

Rapports sur la santé

Validation du continuum de santé mentale : Questionnaire abrégé au sein du personnel des Forces armées canadiennes

par Rachel A. Plouffe, Aihua Liu, J. Don Richardson et Anthony Nazarov

Date de diffusion : le 18 mai 2022



Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « [Normes de service à la clientèle](#) ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2022

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Validation du continuum de santé mentale : Questionnaire abrégé au sein du personnel des Forces armées canadiennes

par Rachel A. Plouffe, Aihua Liu, J. Don Richardson et Anthony Nazarov

DOI: <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202200500001-fra>

RÉSUMÉ

Contexte

En comparaison avec la population canadienne générale, les militaires présentent une prévalence plus élevée de troubles dépressifs, de troubles anxieux et de troubles de stress post-traumatique. Toutefois, il n'y a pas suffisamment de recherches sur la mesure dans laquelle les membres des Forces armées jouissent d'une santé mentale positive. La validation des mesures de la santé mentale positive, notamment l'outil Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé (CSM-QA), est nécessaire pour déterminer si le bien-être peut être évalué de façon valide et fiable chez les membres des Forces armées canadiennes (FAC). Le but de cette recherche est d'évaluer la fiabilité de la cohérence interne, la validité convergente, la structure des facteurs et l'invariance de la mesure du CSM-QA chez les membres de la Force régulière et de la Force de réserve des FAC.

Données et méthodologie

Les données ont été tirées de l'Enquête sur la santé mentale dans les Forces canadiennes (ESMFC) de 2013 réalisée par Statistique Canada, laquelle est représentative à l'échelle nationale. Un échantillon aléatoire de 8 200 membres du corps militaire a participé à l'ESMFC, ce qui représente 64 400 membres de la Force régulière et 4 460 membres de la Force de réserve des FAC.

Résultats

Comme prévu, les trois sous-échelles du CSM-QA (bien-être psychologique, social et émotionnel) corrélaient positivement avec la satisfaction à l'égard de la vie, l'auto-évaluation de la santé mentale, le sentiment d'appartenance et le soutien social, et corrélaient négativement avec la détresse psychologique et l'incapacité en raison de l'état de santé. La cohérence interne était élevée. L'analyse factorielle confirmatoire appuyait la structure à trois facteurs du CSM-QA et l'invariance de la mesure a été respectée.

Interprétation

Les conclusions ont permis d'appuyer la fiabilité, la validité convergente, la validité factorielle et l'invariance de la mesure du CSM-QA pour les échantillons des membres de la Force régulière et de la Force de réserve des FAC. Par conséquent, les chercheurs et les cliniciens peuvent utiliser de façon fiable le CSM-QA en tant qu'outil pour évaluer, interpréter et prédire le bien-être psychologique, social et émotionnel des militaires.

Mots-clés

Forces armées canadiennes; militaire; santé mentale positive; bien-être; psychométrie; validation; analyse factorielle confirmatoire; invariance.

AUTEURS

Rachel A. Plouffe, Centre de recherche MacDonald Franklin sur les blessures de stress opérationnel (BSO), Institut de recherche en santé Lawson, London (Ontario); et Département de psychiatrie, Université Western, London (Ontario). Aihua Liu, Institut de recherche du Centre universitaire de santé McGill, Montréal (Québec). J. Don Richardson et Anthony Nazarov, Centre de recherche MacDonald Franklin sur les BSO, Institut de recherche en santé Lawson, London (Ontario); Département de psychiatrie, Université Western, London (Ontario); Département de psychiatrie et de neurosciences comportementales, Université McMaster, Hamilton (Ontario); et la OSI Clinic, Parkwood Institute, la St. Joseph OSI Clinic, le St. Joseph's Health Care, London (Ontario).

Note des auteurs

Nous n'avons aucun conflit d'intérêts à divulguer. Ce projet a été financé au moyen du soutien du Centre de recherche MacDonald Franklin sur les blessures de stress opérationnel par la St. Joseph's Health Care Foundation (London, Ontario, Canada).

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- D'après les recherches antérieures, les anciens combattants présentent une prévalence plus élevée de dépression, d'anxiété et de stress post-traumatique que la population canadienne générale.
- Il n'y a pas suffisamment de recherches sur la mesure dans laquelle les membres des Forces armées ont une expérience de santé mentale positive, notamment en ce qui concerne le bien-être émotionnel, social et psychologique.
- La validation des mesures du bien-être, notamment l'outil Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé (CSM-QA), est nécessaire pour déterminer si les mesures de la santé mentale positive sont valides et fiables chez les membres des FAC.

Ce qu'apporte l'étude

- Nos conclusions appuient la fiabilité et la validité du CSM-QA pour les échantillons des militaires de la Force régulière et de la Force de réserve.

Les définitions traditionnelles conceptualisent la santé mentale et physique globale comme l'absence de maladies^{1,2}. Ces interprétations de la santé ont depuis évolué de manière à reconnaître que la santé mentale (et physique) ne peut être réduite à l'absence de maladies. Elles ont plutôt évolué en une interaction complexe entre des facteurs sociaux, psychologiques et biologiques³. Plus précisément, les définitions récentes décrivent la santé mentale comme un état de bien-être d'une personne qui fait face à des facteurs de stress quotidiens efficacement, contribue à la société, travaille de façon productive et réalise son potentiel³. Comme la promotion d'une santé mentale positive devient une priorité internationale⁴, il est essentiel que les chercheurs, les décideurs et les organismes gouvernementaux reconnaissent, comprennent et mesurent la santé mentale positive selon un continuum lié aux troubles mentaux, mais distinct de ceux-ci. Cela est notamment important pour l'amélioration du bien-être de groupes de personnes particulièrement susceptibles de rencontrer des problèmes de santé mentale, y compris les militaires et les anciens combattants. La présente recherche vise à valider une mesure couramment utilisée pour mesurer la santé mentale positive, appelée le Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé (CSM-QA)^{5,6}, dans un échantillon du personnel des Forces armées canadiennes (FAC) représentatif à l'échelle nationale.

Le Continuum de santé mentale

Keyes^{7,8} a conceptualisé la santé mentale positive comme un état qui reflète les perceptions subjectives d'une personne à l'égard de ses propres émotions positives et de son propre bien-être psychologique. Selon le modèle global à deux continuums de Keyes⁹, les troubles mentaux sont présents dans une dimension distincte de la santé mentale, de sorte qu'une personne peut éprouver des troubles mentaux (p. ex. la dépression, l'anxiété) à des niveaux élevés et tout de même présenter des degrés élevés de santé mentale (c.-à-d. florissante). En revanche, une personne peut présenter de faibles degrés de troubles mentaux, mais démontrer également de faibles degrés de santé mentale (c.-à-d. languissante). Cette

situation ne se limite pas à une compréhension traditionnelle de la santé mentale, de sorte que pour améliorer sa santé mentale, une personne ne peut pas simplement réduire les occurrences de ses troubles mentaux⁹.

