

Article original

L'interface « vie privée–vie au travail » : adaptation et validation française de l'échelle SWING (survey work–home interaction-Nijmegen)

Home–work interaction: a French adaptation and validation of “Survey Work– Home Interaction-Nijmegen” (SWING)

M. Lourel ^{a,*}, K. Gana ^b, S. Wawrzyniak ^c

^a Laboratoire de « psychologie des régulations individuelles et sociales :
clinique et société » (PRIS), université Rouen, rue Lavoisier, F-76821 Mont-saint-Aignan, France

^b Laboratoire de psychologie cognitive et clinique, université Nancy 2,
3, place Godefroy-de-Bouillon, F-54015 Nancy cedex, France

^c Étudiante en Master mention psychologie (travail et organisation), université de Rouen, Rouen, France

Résumé

Cet article présente une validation et une adaptation en français de l'instrument « Work-Home Interaction-Nijmegen » (SWING) (Geurts, 2000). Deux études ont été entreprises pour évaluer les propriétés psychométriques des scores obtenus par la version française. Les résultats de ces études ont montré la fidélité des scores obtenus ainsi que la validité de construit de notre version française de la SWING. Les analyses factorielles confirmatoires ont soutenu le modèle en quatre facteurs proposé par Geurts (2000). Cependant, quelques modifications ont été nécessaires pour atteindre un ajustement des données empiriques au modèle fixé.

© 2005 Association internationale de psychologie du travail de langue française. Publié par Elsevier SAS. Tous droits réservés.

* Auteur correspondant.

Adresses e-mail : marcel.lourel@univ-rouen.fr (M. Lourel), kamel.gana@univ-nancy2.fr (K. Gana).

Abstract

This paper presents a validation of an adaptation in French of the “Survey Work–Home Interaction–Nijmegen” (SWING) (Geurts, 2000). Two studies were conducted to evaluate psychometric properties of scores obtained by the French version. Results from both studies demonstrated acceptable fidelity and construct validity of scores obtained by our French version of the SWING. Confirmatory factor analyses supported the four-factor model proposed by Geurts (2000). However some modifications were needed to reach an adequate model fit.

© 2005 Association internationale de psychologie du travail de langue française. Publié par Elsevier SAS. Tous droits réservés.

Mots clés : Qualité de vie ; Validation ; Interférence vie privée–vie professionnelle ; SWING ; Version française

Keywords: Quality-of-life; Work–home interference; Validity; SWING; French version

L'étude des liens qui s'opèrent entre la vie au travail d'une part, et la vie privée d'autre part, fait l'objet de multiples investigations au niveau international. Cette interface concerne tour à tour, les professionnels en psychologie du travail et des organisations, en psychologie appliquée, en psychologie de la santé appliquée ou non au monde du travail ou encore ceux en gestion et ressources humaines. Par exemple, [Galinsky, Bond et Friedman \(1993\)](#) ont montré qu'une part importante des salariés (i.e. 40 %) qui ont des responsabilités familiales, rencontrent de lourdes difficultés à gérer la relation entre le travail et leur vie privée (conflits, conflits des rôles). Pour leur part, [Bakker et Geurts \(2004\)](#), ont étudié le lien entre les exigences du travail, les ressources dont dispose le sujet, l'épuisement émotionnel, l'engagement et leurs effets sur la vie privée. À titre d'exemple, les auteurs montrent que l'épuisement émotionnel amplifie la relation entre les exigences organisationnelles et leurs effets (négatifs) sur la vie privée, tandis que les ressources organisationnelles prédisent directement des effets (positifs) sur la vie privée. Ces résultants vont dans le sens de ceux retrouvés par [Voydanoff \(2004\)](#). Pour ce dernier (2004), certaines ressources sociales (en l'occurrence le réseau amical) amplifient les effets positifs de la relation entre les ressources organisationnelles perçues et l'interface « travail–famille ». L'effet salulaire du soutien social perçu (satisfaction) qu'il soit ou non organisationnel, fait l'objet d'un nombre important de travaux (voir [Bruchon-Schweitzer, 2002](#)). En ce qui concerne le soutien social reçu (disponibilité), il s'avère qu'il prédit les comportements de citoyenneté organisationnelle vis-à-vis d'autrui ([Bowling, Beehr, Johnson, Semmer, Hendricks et Webster, 2004](#)).

