là où le bifactor CFA exigerait le renoncement à 2 facteurs sur 10 ($AVE < 0,5$). L'existence d'une dimension intégrative de sentiment d'employabilité (facteur SEmploy) se justifierait donc au-delà de nos seuls arguments théoriques, même si c'est un peu de justesse !

6.8. Equivalence des modèles ESEM

Par construction, les modèles ESEM affirment l'existence d'une dimension intégrative de sentiment d'employabilité, soit par crossloadings, soit également à travers un facteur général intégrateur. Il nous reste juste à choisir entre le modèle ESEM CFA à 10 facteurs ou le modèle bifactoriel ESEM. Ici encore, en termes d'indices d'ajustement, les deux modèles sont équivalents. Le modèle bifactor ESEM présente un avantage en termes de fiabilité, pour le concept de *Flexibilité* (facteur Flex) et *Anticipation* (facteur Ant) qui ne passent pas la barre de 0,7 dans le modèle ESEM à dix facteurs.

6.9. Validité discriminante

Comme nous l'avons signalé avec la contrainte dite « zero target rotation », les modèles ESEM permettent d'imposer la contrainte que toutes contributions factorielles non-cibles soient proches de 0, et si possible inférieure à 0,100 en valeur absolue (Morin et al., 2017). On sera donc tout particulièrement attentif aux crossloadings de valeur absolue standardisée supérieure à 0,200, lesquels peuvent suggérer un problème de validité discriminante dans la mesure où on ne distingue plus clairement lequel entre le facteur cible et un facteur tiers contribue le plus à l'item.

Dans le cas du modèle 10-F ESEM (Annexe 1), il existe 4 loadings croisés proéminents : en premier lieu les items Ant1 (entre Comp et Ant), et Flex2 (entre Flex et Sefp) qui ont des valeurs proches mais inférieures aux loadings cibles ; les deux autres items (Ream1 et Afe7) ne posent aucune difficulté dans la mesure où la contribution de l'item cible est au moins deux fois supérieure à la contribution croisée proéminente. Malgré ces contributions croisées, le critère de Fornell et Larcker de validité discriminante reste valable. En effet (Annexe 3) :

$$\text{Min}(AVE_i) = 0,504 \geq \text{Max}(\text{cor}^2(F_j, F_k)) = 0,308$$

Dit autrement : la plus petite des variances moyennes extraites de tous les facteurs et plus grande que la plus grande des variances partagées entre deux facteurs. On peut donc conserver le modèle comme tel, à moins de vouloir pousser le purisme à l'extrême.

Dans le cas du modèle bifactor ESEM, il existe trois loadings croisés proéminents : Flex2 (entre Flex et Sefp), Cval4 (entre Cval et Sefp) et Ream1 (entre Cval et Ream), mais à chaque fois le loading du facteur général ou celui du facteur spécifique reste dominant. De plus, le

critère Fornell et Larcker est toujours vérifié, étant donné que tous les facteurs sont orthogonaux :

$$\text{Min}(AVE_i) = 0,510 \geq \text{Max}\left(\text{cor}^2(F_j, F_k)\right) = 0$$

Le modèle peut donc aussi être conservé comme tel.

6.10. Validité de critère prédictive

Nous allons comparer ici les deux modèles ESEM dans leur capacité à prédire la situation professionnelle d'un cadre sénior du secteur privé Français. Pour cela, nous allons prendre la situation professionnelle (demandeur d'emploi vs en poste) comme variable à expliquer, et les scores factoriels des deux modèles ESEM comme variables explicatives. Il s'agira donc d'étudier deux régressions logistiques. Les résultats sont fournis par le tableau 7 ci-après.

On remarquera en premier lieu que les effets du sentiment d'employabilité sur la situation professionnelle se limitent à trois facteurs (Comp, Sefp et Form) pour le modèle 10-F ESEM, tandis qu'ils sont plus étendus pour le modèle bifactoriel ESEM (sur tous les facteurs sauf Cval, Ream et Res). Le modèle bi-factoriel ESEM bénéficie donc d'une plus grande richesse prédictive.

Tableau 7. Prédiction de la situation professionnelle par les scores factoriels

Modèle	10-F ESEM		Bifactor ESEM	
PROFSITUAT	Loadings	Odds Ratio	Loadings	Odds Ratio
SEMPLOY	--	--	-0,119*	0,768*
COMP	0,234**	1,668**	0,120*	1,323*
ANT	-0,085	0,821	-0,152*	0,685*
FLEX	-0,116	0,752	-0,145*	0,642*
TRE	-0,143	0,727	-0,160*	0,656*
SEFP	0,374***	2,211***	0,226***	1,660***
FORM	-0,199**	0,636**	-0,223***	0,589**
AFE	-0,126	0,751	-0,129*	0,736*
CVAL	-0,184	0,669	-0,110	0,762
REAM	-0,054	0,892	-0,092	0,814
RES	0,057	1,131	-0,036	0,919

*p < 0,05 ; **p < 0,01 ; ***p < 0,001 (loadings standardisés). En gris les valeurs non significatives

Pour la suite, on se limitera au modèle bifactoriel ESEM qui s'avère plus avantageux à plusieurs titres.