L'outil Continuum de santé mentale (CSM) – Questionnaire détaillé⁷, qui repose sur 40 éléments, a été élaboré afin d'évaluer trois dimensions de la santé mentale positive fondées sur la conceptualisation de Keyes^{7,8} concernant la santé mentale, y compris le bien-être psychologique, social et émotionnel. Le bien-être psychologique désigne les dimensions du fonctionnement positif d'une personne. Les personnes qui présentent des degrés élevés de bien-être psychologique ont tendance à chercher l'acceptation de soi, l'autonomie, l'épanouissement personnel, des relations positives et la maîtrise^{7,8,10}. Le bien-être social reflète les dimensions du fonctionnement social, notamment l'acceptation sociale, la réalisation sociale, la contribution sociale, la cohérence sociale et l'intégration sociale^{7,8,11}. Plus précisément, les personnes ayant un degré élevé de bien-être social ont tendance à porter un regard positif sur les autres, à percevoir leurs propres activités comme étant utiles à la société, à considérer l'intégration sociale comme étant importante et à avoir un sentiment d'appartenance aux autres⁸. Le bien-être psychologique et le bien-être social trouvent leur origine dans les traditions d'études eudémoniques, ce qui équivaut à la santé mentale dont le fonctionnement est positif^{5,12}. Enfin, le bien-être émotionnel désigne les expériences émotionnelles positives et les perceptions globales de la satisfaction à l'égard de la vie^{7,8}. Le bien-être émotionnel est traditionnellement reconnu comme une composante du bien-être hédonique, qui est axé sur la maximisation des sentiments positifs (c.-à-d. le bonheur) tout en atténuant les sentiments négatifs afin de maintenir une santé mentale^{5,12}.

Plus récemment, l'outil Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé (CSM-QA)^{5,6}, qui repose sur 14 éléments, a été élaboré pour évaluer de manière concise les degrés de bien-être psychologique, social et émotionnel. L'outil CSM-QA a été établi à partir de son prédécesseur, l'outil

Continuum de santé mentale (CSM) – Questionnaire détaillé, auquel les éléments les plus complets en ce qui a trait aux définitions de chaque aspect du bien-être⁶ ont été sélectionnés. Des études de validation préliminaires ayant recours au CSM-QA ont montré que la mesure affichait une fiabilité interne cohérente, une validité convergente et discriminante solide, et une structure à trois facteurs parmi les échantillons de la population adulte provenant de l’Afrique du Sud⁵ et des Pays-Bas¹³, et les échantillons d’une population adolescente provenant des États-Unis¹⁴. Depuis sa conception initiale, l’outil CSM-QA a été traduit et validé dans de nombreux pays, notamment la Pologne¹⁵, l’Italie¹⁶, le Brésil¹⁷, la Corée¹⁸, le Canada¹⁹ et l’Iran²⁰. Dans toutes les études, les résultats appuyaient la structure des facteurs, et ses propriétés psychométriques étaient valables.

La santé mentale dans les Forces armées : la nécessité d’avoir des mesures valides

Les recherches antérieures ont constamment démontré que, par rapport à la population canadienne, les anciens combattants présentent une prévalence plus élevée de dépression, d’anxiété et de stress post-traumatique^{21, 22}. Dans le cadre d’une enquête sur les anciens combattants de la Force régulière publiée entre 1998 et 2012, 24 % des personnes interrogées ont indiqué qu’elles avaient reçu un diagnostic de trouble de l’humeur, de trouble anxieux ou de stress post-traumatique au moment de la réalisation de l’enquête²³. D’autres études ayant recours à l’Enquête sur la santé mentale dans les Forces canadiennes (ESMFC) ont démontré que parmi le personnel des FAC, la prévalence de tout trouble d’humeur ou trouble anxieux au cours de l’année précédente avait augmenté, passant de 10,9 % à 13,6 % sur une période de 11 ans²⁴. Il est évident que plusieurs facteurs, notamment l’exposition à des expériences de combat, les événements moralement préjudiciables^{25, 26} et la sous-utilisation des services²⁷ contribuent aux résultats négatifs en matière de santé mentale chez les anciens combattants et le corps militaire. Bien que l’on en sache beaucoup concernant les conséquences négatives en matière de santé mentale chez les militaires canadiens, il n’y a pas suffisamment de recherches sur la mesure dans laquelle les militaires ont une santé mentale positive, tel qu’il est défini selon les critères établis par Keyes⁹. Étant donné l’importance de l’amélioration de la santé et du bien-être des militaires, il est essentiel que des initiatives soient prises afin d’étudier les facteurs de protection associés à une santé mentale psychologique, sociale et émotionnelle améliorée chez les militaires. Toutefois, avant cela, il est nécessaire de valider l’outil CSM-QA afin de déterminer si cette mesure de la santé mentale positive est valide et fiable chez les membres des FAC, qui sont particulièrement à risque de présenter des symptômes de problèmes de santé mentale.

Objectif

Le but de la présente recherche est d’évaluer la fiabilité de la cohérence interne, la validité convergente, la structure des facteurs et l’invariance de la mesure du CSM-QA parmi des

échantillons représentatifs des membres de la Force régulière et de la Force de réserve des FAC. Nous prévoyons que l’échelle présentera une fiabilité interne cohérente élevée¹⁹. Selon les conclusions antérieures¹⁹, nous avons également formulé des hypothèses qui supposent qu’il y aurait des corrélations positives importantes entre les sous-échelles du CSM-QA et la satisfaction à l’égard de la vie, l’auto-évaluation de la santé mentale, le sentiment d’appartenance et le soutien social. En revanche, nous prévoyons des corrélations négatives importantes entre les sous-échelles du CSM-QA et le Plan d’évaluation des invalidités de l’Organisation mondiale de la Santé 2.0 (WHODAS 2.0), ainsi que la détresse psychologique¹⁹. En tenant compte d’études antérieures^{5, 13, 28}, nous prévoyons qu’une structure à trois facteurs sera mise sur pied et qu’elle représentera le bien-être psychologique, social et émotionnel.

Enfin, nous évaluerons l’invariance de la mesure de l’outil CSM-QA chez l’ensemble des membres de la Force régulière et de la Force de réserve des FAC afin de déterminer si l’échelle mesure les mêmes concepts dans les deux groupes. Nous prévoyons que l’outil CSM-QA présentera une invariance de la mesure chez l’ensemble des membres de la Force régulière et de la Force de réserve des FAC, et que les différences latentes moyennes révéleront des résultats plus élevés quant au bien-être des membres déployés de la Force de réserve que les résultats liés au bien-être des membres de la Force régulière. Cette hypothèse est fondée sur des recherches antérieures indiquant que la prévalence d’une mauvaise santé mentale tend à être plus élevée chez les anciens combattants de la Force régulière que chez les anciens combattants de la Force de réserve qui ont été déployés^{22, 23}.