Pour leur part, [Van Rijswijk, Bekker, Rutte et Croon \(2004\)](#) ont analysé le lien entre le travail à temps partiel, l'interface « vie au travail–vie privée » et le bien-être perçu chez les femmes salariées et mères de famille (vivant maritalement). Les auteurs montrent que le travail à temps partiel réduit le déséquilibre entre la vie de famille et la vie au travail, tandis qu'un niveau élevé d'interférence entre ces deux termes est associé à une diminution du bien-être perçu chez ces salariées. En d'autres termes, l'interface « vie au travail–vie privée » médialise la relation entre l'activité professionnelle et le bien-être subjectif. Dans le même sens, [Geurts, Kompier, Roxburgh et Houtman \(2003\)](#) ont montré que l'interface « vie au travail–vie privée » médialise les impacts de la charge de travail sur le bien-être perçu du salarié.

D'un certain point de vue, la littérature scientifique indique clairement le poids de la subjectivité du sujet en ce qui concerne l'interface précitée. D'un autre point de vue, cette fois-ci global, qu'en est-il des critères manifestes de non-ajustement du couple « travail/famille » ? À ce

propos, la méta-analyse de Allen, Herst, Bruck et Sutton (2000), montre que les conflits entre les sphères « travail » et « famille » produisent un grand nombre de conséquences pour la santé des individus (dépression, anxiété, troubles psychosomatiques, stress perçu...). Dans la même optique, Geurts et al. (2003) révèlent que l'interface « vie au travail–vie privée » médialise la relation entre la charge de travail et ses effets en termes de survenue des troubles dépressifs et de plaintes somatiques. Elle médialise même la relation entre la charge de travail et la satisfaction à l'égard de la vie (Demerouti, Bakker, Schaufeli (2005). Dans une autre étude, Geurts, Rutte et Peeters (1999), montrent également que cette même interface est associée positivement aux troubles du sommeil ainsi qu'à deux dimensions de l'épuisement professionnel connu sous le vocable « burnout » (en l'occurrence l'épuisement émotionnel et la dépersonnalisation au sens de Maslach (2003)). Pour leur part, Montgomery, Peeters, Schaufeli et Den-Ouden (2004), montrent clairement que l'incompatibilité entre les exigences induites par le rôle au travail, et celles liées aux rôles familiaux, influencent l'engagement des individus au même titre que le burnout.

En ce qui concerne les conditions de travail et l'interface « vie au travail–vie privée », Lallukka, Sarlio-Lahteenkorva, Roos, Laaksonen, Rahkonen et Lahelma (2004) rapportent que la fatigue excessive provoquée par le travail est associée à une consommation d'alcool élevée (chez les hommes) ainsi qu'à l'inactivité physique et sportive. Cette dernière (l'inactivité) est elle-même liée à l'interface précitée. En matière d'interférence du travail sur la vie privée (agressivité, irritabilité...), il semble qu'elle ne soit pas de même nature selon que le sujet soit une femme ou un homme. C'est le cas pour Dijkers, Geurts, Kompier et Houtman (2003), qui ont montré que chez les hommes exerçant la fonction de gardien de la paix, les interférences en question sont d'autant plus élevées que la charge mentale et émotionnelle du travail l'est aussi. En revanche, pour leurs collègues de sexe féminin, c'est la carence de soutien de la part des supérieurs hiérarchiques qui suscite davantage d'interférences.

1. Présentation de l'instrument SWING

À travers cette revue de littérature récente, on voit clairement que l'interférence vie privée–vie professionnelle se dresse comme un réel problème de santé publique. Son étude scientifique doit demeurer une priorité absolue notamment auprès des femmes qui continuent d'assumer, en plus de leur travail à l'extérieur, une part inéquitable du fardeau du travail domestique non rémunéré (Mikula, 1998). Posséder une mesure valable pour contribuer aux travaux dans ce domaine, tel était le but de l'adaptation en langue française et la validation du *survey work-home interaction-Nijmegen* de Geurts (2000) ; (voir Wagena et Geurts, 2000).