On notera avant toute chose que l'effet du facteur général du sentiment d'employabilité est modeste et tout juste significatif : la dimension générale intégrative n'est donc pas dominante dans la prédiction de la situation professionnelle. Ainsi, le sentiment d'employabilité général d'un cadre sénior en poste (CSEP) a une probabilité significative d'être plus basse que

celle d'un cadre sénior demandeur d'emploi (CSDE) ($OR=0,768$). De façon plus spécifique cependant, le CSEP a une probabilité d'être plus compétent que le CSDE ($OR=1,323$), une probabilité plus faible d'anticipation ($OR=0,685$), une probabilité plus faible de flexibilité ($OR=0,642$), une probabilité plus faible de connaître ou d'utiliser les techniques de recherche d'emploi ($OR=0,656$), une probabilité bien plus forte de sentiment d'efficacité professionnelle ($OR=1,660$), une probabilité nettement plus faible de suivre de formations individuelles formelles ($OR=0,589$), et une probabilité plus faible d'avoir recours à d'autres formes d'emplois indépendants ($OR=0,736$).

7. DISCUSSION

Le recours à des construits multidimensionnels est courant en sciences de gestion. Les modèles de mesure utilisés à ce jour sont, pratiquement sans exception, des modèles ICM CFA (Independent Cluster Model Confirmatory Factor Analysis) largement inspirés par les travaux fondateurs d'auteurs tels que Fornell et Larcker (1981a, 1981b) et Gerbing et Anderson (1982, 1988, 1991). Des travaux plus récents affirment cependant que les conditions requises par ces modèles – notamment le fait d'imposer un facteur unique comme source de variance dans les items d'un questionnaire (c'est-à-dire l'interdiction de loadings croisés) engendrent plusieurs difficultés (Asparouhov & Muthén, 2009 ; Marsh et al., 2009 ; Morin et al., 2017). Parmi celles-ci, la plus préoccupante est l'introduction de biais dans les estimations des paramètres du modèle, se traduisant notamment par une inflation des corrélations entre les facteurs du construit, et engendrant en fin de compte un problème de validité discriminante que l'on voulait justement éviter en interdisant les contributions factorielles (loadings) croisées. Certains auteurs estiment que ce biais dans l'estimation provient en particulier de l'omission d'au moins deux sources possibles de variance (Morin et al., 2017). Chacune de ces potentielles sources de variance explicite justement l'unité sous-jacente à la multidimensionnalité, laquelle manque cruellement dans les modèles ICM CFA, au-delà des arguments théoriques. La première source de variance est un facteur général qui explique (cause) chacun des items du construit, en plus des facteurs individuels spécifiques cibles. On obtient dans ce cas de figure, un modèle bifactoriel (figure 4) qu'il ne s'agit pas de confondre avec un modèle de second ordre (figure 3). La deuxième source de variance consiste à considérer tous les autres facteurs de chaque concept du construit comme faibles contributeurs de chaque item du questionnaire. Autrement dit, chaque facteur explique chaque item, mais on impose aux contributions des facteurs cibles d'être majeures et celles des autres d'être mineures (donc proche de zéro). Ceci permet d'éviter l'obstacle de la validité discriminante en même temps que celui du biais d'estimation. Ce modèle correspond à l'ESEM CFA (Exploratory Structural Equation Modeling Confirmatory Factor Analysis) (figure 5).

Il n'est pas rare qu'il soit nécessaire de faire appel *simultanément* à ces deux sources de variance lorsque qu'une source de variance n'arrive pas à expliquer suffisamment la variance totale des items. Autrement dit, la multidimensionnalité du construit ne provient pas uniquement du débordement de chaque dimension dans les autres dimensions (crossloadings), mais aussi d'une dimension explicitement intégrative supplémentaire : un tout qui est plus que la somme des parties. Ou vice et versa... Le modèle retenu sera alors le bifactor ESEM (figure 6).

Pour illustrer ces méthodes, nous nous intéressons au construit du sentiment d'employabilité. Ce construit cherche d'un côté à étendre et à intégrer plusieurs conceptions de l'em-

employabilité (Rothwell & Arnold, 2007 ; Roger & Othmane, 2013 ; Van Der Heijde & Van Der Heijden, 2006 ; Vanhercke, Cuyper, Peeters, & Witte, 2014), et de l'autre à les compléter par des concepts spécifiques au cas des cadres seniors du secteur privé français, émergeant d'une étude qualitative menée auprès de 34 répondants (Deacken, 2015). Après l'analyse détaillée présentée dans les sections précédentes, il en émerge un construit à 10 dimensions pour lequel les modèles ESEM sont significativement beaucoup mieux ajustés aux données que les modèles ICM CFA (tableaux 5 et 6). Ces derniers montrent également des problèmes de validité convergente pour quelques facteurs. On notera tout particulièrement que dans le modèle classique utilisé en sciences de gestion (l'ICM CFA à 10 facteurs), les corrélations entre les facteurs sont inflationnistes et entraînent la violation du critère de validité discriminante de Fornell et Larcker (au moins une variance moyenne extraite est inférieure à au moins une des variances partagées entre deux facteurs – voir Annexe 4). D'autre part, on observera également que la prise en compte d'une première source de variance par le modèle bifactoriel CFA ne suffira pas à améliorer significativement le modèle ICM CFA à 10 facteurs. C'est avant tout la prise en compte de la seconde source de variance via des contributions factorielles croisées ciblées qui permettent non seulement d'améliorer significativement le modèle (tableau 5) mais aussi de résoudre les problèmes de validité convergente et discriminante (tableau 6). Si le modèle ESEM à 10 facteurs peut bien convenir, il présente néanmoins quelques petits inconvénients dont un niveau de fiabilité insuffisante pour un des facteurs (Flexibilité) et une gamme plus restreinte de capacité prédictive (tableau 7). On lui préférera donc le modèle bifactoriel ESEM qui ne souffre d'aucun de ces inconvénients et permet de prédire que comparé à un cadre senior en poste, un cadre senior demandeur d'emploi a plus de chance d'avoir un sentiment d'employabilité plus élevé, de mieux anticiper, d'être plus flexible, de mieux utiliser les techniques de recherche d'emploi, de faire appel à des possibilités de formation individuelle et d'exercer d'autres formes d'emploi en tant qu'indépendant. Il est cependant moins probable qu'il soit plus compétent et qu'il ait un sentiment d'efficacité professionnelle plus élevé. En résumé, les cadres seniors en poste semblent moins préoccupés par leur sentiment d'employabilité dans sa globalité et plus spécifiquement en termes d'anticipation, de flexibilité, de techniques de recherche d'emploi, de formation et d'entrepreneuriat, probablement parce que leur situation professionnelle ne leur en laisse ni l'opportunité ni le temps du questionnement. A contrario leur sentiment d'efficacité professionnelle et leurs compétences significativement plus élevés témoignent de leur plus grande productivité (Lecomte, 2004), lesquels pourraient n'être que des symptômes d'une sécurité artificielle, voire temporaire de leur emploi.