Méthode

Participants et procédure

Les données ont été tirées de l’ESMFC transversale, qui est représentative à l’échelle nationale et qui a été réalisée en 2013²⁹. L’ESMFC a été menée par Statistique Canada et lors de celle-ci, 8 200 membres des FAC (6 700 membres de la Force régulière et 1 500 membres de la Première réserve) faisaient partie d’un échantillon aléatoire et ont répondu à une enquête portant sur leur santé mentale, les facteurs de prédiction de la santé mentale et l’utilisation des services de santé mentale³⁰. Les populations visées ont été stratifiées selon le grade et le déploiement en Afghanistan (membres déployés par rapport aux membres non déployés en Afghanistan)²⁹. Selon le poids d’échantillonnage fourni par Statistique Canada, les échantillons pondérés représentaient 64 400 membres du personnel de la Force régulière des FAC et 4 460 membres de la Force de réserve des FAC. Tous les participants de la Force de réserve ont été déployés en Afghanistan, tandis que 60,90 % des participants de la Force régulière ont été déployés et sont revenus de leur déploiement entre 2001 et 2013. Les participants ont donné un consentement éclairé, et toutes les

Tableau 1
Renseignements démographiques et militaires par membre des Forces armées

Données démographiques	Force régulière (n = 64 400)				Force de réserve (n = 4 460)			
	nombre	pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %		nombre	pourcentage	Intervalle de confiance de 95 %	
			de	à			de	à
Âge								
17 à 24 ans	8 560	13,29	12,38	14,20	400	8,93	7,42	10,44
25 à 34 ans	24 220	37,61	36,44	38,77	1 860	41,52	39,17	43,87
35 à 44 ans	17 860	27,73	26,65	28,81	940	20,98	18,94	23,02
45 à 60 ans	13 760	21,37	20,48	22,25	1 280	28,57	26,45	30,69
Sexe								
Homme	55 480	86,15	85,30	87,00	4 060	91,03	89,50	92,56
Femme	8 920	13,85	13,00	14,70	400	8,97	7,44	10,50
Niveau de scolarité								
Études secondaires ou niveau inférieur	19 160	29,82	28,67	30,97	1 000	22,42	20,27	24,58
Études postsecondaires ou niveau supérieur	45 100	70,18	69,03	71,33	3 460	77,58	75,42	79,73
État matrimonial								
Marié	29 120	45,26	44,05	46,47	1 880	42,15	39,88	44,42
Union libre	13 080	20,33	19,27	21,39	780	17,49	15,47	19,51
Séparé/veuf/divorcé	4 840	7,52	6,88	8,17	280	6,28	5,00	7,56
Célibataire	17 300	26,89	25,81	27,97	1 520	34,08	31,80	36,36
Langue								
Anglais	50 600	78,57	77,53	79,61	3 700	82,96	82,96	84,94
Français	13 800	21,43	20,39	22,47	760	17,04	15,06	19,02
Facteurs militaires – grade								
MR subalterne	35 440	55,03	54,83	55,24	2 160	48,21	47,50	48,93
MR supérieur	15 500	24,07	23,84	24,30	1 300	29,02	28,30	29,74
Officier	13 460	20,90	20,80	21,00	1 020	22,77	22,55	22,99
Déployé (en Afghanistan ou à l'extérieur de l'Amérique du Nord)	39 220	60,90	59,98	61,82	4 460	100,00

... n'ayant pas lieu de figurer

Note : MR = militaire du rang. Les fréquences indiquées sont pondérées selon le poids d'échantillonnage et arrondies sur 20. Les pourcentages sont calculés selon la fréquence pondérée après avoir été arrondi. Les intervalles de confiance de 95 % sont calculés au moyen de 500 poids bootstrap fournis par Statistique Canada.

Source : Enquête sur la santé mentale dans les Forces canadiennes, 2013.

approbations en matière d'éthique ont été obtenues par les comités d'examen affiliés à Statistique Canada. Les renseignements démographiques des participants sont fournis dans le tableau 1.

Les participants à l'enquête ont répondu à l'ESMFC en personne, avec un intervieweur, durant les heures de travail. Les interviews se sont déroulées entre avril et août 2013 dans des salles privées dans le milieu de travail militaire. Les intervieweurs avaient reçu une formation approfondie sur la façon de poser les questions de l'enquête et sur l'utilisation des procédures d'interview assistée par ordinateur²⁹.

Mesures

Santé mentale positive : La mesure principale utilisée pour la présente étude était le CSM-QA^{5, 6}. Le CSM-QA à 14 éléments permet de mesurer les aspects du bien-être psychologique, social et émotionnel ressentis lors du dernier mois sur une échelle de fréquence à six points, allant de 1 = **chaque jour**, à 6 = **jamais**. Les éléments ont été remis à l'échelle, de sorte que les résultats vont de 0 = **jamais**, à 5 = **chaque jour**, et les résultats ont été additionnés pour que les résultats les plus élevés représentent le plus grand bien-être. Les recherches antérieures appuient la fiabilité et la validité de l'outil CSM-QA relativement aux échantillons de la population canadienne

(p. ex. $\alpha = 0,77$ à $0,82$)¹⁹. Bien qu'Orpana *et al.* (2017) aient indiqué que la corrélation des résidus pour les paires d'éléments était nécessaire pour parvenir à un ajustement solide du modèle, leur modèle à trois facteurs non modifié présentait un ajustement adéquat quant aux données. Nous avons choisi de ne pas corrélérer les résidus des paires d'éléments, car ils devraient être utilisés de façon occasionnelle et leur utilisation devrait être justifiée par la théorie.

Satisfaction à l'égard de la vie : Nous avons aussi mesuré la satisfaction à l'égard de la vie à l'aide d'une seule question : « À l'aide d'une échelle de 0 à 10, quel sentiment éprouvez-vous maintenant à l'égard de votre vie, où 0 signifie «Très insatisfait» et 10 signifie «Très satisfait»? » Cette méthode a été appliquée avec succès dans un contexte canadien pour évaluer les degrés de satisfaction à l'égard de la vie dans la population générale¹⁹.