Il s'agit d'une mesure comportant 22 items assortis d'une échelle de réponse à quatre points. Le manuel d'utilisation permet de découvrir les étapes qui ont présidé à son élaboration, ses qualités psychométriques (analyse multitraits–multiméthodes) ainsi que sa structure factorielle (analyses factorielles confirmatoires). On y lira entre autres que les 22 items ont été sélectionnés et adaptés à partir des items de 17 échelles souvent utilisées pour évaluer l'interférence vie privée–vie au travail. Les items retenus mesurent quatre dimensions :

- les effets négatifs de la vie au travail sur la vie privée (*negative WHI* [Work-Home Interaction]), mesurés par huit items (par exemple « vous trouvez difficile de remplir vos obligations familiales parce que vous êtes toujours en train de penser à votre travail »).

- les effets négatifs de la vie privée sur la vie au travail (*negative HWI* [Home-Work Interaction]) mesurés par quatre items dont celui-ci : « vous avez du mal à vous concentrer sur votre travail parce que des problèmes familiaux vous préoccupent ».
- les effets positifs de la vie au travail sur la vie privée (*positive WHI* [Work-Home Interaction]), mesurés par cinq items (exemple : « vous arrivez mieux à tenir vos engagements à la maison parce que votre travail vous le demande aussi »).
- les effets positifs de la vie privée sur la vie au travail (*positive HWI* [Home-Work Interaction]) mesurés par cinq items (exemple : « vous gérez plus efficacement votre temps au travail parce que vous devez aussi le faire à la maison »).

Les analyses factorielles confirmatoires soutiennent cette structure de l'échelle dont les qualités psychométriques s'avèrent très satisfaisantes.

À notre connaissance, il n'existe en langue française aucun instrument dédié à la mesure de l'interférence vie privée–vie au travail. Cette lacune ainsi que le caractère synthétique de la SWING démontré par ses très bonnes qualités psychométriques nous ont incité à en proposer une adaptation en langue française assortie d'une validation. À cette fin, deux études ont été réalisées. La première a été effectuée auprès d'un échantillon de 132 salariés tout-venant. La seconde a été réalisée auprès de 394 salariés d'une grande entreprise du secteur des transports et de la logistique. Nos analyses sont réalisées à l'aide du logiciel Statistica (StatSoft, 1998).

2. Étude 1

L'objectif de cette première étude était d'élaborer une version française de la SWING et d'en vérifier certaines propriétés psychométriques : cohérence interne, validité de construit et validité de structure.

2.1. Méthode

2.1.1. Traduction de l'instrument SWING

L'échelle en version anglaise a fait l'objet d'une traduction en langue française par une universitaire. Cette méthode de traduction « traditionnelle » est la plus couramment utilisée dans le cadre de l'adaptation internationale des instruments de mesure (Besson et Haddadj, 2003 ; Vallerand, 1989). Pour être plus précis, on indiquera que l'outil a été traduit par une universitaire parfaitement bilingue et agréée d'anglais du département de psychologie de l'université de Rouen. Cette traduction a ensuite été discutée en comité. Elle est disponible en annexe.

2.1.2. Participants et procédure

Notre échantillon se compose de 132 participants adultes et salariés tout-venant (78 femmes et 54 hommes). Notre questionnaire a été expédié par courrier électronique et déposés en mains propres. Les participants pouvaient : soit compléter en ligne, soit retourner le questionnaire par la poste, soit le remettre sous pli cacheté à l'enquêteur. Dans tous les cas, nous avons pris soin de préserver l'anonymat des répondants (dans les mêmes conditions que dans l'étude 1). Notre taux de retour est d'environ 35 %.

L'âge moyen des répondants est de 36,31 ans (E.T. = 10,70). Les femmes ont en moyenne 36,44 ans (E.T. = 10,47) et les hommes 36,11 ans (E.T. = 10,47). En ce qui concerne la situation personnelle des participants, 41 % sont mariés, 26 % sont célibataires, 25 % vivent en

union libre/pacs et 8 % sont divorcés ou séparés. À propos des études, ils sont 18 % à avoir un bac + 8 ou plus, 26 % à avoir un bac + 4 ou 5, 25 % un bac + 2 ou 3, 11 % un bac, 14 % un bep ou cap, 3 % un cep ou bepc et 3 % sans diplôme ou autre.