Avant de conclure, il serait utile de préciser que le type de résultats obtenus ici n'est pas isolé et exclusif de nos données. Les auteurs ont exploré cette méthode sur plusieurs autres données et différents construits multidimensionnels, comme l'ont fait avant eux d'autres auteurs (Chen, Hayes, Carver, Laurenceau, & Zhang, 2012 ; Chen, West, & Sousa, 2006 ; Jaotombo, 2019 ; Longo, Jovanović, Sampaio de Carvalho, & Karaś, 2017 ; Rogoza, Truong Thi, Rózycka-Tran, Piotrowski, & Żemojtel-Piotrowska, 2018 ; Schutte & Wissing, 2017 ; Silverman, Forgeard, Beard, & Björqvinnsson, 2018).

8. CONCLUSION

Cette recherche se positionne dans une vision post-positiviste de la Science, et plus particulièrement selon une forme de réalisme transcendantale (Archer et al., 1998 ; Bhaskar,

2008) pour laquelle la réalité est stratifiée en *réel profond* inconnaissable, en *réel actualisé* dans lequel existent les variables latentes, et en *réel empirique* dans lequel on mesure les items du questionnaire correspondant. De cette perspective, si un construit est effectivement fondé alors il doit être mesurable, et la méthode utilisée devient essentielle. Ainsi, un construit est multidimensionnel si on peut effectivement mesurer et modéliser à la fois qu'il possède plusieurs dimensions valides et une fonction intégrative. Cette fonction intégrative n'est pas explicitée dans les modèles de mesure classiques (ICM CFA), ce qui entraîne non seulement une défaillance conceptuelle mais également trop souvent une erreur d'estimation (Asparouhov & Muthén, 2009 ; Marsh et al., 2009 ; Morin et al., 2017). Il est donc important de vérifier au préalable que les autres alternatives au modèle ICM CFA ne soient pas plus pertinentes avant d'arrêter le choix du modèle final. Démontrer les implications d'un tel choix en l'illustrant avec le construit du sentiment d'employabilité a été une contribution majeure de cet article. Cet exemple démontre que l'adoption de modèles de mesures ESEM (exploratory structural equation modeling) n'est nullement en contradiction avec les critères de validité traditionnellement utilisés en sciences de gestion, mais au contraire leur donnent un éclairage nouveau et les renforcent dans leurs principes. Cette recherche apporte également de nouvelles perspectives aux modélisations en équations structurelles en utilisant les scores factoriels comme prédicteurs plutôt que les scores agrégés. De futurs travaux pourront démontrer que les scores factoriels permettent de réaliser des études typologiques avec plus de pertinence que les scores agrégés ou directement à partir de la structure factorielle du construit. Ceci nous donnerait les moyens de diagnostiquer très rapidement le type de sentiment d'employabilité d'un individu, tant au niveau général que dans ses spécificités, à partir de règles de décisions simples.

Dans de futurs travaux, nous examinerons également plus en détail les réseaux nomologiques du sentiment d'employabilité et notamment le rôle de la situation personnelle, la rémunération, le type de diplôme, le niveau d'étude, le secteur d'activité et le genre.

Cette étude n'est pas sans limites. Sa généralisation peut être discutable dans la mesure où l'étude regroupe des cadres seniors dont le niveau de rémunération est particulièrement élevé : 64,2% des répondants déclarent un revenu supérieur à 99k€/an. Il s'agit bien évidemment d'une étude en coupe transversale et ne permet de déduire aucune causalité à partir des modélisations en équations structurelles (validité prédictive). Les premiers résultats obtenus restent malgré tout cohérents à la fois du point de vue du praticien que celui de l'académique. On peut facilement imaginer de quelle façon un conseiller en évolution professionnelle (Loi Avenir Professionnel, promulguée le 05 septembre 2018) peut se saisir de cet outil dans son accompagnement des (cadres) demandeurs d'emplois ou en activité, voire un service RH pour piloter la politique d'employabilité de ses cadres seniors (en perspective du Plan de Développement des Compétences). Les recherches en GRH et en psychologie de travail ne seront pas en reste s'agissant par exemple d'étudier le lien entre l'employabilité et les différents construits bien connus de GRH tels que la citoyenneté organisationnelle, l'implication, la santé et le bien-être.