Auto-évaluation de la santé mentale : L'auto-évaluation de la santé mentale a été évaluée à l'aide d'une seule question : « En général, diriez-vous que votre santé mentale est [...] », à laquelle les participants ont répondu à l'aide d'une échelle de 1 = **excellente**, 2 = **très bonne**, 3 = **bonne**, 4 = **passable**, et 5 = **mauvaise**. Les résultats ont été inversés, de sorte que les résultats les plus élevés indiquaient une auto-évaluation de la santé mentale plus élevée. Cette méthode a été appliquée avec

Tableau 2
Statistiques descriptives pour toutes les variables de l'étude par membre des Forces armées, corps militaire, 2013

Variables/échelles	Force régulière				Force de réserve			
	Intervalle de confiance de 95 %			coefficient alpha de Cronbach	Intervalle de confiance de 95 %			coefficient alpha de Cronbach
	moyenne	de	à		moyenne	de	à	
Total du CSM	52,70	52,41	52,98	0,90	52,62	52,01	53,24	0,91
Facteur émotionnel du CSM	12,46	12,40	12,51	0,85	12,32	12,18	12,45	0,84
Facteur social du CSM	15,80	15,66	15,94	0,81	16,18	15,89	16,47	0,81
Facteur psychologique du CSM	24,41	24,29	24,52	0,84	24,09	23,82	24,36	0,85
Satisfaction à l'égard de la vie	7,78	7,74	7,82	...	7,76	7,68	7,84	...
Santé mentale autoévaluée	2,62	2,59	2,64	...	2,57	2,52	2,63	...
Sentiment d'appartenance	2,50	2,48	2,52	...	2,33	2,29	2,38	...
Soutien social	36,00	35,90	36,11	0,93	36,28	36,06	36,51	0,93
Détresse psychologique	3,70	3,61	3,79	0,82	3,67	3,48	3,86	0,84
WHODAS	7,62	7,30	7,93	0,89	6,54	5,97	7,11	0,88

... n'ayant pas lieu de figurer

Note : CSM = Continuum de santé mentale. WHODAS = Plan d'évaluation des invalidités de l'Organisation mondiale de la Santé 2.0. Les intervalles de confiance de 95 % sont calculés au moyen de 500 poids bootstrap fournis par Statistique Canada.

Source : Enquête sur la santé mentale dans les Forces canadiennes, 2013.

succès dans un contexte canadien pour évaluer les degrés d'auto-évaluation de la santé mentale chez la population générale^{19, 31}.

Sentiment d'appartenance : Nous avons mesuré le sentiment d'appartenance à l'aide d'une seule question : « Comment décririez-vous votre sentiment d'appartenance à votre communauté locale? Diriez-vous qu'il est [...] », à laquelle les participants ont répondu à l'aide d'une échelle de 1 = **très fort**, 2 = **plutôt fort**, 3 = **plutôt faible**, 4 = **très faible**. Les résultats ont été inversés, de sorte que les résultats les plus élevés indiquaient un sentiment d'appartenance plus élevé. Cette méthode a été appliquée avec succès dans un contexte canadien pour évaluer le sentiment d'appartenance chez la population générale¹⁹.

Soutien social : L'Échelle de provisions sociales à 10 éléments (SPS-10)³² a été utilisée pour évaluer les degrés de soutien social liés à l'attachement, à l'encadrement, aux alliances fiables, à la tendance à consoler, à l'intégration sociale et à la confirmation de sa valeur. Les répondants ont approuvé les éléments selon une échelle de Likert à quatre points, allant de 1 = **fortement en désaccord** à 4 = **fortement d'accord**. Les réponses ont été additionnées afin d'obtenir le résultat total du soutien social. Des recherches antérieures appuient la fiabilité et la validité de la SPS-10 chez la population canadienne (p. ex. $\alpha = 0,93$)³³.

Détresse psychologique : Les degrés de détresse psychologique ont été évalués à l'aide de l'échelle de détresse psychologique de Kessler à six éléments (K6)³⁴. La K6 est une mesure globale de la détresse, et les éléments reflètent les degrés des symptômes de dépression et d'anxiété ressentis au cours du dernier mois. Les répondants ont approuvé les éléments selon une échelle de fréquence à cinq points, allant de 1 = **toujours** à 5 = **jamais**. Les réponses aux questions ont été inversées et additionnées, de sorte que les résultats les plus élevés indiquent les plus hauts degrés de détresse psychologique. Des recherches

antérieures appuient la fiabilité et la validité de la K6 (p. ex. $\alpha = 0,89$)³⁴.

Difficultés en raison de problèmes de santé : Le Plan d'évaluation des invalidités de l'Organisation mondiale de la Santé 2.0 (WHODAS 2.0)³⁵ à 12 éléments a été mis en œuvre pour permettre d'évaluer la mesure des difficultés vécues dans l'ensemble des domaines au cours des 30 derniers jours, y compris durant les activités de la vie quotidienne, en raison de problèmes de santé comme les maladies, les blessures, les problèmes mentaux ou émotionnels, ou les problèmes de consommation d'alcool et de drogues. Les répondants ont approuvé les éléments selon une échelle allant de 1 = **aucune** à 5 = **extrême/impossible**. Les résultats ont été additionnés de manière à créer un résultat total reflétant les incapacités ou les difficultés en raison de problèmes de santé. Des recherches antérieures appuient la fiabilité et la validité du WHODAS 2.0 (p. ex. $\alpha = 0,86$)³⁶.

Stratégie d'analyse des données

À l'aide de la version 9.4 du logiciel système d'analyse statistique (SAS)³⁷, nous avons calculé les statistiques descriptives, y compris les moyennes, les intervalles de confiance (IC) de 95 %, l'asymétrie, l'aplatissement, les coefficients alpha de Cronbach, ainsi que les corrélations bivariées pour toutes les variables de l'étude. Toutes les analyses ont été réalisées séparément pour l'ensemble des membres de la Force régulière et de la Force de réserve, et les poids d'échantillonnage ont été appliqués aux analyses afin d'obtenir des estimations représentatives de la population. Les estimations de la variance ont été calculées à l'aide d'IC de 95 % obtenus au moyen de 500 poids bootstrap fournis par Statistique Canada.

La dimensionnalité de l'outil CSM-QA a été évaluée à l'aide de deux modèles d'analyse factorielle confirmatoire qui représentent les membres de la Force régulière et de la Force de réserve des FAC dans la version 8.3 de MPlus³⁸. Nous avons

Tableau 3
Corrélations bivariées entre les sous-échelles du Continuum de santé mentale et les variables pertinentes par membre des Forces armées, corps militaire, 2013

Variable/échelle	Bien-être émotionnel	Bien-être social	Bien-être psychologique	Note totale relative au bien-être
Force régulière				
Satisfaction à l'égard de la vie	0,66	0,43	0,56	0,59
Santé mentale autoévaluée	0,60	0,42	0,54	0,57
Sentiment d'appartenance	0,28	0,44	0,31	0,41
Soutien social	0,42	0,38	0,50	0,49
Détresse psychologique	-0,63	-0,43	-0,56	-0,59
WHODAS	-0,42	-0,32	-0,43	-0,43
Force de réserve				
Satisfaction à l'égard de la vie	0,68	0,47	0,58	0,62
Santé mentale autoévaluée	0,59	0,44	0,53	0,58
Sentiment d'appartenance	0,29	0,40	0,32	0,38
Soutien social	0,46	0,42	0,52	0,52
Détresse psychologique	-0,63	-0,46	-0,57	-0,60
WHODAS	-0,44	-0,35	-0,45	-0,45

Notes : WHODAS = Plan d'évaluation des invalidités de l'Organisation mondiale de la Santé 2.0. Bien-être émotionnel, bien-être social et bien-être psychologique = sous-échelles du Continuum de santé mentale. Toutes les corrélations sont importantes lorsque $p < 0,001$.