Vingt-cinq pour cent de ces salariés exercent dans le secteur du commerce et de la distribution, 36 % dans celui de la santé et du social, 20 % dans celui du bâtiment et de l'industrie, 9 % dans celui des banques et des assurances, 7 % dans celui des administrations, 3 % dans celui de l'éducation.

Dans cet échantillon, 40 % des salariés ont un statut d'employé, 23 % un statut de cadre-ingénieur, 17 % un statut de technicien, 17 % sont des médecins tandis que 3 % ont un statut d'ouvrier. Enfin, on ajoutera que ces salariés ont une ancienneté moyenne d'environ huit ans dans leur employé actuel.

2.1.3. Instruments de mesure

Outre les variables factuelles et la SWING, notre questionnaire contenait l'échelle de satisfaction globale de vie professionnelle (ESVP) validée par [Fouquereau et Rioux \(2002\)](#) et qui comprend cinq items. Elle est dérivée du questionnaire en langue anglaise de satisfaction de vie de Diener, Emmons, Larsen et Griffin (1985). Pour chaque item, le sujet est invité à exprimer son degré d'accord ou de désaccord, et ce à l'aide d'une échelle en sept points ((1) : tout à fait en désaccord à (7) : tout à fait en accord). Un score élevé indique un degré de satisfaction globale de vie professionnelle. La cohérence interne des scores obtenus par notre échantillon s'est révélée satisfaisante (alpha de Cronbach = 0,77).

2.2. Résultats

2.2.1. Fidélité des scores obtenus avec la version française de la SWING

Nous avons vérifié la cohérence interne de la SWING par le calcul du coefficient alpha de Cronbach. Le résultat obtenu, à savoir $\alpha = 0,80$, est bien satisfaisant. On peut en dire autant au sujet des dimensions de la SWING. En effet, les résultats obtenus, à savoir 0,77 pour la dimension *negative* WHI, 0,66 pour *negative* HWI, 0,69 pour *positive* WHI et de 0,73 pour *positive* HWI nous paraissent satisfaisants. Ils avoisinent parfaitement ceux obtenus par les chercheurs de la version originale.

2.2.2. Validité de construit de la version française de la SWING

Les corrélations entre l'interférence vie professionnelle–vie privée et la satisfaction globale de vie professionnelle fourniraient quelques indications sur la validité de construit de la SWING. Nos résultats révèlent qu'aussi bien les effets négatifs de la vie au travail sur la vie privée (*negative* WHI) que les effets négatifs de la vie privée sur la vie au travail (*negative* HWI), sont négativement et significativement corrélés avec la satisfaction globale de vie professionnelle (ESVP) ($r = -0,21$; $p < 0,001$ et $r = -0,26$, $p < 0,001$ respectivement). Ces résultats vont dans le sens de nos attentes et plaident en faveur de la validité de construit de la version française de la SWING.

2.2.3. La validité de structure

Afin de vérifier la structure factorielle de la version française de la SWING, une analyse factorielle confirmatoire (AFC) a été réalisée à l'aide du logiciel Lisrel 8.50 ([Jöreskog et Sörbom, 2001](#)). Ce programme fournit différents indices d'adéquation au modèle dont on utilisera

les plus connus et les plus fiables (Hu et Bentler, 1999) : le χ^2 , plus celui-ci est faible, meilleur est l'ajustement ; le CFI (*comparative fit index*) dont la valeur varie entre 0,00 (inadéquation totale) et 1,00 (adéquation parfaite) et le RMSEA (*root mean square error of approximation*). Rappelons que l'adéquation entre le modèle et les données est d'autant meilleure que le RMSEA est proche de zéro. Étant donné l'étroitesse de notre échantillon, nous avons estimé le modèle initial assumant l'existence de quatre dimensions obliques par la méthode du maximum de vraisemblance. Les résultats obtenus ne plaident pas en faveur d'une adéquation entre le modèle et nos données. En effet, le χ^2 égal à 306,45 avec 203 degrés de liberté pour $n = 132$, est statistiquement significatif. En outre, les autres indices, à savoir le CFI égal à 0,84 n'atteint pas la valeur seuil d'acceptabilité requise qui est de 0,90, et le RMSEA qui, avec une valeur de 0,062, dépasse la valeur seuil d'acceptabilité qui est de 0,05. L'examen des indices de modification nous révèle que la libération de certaines corrélations entre variables résiduelles permet d'améliorer l'ajustement du modèle. Il s'agit en l'occurrence des variances résiduelles de l'item 5 et l'item 6, de l'item 15 et l'item 17, de l'item 19 et l'item 20 et de l'item 21 et l'item 22. Ainsi, avec un CFI égal à 0,90 et un RMSEA égal à 0,048 (intervalle de confiance à 90 % = 0,029–0,036) ce modèle modifié offre une satisfaisante adéquation aux données.

