

NOTE TO USERS

This reproduction is the best copy available.

UMI[®]

Le conflit travail-famille et la rétention des médecins résidents du
Québec: élaboration et première validation de deux
instruments de mesure

par

Caroline A. Mathieu

Mémoire présenté à la faculté d'administration
en vue de l'obtention du grade de Maître ès sciences (M. Sc.) en administration
Concentration : Intervention et changement organisationnel

FACULTÉ D'ADMINISTRATION
UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

Sherbrooke, Québec, Canada, mars 2008

vii - 716



Library and
Archives Canada

Bibliothèque et
Archives Canada

Published Heritage
Branch

Direction du
Patrimoine de l'édition

395 Wellington Street
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

395, rue Wellington
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Your file *Votre référence*
ISBN: 978-0-494-37908-0
Our file *Notre référence*
ISBN: 978-0-494-37908-0

NOTICE:

The author has granted a non-exclusive license allowing Library and Archives Canada to reproduce, publish, archive, preserve, conserve, communicate to the public by telecommunication or on the Internet, loan, distribute and sell theses worldwide, for commercial or non-commercial purposes, in microform, paper, electronic and/or any other formats.

The author retains copyright ownership and moral rights in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

AVIS:

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque et Archives Canada de reproduire, publier, archiver, sauvegarder, conserver, transmettre au public par télécommunication ou par l'Internet, prêter, distribuer et vendre des thèses partout dans le monde, à des fins commerciales ou autres, sur support microforme, papier, électronique et/ou autres formats.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur et des droits moraux qui protègent cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

In compliance with the Canadian Privacy Act some supporting forms may have been removed from this thesis.

Conformément à la loi canadienne sur la protection de la vie privée, quelques formulaires secondaires ont été enlevés de cette thèse.

While these forms may be included in the document page count, their removal does not represent any loss of content from the thesis.

Bien que ces formulaires aient inclus dans la pagination, il n'y aura aucun contenu manquant.


Canada

Résumé

Plusieurs études suggèrent l'existence d'un lien entre la présence de conflits travail-famille (CTF) et les départs volontaires du personnel. Afin de trouver des variables pouvant influencer la rétention des médecins du Québec, une revue de cette littérature en rapport avec le CTF a permis de constater qu'il n'existe aucun instrument adapté spécifiquement à la réalité des médecins pour mesurer ce type de conflit. Afin de vérifier si ce lien existe entre le CTF et le départ de médecins québécois, deux instruments de mesure existants sur le CTF et la variable « intention de quitter son poste » ont été adaptés à la réalité des médecins. C'est auprès de 50 médecins résidents que s'est faite la collecte de données pour ainsi : 1) effectuer une première étude de validation et de fidélisation d'un instrument mesurant le CTF auprès des médecins résidents du Québec; 2) vérifier la validité et la fidélité d'un instrument mesurant l'intention des médecins de quitter leur poste; 3) vérifier le rôle du CTF dans l'explication de l'intention de quitter son poste chez ces professionnels et, si possible, donner une droite de régression linéaire simple afin de pouvoir faire des prévisions sur l'intention qu'aurait un médecin de quitter son poste à partir de son niveau de CTF. En plus de ces trois objectifs, quatre exploratoires ont été ajoutées : les résidentes en médecine ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues masculins; les médecins résidents avec au moins un enfant ou une personne à charge ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues qui n'en ont pas; les médecins résidents mariés ou conjoints de fait ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues célibataires, séparés, divorcés ou veufs; les médecins résidents appartenant au groupe d'âge des plus jeunes (nés en 1980 ou après) ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues plus âgés (nés entre 1966 et 1979 et nés en 1965 ou avant). En regard de ces objectifs, les résultats de cette étude ont démontré que le nouvel instrument sur le CTF adapté d'un instrument déjà existant était aussi fidèle que l'ancien et mesurait le même concept. Pour ce qui est du nouvel instrument sur la variable « intention de quitter son poste », il est non seulement fidèle selon l'analyse des questionnaires de cette recherche mais il l'est beaucoup plus que l'ancien

instrument utilisé par d'autres chercheurs. Ces nouveaux instruments pourront donc être utilisés pour des recherches futures, spécifiquement auprès de médecins résidents ou des médecins du Québec pour mesurer leur niveau de CTF. De plus, l'existence du rôle du CTF dans l'explication de l'intention de quitter son poste chez ces professionnels a été vérifiée et les résultats démontrent qu'il existe bel et bien un lien fort entre ces deux variables : plus le score du CTF augmente, plus le score de la variable « intention de quitter son poste » augmente. Pour les quatre questions exploratoires, seule la variable statut civil influence le niveau de CTF, et en moyenne, les médecins mariés ou conjoints de faits ont un niveau de CTF plus élevé que ceux qui sont célibataires, séparés, divorcés ou veufs.

Remerciements

Tout d'abord, je dois remercier mes deux co-directeurs, François Courcy et Jean-Maurice Trudel ainsi qu'André Petit et Jennifer Bélanger, deux professeurs qui ont su me guider dans tout ce processus de recherche et de rédaction pour faire de ce mémoire, un projet enrichissant et complet.

Je remercie tous les médecins résidents qui ont bien voulu prendre de leur temps pour répondre à mon questionnaire et qui ont permis d'amasser les précieuses données pour ce mémoire.

Un peu plus près de moi, je dois remercier mes parents, Adéline et Gérard qui m'ont toujours encouragée à poursuivre mes études supérieures et aussi pour leur soutien financier dans les moments difficiles. Je dois également remercier ma sœur, Cynthia, qui, par son expérience, a su me guider à travers les étapes de la réalisation de ce mémoire ainsi que pour son support moral à travers cette expérience.

Je crois que nous avons tous un petit ange qui veille sur nous. Mon ange à moi est mon mari Mikaël. Le fait de savoir qu'il croit beaucoup en moi, ses encouragements et son support dans mon projet de retourner aux études après quelques années sur le marché du travail ont facilité l'accomplissement de ce mémoire. Merci de ton support moral et de ton encouragement! Et à toi, petite Victoria, pour tes «petits coups» d'encouragement, qui m'ont permis d'avoir le courage de terminer ce mémoire avant ton arrivée dans nos vies, merci.

Finalement, merci à toutes les personnes que je n'ai pas mentionnées, qui m'ont, de près ou de loin, encouragée et aidée à faire cette recherche et aussi à vous chers lecteurs!

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ	ii
REMERCIEMENTS	iv
TABLE DES MATIÈRES	v
Liste des tableaux et figure	vii
Liste des annexes	viii
1. CONFLIT TRAVAIL-FAMILLE	2
1.1 Le milieu de la santé, les médecins et le conflit travail-famille	4
1.2 Objectifs et hypothèses	8
2. MÉTHODOLOGIE	9
2.1 Échantillon	9
2.2 Déroulement de la recherche	10
2.3 Traitement des aspects éthiques	11
2.4 Instruments de mesure	11
2.4.1 <i>Conflit travail-famille</i>	12
2.4.2 <i>Intention de quitter son poste</i>	12
2.4.3 <i>Données socio-démographiques</i>	13
2.5 Devis d'analyse des données	14
3. RÉSULTATS	15
3.1 Analyses préliminaires	15
3.2 Vérification des propriétés psychométriques des instruments	15
3.2.1 <i>Premier objectif: effectuer une première étude de validation et de fidélité d'un instrument mesurant le CTF auprès des médecins résidents du Québec</i>	15
3.2.1.1 <i>Descriptif</i>	15
3.2.1.2 <i>Analyse factorielle</i>	16
3.2.1.3 <i>Fidélité des instruments sur le CTF</i>	17
3.2.1.4 <i>Corrélation entre les anciens et les nouveaux instruments</i>	20
3.2.2 <i>Deuxième objectif: vérifier la validité et la fidélité d'un instrument mesurant l'intention des médecins résidents de quitter leur poste</i>	21
3.2.2.1 <i>Descriptif</i>	21
3.2.2.2 <i>Analyse factorielle</i>	21

3.2.2.3	Fidélité des instruments sur l'intention de quitter son poste	24
3.2.2.4	Corrélation entre les anciens et les nouveaux instruments	27
3.3	Analyses des questions de recherche	28
3.3.1	<i>Troisième objectif : vérifier le rôle du CTF dans l'explication de l'intention de quitter son poste chez ces professionnels et, si possible, donner une droite de régression linéaire simple afin de pouvoir faire des prévisions sur l'intention qu'aurait un médecin de quitter son poste à partir de son niveau de CTF</i>	28
3.3.2	<i>Première question exploratoire : les résidentes en médecine ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues masculins</i>	30
3.3.3	<i>Deuxième question exploratoire : les médecins résidents avec au moins un enfant ou personne à charge ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues qui n'en ont pas</i>	31
3.3.4	<i>Troisième question exploratoire : les médecins résidents mariés ou conjoints de fait ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues célibataires, séparés, divorcés ou veufs</i>	33
3.3.5	<i>Quatrième question exploratoire : les médecins résidents appartenant au groupe d'âge des plus jeunes (nés en 1980 ou après) ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues plus âgés (nés entre 1966 et 1979 et nés en 1965 ou avant)</i>	35
4.	DISCUSSION	37
4.1	Implications des résultats	38
4.2	Les limites de l'étude	41
5.	CONCLUSION	42
	BIBLIOGRAPHIE	44
	ANNEXES	49

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURE

Tableau I	<i>Communalities</i> de l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) sur le CTF	16
Tableau II	<i>Communalities</i> du nouvel instrument de Mathieu (2008) sur le CTF	17
Tableau III	Matrice des corrélations de l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) sur le CTF	18
Tableau IV	Matrice des corrélations du nouvel instrument de Mathieu (2008) sur le CTF	19
Tableau V	<i>Communalities</i> de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) sur l'intention de quitter son poste	22
Tableau VI	<i>Communalities</i> du nouvel instrument de Mathieu (2008) sur l'intention de quitter son poste	23
Tableau VII	Matrice des corrélations de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) sur l'intention de quitter son poste	25
Tableau VIII	Matrice des corrélations du nouvel instrument de Mathieu (2008) sur l'intention de quitter son poste	26
Figure I	Graphique de la relation entre le CTF et la variable « intention de quitter son poste »	29

LISTE DES ANNEXES

ANNEXE I : Formulaire de consentement	49
ANNEXE II : Certificat d'éthique	52
ANNEXE III : Questionnaire de recherche	55
ANNEXE IV : Résultats statistiques	61

1. LE CONFLIT TRAVAIL-FAMILLE

Le conflit travail-famille (CTF) est aujourd'hui considéré comme une responsabilité collective (Maroussia et Sinotte, 2004). C'est d'autant plus important de se pencher sur ce conflit pour tenter de le diminuer car en 2006, 33% des Québécois associaient le « bonheur » à la famille et que la famille était plutôt associée à des « moments heureux » à 88% (CROP, 2006). Pour rendre les citoyens heureux, on ne peut se fier uniquement au travail ou à l'organisation de celui-ci, il faut aller plus loin en leur permettant de diminuer le conflit entre le travail et la famille pour leur permettre de passer plus de temps avec leur famille, près du « bonheur ». Cela aiderait du même coup leur relation de couple, car au Québec, en 2006, 29% des répondants au sondage CROP (2006) ont indiqué que le temps consacré au travail était la principale source de dispute dans leur couple et 16% ont répondu que c'était le manque de temps consacré à la famille qui était la principale source de dispute. Il faut souligner de plus que 45% des couples québécois ont comme principale source de dispute le temps consacré au travail ou à la famille, ce qui s'apparente comme étant un conflit de valeurs et de priorités entre le travail et la vie familiale. De façon globale, 29% des répondants au sondage CROP (2006) considéraient qu'ils avaient « très souvent » ou « assez souvent » des difficultés à concilier le travail et la famille et 24% des parents d'enfants mineurs préféreraient rester à la maison avec leurs enfants s'ils en avaient le choix.

Le conflit travail-famille a été défini par Greenhaus et Beutell (1985, traduction libre de la p.2) comme «une forme de conflit de rôles entre ceux vécus au travail qui comportent des pressions et ceux vécus en famille qui deviennent incompatibles à certains égards». Cette définition nous suggère que les difficultés peuvent s'évaluer dans les deux sens : conflit travail-famille et conflit famille-travail (O'driscoll, 2004). Par contre, la majorité des chercheurs mesurent et considèrent la relation entre le travail et la famille, comme étant à sens unique : Travail → Famille (ex : Parasuraman, Greenberg, Rabinowitz, Bedelan et Mossholder, 1989; Aryee et Luk, 1996; William 1994) ou Famille → Travail. Le conflit se produit alors lorsqu'une personne doit assumer, à la fois, les rôles d'employé, de parent et de conjoint, avec

des ressources limitées (temps, engagement, énergie). Ceci cause des tensions « de surcharge » ou « de l'interférence » d'une sphère de vie envers l'autre. D'autres chercheurs ont adopté une perspective bidirectionnelle de ce conflit, selon laquelle la relation entre le travail et la famille s'avère réciproque : Travail → Famille et Famille → Travail (ex : Boyar, Maertz, Pearson et Keough, 2003; Frone, Russell et Cooper, 1992). Ces chercheurs ont donc mesuré ces deux types de conflits. Les résultats de leurs études montrent que ces deux types de conflits sont distincts, même s'ils sont parfois assez corrélés. Leurs résultats montrent entre autres que le CTF ressenti par les participants est à un niveau plus élevé que celui du CFT. Comme par exemple, en Angleterre, la moyenne du CFT ressenti par les participants d'une étude de Simon, Kummerling et Hasselhorn, (2004) était de 1,4 (sur une échelle de un à cinq, cinq étant le plus élevé) et pour le CTF, le résultat était de 2,8.

Dans le cadre de ce projet de recherche, le conflit travail-famille sera mesuré à sens unique : **TRAVAIL → FAMILLE**. Plusieurs chercheurs ayant opté pour une perspective bidirectionnelle de ce conflit ont obtenu des résultats indiquant que le CTF était significativement plus corrélé avec différentes variables (l'intention de quitter la profession, le nombre d'heures travaillées, le nombre d'heures travaillées en temps supplémentaire, la demande quantitative de travail, la demande émotionnelle, quitter la journée de travail plus tôt) et aussi plus prononcé chez les participants que le CFT (Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004; Boyar, Maertz et Pearson, 2005). Une recherche de St-Onge, Renaud, Guérin et Caussignac, (2002) a permis également de constater que la satisfaction à l'égard de la vie en général comme variable ultime s'avérait significativement influencée par un seul des deux types de conflit étudiés (CTF et CFT), soit le conflit «travail → famille».

En sortant du cadre de la société et en entrant dans le domaine du CTF propre à un individu, on peut observer que ce conflit a de nombreux effets négatifs sur l'organisation : vouloir quitter la profession (Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004; Ross, Rideout et Carson, 1994; Gottlieb, Kelloway et Matthews, 1996; Burke et Greenglass, 2001; Hoonaker, 2005); augmentation de l'épuisement professionnel (Hoonaker, 2005); diminution de la satisfaction au travail (Hoonaker, 2005);

augmentation du taux d'absentéisme (Boyar, Maertz et Pearson, 2005); amène à quitter le travail plus tôt (Boyar, Maertz et Pearson, 2005); diminution du rendement au travail (St-Onge, Renaud, Guérin et Caussignac, 2002). Des effets négatifs se font également ressentir au niveau de la personne : augmentation du niveau de stress (Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004; Aziz, 2004); diminution de la satisfaction de la vie en général et de la vie de famille (St-Onge, Renaud, Guérin et Caussignac, 2002).

Qui plus est, les organisations gagneraient à offrir de l'aide en matière d'équilibre travail-famille à leurs employés, parce qu'un faible niveau de CTF influencerait positivement le rendement des employés et la satisfaction au travail de ces derniers (St-Onge, Renaud, Guérin et Caussignac, 2002).

1.1 Le milieu de la santé, les médecins et le conflit travail-famille

Le choix des médecins pour cette recherche répond à une urgence de la situation au problème du manque de médecins au Québec. En 2004, un sondage nous apprenait qu'entre 2002 et 2004, 1% des médecins de famille québécois (79 médecins) et 1% des médecins spécialistes québécois (78 médecins) ont déménagé leur pratique dans une autre province canadienne ou dans un autre pays.¹ Une différence se voyait entre les différents groupes d'âge (<35 ans : 3% ; 35-44 ans : 1% ; 45-54 ans : 0% ; 55-64 ans : 0% ; 65 ans et plus : 0%). Pour ce qui est de quitter pour une autre province canadienne, le pourcentage était plus élevé pour le groupe de 35 ans et moins (3% ou 55 médecins) et diminuait jusqu'au groupe d'âge de 45-54 ans (0%). Pour ce qui est des médecins qui quittent vers un autre pays, cela se fait également au début de la pratique (moins de 35 ans : 1% ou 19 médecins; 35-44 ans : 1% ou 44 médecins).² De plus, un sondage canadien (2004)³ nous apprenait que parmi les médecins québécois qui ont répondu à ce sondage (n=2 119), 3% des

¹ Sondage effectué par le Collège des médecins de famille du Canada, l'Association médicale canadienne et le Collège royal des médecins et chirurgiens du Canada, disponible à l'adresse :

www.nps-snm.ca

² www.nps-snm.ca

³ www.nps-snm.ca

médecins en médecine familiale et des médecins spécialistes auraient quitté temporairement leur pratique. Ce phénomène s'est présenté davantage chez les femmes (6%) que chez les hommes (2%) et était plus prononcé chez les moins de 35 ans (6%) pour ainsi diminuer à 1% chez les 65 ans et moins. Les médecins quitteraient donc davantage au début de leur pratique.