Source : Enquête sur la santé mentale dans les Forces canadiennes, 2013.

utilisé l'estimateur robuste du maximum de vraisemblance pour tenir compte de toute anomalie dans les données et faire une estimation de données manquantes de moins de 0,2 %. Pour évaluer l'ajustement du modèle d'analyse factorielle confirmatoire, nous avons eu recours au test du khi carré, à la racine de l'erreur quadratique moyenne de l'approximation (REQMA), à l'indice de Tucker et Lewis (TLI) et à l'indice d'ajustement comparatif (IAC). Une valeur p non significative obtenue à la suite du test du khi carré représente un bon ajustement du modèle. Toutefois, la taille de l'échantillon a une grande incidence sur les valeurs du khi carré³⁹; elles devraient donc être interprétées dans le contexte d'autres indices d'ajustement. Les valeurs de la REQMA inférieures à 0,05 représentent un excellent ajustement des modèles^{40, 41}, les valeurs de 0,05 à 0,08 représentent un ajustement passable des modèles⁴⁰ et les valeurs supérieures à 0,10 représentent un ajustement médiocre des modèles^{40, 41}. Les valeurs de l'IAC et du TLI se rapprochant de 0,95 représentent un bon ajustement des modèles⁴¹. Il importe toutefois de mentionner que les recommandations en matière d'ajustement des modèles devraient servir de lignes directrices et qu'il est possible qu'elles ne soient pas conformes à toutes les conditions possibles des modèles^{42, 43}.

Pour évaluer l'invariance de la structure du CSM chez l'ensemble des membres de la Force régulière et de la Force de réserve, nous avons mis à l'essai une série de modèles d'analyse factorielle confirmatoire multigroupes. Tout d'abord, nous avons évalué l'invariance configurale pour déterminer si le nombre de facteurs était le même dans l'ensemble des groupes. Ensuite, nous avons évalué l'invariance métrique pour évaluer si les coordonnées factorielles étaient équivalentes dans l'ensemble des groupes. Enfin, nous avons testé l'invariance scalaire afin de déterminer si les ordonnées à l'origine étaient équivalentes dans l'ensemble des groupes (p. ex. lorsque

deux personnes ont la même cote de variable latente, ils devraient avoir les mêmes cotes associées à l'élément). Lorsque l'invariance scalaire est obtenue avec succès, la moyenne latente peut être comparée pour l'ensemble des groupes de la Force régulière et de la Force de réserve. Les modèles d'analyse factorielle confirmatoire multigroupes ont été comparés à l'aide de tests de différences du khi carré, de l'IAC et de la REQMA. L'invariance est obtenue avec succès lorsque les valeurs des différences de l'IAC et de la REQMA sont inférieures ou égales à 0,01 et que les tests de différences du khi carré sont non significatifs^{44, 45}.

Résultats

Statistiques descriptives et corrélations bivariées

Les statistiques descriptives de toutes les variables de l'étude chez l'ensemble des membres de la Force régulière et de la Force de réserve sont affichées dans le tableau 2. Les coefficients alpha de Cronbach étaient élevés pour toutes les variables et se situaient entre 0,82 (détresse psychologique) et 0,93 (soutien social). L'échelle totale du CSM et ses sous-échelles avaient également des coefficients alpha de Cronbach élevés, variant de 0,81 à 0,91. Les valeurs d'asymétrie et d'aplatissement pour le total de l'échelle et des sous-échelles se situaient également dans les valeurs limites recommandées (pour les membres de la Force régulière, l'asymétrie variait de -1,48 à -0,60 et l'aplatissement variait de 0,08 à 5,15. Pour les membres de la Force de réserve, l'asymétrie variait de -1,51 à -0,63 et l'aplatissement variait de -0,15 à 2,84).

Les corrélations bivariées entre l'échelle totale du CSM et ses sous-échelles sont présentées dans le tableau 3. Comme prévu, toutes les sous-échelles du CSM et les notes totales corrôlaient de façon positive en ce qui concerne la satisfaction à l'égard de

Tableau 4

Indices d'ajustement de l'invariance de la mesure de la Force régulière par rapport à la Force de réserve, corps militaire, 2013

Modèle	χ^2	dl	IAC	REQMA	intervalle de confiance de 95 % de la REQMA	
					de	à
Aucune contrainte	1912,59	148	0,939	0,055	0,053	0,057
Invariance métrique	1923,58	159	0,939	0,053	0,051	0,055
Invariance scalaire	2030,3	170	0,935	0,053	0,051	0,055

Note : dl = degrés de liberté. IAC = indice d'ajustement comparatif. REQMA = racine de l'erreur quadratique moyenne de l'approximation.

Source : Enquête sur la santé mentale dans les Forces canadiennes, 2013.

la vie, l'auto-évaluation de la santé mentale, le sentiment d'appartenance et le soutien social. L'ampleur des effets variait de moyenne à grande⁴⁶. De plus, correspondant également à nos hypothèses, les sous-échelles et la note totale du CSM corrôlaient de façon négative avec la détresse psychologique et l'incapacité en raison de problèmes de santé. L'ampleur des effets variait de moyenne à grande⁴⁶. Ces corrôlations appuient la validité convergente du CSM et étaient conformes chez l'ensemble des groupes de la Force régulière et de la Force de réserve en ce qui concerne à la fois l'orientation et l'ampleur.

Analyses factorielles confirmatoires

Lorsqu'une structure à trois dimensions du CSM a été examinée relativement à la Force régulière, l'ajustement du modèle était acceptable : $\chi^2_{(74)} = 1\,319,73$, $p < 0,001$; IAC = 0,942; TLI = 0,929; REQMA = 0,051, IC de 90 % = 0,049 à 0,053. Les coordonnées factorielles étaient solides, variant de 0,626 (élément n° 7, sous-échelle du bien-être social) à 0,851 (élément n° 3, sous-échelle du bien-être émotionnel). Les corrôlations de la variable latente étaient importantes : le bien-être social et le bien-être émotionnel corrôlaient à 0,668, le bien-être psychologique et le bien-être émotionnel corrôlaient à 0,853, et le bien-être social et le bien-être psychologique corrôlaient à 0,782.