2.3. Discussion

L'objectif de cette première étude était, rappelons-le, d'élaborer une version française de la SWING et d'en éprouver les qualités psychométriques. Qu'en est-il des principaux résultats ? D'abord, il convient de souligner la bonne fidélité des scores obtenus par l'entremise de cette version française. Il convient ensuite de souligner que les corrélations attendues entre les dimensions de la SWING et la satisfaction professionnelle appuient la validité de construit de la première. On insistera enfin sur le fait que la structure de l'échelle à quatre facteurs corrélés, telle que proposée par les auteurs de la version originale, apparaît comme une représentation plausible de la version française de l'échelle.

3. Étude 2

L'objectif de cette seconde et dernière étude est double :

- il s'agit de procéder à une contre-validation de l'outil. La logique de la contre-validation est simple : un modèle appliqué à un échantillon vaudra pour un tel autre, permettant ainsi d'établir la stabilité et l'invariance d'un modèle déjà éprouvé ;
- de vérifier davantage la validité du construit de la version française de la SWING en accord avec le cadre théorique ayant servi à sa construction.

3.1. Méthode

3.1.1. Participants et procédure

Il s'agit d'un échantillon de 394 participants qui exercent dans une grande entreprise du secteur des transports et de la logistique (280 hommes et 114 femmes). Nos questionnaires ont été expédiés par courrier électronique aux participants. Ces derniers pouvaient soit les compléter en ligne, soit les déposer dans une boîte aux lettres prévue à cet effet. Dans les

deux cas, nous avons pris soin de préserver l'anonymat des répondants en scellant la boîte aux lettres, et en sécurisant les accès DSL du serveur. Le taux de retour est d'environ 33 %. Il est comparable à celui obtenu par d'autres chercheurs utilisant le même procédé (Belghiti-Mahut, Briole, 2004).

L'âge moyen des participants est de 42,87 ans (E.T. = 8,45). Les femmes ont en moyenne 42,97 ans (E.T. = 9,08) et les hommes 42,83 ans (E.T. = 8,20). En ce qui concerne la situation familiale des participants, 60 % sont mariés, 11 % sont célibataires, 19 % vivent en union libre (pacs), 9 % sont divorcés ou séparés et un peu moins de 1 % sont veufs.

Au niveau des études, ils sont 12 % à avoir un bac + 4 ou 5, 15 % un bac + 2 ou 3, 18 % un bac, 39 % un bep ou cap, 8 % un cep ou bepc et 3 % sans diplôme ou autre (5 %). L'ancienneté moyenne est de 18,24 ans (E.T. = 10,94).

3.1.2. Instruments de mesures

Outre les variables factuelles (l'âge, le sexe, le niveau d'étude et la situation familiale) et la SWING, notre questionnaire comporte également les instruments suivants :