Références

Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1982). Some methods for respecifying measurement models to obtain unidimensional construct measurement. *Journal of Marketing Research*, 19(4), 453–460.

- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1991). Predicting the performance of measures in a confirmatory factor analysis with a pretest assessment of their substantive validities. *Journal of Applied Psychology*, 76(5), 732.
- Andonova, Y., & Vacher, B. (2009). Visibilité et reconnaissance de l'individu au travail. *Communication et organisation*, 2(36), 136–147.
- Andrew Rothwell, & John Arnold. (2007). Self-perceived employability: development and validation of a scale. *Personnel Review*, 36(1), 23–41.
- Archer, M. S., Bhaskar, R., Collier, A., Lawson, T., & Norrie, A. (1998). *Critical Realism: Essential Readings*. East Sussex, UK: Psychology Press.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397–438.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191–215.
- Ben Hassen, N., & Hofaidhllaoui, M. (2012). L'“employabilité” des salariés : facteur de la performance des entreprises ? *Recherches en Sciences de Gestion*, 91(4), 129–150.
- Berntson, E., & Marklund, S. (2007). The relationship between perceived employability and subsequent health. *Work & Stress*, 21(3), 279–292.
- Berntson, E., Sverke, M., & Marklund, S. (2006). Predicting Perceived Employability: Human Capital or Labour Market Opportunities? *Economic and Industrial Democracy*, 27(2), 223–244.
- Bessy, C., & Marchal, E. (2009). Le rôle des réseaux et du marché dans les recrutements. *Revue Française de Socio-Economie*, 3(1), 121–146.
- Bhaskar, R. (2008). *A Realist Theory of Science*. London ; New York: Verso.
- Bidart, C., Degenne, A., & Grossetti, M. (2015). *La vie en réseau: Dynamique des relations sociales*. Paris : Presses Universitaires de France.
- Borsboom, D., Mellenbergh, G. J., & Van Heerden, J. (2003). The theoretical status of latent variables. *Psychological Review*, 110(2), 203.
- Bourdieu, P., & Boltanski, L. (1975). Le titre et le poste : rapports entre le système de production et le système de reproduction. *Actes de la Recherche en Sciences Sociales*, 1(2), 95–107.
- Cadin, L., Guérin, F., Pigeys, F., & Pralong, J. (2012). *GRH – 4e éd.: Gestion des ressources humaines*. Paris : Dunod.
- Chen, F. F., Hayes, A., Carver, C. S., Laurenceau, J.-P., & Zhang, Z. (2012). Modeling general and specific variance in multifaceted constructs: A comparison of the bifactor model to other approaches. *Journal of Personality*, 80(1), 219–251.
- Chen, F. F., West, S., & Sousa, K. (2006). A Comparison of Bifactor and Second-Order Models of Quality of Life. *Multivariate Behavioral Research*, 41(2), 189–225.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255.
- Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52(4), 281–302.
- Deacken, N. (2015). Le sentiment d'employabilité des cadres seniors, secteur privé français : définition, opérationnalisation et déterminants. (doctoral dissertation), Aix-Marseille Université. Consulté à l'adresse <http://www.theses.fr/2015AIXM1062>.

- Everaere, C. (2008). La Polyvalence et ses contradictions. *Revue Française de Gestion Industrielle*, 27(4), 89-104.
- Flichy, P. (2013). Rendre visible l'information. *Rezeaux*, 178-179(2), 55-89.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981a). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981b). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 382-388.
- François, P.-H., & Botteman, A. E. (2002). Théorie sociale cognitive de Bandura et bilan de compétences : applications, recherches et perspectives critiques – Carrierologie – Revue francophone internationale. *Carrierologie*, 8(3), 519-543.
- Grima, F. (2007). La perte d'emploi: une opportunité de carrière? *Gérer et Comprendre*, (89), 48-56.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis: Global Edition* (7th edition). Upper Saddle River, N.J.; London: Pearson Education.
- Hamiot, J.-Y., & Vincent, M. (2014). Anticiper, une question de confiance ? Quand l'anticipation de la carrière rencontre la stratégie des entreprises. *Question(s) de management*, 8(4), 73-82.
- Janod, V., & Pautrel, X. (2002). Spécialisation et polyvalence des travailleurs. *Revue économique*. 53(3), 659-668.
- Jaotombo, F. (2019, août 31). Study of the Mental Health Continuum Short Form (MHC-SF) amongst French Workers: A Combined Variable- and Person-Centered Approach. *Journal of Well-Being Assessment*. Consulté à l'adresse <https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs41543-019-00022-z>.
- Kirves, K., Kinnunen, U., & De Cuyper, N. (2014). Contract type, perceived mobility and optimism as antecedents of perceived employability. *Economic and Industrial Democracy*, 35(3), 435-453.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, Fourth Edition. New York, NY : Guilford Publications.
- Lavitry, L. (2012). Le jugement d'employabilité : un nouveau savoir pour gérer les chômeurs ? *Sociologies pratiques*, 24(1), 53-65.
- Le Lay, S. (2009). L'introuvable renouvellement de l'organisation du travail. *Mouvements*, 58(2), 14-20.
- Lecomte, J. (2004). Les applications du sentiment d'efficacité personnelle. *Savoirs*, hors série, (5), 59-90. doi:10.3917/savo.hs01.0059.
- Longo, Y., Jovanović, V., Sampaio de Carvalho, J., & Karaš, D. (2017). The General Factor of Well-Being: Multinational Evidence Using Bifactor ESEM on the Mental Health Continuum-Short Form. *Assessment*, doi.org : 10.1177/1073191117748394, 1-11.
- Loufrani-Fedida, S., & Saint-Germes, È. (2013). Compétences individuelles et employabilité : essai de clarification de leur articulation. *@GRH*, 7(2), 13-40.
- Marsh, H. W., Muthén, B., Asparouhov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J. S., & Trautwein, U. (2009). Exploratory Structural Equation Modeling, Integrating CFA and EFA: Application to Students' Evaluations of University Teaching. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 439-476.
- Martinache, I. (2012). Les raisons des réseaux. *Idees économiques et sociales*, 169(3), 4-7.