L'ajustement du modèle du CSM de la Force de réserve était également acceptable : $\chi^2_{(74)} = 517,75$, $p < 0,001$; IAC = 0,927; TLI = 0,910; REQMA = 0,065, IC de 90 % = 0,060 à 0,070. Les coordonnées factorielles étaient solides : elles variaient de 0,609 (élément n° 7, sous-échelle du bien-être social) à 0,796 (élément n° 2, sous-échelle du bien-être émotionnel). Les corrôlations de la variable latente étaient importantes : le bien-être social et le bien-être émotionnel corrôlaient à 0,743, le bien-être psychologique et le bien-être émotionnel corrôlaient à 0,904, et le bien-être social et le bien-être psychologique corrôlaient à 0,845.

Invariance de la mesure chez l'ensemble des membres de la Force régulière et de la Force de réserve

D'abord, le modèle de configuration affichait un bon ajustement des modèles, ce qui indique que le nombre de facteurs ne variait pas chez l'ensemble des membres de la Force régulière et de la Force de réserve (voir le tableau 4). Le modèle métrique ne différait également pas considérablement du modèle de configuration, $\Delta\chi^2_{(11)} = 10,99$, $p > 0,05$, $\Delta\text{IAC} = 0,000$, $\Delta\text{REQMA} = 0,002$, ce qui indique que les coordonnées

factorielles ne variaient pas chez l'ensemble des membres de la Force régulière et de la Force de réserve. Enfin, d'après le test de différence du khi carré, l'ajustement du modèle d'invariance scalaire est nettement inférieur à celui du modèle métrique, où $\Delta\chi^2_{(11)} = 106,72$, $p < 0,01$. Toutefois, la taille des grands échantillons a une incidence sur le test de différence χ^2 et en augmente souvent les résultats⁴⁷. Par conséquent, nous nous sommes appuyés sur les tests de différence de l'IAC et de la REQMA, qui n'indiquent aucune différence importante entre le modèle métrique et le modèle scalaire : $\Delta\text{IAC} = 0,004$, $\Delta\text{REQMA} = 0,000$. Les ordonnées à l'origine ne variaient donc pas dans les deux groupes et les différences de moyenne latente pourraient être calculées de manière fiable. Lorsque les différences de moyenne latente ont été calculées, le groupe de la Force de réserve a obtenu des résultats considérablement inférieurs à ceux du groupe de la Force régulière en ce qui concerne le bien-être émotionnel et le bien-être psychologique ($\Delta m = -0,046$, $p = 0,035$ et $\Delta m = -0,058$, $p = 0,015$, respectivement), tandis que le groupe de la Force de réserve a obtenu des résultats beaucoup plus élevés que le groupe de la Force régulière relativement au bien-être social ($\Delta m = 0,087$, $p = 0,010$).

Afin de préciser ce résultat, nous avons effectué un suivi à l'aide de tests t pour évaluer les différences moyennes relatives aux sous-échelles du CSM en matière de bien-être entre le groupe déployé de la Force de réserve et seulement le personnel déployé de la Force régulière. Nous n'avons trouvé aucune différence importante entre les deux groupes déployés en ce qui a trait au bien-être émotionnel ($t_{(499)} = 1,33$, $p = 0,185$) et psychologique ($t_{(499)} = 1,35$, $p = 0,176$). Le groupe de la Force de réserve a obtenu des résultats plus élevés que le groupe de la Force régulière en ce qui concerne le bien-être social ($t_{(499)} = -2,43$, $p = 0,015$).

Discussion

Nos résultats révèlent une excellente fiabilité de l'outil CSM-QA chez les membres de la Force régulière et de la Force de réserve, les coefficients alpha de Cronbach étant comparables ou supérieurs à ceux de recherches antérieures en ce qui concerne les échantillons de la population canadienne générale¹⁹.

Les estimations de la validité convergente ont révélé que l'échelle totale du CSM-QA et ses sous-échelles corrôlaient comme prévu avec la satisfaction à l'égard de la vie, l'auto-

évaluation de la santé mentale, le sentiment d'appartenance, le soutien social, la détresse psychologique et l'incapacité en raison de problèmes de santé. Ces résultats sont conformes aux recherches antérieures selon lesquelles les personnes ayant une forte santé mentale psychologique (c.-à-d. l'acceptation de soi, l'entretien de relations positives et la maîtrise), sociale (c.-à-d., une intégration sociale importante, un sentiment d'appartenance), et émotionnelle (c.-à-d., des expériences émotionnelles positives) ont tendance à avoir des sentiments positifs en général à l'égard de leur vie dans son ensemble^{13, 19}, des sentiments d'appartenance positifs à leur communauté locale¹⁹, et des perceptions positives en ce qui concerne le soutien et la confirmation de leur valeur de la part d'autrui¹⁹. Nos résultats sont également conformes aux recherches antérieures selon lesquelles les militaires ayant autodéclaré une forte santé mentale psychologique, sociale et émotionnelle étaient moins susceptibles d'éprouver des symptômes de dépression et d'anxiété⁴⁸. Enfin, nos résultats ont confirmé les résultats antérieurs selon lesquels les Canadiens ayant déclaré des degrés élevés de bien-être étaient moins susceptibles de déclarer des difficultés associées à des problèmes de santé comme les maladies, les blessures et les problèmes de consommation d'alcool et de drogues¹⁹.

Ensuite, nous avons mis à l'essai un modèle à trois dimensions (c.-à-d. le bien-être psychologique, social et émotionnel) du CSM-QA dans le but de confirmer la structure des facteurs dans l'ensemble des échantillons des militaires de la Force régulière et de la Force de réserve. Nos résultats ont révélé que les modèles à trois facteurs affichaient un bon ajustement par rapport aux données, ce qui est conforme aux études antérieures de validation de l'outil CSM-QA à l'aide d'échantillons de la population du Canada¹⁹, de l'Afrique du Sud⁵, des Pays-Bas¹³, des États-Unis⁴⁹ et de la Pologne¹⁵, entre autres.

Lorsque nous avons évalué l'invariance de la mesure de l'outil CSM-QA chez l'ensemble des membres réguliers et réservistes, nous avons constaté que le modèle de configuration était bien ajusté par rapport aux données, ce qui indique que la structure à trois facteurs était cohérente dans l'ensemble des échantillons. Les modèles métriques et scalaires ont également révélé que les coordonnées factorielles et les ordonnées à l'origine ne variaient pas dans les échantillons. Par conséquent, nous avons examiné les différences de moyennes entre les groupes de la Force régulière et de la Force de réserve en ce qui a trait au bien-être psychologique, social et émotionnel latent. D'après les conclusions antérieures indiquant une prévalence plus élevée de problèmes de santé mentale chez les anciens combattants de la Force régulière par rapport aux anciens combattants déployés de la Force de réserve²³, ainsi que les conclusions illustrant une association bivariée entre le statut de déploiement de la Force régulière (par rapport au statut de déploiement de la Force de réserve) chez le corps militaire et la présence de problèmes de santé mentale à la suite du déploiement⁵⁰, nous nous attendions à ce que les membres de la Force régulière obtiennent des résultats moins élevés relativement aux facteurs de bien-être latent. Cette hypothèse était partiellement soutenue, de sorte que

le groupe de la Force de réserve a obtenu des résultats beaucoup plus élevés que le groupe de la Force régulière pour ce qui est du bien-être social. Ces résultats indiquent que les membres de la Force de réserve ont tendance à avoir un sentiment d'appartenance plus fort aux autres et à s'intégrer plus sérieusement sur le plan social que les membres de la Force régulière. Ces résultats correspondent aux résultats antérieurs selon lesquels les anciens combattants de la Force régulière tendent à avoir des taux plus élevés de troubles de l'humeur et de stress post-traumatique que les anciens combattants de la Force de réserve^{22, 23}, ce qui donne souvent lieu à un retrait social et à une difficulté à entretenir des liens avec les autres.