Un autre constat a également retenu l'attention dans ce même sondage, car en plus de manquer de médecins, ceux que nous avons diminuent, ou veulent diminuer, leur nombre d'heures de pratique. Entre 2002 et 2004, 17% des médecins de famille ont diminué leur nombre d'heures de pratique tandis que 14% des médecins spécialistes ont fait de même. Mais le problème ne s'arrête pas là, car lorsque l'on demande aux médecins quels changements ils voudraient apporter à leur pratique pour les années 2004-2006, 30% des médecins de famille et 32% des médecins spécialistes souhaitent diminuer le nombre d'heures de pratique tandis que 2% voulaient déménager leur pratique dans une autre province canadienne et 2% voulaient aller pratiquer dans un autre pays.⁴

Entre ce souhait et la réalité, il subsiste un écart important. À titre d'illustration, récemment, les médecins ont dénoncé l'ampleur des réformes et des coupures de budget dans le système de santé et l'intensification du travail comme étant à la source du problème de santé qui les ont amenés à un repos forcé (Maranda, Gilbert, Saint-Arnaud et Vézina, 2006). Le système de santé québécois est actuellement touché par les engorgements des urgences, le déploiement de files d'attente et des retards dans les rapports d'analyse des patients. Cette situation donne lieu à des pressions sur les médecins qui font de leur mieux pour raccourcir ces délais. Il semblerait que les médecins doivent également vivre avec une charge administrative significativement augmentée et qui se complique d'année en année. Ce qui inciterait certains médecins à amener du travail à la maison (Maranda, Gilbert, Saint-Arnaud et Vézina, 2006). À cela s'ajoute le non-remplacement du personnel qui s'est absenté pour des raisons de maladie ou d'épuisement (Maranda, Gilbert, Saint-Arnaud et Vézina, 2006). Ils seraient maintenant dans l'obligation de

⁴ www.nps-snm.ca

construire leur temps sur un mode d'urgence permanente. Ce type de temps qui est souvent source de problèmes dans le CTF (Maranda, Gilbert, Saint-Arnaud et Vézina, 2006). Lorsque les médecins sont questionnés sur les raisons qui les ont poussés à faire différents changements à leur pratique, la raison principale pour les médecins de famille fut les obligations familiales à 24,1%. Pour les médecins spécialistes, la proportion était un peu plus basse avec 14,8%. Ce qui pourrait expliquer cette différence serait en fait que les femmes choisissent en très grande proportion la carrière de médecin de famille beaucoup plus que celle de spécialiste. De plus, ce qui ressort également de ce sondage est que les obligations familiales ont poussé 28,7% des femmes médecins à faire différents changements à leur pratique, alors que chez les hommes médecins, seulement 12,7% ont fait de même. Cette raison est davantage importante chez les médecins en bas de 35 ans (34,9%) et diminue avec l'âge pour atteindre 3% chez les médecins de 65 ans et plus.⁵

En plus du manque d'effectif chez les médecins au Québec, ceux qui sont déjà en place n'iraient pas très bien. En effet, près de la moitié (45,7%) des médecins âgés de 35 à 44 ans qui ont répondu au sondage de l'Association médicale canadienne (n=2 251) auraient déclaré souffrir de fatigue ou d'épuisement professionnel (Crépeau, 2003). Cette étude avait démontré que 47,6% des femmes médecins et 44,6% des hommes médecins étaient à un stade avancé d'épuisement professionnel.

Il n'est donc pas étonnant d'apprendre que comparativement à la population générale, les médecins résidents⁶ utiliseraient cinq fois et demie plus de médicaments pour dormir, de stimulants pour augmenter leur état d'éveil ou d'autres drogues. De plus, 40% des femmes et 27% des hommes étudiant en médecine expérimenteraient des symptômes prononcés d'anxiété et de dépression (Hendrie, Clair, Brittain et Fadul, 1990). Mondialement, les recherches ont démontré que le taux des médecins ayant développé une dépendance à certaines drogues ou médicaments serait entre 30

⁵ www.nps-snm.ca

⁶ Médecin résident : un étudiant en médecine ayant terminé ses examens canadiens pour avoir le diplôme de doctorat en médecine mais n'ayant pas encore obtenu son titre de médecin de famille ou de médecin spécialiste. Il obtiendra le titre de médecin lorsque ses heures de pratique seront suffisantes, à la fin de sa résidence.

et 100 fois plus élevé que dans la population en général (Rucinski et Cybulska, 1985). Ils auraient un taux d'alcoolisme entre 13% et 14% (Hugues, Brandenburg et Baldwin, 1992) et leur taux de suicide serait de deux fois plus élevé que dans la population en général (Sakinofsky, 1980). Cela serait dû, entre autres, à une des causes de stress les plus fréquentes chez les médecins et leur famille : la demande de l'équilibre entre le temps au travail versus celui avec la famille (Fabri, Macdaniel et Gaskill, 1989). Pour les médecins québécois, leur satisfaction à l'égard de l'équilibre entre engagements personnels et professionnels serait « très satisfaisante » à seulement 16% pour les médecins de famille et 19% pour les spécialistes⁷.

De là l'importance de cette recherche, car elle permettra d'approfondir l'information sur le problème principal, soit celui des médecins qui « quittent leur poste » et d'une des causes de leurs problèmes qui est le CTF. Ayant trouvé dans la littérature qu'un haut niveau de CTF amène davantage les employés à vouloir quitter leur poste (Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004; Ross, Rideout et Carson, 1994; Gottlieb, Kelloway et Matthews, 1996; Burke et Greenglass, 2001; Hoonaker, 2005), cette recherche vérifiera si ce lien existe bien dans le milieu de la santé, auprès des médecins résidents.

À travers cette recherche, il sera donc question de l'examen d'une nouvelle problématique: le conflit travail-famille chez les médecins ou médecins résidents. Peu de recherches ont été faites sur cet enjeu social car il est un terme relativement nouveau et les chercheurs s'en préoccupent depuis peu. Aucune recherche sur le CTF et les médecins n'a été répertoriée. Cette recherche sera donc faite sur les véritables préoccupations de nos médecins d'aujourd'hui face à ce conflit. Étant donné qu'il n'existe aucun instrument de mesure spécialement conçu pour les médecins visant à évaluer le CTF et le fait de vouloir « quitter son poste », cette recherche se donnera pour but de combler cette lacune. Elle servira à valider deux instruments de mesure adaptés aux médecins qui pourront être utilisés pour des recherches futures. Ce nouvel instrument pourra donc servir à recueillir de nouvelles données chez les médecins du Québec pour ainsi leur venir en aide.

⁷ www.nps-snm.ca

1.2 Objectifs et hypothèses

Cette recherche permettra de faire une avancée vers la compréhension du CTF des médecins résidents du Québec et leur intention de quitter leur profession en validant deux instruments de mesure qui pourront servir à des recherches futures. L'étude poursuit donc trois principaux objectifs:

- 1) effectuer une première étude de validation et de fidélité d'un instrument mesurant le CTF auprès des médecins résidents du Québec;
- 2) vérifier la validité et la fidélité d'un instrument mesurant l'intention des médecins résidents de quitter leur poste;
- 3) vérifier le rôle du CTF dans l'explication de l'intention de quitter son poste chez ces professionnels et, si possible, donner une droite de régression linéaire simple afin de pouvoir faire des prévisions sur l'intention qu'aurait un médecin de quitter son poste à partir de son niveau de CTF.

En plus de ces trois objectifs, quatre questions exploratoires seront ajoutées :

Q₁ : Les résidentes en médecine ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues masculins.

Q₂ : Les médecins résidents avec au moins un enfant ou une personne à charge ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues qui n'en ont pas.

Q₃ : Les médecins résidents mariés ou conjoints de fait ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues célibataires, séparés, divorcés ou veufs.

Q₄ : Les médecins résidents appartenant au groupe d'âge des plus jeunes (nés en 1980 ou après) ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues plus âgés (nés entre 1966 et 1979 et nés en 1965 ou avant).

Ces questions exploratoires proviennent des conclusions de différentes recherches antérieures sur le CTF (Boyar, Maertz et Pearson, 2005; Higgins, Duxbury et Lee, 1994; Duxbury, Higgins et Lee, 1994; Rhnima et Guérin, 2002; Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004). Pour ce qui est du sexe et le CTF, plusieurs études rapportent que les femmes ont un plus haut niveau de CTF que les hommes (Boyar, Maertz et Pearson, 2005; Higgins, Duxbury et Lee, 1994; Duxbury, Higgins et Lee, 1994). Une autre étude (Rhnima et Guérin, 2002) auprès de professionnels

travaillant en ressources humaines et en relations industrielles avait trouvé que le CTF était négativement corrélé avec le fait d'avoir des enfants. Cette même étude indiquait également que le fait d'avoir un conjoint ou partenaire augmente le niveau de CTF. Pour ce qui est de la relation entre l'âge et le CTF, Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) dans leur étude auprès des infirmières d'Europe, ont trouvé que l'âge aurait comme effet, à différent degré, de diminuer le CTF. Ces questions exploratoires sont intéressantes car elles ne sont pas présentes pour l'instant dans la littérature, concernant les médecins ou médecins résidents. Ces résultats pourront ainsi être utilisés pour d'autres recherches ultérieures.

2. MÉTHODOLOGIE

2.1 Échantillon

Étant donné que nous voulons vérifier la validation de deux instruments, et que le plus grand nombre de questions des instruments est de cinq, nous avons estimé avoir besoin de 50 participants car nous devons respecter la proportion de dix participants pour chacune des questions (Tabachnick et Fidell, 2006). Au total, 50 médecins résidents d'une université québécoise ont donc répondu au questionnaire. Le choix de médecins résidents était dû au fait qu'il est plus facile de rencontrer des groupes de résidents lors d'une même rencontre et qu'ils sont davantage disponibles pour des situations académiques, vue la proximité de leur propre étude. De plus, étant donné qu'ils ont le statut de médecin depuis qu'ils ont terminé leur examen médical canadien, mais qu'ils n'ont pas encore le titre de spécialiste ou de médecin de famille (peu de nombre d'heures de pratique), leur raisonnement et leur mode de travail restent sensiblement les mêmes que les médecins. Ils ont les mêmes horaires et heures de garde, ainsi que des responsabilités semblables à ceux des médecins. De plus, ils sont les médecins de demain donc il est pertinent que ces médecins résidents soient les participants à notre questionnaire. Tous les participants travaillaient en centre universitaire québécois et étaient tous dans des spécialités donc il n'y a eu aucun répondant dans la pratique de médecine familiale. Les participants ayant

répondu au questionnaire étaient principalement des femmes (58 % ; hommes : 42%). Pour ce qui est du statut civil, 50% des participants étaient célibataires, séparés, divorcés ou veufs et l'autre moitié des répondants étaient mariés ou conjoints de fait. De plus, 10% des participants avaient un ou plusieurs enfants ou personnes à charge, tandis que 90% n'en avaient aucun. Finalement, 2% (un seul participant) appartenait au groupe d'âge des répondants nés en 1965 ou avant, 34% nés entre 1966 et 1979 et 64% nés en 1980 ou après.

2.2 Déroulement de la recherche

Au départ, soixante-dix médecins résidents ont reçu en main propre une enveloppe contenant une lettre de consentement, des directives et un questionnaire. Pour effectuer la remise des questionnaires, une rencontre a eu lieu avec les membres de l'association des médecins résidents et résidentes de l'université en question lors de leur réunion du 21 août 2007. Le président de cette association ainsi que les autres membres de l'association ont accepté ma présence à deux rencontres de résidents pour faire remplir le questionnaire. La date du 23 octobre a été retenue pour aller rencontrer les résidents car il y avait plusieurs cours de différentes spécialités ce jour là. Avant les différents cours des résidents, j'ai présenté un bref résumé de cette recherche ainsi qu'un résumé de la lettre de consentement, que j'ai distribuée à tous les résidents présents. Une invitation a été faite aux participants pour lire le contenu de la lettre de consentement en entier et y apposer leur signature s'ils désiraient y participer. Les résidents qui désiraient participer m'ont remis en main propre la feuille de consentement signée en échange d'un questionnaire et d'une enveloppe. Ensuite, ils ont rempli le questionnaire après mon départ des salles de cours et l'ont envoyé par la poste à l'aide de l'enveloppe pré-affranchie et pré-adressée remise avec le questionnaire, à mon adresse personnelle, pour ainsi assurer l'anonymat des répondants et la confidentialité de leurs réponses. De plus, des directives écrites expliquant aux participants qu'il fallait répondre individuellement à toutes les questions d'une manière spontanée en encerclant le chiffre approprié ou en cochant le choix de réponse accompagnaient le questionnaire. Voir les directives à l'annexe III.

Et afin de répondre aux questions des participants au cours de la collecte des données, les adresses électroniques des personnes responsables de l'étude ont été fournies.

2.3 Traitement des aspects éthiques

Une attention particulière a été portée au respect des aspects éthiques de l'étude. Le questionnaire individuel est resté en tout temps anonyme et l'entrée des données a été réalisée à l'extérieur du centre hospitalier par l'expérimentatrice. À l'aide d'une feuille explicative accompagnant le questionnaire, le participant a été informé de la confidentialité, des objectifs et du caractère volontaire de cette recherche, ainsi que de la façon dont les résultats seront diffusés (Annexe I : Formulaire de consentement). Le fait de compléter ce dernier signifiait que le participant consentait à participer à cette étude. Dans le cadre de communications scientifiques, seules les données agrégées seront présentées.

Finalement, notre proposition de recherche a été acceptée par le comité d'éthique de la recherche de la Faculté des lettres et sciences humaines de l'Université de Sherbrooke (Annexe II : Certificat d'éthique).

2.4 Instruments de mesure

C'est à partir d'instruments déjà existants que l'adaptation d'instrument mesurant le CTF et la variable « intention de quitter son poste » auprès des médecins s'est faite (Netemeyer, Boles et Mcmurrian, 1996; Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004). Premièrement, les instruments ont été choisis dans la littérature car ils représentaient ce que cette recherche voulait bien mesurer, soit le conflit travail-famille en sens unique et l'intention de quitter son poste. En second lieu, chaque énoncé a été étudié pour vérifier sa pertinence auprès des médecins résidents, sans être adapté à ceux-ci. Ensuite, ces analyses ont permis de vérifier la composition des facteurs du conflit travail-famille et de l'intention de quitter son poste. Les questions des instruments ont d'abord été traduites en français pour cette recherche et retraduite en anglais pour s'assurer d'une traduction juste selon la méthode du « back translation » développée par Brislin (1970). Ensuite, les questions des instruments

déjà existants ont été adaptées à la réalité des médecins avec la collaboration du Dr Mikaël Trottier. Chaque instrument se retrouve dans une différente section du questionnaire (voir le questionnaire en annexe III).

2.4.1 Conflit travail-famille (section B du questionnaire)

La mesure de la variable « CTF » a été adaptée de l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) et traduite et adaptée en français pour une autre recherche par Laughrea (2000). Nous avons revérifié l'instrument de Laughrea (2000) en traduisant de nouveau l'instrument en anglais pour s'assurer d'une traduction juste selon la méthode du « back translation » développée par Brislin (1970). Cet instrument est composé de deux sections : une mesurant le CTF et l'autre mesurant le CFT. Chaque section renferme cinq énoncés. Étant donné que cette recherche cible uniquement le conflit travail-famille et non le conflit famille-travail, seul les cinq énoncés de CTF ont été retenus. Dans l'étude de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996), lors du développement et de l'analyse de la fidélité de leur instrument, l'alpha de ses cinq items se situait à 0,88 dans leur étude antérieure. En répondant aux énoncés, les participants doivent indiquer leur degré d'accord sur une échelle de type *Likert* en cinq points [1. Fortement en désaccord à 5. Fortement en accord]. Dans le questionnaire, les énoncés de base et les énoncés adaptés à la réalité des médecins ont été mélangés dans le but de ne pas pouvoir les différencier facilement. La même échelle utilisée pour les cinq énoncés de base a été reprise pour les cinq nouveaux énoncés. Des résultats élevés sur ces énoncés indiquent que les médecins ont un niveau élevé de CTF (Netemeyer, Boles et Mcmurrian, 1996).