- McDonald, R. P. (1970). The theoretical foundations of principal factor analysis, canonical factor analysis, and alpha factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 23(1), 1–21.
- Morin, A. J. S., Boudrias, J.-S., Marsh, H. W., McInerney, D. M., Dagenais-Desmarais, V., Madore, I., & Litalien, D. (2017). Complementary Variable- and Person-Centered Approaches to the Dimensionality of Psychometric Constructs: Application to Psychological Wellbeing at Work. *Journal of Business and Psychology*, 32(4), 395–419.
- Morin, A. J. S., Myers, N. D., & Lee, S. (2018). Modern factor analytic techniques: Bifactor models, exploratory structural equation modeling (ESEM) and bifactor-ESEM. In G. Tenenbaum & R. C. Eklund (Eds.), *Handbook of Sport Psychology*, 4th Edition, New York, NY: Wiley.
- Nicolas, A., Radja, K., & Schembri, P. (2009). Quelles formations pour un développement soutenable dans les pays en développement ? Une approche par les compétences. *Mondes en développement*, 147(3), 29–44.
- Noël-Hureaux, E. (2006). « La compétence interactionnelle. » (dans l'activité de soin). *Recherche en soins infirmiers*, 87(4), 66–74.
- O'Leary-Kelly, S. (1998). The empirical assessment of construct validity. *Journal of Operations Management*, 16(4), 387–405.
- Othmane, J. (2011). L'employabilité : définition, création d'une échelle de mesure et contribution à l'étude des déterminants. (doctoral dissertation), Université Lyon 3. Consulté à l'adresse : <http://www.theses.fr/2011LYO30022>.
- Outin, J.-L. (1990). Trajectoires professionnelles et mobilité de la main-d'œuvre : la construction sociale de l'employabilité. *Sociologie du travail*, 32(4), 469–489.
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667–696.
- Reynaud, J.-D. (2001). Le management par les compétences : un essai d'analyse. *Sociologie Du Travail*, 43(1), 7–31.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150.
- Roger, A., & Othmane, J. (2013). Améliorer l'équilibre professionnel et l'équilibre de vie : le rôle de facteurs liés à l'individu et au soutien hiérarchique. *@GRH*, 6(1), 91–115.
- Rogoza, R., Truong Thi, K. H., Różycka-Tran, J., Piotrowski, J., & Żemojtel-Piotrowska, M. (2018). Psychometric properties of the MHC-SF: An integration of the existing measurement approaches. *Journal of Clinical Psychology*, 74(10), 1742–1758. doi : 10.1002/jclp.22626.
- Sarfati, F. (2015). Faut-il être compétent pour pouvoir développer ses compétences ? L'exemple de la sélection à l'entrée en Master 2. *Formation emploi. Revue française de sciences sociales*, 2(130), 31–48.
- Sarthou-Lajus, N. (2016). Le travail « au-delà de l'emploi ». *Etudes, Septembre*, (9), 6–8.
- Schmittmann, V. D., Cramer, A. O. J., Waldorp, L. J., Epskamp, S., Kievit, R. A., & Borsboom, D. (2013). Deconstructing the construct: A network perspective on psychological phenomena. *New Ideas in Psychology*, 31(1), 43–53.
- Schutte, L., & Wissing, M. P. (2017). Clarifying the Factor Structure of the Mental Health Continuum Short Form in Three Languages: A Bifactor Exploratory Structural Equation Modeling Approach. *Society and Mental Health*, 7(3), 142–158.

- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107.
- Silverman, A. L., Forgeard, M., Beard, C., & Björgvinsson, T. (2018). Psychometric Properties of the Mental Health Continuum – Short Form in a Psychiatric Sample. *Journal of Well-Being Assessment*, 2(1), 57–73. <https://doi.org/10.1007/s41543-018-0011-3>.
- Thob, A.-M. (2018). La formation professionnelle continue en mutation. *Empan*, 109(1), 112–117.
- Trochim, W., Donnelly, J. P., & Arora, K. (2015). *Research Methods: The Essential Knowledge Base* (2 edition). Boston, MA: Wadsworth Publishing.
- Van der Heijde, C. M., & Van der Heijden, B. I. J. M. (2005). The development and psychometric evaluation of a multi-dimensional measurement instrument of employability—and the impact of aging. *International Congress Series*, 12(80), 142–147.
- Van Der Heijde, C. M., & Van Der Heijden, B. I. J. M. (2006). A competence-based and multidimensional operationalization and measurement of employability. *Human Resource Management*, 45(3), 449–476.
- Van der Heijden, B. I. J. M., & Bakker, A. B. (2011). Toward a Mediation Model of Employability Enhancement: A Study of Employee-Supervisor Pairs in the Building Sector. *The Career Development Quarterly*, 59(3), 232–248.
- Vanhercke, D., Cuyper, N. D., Peeters, E., & Witte, H. D. (2014). Defining perceived employability: a psychological approach. *Personnel Review*, 43(4), 592–605.
- Voorhees, C. M., Brady, M. K., Calantone, R., & Ramirez, E. (2016). Discriminant validity testing in marketing: an analysis, causes for concern, and proposed remedies. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 44(1), 119–134.
- Wang, J., & Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: Applications using Mplus*. John Wiley & Sons.
- Zimmermann, B. (2018). Les salariés et l'expérience de l'emploi partagé. *Cahiers de l'action*, 50(1), 65–69.