- *l'échelle de stress perçu* (« *perceived stress scale* » (PSS10)) de Cohen et al. (1983, 1988) qui repose sur l'approche transactionnelle du stress de Lazarus et Folkman (1984). Cette échelle dont les qualités psychométriques sont très satisfaisantes (voir Bruchon-Schweitzer, 2002, p. 298), offre une mesure du degré de stress ressenti par l'individu vis-à-vis d'une situation. Autrement dit, il s'agit ici d'une transaction qui s'exerce entre la situation perçue comme aversive ou menaçante et les ressources du sujet. Elle comporte dix items assortis d'une échelle de réponse en cinq points (allant de « jamais » à « souvent »). À titre d'exemple : « avez-vous été dérangé(e) par un événement inattendu ? » « Vous êtes-vous senti(e) nerveux (nerveuse) et stressé(e) ? ». La cohérence interne des scores obtenus auprès de notre échantillon s'est révélée satisfaisante ($\alpha = 0,82$). Cette échelle a été administrée afin d'évaluer la validité de construit de la version française de la SWING. On s'attend donc à ce que les effets négatifs (vie privée et vie au travail ; vie au travail et vie privée) soient corrélés positivement avec le stress perçu.
- *l'échelle de satisfaction globale de vie professionnelle* (ESVP) validée par Fouquereau et al. (2000). Elle contient cinq items assortis d'une échelle de réponse en sept points (« tout à fait en accord » à « tout à fait en désaccord »). À titre d'exemple : « je suis satisfait(e) de ma vie professionnelle » ou « globalement, ma vie professionnelle correspond tout à fait à mes idéaux ». La cohérence interne des scores obtenus auprès de notre échantillon s'est révélée satisfaisante ($\alpha = 0,85$). Cette échelle a été utilisée afin d'éprouver la validité de construit de la version française de la SWING. On peut donc s'attendre à observer une corrélation positive entre d'un côté les effets positifs du travail sur la vie privée et la satisfaction professionnelle de l'autre.

3.2. Résultats

3.2.1. Statistiques descriptives

Cette première analyse porte sur les moyennes et leurs différences en fonction du sexe des participants et de leur situation familiale (avec ou sans enfant, vivre seul ou en couple).

À cet effet, on notera que les différences significatives entre les femmes et les hommes ou la situation familiale concernent cinq niveaux :

- il semble que les hommes ($M = 5,28$; $E.T. = 3,85$) perçoivent davantage les effets négatifs de la vie au travail sur la vie privée que les femmes ($M = 4,30$; $E.T. = 4,10$) ($t(386) = -2,24$; $P < 0,02$).
- il apparaît que les femmes ($M = 1,97$; $E.T. = 2,09$) affichent un score supérieur à celui des hommes ($M = 1,45$; $E.T. = 1,76$) en matière de perception des effets négatifs de la vie privée sur la vie professionnelle ($t(386) = 2,49$; $P < 01$).
- on observe sur la dimension « effets positifs de la vie privée sur la vie au travail », que les participants qui sont également parents ($M = 4,69$; $E.T. = 3,10$), manifestent des scores plus élevés que ceux qui ne le sont pas ($M = 3,70$; $E.T. = 2,88$) ($t(377) = -2,51$; $P < 0,01$). On notera la même tendance en matière de stress perçu ($M = 17,04$; $E.T. = 6,06$) ($M = 14,87$; $E.T. = 7,10$) ($t(377) = -2,69$; $P < 0,00$).
- nos résultats indiquent que les femmes ($M = 17,68$; $E.T. = 6,58$) ont des scores plus élevés que les hommes ($M = 16,14$; $E.T. = 6,25$) en ce qui concerne le stress perçu ($t(386) = 2,17$; $P < 03$). Ce résultat est conforme aux données produites par [Cohen et al. \(1988\)](#).
- à propos de la satisfaction, il apparaît que les hommes ($M = 20,85$; $E.T. = 6,92$) ont des scores plus élevés que les femmes ($M = 18,83$; $E.T. = 6,67$).

3.2.2. Fidélité des scores obtenus par l'entremise de la version française de la SWING

Pareillement à l'étude précédente, nous avons vérifié la cohérence interne de la SWING par le calcul du coefficient alpha de Cronbach. Le résultat obtenu, à savoir $\alpha = 0,82$, est bien satisfaisant. Il est légèrement supérieur à celui obtenu dans notre première étude (0,80). Les quatre dimensions de la SWING affichent également des coefficients supérieurs à ceux trouvés dans notre première étude : 0,84 pour la dimension *negative* WHI, 0,80 pour *negative* HWI, 0,80 pour *positive* WHI et de 0,73 pour *positive* HWI.