2.4.2 Intention de quitter son poste (section C du questionnaire)

La mesure de la variable « intention de quitter son poste » a été adaptée de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) dans une étude auprès d'infirmières. Elle a d'abord été traduite en français pour cette recherche et retraduite en anglais pour s'assurer d'une traduction juste selon la méthode du « back translation » développée par Brislin (1970). L'instrument initial est composé de six

items mais seulement quatre de ces items seront utilisés pour les médecins car deux de ces items ne s'appliquent pas aux médecins puisqu'ils parlent de soins à domicile et de « nursing home » qui est propre aux infirmières. L'alpha de cet instrument n'est pas connu. Les auteurs ont décidé d'exprimer cette section en pourcentage. Cette recherche indiquait que 14,3% des infirmières répondantes considéraient quitter leur profession plusieurs fois par mois ou plus fréquemment. Cette même étude montrait que plus un individu avait un haut niveau de CTF, plus le pourcentage était élevé quant à la fréquence de vouloir quitter la profession (Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004). En répondant aux énoncés, les participants doivent indiquer leur degré d'accord sur une échelle de type *Likert* en cinq points [1. Jamais à 5. Tous les jours]. Dans le questionnaire, les énoncés de base et les énoncés adaptés à la réalité des médecins ont été mélangés dans le but de ne pas pouvoir les différencier facilement. Un énoncé portant sur le fait de vouloir quitter définitivement la pratique de la médecine a été ajouté aux quatre autres énoncés du questionnaire : « Au courant de la dernière année, combien de fois avez-vous pensé à quitter la médecine pour faire autre chose? ». La même échelle utilisée pour les quatre énoncés de base a été reprise pour les cinq nouveaux énoncés. Des résultats élevés sur ces énoncés indiquent que les médecins pensent souvent à quitter leur poste, donc ont souvent « l'intention de quitter leur poste ».

2.4.3 Données socio-démographiques (section A et D du questionnaire)

Quelques autres questions ont été ajoutées à la fin du questionnaire pour avoir des données supplémentaires sur la démographie et sur l'emploi du répondant (Annexe III: Le questionnaire). Cette section du questionnaire porte donc sur des informations concernant le sexe, l'état civil, le nombre d'enfants à charge, l'âge pour identifier la génération correspondante du répondant (né(e) en 1965 ou avant (baby-boomer); né(e) de 1966 à 1979 (génération Y); né(e) en 1980 ou après (génération X)) et le type d'emploi du répondant (titre des fonctions occupées et milieu de travail). Ces questions se mesurent uniquement sur des échelles nominales en cochant la case appropriée. Le but étant la validation d'instruments, la

représentativité des médecins selon leur âge ou leur spécialité ne sera pas prise en cause.

2.5 Devis d'analyse des données

La première étape consiste à vérifier la validité et la fidélité des anciens et des nouveaux instruments pour répondre aux deux premiers objectifs de la recherche. Dans un premier temps, une analyse factorielle (analyse en composantes principales) sera effectuée afin de s'assurer que tous les items d'un instrument peuvent être regroupés ensemble de façon à correspondre aux regroupements postulés. Pour vérifier que les instruments fournissent toujours des résultats stables, indépendamment des circonstances, une analyse de fidélité sera effectuée pour tous les instruments. Par la suite, des analyses consisteront à vérifier la corrélation entre chacun des anciens items avec son nouvel item correspondant, dans le but de s'assurer qu'il existe bel et bien un lien fort entre ceux-ci, ce qui permettra d'établir un indice de validité critériée. Les mêmes analyses seront ensuite effectuées selon la même rigueur pour les instruments et les items de l'« intention de quitter son poste ».

En second lieu, une analyse de corrélation et une analyse en régression linéaire simple seront effectuées pour vérifier les relations de dépendance entre le CTF et l'« intention de quitter son poste » et ainsi répondre au troisième objectif de la recherche. Cela nous permettra également de faire une droite de régression et d'établir des prédictions précises et réalistes sur l'intention d'un participant de quitter son poste à partir de son niveau de CTF. Pour finir, des analyses des moyennes (test-t) seront effectuées pour comparer les résultats des différents groupes (sexe, enfants ou personnes à charge, statut civil et groupe d'âge) avec le résultat à la mesure du CTF.

3. RÉSULTATS

3.1 Analyses préliminaires

Pour les analyses, 50 questionnaires se sont avérés admissibles à l'étude, car la vérification du pourcentage des données manquantes révélait qu'aucune donnée n'était manquante pour l'ensemble des variables. Des analyses statistiques descriptives ont permis par la suite d'examiner les données individuelles et de s'assurer de l'absence d'erreurs de transcription lors de l'entrée de données (distribution des données de un à cinq respectée, absence d'écarts-types aberrants ou absence de moyennes aberrantes). Un seul questionnaire a en effet été rejeté, parce que le participant l'a remis sans l'avoir complété.

3.2 Vérification des propriétés psychométriques des instruments

3.2.1 Premier objectif: effectuer une première étude de validation et de fidélité d'un instrument mesurant le CTF auprès des médecins résidents du Québec

Le premier objectif de cette étude était d'examiner la validité et la fidélité entre l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) mesurant le CTF et le nouvel instrument de Mathieu (2008) adapté à la réalité des médecins. C'est donc en effectuant des analyses factorielles, en vérifiant la fidélité des instruments et en comparant les items à l'aide de corrélations, que s'effectueront les analyses.

3.2.1.1 Descriptif

Tout d'abord, de façon globale, la moyenne des pointages et autres résultats obtenus avec l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) (moyenne de 17,96 avec une marge d'erreur de $\pm 1,16$, et ce, 19 fois sur 20; écart-type de 4,1) sont sensiblement les mêmes que ceux obtenus avec le nouvel instrument de Mathieu (2008) (moyenne de 18,06 avec une marge d'erreur de $\pm 1,18$, et ce, 19 fois sur 20; écart-type de 4,14). Ce qui indique que les instruments ont obtenu des résultats de pointages très près l'un de l'autre.

3.2.1.2 Analyse factorielle

Afin de s'assurer que le regroupement des cinq items en un seul facteur est optimal, une analyse en composantes principales (ACP) a été effectuée.

Instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996): D'abord, on constate que pour cet instrument du CTF, l'ACP était méritoire, car la mesure de Kaiser-Meyer-Olkin était de 0,81. Cette mesure indique que les questions composant l'instrument étaient assez corrélées pour que l'ACP donne de très bons résultats. De plus, on remarque que les *communalities* étaient assez bonnes (entre 0,48 et 0,76).

Tableau I *Communalities* de l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) sur le CTF

	Extraction
3.2 Exigences	0,76
3.4 Exigences	0,55
3.6 Obligations	0,48
3.8 Tension	0,75
3.9 Responsabilités	0,68

Il semble que l'item lié aux *obligations* se distinguait un peu plus des autres items, mais rien de discréditant, c'est-à-dire que l'item *obligations* est expliqué par les facteurs à un plus petit pourcentage que les autres items mais pas au point de le retirer de l'instrument (0,48). En effet, le tableau de la variance totale expliquée nous a montré qu'il était préférable que ces cinq questions soient regroupées en un seul et unique facteur pour expliquer l'ensemble des items et cet unique facteur explique à 64,35% la variance totale.

Nouvel instrument de Mathieu (2008) : D'abord, on constate que pour ce nouvel instrument du CTF, l'ACP était moyenne mais tout près d'être méritoire, car la mesure de Kaiser-Meyer-Olkin était de 0,79. Cette mesure indique que les questions composant l'instrument étaient assez corrélées pour que l'ACP donne de très bons

résultats. De plus, on remarque que les *communalities* étaient également assez bonnes (entre 0,46 et 0,75).

Tableau II *Communalities* du nouvel instrument de Mathieu (2008) sur le CTF

	Extraction
3.1 Stress	0,75
3.3 Engagements	0,62
3.5 Heures	0,69
3.7 Absorbant	0,72
3.10 Activités	0,46

Il semble que l'item lié aux *activités* se distinguait un peu plus des autres items, mais rien de trop prononcé pour nous obliger à le retirer de l'instrument (0,46). En effet, le tableau de la variance totale expliquée nous a montré qu'il était préférable que ces cinq questions soient regroupées en un seul et unique facteur pour expliquer l'ensemble des items et cet unique facteur explique à 64,81% la variance totale.

3.2.1.3 Fidélité des instruments sur le CTF

Maintenant que les analyses semblent indiquer que, pour chacun des deux instruments, il demeure pertinent de garder chacun des cinq items les composant dans un même construit, nous allons donc vérifier la fidélité de chaque instrument. Ceci dans le but de vérifier que l'instrument fournit toujours des résultats stables, et ce, indépendamment des circonstances. Un tel outil est dit fidèle et sa performance est dite répétable.

Instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996): Dans cet instrument, la moyenne des pointages pour chacune des variables varie entre 2,86 et 4,28 et les écarts-types varient entre 0,76 et 1,2. Les variables *Tension* (3.8) et *Responsabilités* (3.9) sont celles qui possèdent le plus de variation (1,2 et 1,17) donc il apparaît que les individus se différencient plus sur leurs tensions et leurs responsabilités que sur les autres items.

Cherchant à vérifier si chacun des cinq items composant l'instrument mesure un même concept, il est important que l'ensemble des items soient bien corrélés. Dans le tableau de la matrice des corrélations, la variable *Obligations (3.6)* est un peu moins corrélée avec les quatre autres mais elle a tout de même des résultats assez élevés (0,35 à 0,53).

Tableau III Matrice des corrélations de l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) sur le CTF

	3.2 Exigences	3.4 Exigences	3.6 Obligations	3.8 Tension	3.9 Responsabilités
3.2 Exigences	1,00	0,68	0,53	0,68	0,61
3.4 Exigences	0,66	1,00	0,35	0,50	0,48
3.6 Obligations	0,53	0,35	1,00	0,52	0,44
3.8 Tension	0,68	0,50	0,52	1,00	0,74
3.9 Responsabilités	0,61	0,48	0,44	0,74	1,00

Dans cet instrument du CTF avec nos répondants, l'alpha de Cronbach est de 0,86 ce qui est très bien. Dans l'étude de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996), lors du développement et de la validation de leur instrument, l'alpha de ces cinq items se situait à 0,88, ce qui n'est pas très loin de ce même instrument avec les 50 médecins résidents. De plus, si on observe les corrélations de Pearson mesurant les relations entre les valeurs d'un des cinq items et une échelle basée sur la somme des quatre autres items, on obtient des résultats entre 0,55 et 0,78. Puisque ces corrélations sont fortes pour chacun des cinq items, il est raisonnable de penser que ces cinq items mesurent bien un même concept. Le coefficient de détermination r^2 varie entre 0,33 et 0,64 ce qui indique, par exemple, que la variable *Tension (3.8)* est expliquée à 64% par les quatre autres questions. De plus, si un item est enlevé de l'instrument, l'alpha de Cronbach diminuera (0,8 à 0,86). Donc, il est préférable de conserver les cinq items dans l'instrument. En résumé, l'instrument sur le CTF de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) semble fidèle selon l'analyse des questionnaires de cette recherche et sa performance est répétable dans le futur.

Nouvel instrument de Mathieu (2008): Dans le nouvel instrument de Mathieu (2008) mesurant le CTF, la moyenne des pointages pour chacune des variables varie entre 3,14 et 4,42 et les écarts-types varient entre 0,91 et 1,15. Les cinq variables possèdent presque toutes la même variation donc il apparaît que les individus ne se différencient pas plus par un item ou par un autre.

Cherchant à vérifier si chacun des cinq items composant l'instrument mesure un même concept, il est important que l'ensemble des items soient bien corrélés. Le tableau de la matrice des corrélations nous a montré que les variables *Engagements 3.3* et *Activités 3.10* sont un peu moins corrélées avec les trois autres mais elles ont toutes des résultats assez élevés (respectivement de 0,43 à 0,71 et 0,4 à 0,56).

Tableau IV Matrice des corrélations du nouvel instrument de Mathieu (2008) sur le CTF

	3.1 Stress	3.3 Engagements	3.5 Heures	3.7 Absorbant	3.10 Activités
3.1 Stress	1,00	0,71	0,63	0,70	0,40
3.3 Engagements	0,71	1,00	0,46	0,57	0,43
3.5 Heures	0,63	0,46	1,00	0,66	0,56
3.7 Absorbant	0,70	0,57	0,66	1,00	0,44
3.10 Activités	0,40	0,43	0,56	0,44	1,00

Dans cet instrument du CTF (Mathieu, 2008) avec nos répondants, l'alpha de Cronbach est de 0,86 ce qui est très bien. De plus, avec les questionnaires de cette recherche, l'alpha de Cronbach du nouvel instrument de Mathieu (2008) est semblable à celui de l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) qui était également de 0,86. De plus, si on observe les corrélations de Pearson mesurant les relations entre les valeurs d'un des cinq items et une échelle basée sur la somme des quatre autres items, on obtient des résultats entre 0,54 et 0,77. Puisque ces corrélations sont fortes pour chacun des cinq items, il est raisonnable de penser que ces cinq items mesurent bien un même concept. Le coefficient de détermination r^2 varie entre 0,36 et 0,67 ce qui indique, par exemple, que la variable *Stress 3.1* est expliquée à 67% par les quatre autres questions. De plus, on constate qu'il n'est pas

nécessaire d'enlever l'item 3.10 *Activités* de notre instrument, car son omission n'améliorerait la cohérence interne que de très peu (alpha de Cronbach passerait de 0,86 à 0,87 seulement). Puisque dans tous les autres cas, enlever un item signifie que le coefficient se détériore (0,81 à 0,84), on conserve les cinq items dans l'instrument. De plus, étant donné que l'ACP nous avait indiqué qu'il était pertinent de garder les cinq items ensemble, nous sommes confiants de la pertinence de garder les cinq items.

En somme, le nouvel instrument de Mathieu (2008) sur le CTF est fidèle selon l'analyse des questionnaires de cette recherche et sa performance est répétable dans le futur. De plus, ce nouvel instrument sur le CTF adapté aux médecins et médecins résidents est aussi fidèle que l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) utilisé depuis plusieurs années et mesurant le même concept.

3.2.1.4 Corrélation entre les anciens et les nouveaux items

Étant donné que les pointages des instruments ne signifient pas que le même concept a été étudié, une corrélation a été effectuée entre chaque item de l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) et du nouvel instrument de Mathieu (2008) correspondant pour s'assurer qu'il existe un lien fort évident entre chaque item (question) de l'ancien et du nouvel instrument.

Étant donné que les résultats des corrélations entre chaque ancien item (Netemeyer, Boles et Mcmurrian, 1996) et son correspondant dans l'instrument de Mathieu (2008) se situent entre 0,54 et 0,82, la force des liens entre chacune des variables prises deux à deux est qualifiée de forte et de très forte. De plus, en observant les graphiques, on remarque que les données des nouvelles questions vont dans le même sens que les anciennes. Les cinq items du nouvel instrument de Mathieu (2008) sont donc représentatifs par rapport à l'instrument de Netemeyer, Boles et Mcmurrian, (1996). Ce qui signifie que l'instrument de Mathieu (2008) développé pour ce mémoire est aussi valide et fidèle que l'ancien instrument sur le CTF de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) utilisé par plusieurs chercheurs et peut également être utilisé dans des recherches futures.

3.2.2 Deuxième objectif: vérifier la validité et la fidélité d'un instrument mesurant l'intention des médecins résidents de quitter leur poste

Le deuxième objectif de cette étude était d'examiner la validité et la fidélité entre l'ancien instrument de mesure sur l'« intention de quitter son poste » de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) et le nouvel instrument adapté à la réalité des médecins résidents de Mathieu (2008). C'est donc en effectuant des analyses factorielles, en vérifiant la fidélité des instruments et en comparant les items à l'aide de corrélations, que s'effectueront les analyses.

3.2.2.1 Descriptif

Tout d'abord, de façon globale, la moyenne des pointages et autres résultats obtenus avec l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) (moyenne de 6,24 avec une marge d'erreur de $\pm 0,70$, et ce, 19 fois sur 20; écart-type de 2,46) sont sensiblement les mêmes que ceux obtenus avec le nouvel instrument de Mathieu (2008) (moyenne de 6,44 avec une marge d'erreur de $\pm 0,91$, et ce, 19 fois sur 20; écart-type de 3,22). Ce qui indique que les instruments ont obtenu des résultats de pointages assez similaires l'un par rapport à l'autre.

3.2.2.2 Analyse factorielle

Afin de s'assurer que le regroupement des cinq items en un seul facteur est optimal, une analyse en composantes principales (ACP) a été effectuée.

Instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004): D'abord, on constate que pour cet instrument de la variable « intention de quitter son poste », l'ACP était misérable, car la mesure de Kaiser-Meyer-Olkin était de 0,53. Cette mesure indique que les questions composant l'instrument étaient peu corrélées pour que l'ACP donne de bons résultats. Par contre, on remarque que les *communalities* étaient très bonnes (entre 0,42 et 0,78).

Tableau V Communalities de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) sur l'intention de quitter son poste

	Extraction
4.1 Département	0,77
4.3 Pratique	0,77
4.7 Autre hôpital	0,42
4.8 Autonome	0,78

Il semble que l'item lié à *changement d'hôpital* se distinguait un peu plus des autres items, c'est-à-dire que cet item est expliqué par les facteurs à un plus petit pourcentage que les autres items (0,42). Une attention particulière sera portée au nouvel instrument pour vérifier si un item doit être enlevé pour obtenir de meilleurs résultats. En effet, le tableau de la variance totale expliquée nous a montré qu'il serait préférable que ces quatre questions soient regroupées en deux facteurs pour expliquer l'ensemble des items et ces deux premiers facteurs expliquent à 68,76% la variance totale.