Nadia DEACKEN est Docteur en Sciences de Gestion d'Aix Marseille Université. Chargée de cours à l'Aix Marseille Université et à Kedge Business School, elle exerce en tant que conseillère en évolution professionnelle et mène des recherches sur l'employabilité

Franck JAOTOMBO est Docteur en Sciences de Gestion de l'Université Paris Descartes. Chargé de cours à l'ESCP Europe, Kedge Business Schools et YSchools, il exerce également en tant que Statisticien et Data Scientist. Son champ de recherche inclut les méthodes quantitatives et le développement personnel

Title: A state of the art on latent variables measurement: The case of self-perceived employability for the senior executives of the French private sector

Abstract: This article summarizes the evolution of the different latent variable measurement models used in Organizational Scholarship. We start by revisiting the traditional models used since the 1980s, then present the most recent findings over the last decade, including the rediscovery of bifactor models and the development of Exploratory Structural Equations Modeling (ESEM). These last two models represent a generalization of the traditional Confirmatory Factor Analysis model (CFA ICM) and demonstrate both a better fit to the data in addition to a better construct validity (convergent, discriminant, predictive). These methods are then illustrated through the operationalization of the “self-perceived employability” construct. The traditional CFA model is significantly less fit to the data than the ESEM models are and display much lower construct validity and reliability. The final result yields a bifactor ESEM model with an overarching general employability factor and ten domain-specific factors, all of which predict that a senior executive job seeker is more likely to feel employable than a professionally active senior executive, except for the professional self-efficacy and competency factors. Some theoretical and empirical biases of the traditional CFA model are then underlined, and managerial as well as academic openings are outlined for future studies.

Keywords: confirmatory factor analysis, bifactor models, exploratory structural equations modeling (ESEM), self-perceived employability, senior executives

Annexe 1. Structure factorielle du modèle 10-F ESEM CFA

Résidus	Loadings	Comp	Ant	Flex	Tre	Sefp	Form	Afe	Cval	Ream	Res
0,259	COMP1	0,822	-0,009	0,050	0,038	0,005	0,010	-0,075	0,022	0,049	-0,071
0,215	COMP2	0,868	-0,010	0,047	-0,036	0,027	0,028	-0,008	0,002	-0,029	0,067
0,402	COMP3	0,735	0,048	-0,022	0,051	0,021	0,003	0,117	0,012	-0,007	-0,037
0,695	ANT1	0,206	0,348	-0,031	0,030	0,067	-0,070	0,025	0,116	-0,078	0,109
0,373	ANT2	-0,076	0,769	0,029	0,081	-0,004	0,032	-0,021	0,011	0,001	-0,008
0,421	ANT3	-0,006	0,666	0,110	-0,033	0,017	0,103	0,071	0,007	0,045	-0,004
0,459	FLEX1	0,177	0,155	0,507	-0,013	0,056	-0,032	-0,057	0,010	0,103	0,024
0,445	FLEX2	-0,094	-0,099	0,437	0,128	0,285	0,076	0,170	0,088	0,015	-0,012
0,563	FLEX3	0,080	0,169	0,449	0,117	-0,069	0,004	-0,042	0,065	-0,051	0,071
0,239	TRE1	-0,014	-0,013	0,137	0,817	-0,004	0,002	-0,039	0,010	-0,022	0,016
0,315	TRE2	-0,013	0,072	-0,061	0,742	0,092	0,038	0,007	-0,047	0,098	0,029
0,649	TRE4	0,114	0,019	0,006	0,468	-0,039	-0,032	0,002	0,067	0,025	0,073
0,205	SEFP1	0,052	-0,012	0,026	0,057	0,818	0,005	0,040	0,039	0,038	-0,034
0,07	SEFP2	0,034	-0,034	0,089	0,039	0,946	0,005	-0,043	-0,053	-0,011	0,052
0,318	SEFP3	-0,043	0,106	0,003	-0,041	0,719	-0,031	0,016	0,128	0,060	0,013
0,279	FORM2	0,047	-0,021	0,046	-0,054	-0,001	0,848	-0,037	-0,033	0,029	0,061
0,602	FORM3	0,016	0,080	-0,138	0,039	0,025	0,622	-0,009	-0,012	-0,034	-0,087
0,413	FORM4	-0,034	0,011	0,053	0,018	-0,046	0,731	0,035	0,063	-0,011	0,018
0,559	AFE1	0,047	-0,059	0,008	0,027	0,005	0,041	0,624	0,047	-0,092	0,060
0,507	AFE2	0,035	0,073	-0,225	0,049	0,076	0,003	0,657	0,016	0,036	0,031
0,453	AFE7	-0,066	-0,005	0,210	-0,073	-0,031	-0,039	0,725	-0,025	0,010	0,006
0,449	AFE8	0,018	0,043	0,008	-0,037	-0,046	0,010	0,755	-0,085	0,056	-0,019
0,523	CVAL1	0,144	0,059	0,166	0,128	-0,154	0,025	0,058	0,325	0,174	0,053
0,441	CVAL3	0,041	0,011	0,033	-0,101	0,094	0,040	-0,056	0,660	0,043	0,072
0,142	CVAL4	-0,053	0,035	-0,025	0,040	0,064	-0,014	-0,022	0,894	0,002	-0,018
0,274	REAM1	-0,012	-0,049	0,003	0,060	-0,008	-0,024	0,066	0,252	0,687	-0,034
0,053	REAM2	0,002	-0,020	0,000	-0,014	0,048	0,001	-0,013	-0,055	0,979	0,053
0,317	REAM3	0,001	0,053	-0,003	0,018	-0,004	0,024	-0,026	-0,077	0,838	-0,001
0,431	RES1	-0,054	0,082	0,037	-0,041	0,062	-0,023	-0,133	-0,051	-0,003	0,782
0,323	RES2	-0,036	0,012	0,013	0,141	-0,034	-0,018	0,121	0,043	-0,021	0,700
0,187	RES3	0,036	0,009	-0,071	-0,094	-0,004	-0,005	0,015	-0,018	0,029	0,943
0,539	RES5	-0,020	-0,131	0,048	0,107	-0,016	0,093	0,068	0,079	0,021	0,549