Il est intéressant de constater que, contrairement aux hypothèses, le groupe de la Force de réserve a obtenu des résultats beaucoup moins élevés que le groupe de la Force régulière pour ce qui est du bien-être émotionnel et psychologique. Selon une explication possible, bien que la totalité des membres de la Force de réserve du présent échantillon ait été déployée en Afghanistan, 60,90 % des membres de la Force régulière avaient été déployés au moment de la participation à l'enquête. Les cas de déploiement et les expériences pouvant être moralement préjudiciables qui sont associées au déploiement contribuent souvent à l'apparition de problèmes de santé mentale, notamment le stress post-traumatique et la dépression²⁶. Par conséquent, les militaires qui ont été déployés (dans notre cas, l'échantillon des membres de la Force de réserve) sont susceptibles de courir un risque accru d'avoir une mauvaise santé mentale que ceux qui n'ont pas été déployés. En fait, lorsque nous avons effectué un suivi à l'aide des tests *t* des échantillons indépendants évaluant le personnel déployé uniquement, il n'y avait aucune différence considérable entre les groupes de la Force de réserve et de la Force régulière relativement au bien-être émotionnel ou psychologique. Ces résultats confirment davantage notre hypothèse selon laquelle le statut de déploiement contribue probablement aux résultats initialement faibles du groupe de la Force de réserve quant au bien-être.

Limites et orientations futures

Malgré les forces de la présente étude, nous reconnaissons ses limites. Notre échantillon ne comprenait que les membres de la Force de réserve qui avaient été déployés. Par conséquent, même si nous pourrions prédire que l'outil CSM-QA serait valide pour les membres de la Force de réserve n'ayant pas été déployés, nous ne pouvons pas généraliser nos résultats à ce groupe. Dans le cadre de recherches futures, des études de validité devraient être réalisées à l'aide du CSM-QA parmi les échantillons du corps militaire constitué de membres de la Force de réserve n'ayant pas été déployés.

Notre échantillon était représentatif de la population militaire canadienne. Ainsi, il comprenait principalement des hommes. Il est possible que les résultats ne soient pas les mêmes chez les femmes ou d'autres minorités de genre au sein du corps militaire. Des recherches futures devraient se pencher sur l'étude de l'utilité du CSM-QA chez les femmes dans les Forces

armées en mettant à l'essai sa fiabilité, sa structure des facteurs et l'invariance des sexes.

Enfin, il est possible que nos résultats ne généralisent pas les échantillons de corps militaires à l'extérieur du Canada. Des recherches futures devraient évaluer la fiabilité et la validité de l'outil CSM-QA parmi les échantillons des corps militaires et des anciens combattants à l'extérieur du Canada.

Conclusions

Dans l'ensemble, nos conclusions appuient la fiabilité et la validité du CSM-QA pour les échantillons des membres de la Force régulière et de la Force de réserve. Par conséquent, les chercheurs et les cliniciens peuvent utiliser de façon sûre le CSM-QA en tant qu'outil pour évaluer, interpréter et prédire le bien-être psychologique, social et émotionnel des militaires.

Remerciements

Nous tenons à remercier M^{me} Heather Orpana pour son aide et ses précisions sur la méthodologie liée à l'évaluation psychométrique du CSM-QA réalisée au sein de la population générale canadienne.