À l'aide de la matrice des facteurs obtenus après la rotation, on observe que le facteur 1 est en forte corrélation avec les items 4.1 et 4.3 et que le deuxième facteur est corrélé avec les variables 4.7 et 4.8. Étant donné que cette analyse a été effectuée auprès de l'instrument déjà existant de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004), aucun changement n'y sera apporté car le but de ce mémoire est d'équivaloir ou même d'améliorer les anciens instruments. Donc, les changements, s'il y a lieu, seront faits sur l'instrument de Mathieu (2008).

Nouvel instrument de Mathieu (2008) : Mentionnons que le nouvel instrument de Mathieu (2008) contient cinq items et non seulement quatre comme l'ancien instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004). L'analyse factorielle se fera d'abord avec les cinq items. On constate que pour cet instrument de Mathieu (2008), pour la variable « intention de quitter son poste » avec cinq items, l'ACP était moyenne mais tout de même bonne en pratique, car la mesure de Kaiser-Meyer-Olkin était de 0,71. Ce qui est beaucoup mieux qu'avec l'instrument de Simon,

Kummerling et Hasselhorn (2004) qui avait obtenu 0,53. Cette mesure indique que les questions composant l'instrument étaient assez corrélées pour que l'ACP donne de très bons résultats. De plus, on remarque que les *communalities* étaient assez bonnes (entre 0,66 et 0,82).

Il semble que l'item lié à l'intention de *quitter pour la pratique privée ou l'intention de se désengager de la RAMQ* se distinguait un peu plus des autres items, mais rien de discréditant (0,66), c'est-à-dire que cet item est expliqué par les facteurs à un plus petit pourcentage que les autres items mais pas au point de le retirer de l'instrument. Par contre, le tableau de la variance expliquée nous montre qu'il serait mieux de combiner ces cinq items en deux facteurs et non seulement en un seul. Par contre, lorsque nous effectuons ces mêmes analyses avec les quatre items correspondants à l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) et que nous laissons tomber le cinquième item que nous avons ajouté au nouvel instrument, les résultats sont mieux car un seul facteur explique alors les quatre items. La mesure de Kaiser-Meyer-Olkin est encore de 0,71. Cette mesure indique que les questions composant l'instrument étaient assez corrélées pour que l'ACP donne de très bons résultats. De plus, on remarque que les *communalities* étaient assez bonnes (entre 0,4 et 0,82).

Tableau VI *Communalities* du nouvel instrument de Mathieu (2008) sur l'intention de quitter son poste

	Extraction
4.2 Géographiquement	0,59
4.5 Milieu	0,82
4.6 Concentration	0,40
4.9 Privée/désengagé(e)	0,66

Contrairement à l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) et au nouvel instrument avec cinq items, le tableau de la variance expliquée du nouvel instrument de Mathieu (2008) de 4 items montre bien qu'il est préférable que ces quatre questions soient regroupées en un seul et unique facteur pour expliquer

l'ensemble des items et cet unique facteur explique à 61,19% la variance totale. C'est donc avec les quatre items correspondants aux items de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) et en enlevant le cinquième item ajouté par notre composition que nous formons le nouvel instrument sur l'intention de quitter son poste (Mathieu, 2008).

En somme, non seulement les analyses montrent qu'un seul construit est nécessaire pour contenir ces quatre items mais ces résultats sont meilleurs que ceux de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) qui indiquaient que deux facteurs devraient être utilisés.

3.2.2.3 Fidélité des instruments sur l'intention de quitter son poste

Maintenant que les analyses semblent indiquer que, pour le nouvel instrument de Mathieu (2008), il demeure pertinent de garder chacun des quatre items le composant dans un même construit, nous allons vérifier la fidélité de cet instrument ainsi que celle de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004). Ceci dans le but de vérifier que l'instrument fournit toujours des résultats stables, et ce, indépendamment des circonstances. Un tel outil est dit fidèle et sa performance est dite répétable.

Instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004): Dans cet instrument mesurant la variable « intention de quitter son poste », la moyenne des pointages pour chacune des variables varie entre 1,34 et 2,04 et les écarts-types varient entre 0,72 et 1,12. Les variables *Département (4.1)*, *Pratique (4.3)* et *Autonome (4.8)* sont celles qui possèdent le plus de variations donc il apparaît que les individus se différencient un peu plus sur ces trois variables que sur la quatrième (1,12, 0,97, 0,99 vis-à-vis 0,72).

Cherchant à vérifier si chacun des quatre items composant l'instrument mesure un même concept, il est important que l'ensemble des items soient bien corrélés. Le tableau de la matrice des corrélations nous montre que les variables

Autre hôpital (4.7) et *Autonome (4.8)* sont moins corrélées avec les deux autres mais elles le sont tout de même (0,12 à 0,3 et 0,02 à 0,14).

Tableau VII Matrice des corrélations de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) sur l'intention de quitter son poste

	4.1 Département	4.3 Pratique	4.7 Autre hôpital	4.8 Autonome
4.1 Département	1,00	0,56	0,14	0,02
4.3 Pratique	0,56	1,00	0,30	0,14
4.7 Autre hôpital	0,14	0,30	1,00	0,12
4.8 Autonome	0,02	0,14	0,12	1,00

Étant donné qu'il s'agit de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) et que les analyses précédentes ont démontré que ces variables devraient être en deux facteurs, aucun changement n'y sera apporté mais une attention particulière sera portée sur le nouvel instrument de Mathieu (2008).

Dans l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) sur l'« intention de quitter son poste », avec nos répondants, l'alpha de Cronbach est de 0,52 ce qui est en deçà de la recommandation pour construire une échelle (alpha supérieur à 0,7). De plus, si on observe les corrélations de Pearson mesurant les relations entre les valeurs d'un des quatre items et une échelle basée sur la somme des trois autres items, on obtient des résultats entre 0,12 et 0,55. Puisque ces corrélations ne sont pas très fortes pour chacun des quatre items, il est raisonnable de penser que ces quatre items ne mesurent peut-être pas le même concept. Avec l'analyse factorielle, nous avons déjà observé qu'il était préférable de séparer les quatre items en deux facteurs. Par contre, aucun changement ne sera fait car l'analyse de cet instrument est plutôt descriptif et n'est pas fait pour changer cet ancien instrument. Le coefficient de détermination r^2 varie entre 0,03 et 0,38 ce qui indique, par exemple, que la variable *Pratique (4.3)* est expliquée à 38% par les trois autres questions. De plus, on constate qu'il pourrait être nécessaire d'enlever l'item *Autonome 4.8* de l'instrument, car son omission améliorerait la cohérence interne puisque l'alpha de

Cronbach passerait de 0,52 à 0,61. Pour tous les autres cas, enlever un item signifie que le coefficient se détériore (0,21 à 0,49). Ici encore nous pouvons faire le lien avec le fait que l'ACP avait indiqué qu'il était préférable de séparer ces quatre items en deux facteurs.

En résumé, l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) sur la variable « intention de quitter son poste » n'est pas très fidèle selon l'analyse des questionnaires de cette recherche. Étant donné que la littérature n'avait pas démontré une analyse complète de cet instrument, on peut affirmer qu'il serait mieux de ne pas utiliser cet instrument dans le futur sans y faire des modifications.

Nouvel instrument de Mathieu (2008) : Dans le nouvel instrument de Mathieu (2008) mesurant la variable « intention de quitter son poste » et les quatre items conservés, la moyenne des pointages pour chacune des variables varie entre 1,40 et 1,82 et les écarts-types varient entre 0,9 et 1,21. Les quatre variables possèdent une variation semblable donc il apparaît que les individus ne se différencient pas plus par un item ou par un autre.

Cherchant à vérifier si chacun des quatre items composant l'instrument mesure un même concept, il est important que l'ensemble des items soient bien corrélés. Le tableau de la matrice des corrélations nous montre que la variable *Concentration 4.6* est un peu moins corrélée avec les trois autres mais elle a tout de même de bons résultats (0,27 à 0,49).

Tableau VIII Matrice des corrélations du nouvel instrument de Mathieu (2008) sur l'intention de quitter son poste

	4.2 Géographiquement	4.5 Milieu	4.6 Concentration	4.9 Privée/désengagé(e)
4.2 Géographiquement	1,00	0,63	0,27	0,46
4.5 Milieu	0,63	1,00	0,49	0,65
4.6 Concentration	0,27	0,49	1,00	0,32
4.9 Privée/désengagé(e)	0,46	0,65	0,32	1,00

Dans cet instrument de Mathieu (2008) sur la variable « intention de quitter son poste » avec nos répondants, l'alpha de Cronbach est de 0,77 ce qui est nettement mieux. De plus, si on observe les corrélations de Pearson mesurant les relations entre les valeurs d'un des quatre items et une échelle basée sur la somme des trois autres items, on obtient des résultats entre 0,42 et 0,78. Puisque ces corrélations sont fortes pour chacun des quatre items, il est raisonnable de penser que ces quatre items mesurent bien un même concept. Le coefficient de détermination r^2 varie entre 0,25 et 0,62 ce qui indique, par exemple, que la variable *Milieu 4.5* est expliquée à 62% par les trois autres questions. De plus, on constate qu'il n'est pas nécessaire d'enlever l'item *Concentration 4.6* de notre instrument, car son omission n'améliorerait la cohérence interne que de très peu car l'alpha de Cronbach passerait de 0,77 à 0,79 seulement. Puisque dans tous les autres cas, enlever un item signifie que le coefficient se détériore (0,61 à 0,73), on conserve les quatre items dans l'instrument. De plus, étant donné que l'ACP nous avait indiqué qu'il était pertinent de garder les quatre items ensemble, nous sommes confiants de la pertinence de garder les quatre items.

En somme, le nouvel instrument de Mathieu (2008) sur l'« intention de quitter son poste » est fidèle selon l'analyse des questionnaires de cette recherche et sa performance est répétable dans le futur. De plus, cet instrument de Mathieu (2008) sur l'« intention de quitter son poste » est même beaucoup plus fidèle et a une meilleure cohérence interne que l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) utilisé par d'autres chercheurs et mesurant le même concept. De plus, l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) ne devrait pas être utilisé sans y apporter des modifications pour assurer une cohérence interne et une fidélité pour le futur.

3.2.2.4 Corrélation entre les anciens et les nouveaux items

Étant donné que les pointages des instruments ne signifient pas que le même concept a été étudié, une corrélation a été effectuée entre chacun des items de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) et de l'instrument de

Mathieu (2008) correspondant pour s'assurer qu'il existe un lien fort évident entre chaque item (question) de ces deux instruments.

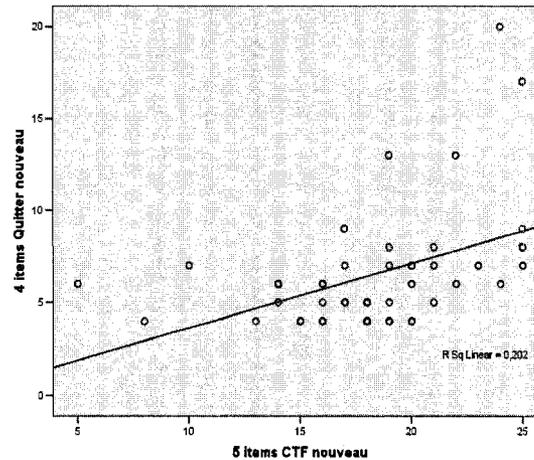
Étant donné que les résultats des corrélations entre chaque item de l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) et son correspondant dans le nouvel instrument de Mathieu (2008) se situent entre 0,39 et 0,68, la force des liens entre chacune des variables prises deux à deux est qualifiée de modérée à forte. De plus, en observant les graphiques, on remarque que les données des nouvelles questions vont dans le même sens que les anciennes. Les quatre items du nouvel instrument de Mathieu (2008) sont donc représentatifs par rapport à l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004). Ce qui signifie que le l'instrument de Mathieu (2008) développé pour ce mémoire est non seulement valide et fidèle pour être utilisé dans des recherches futures mais il l'est davantage que l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004).

3.3 Analyses des questions de recherche

3.3.1 Troisième objectif : vérifier le rôle du CTF dans l'explication de l'intention de quitter son poste chez ces professionnels et, si possible, donner une droite de régression linéaire simple afin de pouvoir faire des prévisions sur l'intention qu'aurait un médecin de quitter son poste à partir de son niveau de CTF

Le troisième objectif de cette recherche est de vérifier qu'il existe bien une corrélation significative entre le CTF et la variable « intention de quitter son poste » dans l'instrument de Mathieu (2008) et d'effectuer une régression linéaire simple. La première étape de cette régression est de faire l'analyse graphique de la relation entre ces deux variables. En observant le graphique de la relation entre les deux variables, il semble linéaire car les points sont répartis assez uniformément autour de la droite de régression. De plus, le graphique montre que plus le pointage du CTF augmente, plus le pointage de la variable « intention de quitter son poste » augmente, donc il y a une relation positive entre ces deux variables.

Figure I Graphique de la relation entre le CTF et la variable « intention de quitter son poste »



Ensuite, le tableau sommaire du modèle indique que la force du lien linéaire entre les deux variables est élevée avec $r = 0,449$, ce qui est très bon dans la pratique. L'apport d'information qui amène X sur la prédiction de Y est mesuré avec le coefficient de détermination r^2 . Ici $r^2 = 0,202$, ce qui indique que 20,2% de la variation dans l'« intention de quitter son poste » (Y) est expliquée lorsque le CTF (X) est pris en considération.

La prochaine étape consiste à traiter le test d'hypothèses suivant :

H_0 : La régression est non significative dans la population ($\beta_1 = 0$).

H_1 : La régression est significative dans la population ($\beta_1 \neq 0$).

Étant donné que la p -value (0,001) est plus petite que le seuil de signification ($\alpha = 0,05$), on rejette H_0 . Ainsi, au risque de se tromper une fois sur vingt, on peut affirmer que la régression est significative dans la population (U).

Maintenant que nous savons que la droite de régression est significative, l'équation doit être écrite afin de pouvoir faire des prévisions. L'équation de la droite est : $\hat{Y}_{\text{Quitter son poste}} = b_0 + b_1 \text{CTF} = 0,139 + 0,35x_{\text{CTF}}$. Ce qui signifie qu'il est vrai de dire que plus un médecin a un haut niveau de CTF, plus il aura l'intention de quitter son poste car lorsque le niveau de CTF augmente d'un point dans l'instrument de

mesure, l'« intention de quitter son poste » augmente en moyenne de 0,35 point. Comme par exemple, si un médecin obtient un pointage total de 20 points au CTF (sur un maximum de 25 points), on peut prévoir que son pointage total pour l'« intention de quitter son poste » sera environ de 7,14 sur un maximum de 20 points. Cette droite a visuellement du sens car on peut constater que ce genre de résultat reflète bien les pointages obtenus avec le questionnaire.

3.3.2 Première question exploratoire : les résidentes en médecine ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues masculins

Pour répondre à la deuxième question exploratoire de cette recherche à savoir si les femmes médecins ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues masculins, une comparaison de moyennes a été effectuée avec les données de l'instrument de Mathieu (2008). Ponctuellement, la moyenne des pointages des femmes se situe à 18,38 et celle des hommes à 17,62. Les analyses se feront avec un seuil de 0,05 car cela nous permet d'être plus précis qu'avec un seuil de 0,01 qui aurait également pu être utilisé. Tout d'abord, avant de faire une analyse de deux moyennes, il est important de vérifier que les deux échantillons proviennent de populations normales, sinon, l'analyse ne peut pas être poursuivie.

Donc pour être en mesure d'utiliser la procédure statistique nous permettant de résoudre le test :

$$H_0 : \mu_{\text{Féminin}} \leq \mu_{\text{Masculin}}$$

$$H_1 : \mu_{\text{Féminin}} > \mu_{\text{Masculin}}$$

Il faut d'abord tester la normalité en traitant le test d'hypothèses suivant pour chacun des sexes :

H_0 : Les données de la population se répartissent selon une loi normale.

H_1 : Les données de la population ne se répartissent pas selon une loi normale.

Pour la population des femmes, on rejette H_0 selon Kolmogorov-Smirnov car la p -value est de 0,002 qui est plus petite que le seuil de signification fixé ($\alpha = 0,05$). Par contre, selon Shapiro-Wilk, l'ensemble des données sont réparties selon une loi normale, car la p -value est de 0,114. Étant donné qu'un des deux tests retient

l'hypothèse de la normalité, l'analyse peut donc être poursuivie vu que la procédure statistique qui suivra est assez robuste à la violation de la normalité.

Pour la population des hommes, on ne rejette pas H_0 car les p -values (0,117 et 0,232) ne sont pas plus petites que 0,05 et ainsi l'hypothèse de normalité des données n'est pas violée.

Pour résoudre le test à l'aide du '*Independent Samples T-Test*', il faut d'abord effectuer le test de Levene pour résoudre le test d'hypothèses suivant :

H_0 : Les variances des deux populations sont égales ($\sigma^2_{\text{Féminin}} = \sigma^2_{\text{Masculin}}$).

H_1 : Les variances des deux populations ne sont pas égales ($\sigma^2_{\text{Féminin}} \neq \sigma^2_{\text{Masculin}}$).