Les items cibles sont encadrés

Les loadings non significatifs sont en gris

Les loadings croisés majeures (> 0,200) sont en gras et en italique

Annexe 2. Structure factorielle du modèle bifactor ESEM

Résidus	Loadings	SEmploy	Comp	Ant	Flex	Tre	Sefp	Form	Afe	Cval	Ream	Res
0,260	COMP1	0,426	0,723	0,057	0,034	0,005	-0,061	-0,026	-0,128	0,007	0,002	-0,105
0,210	COMP2	0,452	0,753	0,031	0,013	-0,059	-0,066	-0,004	-0,059	-0,019	-0,076	0,002
0,400	COMP3	0,408	0,644	0,096	-0,001	0,033	-0,041	-0,006	0,059	0,012	-0,027	-0,044
0,637	ANT1	0,473	0,167	0,196	-0,184	-0,102	-0,040	-0,060	-0,048	-0,007	-0,142	0,028
0,465	ANT2	0,491	0,035	0,487	-0,065	-0,009	-0,116	0,113	-0,126	-0,072	-0,056	-0,014
0,226	ANT3	0,458	0,106	0,715	0,119	0,014	-0,028	0,161	-0,009	-0,007	0,030	0,026
0,471	FLEX1	0,593	0,190	0,126	0,311	-0,048	-0,001	-0,052	-0,122	-0,080	-0,001	-0,047
0,412	FLEX2	0,545	-0,100	-0,083	0,393	0,101	0,279	0,039	0,169	0,046	0,010	-0,015
0,520	FLEX3	0,598	0,069	0,055	0,198	-0,044	-0,152	-0,020	-0,102	-0,114	-0,161	-0,030
0,251	TRE1	0,704	-0,050	-0,068	0,064	0,485	-0,044	-0,011	-0,013	-0,068	-0,038	0,005
0,282	TRE2	0,630	-0,027	0,044	-0,008	0,542	0,059	0,052	0,040	-0,028	0,110	0,063
0,647	TRE4	0,515	0,069	-0,020	-0,039	0,271	-0,065	-0,038	0,007	0,001	0,002	0,051
0,181	SEFP1	0,490	-0,004	-0,023	0,094	0,074	0,732	-0,038	0,042	0,132	0,081	-0,038
0,053	SEFP2	0,553	-0,072	-0,104	0,034	-0,027	0,785	-0,060	-0,036	0,003	-0,021	-0,031
0,320	SEFP3	0,507	-0,099	0,022	-0,027	-0,064	0,616	-0,068	-0,005	0,135	0,055	-0,033
0,281	FORM2	0,267	0,021	0,079	0,059	-0,011	-0,053	0,790	0,061	-0,045	0,028	0,056
0,594	FORM3	0,118	-0,008	0,098	-0,121	0,023	-0,034	0,598	0,050	-0,025	-0,018	-0,063
0,410	FORM4	0,303	-0,055	0,054	0,030	0,011	-0,079	0,688	0,108	-0,003	-0,010	0,021
0,561	AFE1	0,215	-0,008	-0,054	0,014	0,040	0,018	0,073	0,606	0,024	-0,059	0,106
0,492	AFE2	0,238	-0,038	-0,021	-0,188	0,025	0,048	0,064	0,631	0,014	0,041	0,083
0,461	AFE7	0,212	-0,078	-0,020	0,172	-0,017	-0,003	0,016	0,671	-0,047	0,004	0,067
0,447	AFE8	0,177	-0,026	-0,024	0,004	-0,017	-0,056	0,080	0,706	-0,088	0,035	0,046
0,520	CVAL1	0,640	0,121	0,022	0,060	0,035	-0,118	0,004	0,022	0,156	0,104	0,019
0,430	CVAL3	0,563	0,014	-0,042	-0,037	-0,123	0,165	-0,022	-0,083	0,445	0,043	0,025
0,152	CVAL4	0,640	-0,044	-0,042	-0,036	0,002	0,207	-0,069	-0,060	0,614	0,058	-0,009
0,270	REAM1	0,585	-0,032	-0,057	0,020	0,067	0,075	-0,032	0,060	0,205	0,572	-0,021
0,048	REAM2	0,602	-0,047	-0,027	-0,027	-0,006	0,053	0,001	-0,001	-0,020	0,764	0,012
0,320	REAM3	0,509	-0,029	0,030	-0,030	0,012	-0,010	0,033	-0,024	-0,048	0,643	-0,027
0,432	RES1	0,417	-0,069	0,060	-0,023	-0,043	-0,008	-0,024	-0,074	-0,052	-0,042	0,611
0,325	RES2	0,521	-0,058	0,006	0,017	0,112	-0,049	-0,004	0,175	0,022	-0,021	0,594
0,178	RES3	0,429	0,007	0,026	-0,043	-0,029	-0,039	0,007	0,092	0,012	0,017	0,790
0,544	RES5	0,455	-0,070	-0,097	0,026	0,074	-0,018	0,072	0,139	0,040	0,009	0,450