Références

1. L. Breslow, « A quantitative approach to the World Health Organization definition of health: Physical, mental and social well-being », *International Journal of Epidemiology*, 1(4), 1972, p. 347-355.
2. Organisation mondiale de la Santé, *Constitution de l'Organisation mondiale de la Santé*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 1948.
3. Organisation mondiale de la Santé, *Santé mentale : renforcer notre action*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2018.
4. Organisation mondiale de la Santé, *Promoting Mental Health: Concepts, Emerging Evidence, Practice*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2005.
5. C.L. Keyes, M. Wissing, J.P. Potgieter *et al.*, « Evaluation of the Mental Health Continuum–Short Form (MHC-SF) in setswana-speaking South Africans », *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 15(3), 2008, p. 181-192.
6. C.L. Keyes, *Brief description of the Mental Health Continuum–Short Form (MHC-SF)*, 2009, disponible à l'adresse <http://www.sociology.emory.edu/ckeyes/>
7. C.L. Keyes, « The mental health continuum: From languishing to flourishing in life », *Journal of Health and Social Behavior*, 43(2), 2002, p. 207-222.
8. C.L. Keyes, « Promoting and protecting mental health as flourishing: A complementary strategy for improving national mental health », *American Psychologist*, 62(2), 2007, p. 95-108.
9. C.L. Keyes, « Mental illness and/or mental health? Investigating axioms of the complete state model of health », *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73(3), 2005, p. 539-548.
10. C.D. Ryff, « Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being », *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 1989, p. 1069-1081.
11. C.L. Keyes, « Social well-being », *Social Psychology Quarterly*, 61(2), 1998, p. 121-140.
12. C.L. Keyes, D. Shmotkin et C.D. Ryff, « Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions », *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 2002, p. 1007-1022.
13. S.M.A. Lamers, G.J. Westerhof, E.T. Bohlmeijer *et al.*, « Evaluating the psychometric properties of the Mental Health Continuum–Short Form (MHC-SF) », *Journal of Clinical Psychology*, 67(1), 2011, p. 99-110.
14. C.L. Keyes, « Mental health in adolescence: Is America's youth flourishing? », *American Journal of Orthopsychiatry*, 76(3), 2006, p. 395-402.
15. D. Karaś, J. Ciecuch et C.L. Keyes, « The Polish adaptation of the Mental Health Continuum–Short Form (MHC-SF) », *Personality and Individual Differences*, 69, 2014, p. 104-109.
16. G. Petrillo, V. Capone, D. Caso et C.L. Keyes, « The Mental Health Continuum–Short Form (MHC-SF) as a measure of well-being in the Italian context », *Social Indicators Research*, 121(1), 2015, p. 291-312.
17. W.D.L. Machado et D.R. Bandeira, « Positive mental health scale: Validation of the Mental Health Continuum–Short Form », *Psico-USF*, 20(2), 2015, p. 259-274.
18. Y. Lim, « Psychometric characteristics of the Korean Mental Health Continuum–Short Form in an adolescent sample », *Journal of Psychoeducational Assessment*, 32(4), 2014, p. 356-364.
19. H. Orpana, J. Vachon, J. Dykxhoorn et G. Jayaraman, « Mesurer la santé mentale positive au Canada : validation des concepts du Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé », *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*, 37(4), 2017, p. 123-130.
20. M. Joshanloo, M.P. Wissing, I.P. Khumalo et S.M.A. Lamers, « Measurement invariance of the Mental Health Continuum–Short Form (MHC-SF) across three cultural groups », *Personality and Individual Differences*, 55(7), 2013, p. 755-759.
21. J. Thompson et W. Lockhart, *Background for the Road to Civilian Life (R2CL) Program of Research into the Mental Health and Well-Being of Canadian Armed Forces Members/Veterans During Military-Civilian Transition*, Charlottetown, Île-du-Prince-Édouard, Anciens Combattants Canada, Direction de la recherche, 2015.
22. J.M. Thompson, L.D. VanTil, M.A. Zamorski *et al.*, « Mental health of Canadian Armed Forces veterans: Review of population studies », *Journal of Military, Veteran and Family Health*, 2(1), 2016, p. 70-86.
23. J. Thompson, L. Van Til, A. Poirier *et al.*, *Santé et bien-être des vétérans des Forces canadiennes : Conclusions de l'Enquête sur la vie après le service militaire de 2013*, Anciens Combattants Canada, 2014.
24. M.A. Zamorski, R.E. Bennett, C. Rusu *et al.*, « Prevalence of past-year mental disorders in the Canadian Armed Forces, 2002-2013 », *Revue canadienne de psychiatrie*, 61(1), 2016, p. 26S-35S.
25. L. King, F. Ketcheson, K. St. Cyr *et al.*, « Factor structure of deployment experiences and relations to mental health disorders among treatment-seeking Canadian Armed Forces personnel and veterans », *Psychological Trauma*, 12(4), 2020, p. 413.
26. A. Nazarov, D. Fikretoglu, A. Liu *et al.*, « Greater prevalence of post-traumatic stress disorder and depression in deployed Canadian Armed Forces personnel at risk for moral injury », *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 137(4), 2018, p. 342-354.
27. K. Zivin, H.M. Kim, J.F. McCarthy *et al.*, « Suicide mortality among individuals receiving treatment for depression in the Veterans Affairs health system: Associations with patient and treatment setting characteristics », *American Journal of Public Health*, 97(12), 2007, p. 2193-2198.
28. M.W. Gallagher, S.J. Lopez et K.J. Preacher, « The hierarchical structure of well-being », *Journal of Personality*, 77(4), 2009, p. 1025-1050.
29. Statistique Canada, *Enquête sur la santé mentale dans les Forces canadiennes (ESMFC) de 2013*, disponible à l'adresse https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=135886

30. M.A. Zamorski, R.E. Bennett, D. Boulos *et al.*, « The 2013 Canadian forces mental health survey: background and methods », *Revue canadienne de psychiatrie*, 61(1), 2016, p. 10S-25S.
31. W. Lewchuk, M. Clarke et A. De Wolff, « Working without commitments: Precarious employment and health », *Work, Employment and Society*, 22(3), 2008, p. 387-406.
32. C.E. Cutrona et D.W. Russell, « The provisions of social relationships and adaptation to stress », dans *Advances in Personal Relationships*, publié sous la direction de W.H. Jones et D. Perlman, Greenwich, Connecticut, JAI Press, 1987, p. 37-67.
33. H.M. Orpana, J.J. Lang et K. Yurkowski, « Validation d'une version réduite de l'Échelle de provisions sociales au moyen de données d'enquêtes nationales canadiennes », *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada*, 39(12), 2019, p. 323.
34. R.C. Kessler, P.R. Barker, L.J. Colpe *et al.*, « Screening for serious mental illness in the general population », *Archives of General Psychiatry*, 60(2), 2003, p. 184-189.
35. T.B. Üstün, N. Kostanjsek, S. Chatterji et J. Rehm, *Measuring Health and Disability: Manual for WHO Disability Assessment Schedule WHODAS 2.0*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2010.
36. T.B. Üstün, S. Chatterji, N. Kostanjsek *et al.*, « Developing the World Health Organization disability assessment schedule 2.0 », *Bulletin de l'Organisation mondiale de la Santé*, 88, 2010, p. 815-823.
37. SAS Institute Inc., *SAS® 9.4 Statements: Reference*, Cary, Caroline du Nord, SAS Institute Inc., 2013.
38. L.K. Muthén et B.O. Muthén, *Mplus User's Guide*, Huitième édition, Los Angeles, Californie, Muthén & Muthén, 1998-2017.
39. K.G. Jöreskog, « A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis », *Psychometrika*, 34(2), 1969, p. 183-202.
40. M.W. Browne et R. Cudeck, « Alternative ways of assessing model fit », *Sociological Methods & Research*, 21(2), 1992, p. 230-258.
41. L. Hu et P. Bentler, « Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives », *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1999, p. 1-55.
42. K. Groskurth, M. Bluemke et C. Lechner, *Why We Need to Abandon Fixed Cutoffs for Goodness-of-fit Indices: A Comprehensive Simulation and Possible Solutions*, PsyArXiv Preprints, 2021.
43. H.W. Marsh, K.T. Hau et Z. Wen, « In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings », *Structural Equation Modeling*, 11(3), 2004, p. 320-341.
44. F.F. Chen, « Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance », *Structural Equation Modeling*, 14(3), 2007, p. 464-504.
45. G.W. Cheung et R.B. Rensvold, « Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance », *Structural Equation Modeling*, 9(2), 2002, p. 233-255.
46. J. Cohen, *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, New York, New York, Routledge, 2013.
47. A.W. Meade, E.C. Johnson et P.W. Braddy, « Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance », *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 2008, p. 568-592.
48. H. Sampasa-Kanyinga, M.A. Zamorski et I. Colman, « The psychometric properties of the 10-item Kessler Psychological Distress Scale (K10) in Canadian military personnel », *PLoS ONE*, 13(4), 2018, p. e0196562.
49. C.L. Keyes, « The subjective well-being of America's youth: Toward a comprehensive assessment », *Adolescent and Family Health*, 4, 2005, p. 3-11.
50. M.A. Zamorski, C. Rusu et B.G. Garber, « Prevalence and correlates of mental health problems in Canadian Forces personnel who deployed in support of the mission in Afghanistan: Findings from postdeployment screenings, 2009-2012 », *Revue canadienne de psychiatrie*, 59(6), 2014, p. 319-326.