Dans notre cas, la p -value est égale à 0,003 ce qui est plus petit que le seuil de 0,05. Ainsi on rejette H_0 et alors, au risque de se tromper une fois sur vingt, on admet que les variances des deux populations sont différentes. Donc on utilise les statistiques de l'égalité des variances non-assumée.

On peut maintenant traiter le test d'hypothèses suivant :

H_0 : $\mu_{\text{Féminin}} \leq \mu_{\text{Masculin}}$

H_1 : $\mu_{\text{Féminin}} > \mu_{\text{Masculin}}$

Pour un test unilatéral, on rejette H_0 si la p -value est plus petite que 2 fois le seuil (2α) et que la moyenne de l'échantillon du CTF des femmes est plus grande que celle des hommes. Puisque la p -value de 0,568 n'est pas plus petite que 0,1 (2α), on ne rejette pas H_0 . Ainsi, nous ne pouvons pas admettre que les femmes ont un niveau de CTF supérieur aux hommes. Il semble, en effet, que notre échantillon n'apporte pas la preuve suffisante permettant de corroborer l'hypothèse de recherche Q_1 .

3.3.3 Deuxième question exploratoire : les médecins résidents avec au moins un enfant ou personne à charge ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues qui n'en ont pas

À cette étape, les trois objectifs et les deux premières questions exploratoires de la recherche ont été répondues. Par contre, trois autres comparaisons de moyennes (enfants ou personnes à charge, statut civil et groupe d'âge) ont été effectuées pour

répondre aux trois dernières questions exploratoires et pour observer des tendances qui pourront être explorées dans des recherches futures.

Enfants ou personnes à charge: Ponctuellement, la moyenne des pointages des participants sans enfant ou personne à charge se situe à 18,02 et celle des participants avec enfants ou personnes à charge se situe à 18,40. Les analyses se feront avec un seuil de 0,05. Tout d'abord, il faut vérifier que les deux échantillons proviennent de populations normales, pour ainsi être en mesure d'utiliser la procédure statistique nous permettant de résoudre le test :

H_0 : μ Aucun enfant ou personne à charge $\geq \mu$ Avec enfants ou personnes à charge

H_1 : μ Aucun enfant ou personne à charge $< \mu$ Avec enfants ou personnes à charge

Il faut d'abord tester la normalité en traitant le test d'hypothèses suivant pour chacune des populations :

H_0 : Les données de la population se répartissent selon une loi normale.

H_1 : Les données de la population ne se répartissent pas selon une loi normale.

Pour la population avec enfants ou personnes à charge, on ne rejette pas H_0 car les p -values (0,200 et 0,165) ne sont pas plus petites que le seuil de signification fixé ($\alpha = 0,05$). Pour la population avec aucun enfant ou personne à charge, on ne rejette pas H_0 car les p -values (0,200 et 0,413) ne sont pas plus petites que 0,05 et ainsi l'hypothèse de normalité des données n'est pas violée.

Pour ce qui est du test de Levene, il faut résoudre le test d'hypothèses suivant :

H_0 : Les variances des deux populations sont égales.

$(\sigma^2$ Aucun enfant ou personne à charge $= \sigma^2$ Avec enfants ou personnes à charge)

H_1 : Les variances des deux populations ne sont pas égales.

$(\sigma^2$ Aucun enfant ou personne à charge $\neq \sigma^2$ Avec enfants ou personnes à charge)

Dans notre cas, la p -value est égale à 0,033 ce qui est plus petit que le seuil de 0,05. Ainsi on rejette H_0 , et alors, au risque de se tromper une fois sur 20, cela signifie que les variances ne sont pas égales donc on utilise les statistiques d'égalité des variances non-assumée.

On peut maintenant traiter le test d'hypothèses suivant :

$$H_0 : \mu_{\text{Aucun enfant ou personne à charge}} \geq \mu_{\text{Avec enfants ou personnes à charge}}$$

$$H_1 : \mu_{\text{Aucun enfant ou personne à charge}} < \mu_{\text{Avec enfants ou personnes à charge}}$$

Pour un test unilatéral, on rejette H_0 si la p -value est plus petite que 2 fois le seuil (2α) et que la moyenne de l'échantillon du CTF des participants avec enfants ou personnes à charge est plus grande que celle des participants qui n'en ont pas. Puisque la p -value de 0,923 n'est pas plus petite que 0,1 (2α), on ne rejette pas H_0 . Ainsi, nous ne pouvons pas admettre que les médecins résidents avec enfants ou personnes à charge ont un niveau de CTF supérieur à ceux qui n'en ont pas. Il semble, en effet, que notre échantillon n'apporte pas la preuve suffisante permettant de corroborer l'hypothèse de recherche Q_2 .

3.3.4 Troisième question exploratoire : les médecins résidents mariés ou conjoints de fait ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues célibataires, séparés, divorcés ou veufs

Ponctuellement, la moyenne des pointages des participants célibataires, séparés, divorcés ou veufs se situe à 16,16 et celle des participants mariés ou conjoints de fait se situe à 19,96. Les analyses se feront avec un seuil de 0,05. Il faut vérifier que les deux échantillons proviennent de populations normales, afin d'être en mesure d'utiliser la procédure statistique nous permettant de résoudre le test :

$$H_0 : \mu_{\text{Célibataire, séparé, divorcé, veuf}} \geq \mu_{\text{Marié ou conjoint de fait}}$$

$$H_1 : \mu_{\text{Célibataire, séparé, divorcé, veuf}} < \mu_{\text{Marié ou conjoint de fait}}$$

On teste la normalité en traitant le test d'hypothèses suivant pour chacune des populations:

H_0 : Les données de la population se répartissent selon une loi normale.

H_1 : Les données de la population ne se répartissent pas selon une loi normale.

Pour la population des célibataires, séparés, divorcés ou veufs, on ne rejette pas H_0 car les p -values (0,08 et 0,05) ne sont pas plus petites que le seuil de signification fixé ($\alpha = 0,05$). Pour la population des mariés ou conjoints de fait, on ne rejette pas H_0 car les p -values (0,200 et 0,101) ne sont pas plus petite que 0,05 et ainsi

l'hypothèse de normalité des données n'est pas violée, ce qui permet de poursuivre l'analyse en considérant H_0 comme vraisemblable.

Pour ce qui est du test de Levene, il faut résoudre le test d'hypothèses suivant :

H_0 : Les variances des deux populations sont égales.

$$(\sigma^2_{\text{Célibataire, séparé, divorcé, veuf}} = \sigma^2_{\text{Marié ou conjoint de fait}})$$

H_1 : Les variances des deux populations ne sont pas égales.

$$(\sigma^2_{\text{Célibataire, séparé, divorcé, veuf}} \neq \sigma^2_{\text{Marié ou conjoint de fait}})$$

Dans notre cas, la p -value est égale à 0,678 ce qui n'est pas plus petit que le seuil de 0,05. Ainsi on ne rejette pas H_0 , ce qui signifie que les variances sont considérées égales donc on utilise les statistiques de l'égalité des variances assumée.

On peut maintenant traiter le test d'hypothèses suivant :

H_0 : $\mu_{\text{Célibataire, séparé, divorcé, veuf}} \geq \mu_{\text{Marié ou conjoint de fait}}$

H_1 : $\mu_{\text{Célibataire, séparé, divorcé, veuf}} < \mu_{\text{Marié ou conjoint de fait}}$

Pour un test unilatéral, on rejette H_0 si la p -value est plus petite que 2 fois le seuil (2α) et que la moyenne de l'échantillon du CTF des participants mariés ou conjoints de fait est plus grande que ceux qui sont célibataires, séparés, divorcés ou veufs. Puisque la p -value de 0,001 est plus petite que 0,1 (2α) et que les moyennes des participants mariés ou conjoints de fait (19,96) est plus grande que ceux qui sont célibataires, séparés, divorcés ou veufs (16,16), on rejette H_0 . Ainsi, nous admettons que les médecins résidents mariés ou conjoints de fait ont un niveau de CTF supérieur aux médecins résidents qui sont célibataires, séparés, divorcés ou veufs et ce, au risque de se tromper une fois sur vingt.

Lorsqu'on admet qu'il y a une différence significative entre les deux moyennes, il faut alors voir comment s'exprime cette différence. Ici on peut affirmer que ponctuellement, il y a une différence de 3,8 points du CTF entre la moyenne des répondants étant célibataires, séparés, divorcés ou veufs et les répondants étant mariés ou conjoints de fait. Le deuxième groupe ayant un pointage plus élevé de CTF. La véritable différence entre les pointages moyens est comprise entre 1,69 et 5,91 (les

pointages élevés allant aux répondants mariés ou conjoints de fait), et ce, dix-neuf fois sur vingt.

Ainsi, au risque de se tromper une fois sur vingt, on peut affirmer qu'il y a une différence significative entre le pointage du CTF des médecins étant mariés ou conjoints de fait et ceux qui sont célibataires, séparés, divorcés ou veufs. On peut affirmer, avec 95% des chances d'avoir raison, qu'en moyenne, les médecins mariés ou conjoints de fait ont un niveau de CTF plus élevé de 3,8 points de plus que les médecins qui sont célibataires, séparés, divorcés ou veufs avec une marge d'erreur de $\pm 2,11$ points.

3.3.5 Quatrième question exploratoire : les médecins résidents appartenant au groupe d'âge des plus jeunes (nés en 1980 ou après) ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues plus âgés (nés entre 1966 et 1979 et nés en 1965 ou avant)

Tout d'abord, mentionnons que deux groupes (né de 1966 à 1979 et né en 1980 ou après) sur trois seront analysés car le groupe né en 1965 ou avant contient seulement un répondant et il serait biaisé de l'inclure dans l'analyse. Ponctuellement, la moyenne des pointages des participants nés de 1966 à 1979 se situe à 18,29 et celle des participants nés en 1980 ou après se situe à 17,72. Étant donné que la normalité est rejetée pour la population du groupe d'âge née de 1966 à 1979 avec un seuil de 0,05, nous allons faire l'analyse avec un seuil de 0,01. Il faut vérifier que les deux échantillons proviennent de populations normales pour être en mesure d'utiliser la procédure statistique nous permettant de résoudre le test :

$$H_0 : \mu_{\text{Née de 1966 à 1979}} \geq \mu_{\text{Née en 1980 ou après}}$$

$$H_1 : \mu_{\text{Née de 1966 à 1979}} < \mu_{\text{Née en 1980 ou après}}$$

On teste la normalité en traitant le test d'hypothèses suivant pour chacune des populations:

H_0 : Les données de la population se répartissent selon une loi normale.

H_1 : Les données de la population ne se répartissent pas selon une loi normale.

Pour la population du groupe d'âge née de 1966 à 1979, on ne rejette pas H_0 selon Kolmogorov-Smirnov et Shapiro-Wilk car les p -values (0,046 et 0,024) ne sont pas plus petites que le seuil de signification fixé ($\alpha = 0,01$). Pour la population du groupe d'âge née entre 1980 ou après, on ne rejette pas H_0 car les p -values (0,200 et 0,485) ne sont pas plus petites que 0,01. Ainsi l'hypothèse de normalité des données n'est pas violée, ce qui permet de poursuivre l'analyse en considérant H_0 comme vraisemblable.

Pour ce qui est du test de Levene, il faut résoudre le test d'hypothèses suivant :

H_0 : Les variances des deux populations sont égales.

$$(\sigma^2_{\text{Née de 1966 à 1979}} = \sigma^2_{\text{Née en 1980 ou après}})$$

H_1 : Les variances des deux populations ne sont pas égales.

$$(\sigma^2_{\text{Née de 1966 à 1979}} \neq \sigma^2_{\text{Née en 1980 ou après}})$$

Dans notre cas, la p -value est égale à 0,935 ce qui n'est pas plus petit que le seuil de 0,01. Ainsi on ne rejette pas H_0 , ce qui signifie que les variances sont considérées égales donc on utilise les statistiques de l'égalité des variances assumée.

On peut maintenant traiter le test d'hypothèses suivant :

H_0 : $\mu_{\text{Née de 1966 à 1979}} \geq \mu_{\text{Née en 1980 ou après}}$

H_1 : $\mu_{\text{Née de 1966 à 1979}} < \mu_{\text{Née en 1980 ou après}}$

Pour un test unilatéral, on rejette H_0 si la p -value est plus petite que 2 fois le seuil (2α) et que la moyenne de l'échantillon du CTF des participants nés en 1980 ou après est plus grande que celle des participants nés de 1966 à 1979. Puisque la p -value de 0,641 n'est pas plus petite que 0,02 (2α), on ne rejette pas H_0 . Ainsi, nous ne pouvons pas admettre que les médecins résidents nés en 1980 ou après ont un niveau de CTF supérieur à ceux qui sont nés de 1966 à 1979. Il semble, en effet, que notre échantillon n'apporte pas la preuve suffisante permettant de corroborer l'hypothèse de recherche Q_4 .

En résumé, pour ce qui est du test des moyennes, seule la variable statut civil influence significativement le niveau de CTF, et en moyenne, les médecins mariés ou

conjointes de fait ont un niveau de CTF plus élevé que ceux qui sont célibataires, séparés, divorcés ou veufs. Par contre, même si l'analyse du test des moyennes indique que nous n'avons pas suffisamment de preuves pour affirmer qu'il y avait des inégalités significatives entre les femmes et les hommes, entre les répondants avec ou sans enfants ou personnes à charge ou encore entre les répondants nés de 1966 à 1979 et ceux nés en 1980 ou après et leur niveau de CTF, ces résultats sont valides car toutes les conditions sont vérifiées et respectées (normalité des populations, égalité des variances, etc.).

4. DISCUSSION

Cette étude visait à mieux comprendre les liens entre le CTF des médecins et leur intention de quitter leur poste. Malgré le fait que la littérature était quasi muette à ce sujet, spécifiquement pour les médecins, les recherches antérieures démontraient tout de même un lien entre le CTF et le fait de vouloir quitter sa profession dans d'autres domaines (Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004; Ross, Rideout et Carson, 1994; Gottlieb, Kelloway et Matthews, 1996; Burke et Greenglass, 2001; Hoonaker, 2005). Pour pallier à ce manque et ainsi mieux comprendre cette dynamique chez les médecins, l'adaptation et la validation des deux instruments de mesure ont été effectuées auprès de médecins résidents d'une région du Québec. Plus particulièrement, l'étude poursuivait trois objectifs : effectuer une première étude de validation et de fidélisation d'un instrument mesurant le CTF auprès des médecins résidents du Québec; vérifier la validité et la fidélité d'un instrument mesurant l'intention des médecins de quitter leur poste; vérifier le rôle du CTF dans l'explication de l'intention de quitter son poste chez ces professionnels et, si possible, donner une droite de régression linéaire simple afin de pouvoir faire des prévisions sur l'intention qu'aurait un médecin de quitter son poste à partir de son niveau de CTF. En plus de ces trois objectifs, quatre questions exploratoires ont été ajoutées : les résidentes en médecine ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues masculins; les médecins résidents avec au moins un enfant ou une personne à charge

ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues qui n'en ont pas; les médecins résidents mariés ou conjoints de fait ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues célibataires, séparés, divorcés ou veufs; les médecins résidents appartenant au groupe d'âge des plus jeunes (nés en 1980 ou après) ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues plus âgés (nés entre 1966 et 1979 et nés en 1965 ou avant).

4.1 Implications des résultats

En regard de ces objectifs, les résultats de cette étude ont démontré que le nouvel instrument sur le CTF (Mathieu, 2008) adapté de l'instrument déjà existant de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) était aussi fidèle que l'ancien et mesurait le même concept. Le nouvel instrument de Mathieu (2008) sur le CTF est fidèle selon l'analyse des questionnaires de cette recherche et sa performance est répétable dans le futur. Ce nouvel instrument de Mathieu (2008) pourra donc être utilisé pour des recherches futures, spécifiquement auprès de médecins résidents ou des médecins du Québec pour mesurer leur niveau de CTF.

Pour ce qui est du nouvel instrument de Mathieu (2008) sur la variable « intention de quitter son poste », adapté d'un ancien instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004), l'instrument de Mathieu (2008) est non seulement fidèle selon l'analyse des questionnaires de cette recherche mais il l'est beaucoup plus que l'instrument de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) utilisé par d'autres chercheurs. De plus, il mesure le même concept (ce qui a été vérifié avec les corrélations entre chacun des anciens et des nouveaux items). Ce nouvel instrument de Mathieu (2008) mesurant l'« intention de quitter son poste » pourra être utilisé pour des recherches futures auprès de médecins résidents ou des médecins, et plus particulièrement ceux du Québec.

L'existence du rôle du CTF dans l'explication de l'intention de quitter son poste chez ces professionnels a été vérifiée et les résultats démontrent qu'il existe bel et bien un lien fort entre ces deux variables : plus le pointage du CTF augmente, plus le pointage de la variable « intention de quitter son poste » augmente. Ce qui concorde avec les résultats de plusieurs études antérieures effectuées auprès de

d'autres professions (Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004; Ross, Rideout et Carson, 1994; Gottlieb, Kelloway et Matthews, 1996; Burke et Greenglass, 2001; Hoonaker, 2005). Cette étude indique que 20,2% de la variation dans l'« intention de quitter son poste » est expliquée lorsque le CTF est pris en considération. Ce qui indique que le CTF est important pour les médecins dans leur intention de quitter leur poste car elle représente à elle seule, près de 1/5 de la décision. Au Québec, dans le contexte actuel de manque d'effectif médical, il serait important de se pencher sur le besoin des médecins pour concilier le travail et la famille sachant que la CTF est pris en considération lors de leur décision de quitter leur poste. Pour être davantage précis et répondre complètement au troisième objectif de l'étude, l'équation de la droite est : $\hat{Y}_{\text{Quitter son poste}} = b_0 + b_1 \text{CTF} = 0,139 + 0,35x_{\text{CTF}}$.