Les items cibles sont encadrés

Les loadings non significatifs sont en gris

Les loadings croisés majeures ($> 0,200$) sont en gras et en italique

Annexe 3. Corrélations des facteurs du modèle 10-F ESEM

	RES	REAM	CVAL	AFE	FORM	SEFP	TRE	FLEX	ANT	COMP
COMP	0,192	0,215	0,302	0,005	0,087	0,074	0,297	0,369	0,449	
ANT	0,307	0,280	0,264	- 0,023	0,319	0,091	0,343	0,365		
FLEX	0,299	0,308	0,346	0,129	0,164	0,306	0,480			
TRE	0,459	0,481	0,472	0,275	0,245	0,336				
SEFP	0,203	0,352	0,555	0,155	0,042					
FORM	0,197	0,196	0,105	0,261						
AFE	0,316	0,190	0,146							
CVAL	0,380	0,489								
REAM	0,313									
RES										

Cor Max = 0,555

Cor Max² = 0,308

Min AVE = 0,504

Annexe 4. Corrélations des facteurs du modèle 10-F ICM CFA

	RES	REAM	CVAL	AFE	FORM	SEFP	TRE	FELX	ANT	COMP
COMP	0,208	0,245	0,385	0,031	0,148	0,185	0,372	0,577	0,501	
ANT	0,389	0,356	0,436	0,093	0,428	0,236	0,508	0,657		
FLEX	0,457	0,495	0,627	0,206	0,275	0,557	0,718			
TRE	0,530	0,547	0,577	0,275	0,285	0,460				
SEFP	0,272	0,430	0,650	0,159	0,064					
FORM	0,242	0,212	0,160	0,271						
AFE	0,381	0,207	0,142							
CVAL	0,447	0,573								
REAM	0,365									
RES										

Cor Max = 0,718

Cor Max² = 0,516

Min AVE = 0,416

Annexe 5. Scripts Mplus

Title: ICM CFA à 3 facteurs (Figure 2) Data: File is nom_fichier.data ; Variable: Names are id x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ; Idvariable is id; Usevariables are x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ; Analysis: Estimator is MLR; Model: F1 by x11 x12 x13 ; F2 by x21 x22 x23 ; F3 by x31 x32 x33 ; Output: STDYX Res Modindices(all) Tech4;	Title: ICM CFA de second ordre à 3 facteurs (Figure 3) Data: File is nom_fichier.data ; Variable: Names are id x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ; Idvariable is id; Usevariables are x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ; Analysis: Estimator is MLR; Model: F1 by x11 x12 x13 ; F2 by x21 x22 x23 ; F3 by x31 x32 x33 ; F by F1 F2 F3 Output: STDYX Res Modindices(all) Tech4;
Title: Bifactoriel CFA orthogonal à 3 facteurs (Figure 4) Data: File is nom_fichier.data ; Variable: Names are id x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ; Idvariable is id; Usevariables are x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ; Analysis: Estimator is MLR; Model: F1 by x11 x12 x13 ; F2 by x21 x22 x23 ; F3 by x31 x32 x33 ; F by F1 F2 F3 ; F with F1@0 F2@0 F3@0 ; F1 with F2@0 F3@0 ; F2 with F3@0 Output: STDYX Res Modindices(all) Tech4;	

Title:
ESEM à 3 facteurs (Figure 5)

Data:
File is nom_fichier.data ;

Variable:
Names are
id x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ;

Idvariable is id;

Usevariables are
x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ;

Analysis:
Estimator is MLR;
Rotation is TARGET;

Model:
F1 by x11 x12 x13 x21~0 x22~0 x23~0 x31~0 x32~0 x33~0 (*1) ;
F2 by x11~0 x12~0 x13~0 x21 x22 x23 x31~0 x32~0 x33~0 (*1) ;
F3 by x11~0 x12~0 x13~0 x21~0 x22~0 x23~0 x31 x32 x33 (*1) ;

Output:
STDYX Res Modindices(all) Tech4;

Title:
Bi-ESEM orthogonal à 3 facteurs (Figure 6)

Data:
File is nom_fichier.data ;

Variable:
Names are
id x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ;

Idvariable is id;

Usevariables are
x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 ;

Analysis:
Estimator is MLR;
Rotation is TARGET (ORTHOGONAL);

Model:
F1 by x11 x12 x13 x21~0 x22~0 x23~0 x31~0 x32~0 x33~0 (*1) ;
F2 by x11~0 x12~0 x13~0 x21 x22 x23 x31~0 x32~0 x33~0 (*1) ;
F3 by x11~0 x12~0 x13~0 x21~0 x22~0 x23~0 x31 x32 x33 (*1) ;
F by x11 x12 x13 x21 x22 x23 x31 x32 x33 (*1) ;

Output:
STDYX Res Modindices(all) Tech4;