Pour les quatre questions exploratoires, quatre comparaisons de moyennes (sexe, enfants ou personnes à charge, statut civil et groupe d'âge) ont été effectuées pour observer des tendances qui pourront être explorées dans des recherches futures sur le CTF. Seule la variable statut civil influence significativement le niveau de CTF, et en moyenne, les médecins mariés ou conjoints de faits ont un niveau de CTF plus élevé que ceux qui sont célibataires, séparés, divorcés ou veufs. Par contre, même si l'analyse du test des moyennes indique que nous n'avons pas suffisamment de preuves pour affirmer qu'il y avait des inégalités significatives entre les femmes et les hommes, entre les répondants avec ou sans enfants ou personnes à charge ou encore entre les répondants nés de 1966 à 1979 et ceux nés en 1980 ou après et leur niveau de CTF, ces résultats sont valides car toutes les conditions sont vérifiées et respectées (normalité des populations, égalité des variances, etc.). Il serait intéressant de vérifier s'il en est de même pour les médecins et non seulement pour les médecins résidents et il serait également intéressant de vérifier les différences entre les médecins de famille et les médecins dans les différentes spécialités.

Pour ce qui est de la première question exploratoire (Q₁ : les résidentes en médecine ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues masculins), nos résultats montrent que le niveau de CTF chez les hommes n'est pas inférieur à celui des femmes médecins (résidents et résidentes), ce résultat va dans le même sens que

l'étude de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004). Par contre, ils vont à l'encontre de ce qui était attendu dans cette étude, ils divergent avec les résultats de diverses études qui rapportent que les femmes ont un plus haut niveau de CTF que les hommes (Boyar, Maertz et Pearson, 2005; Higgins, Duxbury et Lee, 1994; Duxbury, Higgins et Lee, 1994). Étant donné que notre recherche et celle de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) sont plus récentes que celles qui rapportent qu'il y a bien une différence entre les sexes (Boyar, Maertz et Pearson, 2005; Higgins, Duxbury et Lee, 1994; Duxbury, Higgins et Lee, 1994), peut-être avons-nous davantage de répondants de la génération X et Y et que ces hommes tendent à maintenir un meilleur équilibre entre le travail et la famille (ex. : une diminution des heures de travail hebdomadaire) et s'impliquent davantage aux responsabilités familiales, obtenant ainsi des résultats semblables à ceux de leurs collègues féminines?

Pour la deuxième question exploratoire, (Q₂ : les médecins résidents avec au moins un enfant ou une personne à charge ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues qui n'en ont pas), nos résultats indiquent qu'il n'y a pas d'inégalités entre le niveau de CTF des médecins résidents avec ou sans enfants ou autres personnes à charge. Ce résultat est peut-être propre à cette fonction car elle va à l'inverse de la conclusion d'une étude de Rhnima et Guérin (2002) auprès de professionnels travaillant en ressources humaines et en relations industrielles qui avait trouvé que le CTF était négativement corrélé avec le fait d'avoir des enfants. Ici aussi, il y a peut-être une explication avec nos répondants qui proviennent de générations X et Y. Ils feraient peut-être davantage attention au CTF en effectuant des choix de vies (ex. : avoir un enfant) qui s'harmoniseraient bien avec leur mode de vie et de travail actuel. Par contre, cette même étude de Rhnima et Guérin (2002) converge avec nos résultats qui indiquent que le fait d'avoir un conjoint ou partenaire augmente le niveau de CTF (Q₃ : les médecins résidents mariés ou conjoints de fait ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues célibataires, séparés, divorcés ou veufs).

Pour la quatrième question exploratoire (Q₄ : les médecins résidents appartenant au groupe d'âge des plus jeunes (nés en 1980 ou après) ont un plus haut

niveau de CTF que leurs collègues plus âgés nés entre 1966 et 1979 et nés en 1965 ou avant), nos résultats montrent qu'il n'y a pas d'inégalités entre le niveau de CTF chez les médecins résidents nés de 1966 à 1979 et ceux nés en 1980 ou après. Par contre, il serait intéressant pour des recherches futures de vérifier si c'est toujours le cas lorsque nous incluons également le groupe d'âge des médecins nés en 1965 ou avant. Dans cette recherche, seulement un médecin résident appartenait à ce groupe donc il n'a pas été inclus dans l'analyse car cela aurait été biaisé de l'inclure. Il serait alors intéressant pour des recherches futures de vérifier si l'âge des médecins influence le niveau de CTF comme l'a démontré Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) dans son étude auprès des infirmières d'Europe, en ayant des répondants de toutes les tranches d'âges. Selon leur recherche, l'âge aurait comme effet, à différents degrés, de diminuer le CTF. Statistiquement, les jeunes médecins quittent davantage leur pratique au Québec que les médecins plus âgés et travaillent moins d'heures hebdomadairement que leurs collègues (Drouin, 2007). Statistique Canada indique que les hommes travailleurs âgés entre 25 et 44 ans, de 1994 à 2005, ont diminué le nombre d'heures de travail hebdomadaire de 43,1 à 41,7 heures, une diminution semblable à celle des omnipraticiens de moins de 35 ans. Il serait intéressant d'explorer dans des recherches futures si les jeunes médecins diminuent leur nombre d'heures de travail hebdomadaire pour diminuer leur niveau de CTF et s'ils augmentent leur nombre d'heures en vieillissant parce que leur niveau de CTF tend à diminuer.

4.2 Les limites de l'étude

Plusieurs éléments devraient être considérés dans l'interprétation et la généralisation des présents résultats. Tout d'abord, les répondants à notre questionnaire étaient des médecins résidents dans différentes spécialités donc les médecins résidents généralistes n'étaient pas représentés. Pour la validation des résultats, cela n'importait pas mais pour avoir un portrait davantage complet de la situation au niveau du CTF ou de l'intention de quitter leur profession, une étude englobant les deux groupes serait intéressante. De plus, étant donné que les 50

répondants étaient tous des médecins résidents du même centre universitaire, ces données ne peuvent pas être généralisées à tous les résidents car les résultats pourraient différer d'un établissement à l'autre ou d'un endroit géographique à l'autre. Il serait également intéressant de pouvoir croiser nos résultats avec d'autres recherches effectuées auprès de médecins ou médecins résidents mais étant donné que la littérature est muette à ce sujet, cela n'a pas pu être fait. Par contre, il serait intéressant de voir ces analyses croisées lorsque ces variables seront mesurées à nouveau dans des recherches futures.

Le choix de médecins résidents à la place de médecins pour répondre à notre questionnaire vient du fait que les médecins sont très occupés et peu disponibles pour les chercheurs. Les médecins résidents n'ont guère davantage de temps libre que leurs collègues médecins et c'est pourquoi seul le questionnaire fut utilisé pour cette étude. Par contre, d'autres méthodes, telles que des entrevues individuelles ou de groupe, auraient pu contribuer à approfondir l'explication du lien entre le CTF et l'intention de quitter leur poste.

Finalement, le fait que cette étude ait été menée auprès de 50 médecins résidents n'a pas permis de pouvoir analyser le groupe d'âge des répondants *nés en 1965 ou avant* et voir le lien avec le CTF. Ceci est normal car il est rare d'avoir des médecins résidents âgés. D'autres études auprès de médecins devront faire l'objet de ces liens dans l'objectif de trouver une réponse à cette question.

5. CONCLUSION

Malgré ces dernières observations, il reste que cette étude a contribué de manière importante à l'élaboration et à la validation de deux premiers instruments de mesure sur le conflit travail-famille des médecins et sur leur intention à quitter leur poste. En effet, cette étude a permis de constater que ces deux nouveaux instruments de mesure (Mathieu, 2008) sont bel et bien fidèles et valides. Ils pourront donc être utilisés pour des recherches ultérieures pour mesurer le CTF et l'intention des médecins de quitter leur poste, spécialement au Québec. Bien que le CTF et

l'intention de quitter son poste étaient documentés dans la littérature (Simon, Kummerling et Hasselhorn, 2004; Ross, Rideout et Carson, 1994; Gottlieb, Kelloway et Matthews, 1996; Burke et Greenglass, 2001; Hoonaker, 2005), aucune n'avait, jusqu'à présent, adapté un instrument pour les médecins ou mesuré ces variables auprès de ces professionnels.

L'étude des liens entre le CTF et l'intention des médecins résidents de quitter leur poste apporte des données nouvelles aux besoins de ces professionnels et amène à considérer le CTF comme étant responsable à 20,2% de l'intention d'un médecin résident de quitter son poste. Les résultats de cette recherche viennent éclairer une des causes de l'intention des médecins résidents de quitter leur poste dans les milieux hospitaliers québécois (pouvant se terminer par un départ). Étant des professionnels en voie de devenir des médecins, il serait intéressant de vérifier si ces résultats sont également représentatifs des médecins québécois et non seulement des médecins résidents.

Au sein de la pratique quotidienne, de nombreuses retombées pourraient découler de cette étude. Ces nouveaux instruments pourraient servir à cibler des éléments de CTF visant à améliorer le travail des médecins afin de s'assurer de leur loyauté et de les garder en poste. En diminuant le CTF, l'intention de quitter leur poste s'amointrit, ce qui amène une baisse éventuelle des départs des médecins. Ceci pourrait aider à pallier aux problèmes de manque d'effectifs médicaux.

Bibliographie

- Adams, G.A., King, L.A., & King, D.W. (1996). Relationship of job and family involvement, family support, and work-family conflict with job and life satisfaction. *Journal of applied psychology, 81*, 411-420.
- Aryee, S. (1992). Antecedents and outcomes among married professional women: Evidence from Singapore. *Human Relations, 45*, 813-837.
- Aryee, S., & Luk, V. (1996). Work and nonwork influence on the career satisfaction of dual-earner couples. *Journal of vocational Behavior, 49*, 38-52.
- Aziz, A. (2004). Sources of perceived stress among american doctors: A cross-cultural perspective. *Cross Cultural Management, 11*, 28-39.
- Boyar, S.L., Maertz, C.P., & Pearson, A. (2005). The effects of work-family conflict and family-work conflict on non-attendance behaviors. *Journal of business Research, 58*, 919-925.
- Boyar, S.L., Maertz, C.P., Pearson, A., & Keough, S. (2003). Work-family conflict: A model of linkages between work and family domain variables and turnover intentions. *Journal of management issues, 15*, 175-176.
- Brislin, R.W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross Cultural psychology, 1*, 185-216.

- Burke, R.J., & Greenglass, E.R. (2001). Hospital restructuring, work-family conflict and psychological burnout among nursing staff. *Psychological Health, 16*, 583-594.
- Crépeau, C. (2003). L'Association médicale canadienne veut aider les médecins victimes d'épuisement. *L'Actualité médicale, 24*, 8-9.
- CROP (2006, 26 octobre). La famille: Rapport sur le sondage confidentiel : Embargo sur les données. (Émission de télévision), Montréal, Radio-Canada.
- Duxbury, L., Higgins, C., Lee, C., (1994). Work-Family Conflict : A comparaison by Gender, Family Type, and Perceived Control. *Journal of Family Issues, 15*, 449-466.
- Fabri, P.J., Macdaniel, M.D., & Gaskill, H.V. (1989). Great expectations: Stress and the medical family. *J Surg Res, 47*, 379-382.
- Frone, M.R., Russell, M., & Cooper, L.M. (1992). Antecedents and outcomes of work-family conflict: Testing a model of the work-family interface. *Journal of Applied Psychology, 77*, 65-78.
- Gottlieb, B.H., Kelloway, E.K., & Matthews, M. (1996). Predictors of work-family conflict, stress, and job satisfaction among nurses. *Canadian Journal of Nursing Resources, 28*, 99-117.
- Greenhaus, J.H., & Kopelman, R.E. (1981). Conflict between work and nonwork roles : Implications for the career planning process. *Human Resource Planning, 4*, 1-10.

- Greenhaus, J.H., & Beutell, N.J. (1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of management*, 10, 76-89.
- Hendrie, H.C., Clair, D.K., Brittain, H.M., & Fadul, P.E. (1990). A study of anxiety/depressive symptoms of medical students, house staff, and their spouses/partners. *Nerv Ment Dis*, 178, 204-207.
- Higgins, C., Duxbury, L. & Lee, C. (1994). Impact of Life-Cycle Stage and Gender on the Ability to Balance Work and Family Responsibilities, *Family Relations*, 43, 144-150.
- Hoonaker, P.L.T., Carayon, P., & Schoepke, J. (2005). Work family conflict in the IT work force, human factors in organizational design and management. *IEA Press*, 8, 81-86.
- Hugues, P.H., Brandenburg, N., & Baldwin, D.C. (1992). Prevalence of substance use among US physicians. *JAMA*, 268, 2518-2519.
- Lamontagne, Y. (2006). *Et si le système de santé vous appartenait?* Montréal : Éditions Québec-Amérique.
- Laughrea, K. (2000). Traduction de l'instrument de mesure sur le conflit travail-famille et famille-travail de Netemeyer, Boles & Mcmurrian (1996) : instrument de mesure non publié. Document non publié. Université du Québec à Trois-Rivières.
- Maranda, M.F., Gilbert, M.A., Saint-Arnaud, L., & Vézina, M. (2006). *La détresse des médecins : un appel au changement*. Les presses de l'Université Laval.

- Maroussia, K., & Sinotte, Y. (2004). Beaucoup de chemin à parcourir. *Perspective CSN, Octobre*, 4-5.
- Netemeyer, R.G., Boles, J.S., & Mcmurrian, R. (1996). Development and validation of work-family conflict and family-work conflict and effective experiences. *Journal of Applied Psychology, 81*, 400-410.
- O'driscoll, M.P. (2004). Work-family conflict, psychological well-being, satisfaction and social support : A longitudinale study in New Zealand. *Equal Opportunities International, 23*, 36-56.
- Parasuraman, S., Greenberg, J.H., Rabinowitz, S.R., Bedelan, A.G., & Mossholder, K.W. (1989). Work and family variables as mediators of the relationship between wives employment and husbands well being. *Academy of Management Journal, 32*, 185-201.
- Rhnima, A., Guérin, G., (2002). Évaluation de l'efficacité du soutien du conjoint dans un contexte de conflit travail-famille. *Communication soumise au 39^e congrès de l'ACRI*, Toronto.
- Ross, M.M., Rideout, E., & Carson, M. (1994). Nurses' work: balancing personal and professional caregiving careers. *Canadian Journal of Nursins Resources, 26*, 43-59.
- Rucinski, J., & Cybulska, E. (1985). Mentally ill doctors. *Hospital Med., 33*, 90-94.
- Sakinofsky, I. (1980). Suicide in doctors and wives of doctors. *Canadian Family Physicians, 26*, 837-844.

- Simon, M., Kummerling, M., & Hasselhorn, H.M. (2004). Work-home conflict in the european nursing profession. *International Journal of Occupational and Environmental Health, 10*, 384-391.
- St-Onge, S., Renaud, S., Guérin, G., & Caussignac, É. (2002). Vérification d'un modèle structurel à l'égard du conflit emploi-famille. *Relations Industrielles, 57*, 64-73.
- St-onge, S., Trottier, R., Guérin, G., Haines, V., & Simard, N. (1994). L'équilibre travail-famille : un nouveau défi pour les organisations. *Revue internationale de gestion, 19*, 64-73.
- Tabachnick, B.G., & Fidell, L.S. (2006). *Using multivariate statistics*. New York: Harper Collins.
- Williams, K.J. (1994). Role stressors, mood spillover, a perception of work and family conflict in employed parents. *Academy of Management Journal, 37*, 837-868.

Annexe I
Formulaire de consentement

Le conflit travail-famille des médecins du Québec : élaboration et validation d'un instrument de mesure

Formulaire de consentement du participant

Titre du projet

Le conflit travail-famille des médecins du Québec : Élaboration et validation d'un instrument de mesure.

Responsables du projet

Caroline Mathieu, étudiante de maîtrise au programme en « Interventions et Changements Organisationnels » de la Faculté d'Administration de l'Université de Sherbrooke, est responsable de ce projet sous la direction des professeurs François Courcy et Jean-Maurice Trudel. Vous pouvez joindre Caroline Mathieu par courriel à CarolineMathieu@usherbrooke.ca, François Courcy au 819-821-8000, poste 62230 et Jean-Maurice Trudel au 819-821-8000, poste 63397, et ce, pour tout renseignement supplémentaire ou tout problème relié au projet de recherche.

Objectif et buts du projet

L'objectif de ce projet est de valider un instrument de mesure sur le conflit travail-famille des médecins du Québec pouvant ainsi être utile à des recherches ultérieures.

Raison et nature de ma participation

Il est entendu que ma participation à ce projet sera requise pour remplir individuellement un questionnaire de 6 pages. Cette activité sera d'une durée d'environ cinq minutes. En outre, ma participation à ce projet ne saurait nuire d'aucune manière à mes responsabilités d'emploi ni m'exposer à des risques vis-à-vis mon employeur.

Avantages pouvant découler de la participation

Ma participation permettra aux professionnels oeuvrant dans le domaine de la gestion des ressources humaines de mieux aider leurs employés en construisant un instrument de mesure sur le conflit travail-famille qui pourra ensuite être utilisé pour des études ultérieures. De même, ma participation permettra aux académiciens de faire des avancées en ce qui concerne la compréhension du conflit travail-famille sur l'intention de quitter la profession.

Inconvénient ou risque pouvant découler de la participation

J'aurai à donner de mon temps pour remplir le questionnaire.

Droit de retrait de participation sans préjudice

Il est entendu que ma participation au projet de recherche décrit ci-dessus est tout à fait volontaire et que je reste, à tout moment, libre de mettre fin à ma participation sans avoir à motiver ma décision, ni à subir de préjudice de quelque nature que ce soit.

Confidentialité des données

Les données recueillies seront conservées, sous clé, pour une période d'environ deux ans. Après cette période, les données seront détruites. Aucun renseignement permettant d'identifier les personnes qui ont participé à l'étude n'apparaîtra dans aucun rapport.

Résultats de la recherche et publication

Vous devez savoir que l'information recueillie sera utilisée pour fins de communication scientifique et professionnelle. Dans ce cas, rien ne permettra d'identifier les personnes ayant participé à la recherche.

Identification du président du Comité d'éthique de la recherche de la Faculté des lettres et sciences humaines

Pour tout problème d'éthique concernant les conditions dans lesquelles se déroule votre participation à ce projet, vous pouvez contacter la responsable du projet ou Mme Dominique Lorrain, présidente du Comité d'éthique de la recherche de la Faculté des lettres et sciences humaines en composant le numéro suivant : 1-819-821-8000, poste 61039.

Consentement libre et éclairé

Je, _____, déclare avoir lu le présent formulaire. Je comprends la nature et le motif de ma participation au projet. Par la présente, j'accepte librement de participer au projet.

Signature du participant ou de la participante : _____

Déclaration du responsable

Je, Caroline Mathieu, certifie avoir fourni au participant ou à la participante intéressé(e) le présent formulaire expliquant clairement les termes de sa participation au projet de recherche. Je m'engage à garantir le respect des objectifs de l'étude et à respecter la confidentialité des données recueillies.

Signature de la responsable : _____

Fait à _____, le _____ 2007.

MERCI DE VOTRE COLLABORATION !

Annexe II
Certificat d'éthique

Les pages 53 et 54 ont été retirées
parce qu'elles contenaient des
renseignements personnels.

Annexe III
Questionnaire de recherche

Le conflit travail-famille et la rétention des médecins du Québec: élaboration et première validation de deux instruments de mesure

Directives relatives au questionnaire

- 1- Ce questionnaire comporte neuf questions et il vous faudra moins de cinq minutes pour le remplir.
- 2- Le questionnaire est composé de quatre pages et quatre différentes sections : emploi, conflit travail-famille, quitter le poste actuel et démographie.
- 3- Lisez attentivement les questions et répondez à chacune d'entre elles.
- 4- Répondre aux questions en cochant ou en encerclant votre choix.
- 5- Le terme famille est utilisé pour suivre la littérature mais il peut aussi bien représenter votre conjoint, vos enfants ou votre vie personnelle en général.
- 6- Lorsque vous aurez terminé de remplir le questionnaire, veuillez l'insérer dans l'enveloppe et le remettre pour fins de compilation.

Merci de votre temps, cela nous sera utile pour notre recherche!

Le conflit travail-famille et la rétention des médecins du Québec: élaboration et première validation de deux instruments de mesure

Section A : EMPLOI

1- Veuillez cocher toutes les cases pertinentes à votre type d'emploi	
<input type="checkbox"/> ₁ Je suis étudiant(e) en médecine	<input type="checkbox"/> ₂ Je suis résident(e) en médecine (familiale)
<input type="checkbox"/> ₃ Je suis résident(e) en médecine (spécialiste)	<input type="checkbox"/> ₄ Je pratique la médecine (familiale) à temps partiel ou à temps plein
<input type="checkbox"/> ₅ Je pratique la médecine (spécialiste) à temps partiel ou à temps plein	<input type="checkbox"/> ₆ Je suis en congé sabbatique ou sans solde d'une pratique médicale active

2- Veuillez indiquer lequel des milieux ci-dessous est votre milieu de travail PRINCIPAL (c'est-à-dire le milieu où vous passez le plus de votre temps de travail). Veuillez cocher UNE SEULE réponse. (Si vous ne donnez pas de soins aux patients, cochez N/A et passez à la question suivante.)	
<input type="checkbox"/> ₁ Cabinet privé/ Clinique privée	<input type="checkbox"/> ₂ Clinique communautaire/ Centre de soins communautaire/ Centre local de services communautaires
<input type="checkbox"/> ₃ Centre hospitalier universitaire (CHU)	<input type="checkbox"/> ₄ Hôpital autre qu'un centre universitaire
<input type="checkbox"/> ₅ Centre d'accueil pour personnes âgées/ Centre d'hébergement	<input type="checkbox"/> ₆ Bureau administratif
<input type="checkbox"/> ₇ Unité de recherche	<input type="checkbox"/> ₈ Laboratoire indépendant/ Clinique diagnostique
<input type="checkbox"/> ₉ Autre	<input type="checkbox"/> ₁₀ N / A

Section C : QUITTER LE POSTE ACTUEL

4- AU COURANT DE LA DERNIÈRE ANNÉE, encerclez à quelle fréquence vous avez pensé à:



1	2	3	4	5
Jamais	Quelques fois par année	Quelques fois par mois	Quelques fois par semaine	Chaque jour

	1	2	3	4	5
4.1- Changer pour un département différent ou un autre pavillon	1	2	3	4	5
4.2- Changer d'endroit géographiquement mais garder le même genre de poste	1	2	3	4	5
4.3- Changer pour la pratique générale	1	2	3	4	5
4.4- Quitter la médecine pour faire autre chose	1	2	3	4	5
4.5- Changer de milieu de travail (clinique vs hôpital vs CHU vs CLSC)	1	2	3	4	5
4.6- Changer de concentration (familiale vers spécialité ou l'inverse ou encore d'une spécialité à une autre)	1	2	3	4	5
4.7- Chercher un poste dans un autre hôpital	1	2	3	4	5
4.8- Devenir travailleur autonome	1	2	3	4	5
4.9- Pratiquer en clinique privée et désengagé(e) de la RAMQ	1	2	3	4	5

5- En songeant aux DEUX PROCHAINES ANNÉES, veuillez cocher tous les changements que vous comptez faire

- ₁ Déménager votre pratique ailleurs au Québec
- ₂ Déménager votre pratique dans une autre province canadienne
- ₃ Quitter le Canada pour pratiquer dans un autre pays
- ₄ Quitter le régime de la RAMQ et pratiquer dans le secteur privé
- ₅ Aucun changement

Section D : DÉMOGRAPHIE

Veillez indiquer votre choix en cochant la réponse appropriée.

6- État civil
<input type="checkbox"/> ₁ Célibataire, séparé(e), divorcé(e) , veuf(veuve)
<input type="checkbox"/> ₂ Marié(e) ou conjoint(e) de fait

7- Avez-vous des enfants ou d'autres personnes à charge dont vous avez la responsabilité?
<input type="checkbox"/> ₁ Oui
<input type="checkbox"/> ₂ Non

8- De quel sexe êtes-vous?
<input type="checkbox"/> ₁ Féminin
<input type="checkbox"/> ₂ Masculin

9- Dans quel groupe d'âge êtes-vous?
<input type="checkbox"/> ₁ Né(e) en 1965 ou avant
<input type="checkbox"/> ₂ Né(e) de 1966 à 1979
<input type="checkbox"/> ₃ Né(e) en 1980 ou après

Annexe IV

Résultats statistiques

Premier objectif: effectuer une première étude de validation et de fidélité d'un instrument mesurant le CTF auprès des médecins résidents du Québec.

Résultats de l'instrument sur le CTF de Netemeyer, Boles et Mcmurrian (1996) :

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
5 items CTF ancien	50	100,0%	0	,0%	50	100,0%

Descriptives

			Statistic	Std. Error
5 items CTF ancien	Mean		17,96	,578
	95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	16,80	
		Upper Bound	19,12	
	5% Trimmed Mean		18,10	
	Median		18,00	
	Variance		16,733	
	Std. Deviation		4,091	
	Minimum		7	
	Maximum		25	
	Range		18	
	Interquartile Range		5	
	Skewness		-,216	,337
	Kurtosis		,284	,662

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,813
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	112,637
	df	10
	Sig.	,000

Communalities

	Initial	Extraction
3.2 exigences	1,000	,764
3.4 exigences	1,000	,547
3.6 obligations	1,000	,476
3.8 tension	1,000	,751
3.9 responsabilités	1,000	,679

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3,217	64,349	64,349	3,217	64,349	64,349
2	,669	13,375	77,724			
3	,574	11,485	89,209			
4	,301	6,021	95,230			
5	,239	4,770	100,000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Component Matrix^a

	Component
	1
3.2 exigences	,874
3.4 exigences	,740
3.6 obligations	,690
3.8 tension	,867
3.9 responsabilités	,824

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 1 components extracted.

Case Processing Summary

		N	%
Cases	Valid	50	100,0
	Excluded ^a	0	,0
	Total	50	100,0

a. Listwise deletion based on all variables in the procedure.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
,857	,859	5

Item Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
3.2 exigences	3,60	1,010	50
3.4 exigences	4,28	,757	50
3.6 obligations	3,86	,926	50
3.8 tension	2,86	1,195	50
3.9 responsabilités	3,36	1,174	50

Inter-Item Correlation Matrix

	3.2 exigences	3.4 exigences	3.6 obligations	3.8 tension	3.9 responsabilités
3.2 exigences	1,000	,657	,528	,679	,606
3.4 exigences	,657	1,000	,348	,495	,481
3.6 obligations	,528	,348	1,000	,517	,442
3.8 tension	,679	,495	,517	1,000	,735
3.9 responsabilités	,606	,481	,442	,735	1,000

The covariance matrix is calculated and used in the analysis.

Summary Item Statistics

	Mean	Minimum	Maximum	Range	Maximum / Minimum	Variance	N of Items
Item Means	3,592	2,860	4,280	1,420	1,497	,284	5
Item Variances	1,052	,573	1,429	,856	2,494	,129	5
Inter-Item Correlations	,549	,348	,735	,387	2,110	,013	5

The covariance matrix is calculated and used in the analysis.

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
3.2 exigences	14,36	10,643	,769	,629	,802
3.4 exigences	13,68	12,916	,596	,443	,850
3.6 obligations	14,10	12,296	,551	,327	,856
3.8 tension	15,10	9,561	,777	,640	,799
3.9 responsabilités	14,60	10,041	,714	,567	,818

Scale Statistics

Mean	Variance	Std. Deviation	N of Items
17,96	16,733	4,091	5

Résultats de l'instrument sur le CTF de Mathieu (2008) :

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
5 items CTF nouveau	50	100,0%	0	,0%	50	100,0%

Descriptives

			Statistic	Std. Error
5 items CTF nouveau	Mean		18,06	,585
	95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	16,88	
		Upper Bound	19,24	
	5% Trimmed Mean		18,28	
	Median		18,00	
	Variance		17,119	
	Std. Deviation		4,137	
	Minimum		5	
	Maximum		25	
	Range		20	
	Interquartile Range		4	
	Skewness		-,650	,337
	Kurtosis		1,428	,662

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,789
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	117,259
	df	10
	Sig.	,000

Communalities

	Initial	Extraction
3.1 stress	1,000	,754
3.3 engagements	1,000	,624
3.5 heures	1,000	,685
3.7 absorbant	1,000	,720
3.10 activités	1,000	,458

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3,240	64,805	64,805	3,240	64,805	64,805
2	,720	14,393	79,198			
3	,518	10,369	89,567			
4	,301	6,013	95,580			
5	,221	4,420	100,000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Component Matrix^a

	Component
	1
3.1 stress	,868
3.3 engagements	,790
3.5 heures	,828
3.7 absorbant	,849
3.10 activités	,677

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 1 components extracted.

Case Processing Summary

		N	%
Cases	Valid	50	100,0
	Excluded ^a	0	,0
	Total	50	100,0

a. Listwise deletion based on all variables in the procedure.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
,863	,862	5

Item Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
3.1 stress	3,14	1,030	50
3.3 engagements	3,72	,948	50
3.5 heures	3,46	1,092	50
3.7 absorbant	3,32	1,151	50
3.10 activités	4,42	,906	50

Inter-Item Correlation Matrix

	3.1 stress	3.3 engagements	3.5 heures	3.7 absorbant	3.10 activités
3.1 stress	1,000	,709	,631	,702	,395
3.3 engagements	,709	1,000	,462	,570	,425
3.5 heures	,631	,462	1,000	,660	,564
3.7 absorbant	,702	,570	,660	1,000	,436
3.10 activités	,395	,425	,564	,436	1,000

The covariance matrix is calculated and used in the analysis.

Summary Item Statistics

	Mean	Minimum	Maximum	Range	Maximum / Minimum	Variance	N of Items
Item Means	3,612	3,140	4,420	1,280	1,408	,249	5
Item Variances	1,060	,820	1,324	,504	1,615	,043	5
Inter-Item Correlations	,555	,395	,709	,314	1,795	,013	5

The covariance matrix is calculated and used in the analysis.

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
3.1 stress	14,92	10,851	,767	,668	,813
3.3 engagements	14,34	11,902	,660	,539	,841
3.5 heures	14,60	10,776	,719	,574	,825
3.7 absorbant	14,74	10,319	,741	,581	,820
3.10 activités	13,64	12,807	,539	,361	,867

Scale Statistics

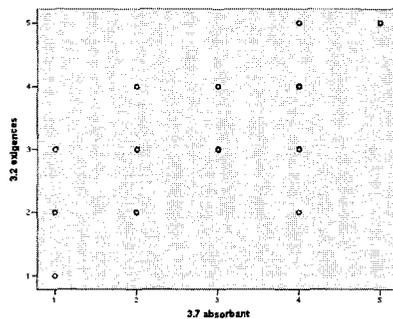
Mean	Variance	Std. Deviation	N of Items
18,06	17,119	4,137	5

Corrélations entre les anciens et les nouveaux items du CTF :

Correlations

		3.2 exigences	3.7 absorbant
3.2 exigences	Pearson Correlation	1	,780**
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	50	50
3.7 absorbant	Pearson Correlation	,780**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	50	50

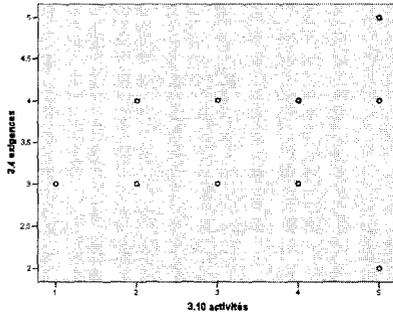
** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



Correlations

		3.4 exigences	3.10 activités
3.4 exigences	Pearson Correlation	1	,599**
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	50	50
3.10 activités	Pearson Correlation	,599**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	50	50

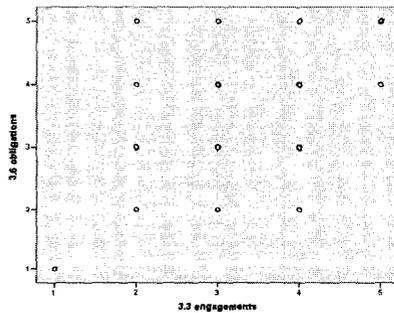
** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



Correlations

		3.3 engagements	3.6 obligations
3.3 engagements	Pearson Correlation	1	,535**
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	50	50
3.6 obligations	Pearson Correlation	,535**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	50	50

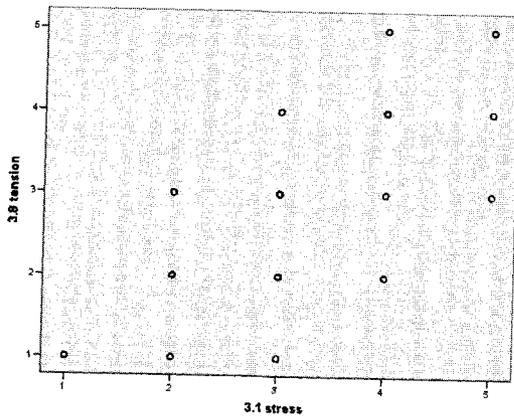
** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



Correlations

		3.8 tension	3.1 stress
3.8 tension	Pearson Correlation	1	,729**
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	50	50
3.1 stress	Pearson Correlation	,729**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	50	50

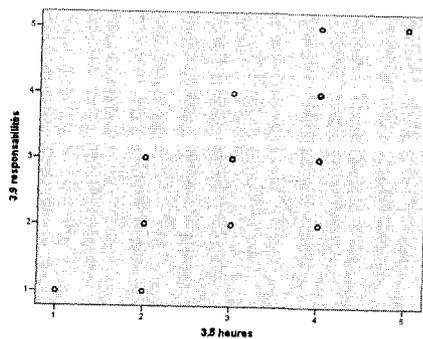
** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



Correlations

		3.9 responsabilités	3.5 heures
3.9 responsabilités	Pearson Correlation	1	,823**
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	50	50
3.5 heures	Pearson Correlation	,823**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	50	50

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



Deuxième objectif : vérifier la validité et la fidélité d'un instrument mesurant l'intention des médecins résidents de quitter leur poste.

Résultats de l'instrument sur l'intention de quitter son poste de Simon, Kummerling et Hasselhorn (2004) :

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
4 items Quitter ancien	50	100,0%	0	,0%	50	100,0%

Descriptives

		Statistic	Std. Error
4 items Quitter ancien	Mean	6,24	,348
	95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound 5,54	
		Upper Bound 6,94	
	5% Trimmed Mean	5,98	
	Median	5,00	
	Variance	6,064	
	Std. Deviation	2,462	
	Minimum	4	
	Maximum	15	
	Range	11	
	Interquartile Range	4	
	Skewness	1,574	,337
	Kurtosis	2,634	,662

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,532
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	23,646
	df	6
	Sig.	,001

Communalities

	Initial	Extraction
4.1 département	1,000	,769
4.3 pratique	1,000	,774
4.7 autre hôpital	1,000	,424
4.8 autonome	1,000	,784

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	1,732	43,308	43,308	1,732	43,308	43,308	1,611	40,286	40,286
2	1,018	25,456	68,764	1,018	25,456	68,764	1,139	28,478	68,764
3	,844	21,102	89,865						
4	,405	10,135	100,000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Component Matrix^a

	Component	
	1	2
4.1 département	,775	-,410
4.3 pratique	,870	-,133
4.7 autre hôpital	,543	,360
4.8 autonome	,284	,838

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 2 components extracted.

Rotated Component Matrix^a

	Component	
	1	2
4.1 département	,875	-,055
4.3 pratique	,847	,237
4.7 autre hôpital	,347	,551
4.8 autonome	-,086	,881

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.

Component Transformation Matrix

Component	1	2
1	,911	,411
2	-,411	,911

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

Case Processing Summary

		N	%
Cases	Valid	50	100,0
	Excluded ^a	0	,0
	Total	50	100,0

a. Listwise deletion based on all variables in the procedure.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
,519	,520	4

Item Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
4.1 département	2,04	1,124	50
4.3 pratique	1,46	,973	50
4.7 autre hôpital	1,34	,717	50
4.8 autonome	1,40	,990	50

Inter-Item Correlation Matrix

	4.1 département	4.3 pratique	4.7 autre hôpital	4.8 autonome
4.1 département	1,000	,561	,135	,022
4.3 pratique	,561	1,000	,298	,144
4.7 autre hôpital	,135	,298	1,000	,121
4.8 autonome	,022	,144	,121	1,000

The covariance matrix is calculated and used in the analysis.

Summary Item Statistics

	Mean	Minimum	Maximum	Range	Maximum / Minimum	Variance	N of Items
Item Means	1,560	1,340	2,040	,700	1,522	,105	4
Item Variances	,926	,515	1,264	,749	2,455	,096	4
Inter-Item Correlations	,213	,022	,561	,539	25,490	,033	4

The covariance matrix is calculated and used in the analysis.

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
4.1 département	4,20	3,306	,365	,319	,392
4.3 pratique	4,78	3,196	,552	,376	,205
4.7 autre hôpital	4,90	4,745	,257	,096	,491
4.8 autonome	4,84	4,586	,117	,032	,608

Scale Statistics

Mean	Variance	Std. Deviation	N of Items
6,24	6,064	2,462	4

Résultats de l'instrument sur l'intention de quitter son poste de Mathieu (2008) :

CINQ ITEMS :

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,710
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	89,724
	df	10
	Sig.	,000

Communalities

	Initial	Extraction
4.2 géographiquement	1,000	,769
4.5 milieu	1,000	,820
4.6 concentration	1,000	,773
4.9 privée/désengagé	1,000	,656
4.4 quitter	1,000	,832

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2,778	55,551	55,551	2,778	55,551	55,551	2,095	41,890	41,890
2	1,073	21,461	77,012	1,073	21,461	77,012	1,756	35,121	77,012
3	,549	10,987	87,999						
4	,336	6,729	94,728						
5	,264	5,272	100,000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Component Matrix^a

	Component	
	1	2
4.2 géographiquement	,673	-,562
4.5 milieu	,877	-,228
4.6 concentration	,720	,504
4.9 privée/désengagé	,767	-,260
4.4 quitter	,670	,619

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 2 components extracted.

Rotated Component Matrix^a

	Component	
	1	2
4.2 géographiquement	,877	-,009
4.5 milieu	,823	,378
4.6 concentration	,238	,846
4.9 privée/désengagé	,759	,284
4.4 quitter	,127	,903

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.

Component Transformation Matrix

Component	1	2
1	,774	,633
2	-,633	,774

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

QUATRE ITEMS :

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
4 items Quitter nouveau	50	100,0%	0	,0%	50	100,0%

Descriptives

		Statistic	Std. Error
4 items Quitter nouveau	Mean	6,44	,455
	95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	5,53
		Upper Bound	7,35
	5% Trimmed Mean	5,97	
	Median	6,00	
	Variance	10,333	
	Std. Deviation	3,215	
	Minimum	4	
	Maximum	20	
	Range	16	
	Interquartile Range	3	
	Skewness	2,598	,337
	Kurtosis	7,731	,662

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,706
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	63,133
	df	6
	Sig.	,000

Communalities

	Initial	Extraction
4.2 géographiquement	1,000	,590
4.5 milieu	1,000	,824
4.6 concentration	1,000	,398
4.9 privée/désengagé	1,000	,635

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2,447	61,185	61,185	2,447	61,185	61,185
2	,758	18,945	80,129			
3	,531	13,278	93,407			
4	,264	6,593	100,000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Component Matrix^a

	Component
	1
4.2 géographiquement	,768
4.5 milieu	,908
4.6 concentration	,631
4.9 privée/désengagé	,797

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 1 components extracted.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
,768	,782	4

Case Processing Summary

		N	%
Cases	Valid	50	100,0
	Excluded ^a	0	,0
	Total	50	100,0

a. Listwise deletion based on all variables in the procedure.

Item Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
4.2 géographiquement	1,82	1,207	50
4.5 milieu	1,40	,904	50
4.6 concentration	1,82	1,082	50
4.9 privée/désengagé	1,40	,969	50

Inter-Item Correlation Matrix

	4.2 géographiquement	4.5 milieu	4.6 concentration	4.9 privée/désengagé
4.2 géographiquement	1,000	,629	,272	,464
4.5 milieu	,629	1,000	,493	,653
4.6 concentration	,272	,493	1,000	,323
4.9 privée/désengagé	,464	,653	,323	1,000

The covariance matrix is calculated and used in the analysis.

Summary Item Statistics

	Mean	Minimum	Maximum	Range	Maximum / Minimum	Variance	N of Items
Item Means	1,610	1,400	1,820	,420	1,300	,059	4
Item Variances	1,096	,816	1,457	,640	1,785	,080	4
Inter-Item Correlations	,472	,272	,653	,381	2,404	,022	4

The covariance matrix is calculated and used in the analysis.

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
4.2 géographiquement	4,62	5,710	,549	,402	,731
4.5 milieu	5,04	6,039	,783	,622	,614
4.6 concentration	4,62	6,812	,416	,245	,793
4.9 privée/désengagé	5,04	6,488	,589	,431	,704

Scale Statistics

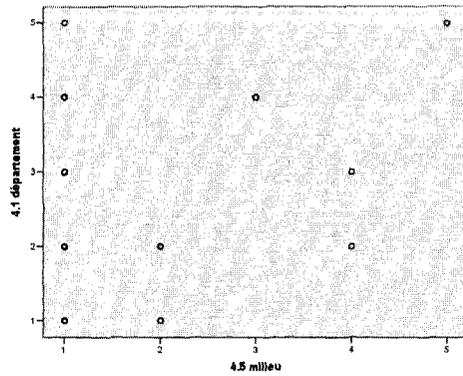
Mean	Variance	Std. Deviation	N of Items
6,44	10,333	3,215	4

Corrélations entre les anciens et les nouveaux items de l'intention de quitter son poste:

Correlations

		4.1 département	4.5 milieu
4.1 département	Pearson Correlation	1	,386**
	Sig. (2-tailed)		,006
	N	50	50
4.5 milieu	Pearson Correlation	,386**	1
	Sig. (2-tailed)	,006	
	N	50	50

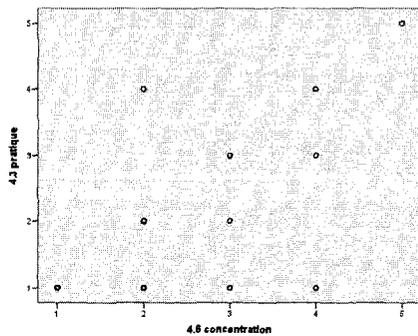
** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



Correlations

		4.3 pratique	4.6 concentration
4.3 pratique	Pearson Correlation	1	,681**
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	50	50
4.6 concentration	Pearson Correlation	,681**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	50	50

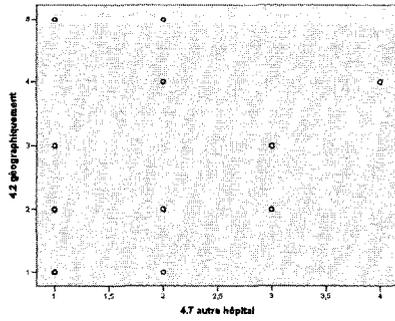
** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



Correlations

		4.2 géographiquement	4.7 autre hôpital
4.2 géographiquement	Pearson Correlation	1	,426**
	Sig. (2-tailed)		,002
	N	50	50
4.7 autre hôpital	Pearson Correlation	,426**	1
	Sig. (2-tailed)	,002	
	N	50	50

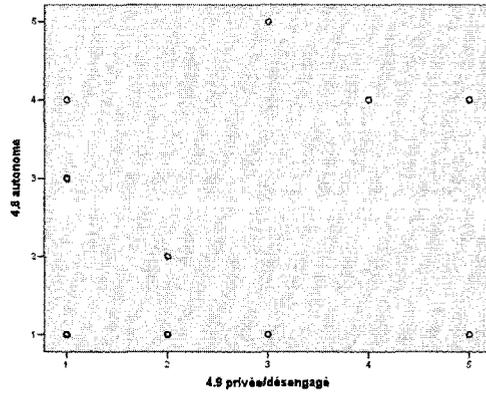
** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



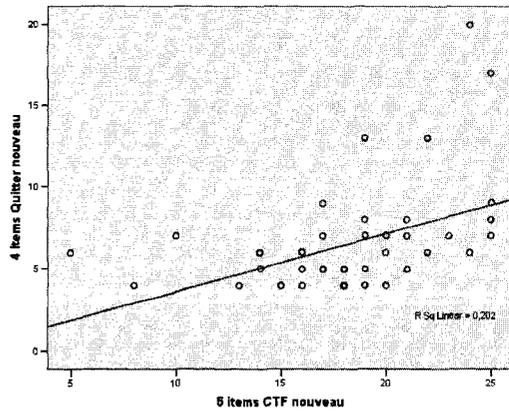
Correlations

		4.8 autonome	4.9 privée/désengagé
4.8 autonome	Pearson Correlation	1	,468**
	Sig. (2-tailed)		,001
	N	50	50
4.9 privée/désengagé	Pearson Correlation	,468**	1
	Sig. (2-tailed)	,001	
	N	50	50

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



Troisième objectif : vérifier le rôle du CTF dans l'explication de l'intention de quitter son poste chez ces professionnels et, si possible, donner une droite de régression linéaire simple afin de pouvoir faire des prévisions sur l'intention qu'aurait un médecin de quitter son poste à partir de son niveau de CTF.



Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,449 ^a	,202	,185	2,902

a. Predictors: (Constant), 5 items CTF nouveau

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	102,122	1	102,122	12,127	,001 ^a
	Residual	404,198	48	8,421		
	Total	506,320	49			

a. Predictors: (Constant), 5 items CTF nouveau

b. Dependent Variable: 4 items Quitter nouveau

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,139	1,855		,075	,941
	5 items CTF nouveau	,349	,100	,449	3,482	,001

a. Dependent Variable: 4 items Quitter nouveau

Première question exploratoire : les résidentes en médecine ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues masculins.

Case Processing Summary

		Cases					
		Valid		Missing		Total	
		N	Percent	N	Percent	N	Percent
5 items CTF nouveau	Féminin	29	100,0%	0	,0%	29	100,0%
	Masculin	21	100,0%	0	,0%	21	100,0%

Tests of Normality

		Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
5 items CTF nouveau	Féminin	,210	29	,002	,942	29	,114
	Masculin	,170	21	,117	,941	21	,232

a. Lilliefors Significance Correction

Group Statistics

		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
5 items CTF nouveau	Féminin	29	18,38	2,770	,514
	Masculin	21	17,62	5,554	1,212

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
5 items CTF nouveau	Equal variances assumed	9,796	,003	,637	48	,527	,760	1,193	-1,838	3,159
	Equal variances not assumed			,577	27,222	,568	,760	1,317	-1,940	3,461

Deuxième question exploratoire : les médecins résidents avec au moins un enfant ou personne à charge ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues qui n'en ont pas.

Case Processing Summary

		Cases					
		Valid		Missing		Total	
		N	Percent	N	Percent	N	Percent
5 items CTF nouveau	oui	5	100,0%	0	,0%	5	100,0%
	non	45	100,0%	0	,0%	45	100,0%

Tests of Normality

Enfants ou personnes à charges	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
5 items CTF nouveau oui	,280	5	,200*	,840	5	,165
non	,087	45	,200*	,974	45	,413

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

Group Statistics

Enfants ou personnes à charges	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
5 items CTF nouveau oui	5	18,40	8,173	3,655
non	45	18,02	3,602	,537

Independent Samples Test

5 items CTF nouveau	Levene's Test for Equality of Variances	t-test for Equality of Means									
		F		t		Mean Difference		Std. Error Difference		95% Confidence Interval of the Difference	
			Sig.		df	Sig. (2-tailed)			Lower	Upper	
Equal variances assumed	4,802	,033	,192	48	,849	,378	1,970	-3,583	4,338		
Equal variances not assumed			,102	4,174	,923	,378	3,694	-9,713	10,468		

Troisième question exploratoire : les médecins résidents mariés ou conjoints de fait ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues célibataires, séparés, divorcés ou veufs.

Case Processing Summary

État civil	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
5 items CTF nouveau						
célibataire, séparé, divorcé, veuf	25	100,0%	0	,0%	25	100,0%
marié, conjoint de fait	25	100,0%	0	,0%	25	100,0%

Tests of Normality

État civil	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
5 items CTF nouveau						
célibataire, séparé, divorcé, veuf	,164	25	,080	,920	25	,050
marié, conjoint de fait	,135	25	,200*	,933	25	,101

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

Group Statistics

État civil		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
5 items CTF nouveau	célibataire, séparé, divorcé, veuf	25	16,16	4,059	,812
	marié, conjoint de fait	25	19,96	3,310	,662

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
5 items CTF nouveau	Equal variances assumed	,174	,678	-3,628	48	,001	-3,800	1,047	-5,906	-1,694
	Equal variances not assumed			-3,628	46,134	,001	-3,800	1,047	-5,908	-1,692

Quatrième question exploratoire : les médecins résidents appartenant au groupe d'âge des plus jeunes (nés en 1980 ou après) ont un plus haut niveau de CTF que leurs collègues plus âgés (nés entre 1966 et 1979 et nés en 1965 ou avant).

SEUIL 0,05

Case Processing Summary

Groupe d'âge		Cases					
		Valid		Missing		Total	
		N	Percent	N	Percent	N	Percent
5 items CTF nouveau	né en 1965 ou avant	1	100,0%	0	,0%	1	100,0%
	né de 1966 à 1979	17	100,0%	0	,0%	17	100,0%
	né en 1980 ou après	32	100,0%	0	,0%	32	100,0%

Tests of Normality^b

Groupe d'âge		Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
5 items CTF nouveau	né de 1966 à 1979	,209	17	,046	,872	17	,024
	né en 1980 ou après	,127	32	,200*	,969	32	,485

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

b. 5 items CTF nouveau is constant when Groupe d'âge = né en 1965 ou avant. It has been omitted.

Group Statistics

Groupe d'âge		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
5 items CTF nouveau	né de 1966 à 1979	17	18,29	4,455	1,080
	né en 1980 ou après	32	17,72	3,887	,687

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
5 items CTF nouveau	Equal variances assumed	,007	,935	,469	47	,641	,575	1,227	-1,894	3,044
	Equal variances not assumed			,449	29,105	,657	,575	1,280	-2,043	3,194

SEUIL 0,01

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	90% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
5 items CTF nouveau	Equal variances assumed	,007	,935	,469	47	,641	,575	1,227	-2,719	3,870
	Equal variances not assumed			,449	29,105	,657	,575	1,280	-2,953	4,104