3.2.3. La validité de construit

Le [Tableau 1](#) synthétise les corrélations entre les dimensions de la SWING d'un coté et le stress perçu et la satisfaction professionnelle de l'autre. On observera que les effets négatifs du travail sur la vie privée sont positivement et significativement corrélés avec le stress perçu ($r = 0,35$, $p < 0,001$) mais négativement et significativement corrélés avec la satisfaction professionnelle ($r = -0,16$, $p < 0,001$). On notera aussi que les effets négatifs de la vie privée sur la vie au travail sont corrélés significativement et positivement avec le stress perçu ($r = 0,54$, $p < 0,001$) et négativement avec la satisfaction professionnelle ($r = -0,23$, $p < 0,001$). On remarquera enfin, que les effets positifs de la vie privée sur la vie au travail sont également corrélés positivement avec le stress perçu ($r = 0,14$, $p < 0,001$), tandis que les effets positifs de la vie au travail sur la vie privée sont corrélés avec la satisfaction ($r = 0,15$, $p < 0,001$).

Bien qu'elles ne soient pas fortes, ces corrélations vont dans le sens attendu et plaident en faveur de la validité de construit de la version française de la SWING.

Tableau 1
Corrélations entre les dimensions de la SWING, le stress perçu et la satisfaction globale de vie professionnelle ($n = 394$)

	Stress perçu Alpha = 0,83	Satisfaction au travail Alpha = 0,85
Effet négatif de la vie au travail sur la vie privée ($\alpha = 0,84$)	0,35 ^a	-0,16 ^a
Effet négatif de la vie privée sur la vie au travail ($\alpha = 0,80$)	0,54 ^a	-0,23 ^a
Effet positif de la vie au travail sur la vie privée ($\alpha = 0,77$)	ns	0,15 ^a
Effet positif de la vie privée sur la vie au travail ($\alpha = 0,73$)	0,14 ^a	ns

^a au seuil $p < 0,001$.

3.2.4. Validité de structure de la version française de la SWING

Pareillement à l'étude précédente nous avons réalisé une AFC dont la méthode d'estimation était le maximum de vraisemblance. Toutefois, l'importance relative de notre échantillon ($n = 394$) nous permet de retenir le χ^2 corrigé disponible dans Lisrel et qui tient compte de la non normalité des données. Tout d'abord, on observe que le χ^2 corrigé est égal à 291,52 pour 203 degrés de liberté. Il est largement significatif. Ensuite, on notera que la valeur du CFI, à savoir 0,88, n'était pas satisfaisante, tandis que celle du RMSEA, à savoir 0,000, l'était. Ici aussi le recours aux indices de modification pour améliorer l'ajustement était nécessaire. En effet, le fait d'autoriser certaines corrélations entre variables résiduelles (item 3 et item 4 ; item 4 et item 8 ; item 18 et item 20) a permis d'obtenir, à en croire les indices statistiques, une meilleure adéquation du modèle : χ^2 corrigé : 283,19 pour 200 degrés de liberté, CFI = 0,91 et RMSEA : 0,000.

On remarquera enfin que tous les paramètres estimés étaient statistiquement significatifs. En effets, les saturations factorielles vont de 0,30 (item 18) à 0,94 (item 20).

4. Conclusion

L'interférence entre vie privée et vie professionnelle constitue un champ d'investigation majeur en psychologie scientifique tant elle renvoie aux éléments constitutifs de notre identité et aux éléments cruciaux de notre épanouissement et bien-être. Concilier vie privée et vie professionnelle, n'est ce pas le vœu de tout un chacun. À juste titre d'ailleurs, car il y va de notre santé mentale. Tester des modèles explicatifs permettant d'élucider plus finement l'interaction entre les vies privées et professionnelles constitue une des pistes de recherche les plus prometteuses si on pense ici à l'apport, entre autres, de la modélisation par équations structurales (*structural equation modeling*). Toutefois, posséder des mesures dont les scores sont fiables et valides constitue une condition sine qua non pour pouvoir tester des modèles explicatifs. Nous pensons que les résultats d'une recherche valent ce que valent les mesures (ou plus largement les méthodes) utilisées pour les obtenir. C'est la raison pour laquelle nous avons jugé utile d'adapter en langue française et de valider le « *survey work-home interaction* » (SWING) développé récemment par une équipe de chercheurs hollandais pour évaluer l'interface vie privée-vie professionnelle. L'avantage de cette échelle est qu'elle ne constitue pas une échelle supplémentaire dans ce vaste champ de la psychologie mais une échelle synthétisant toutes les autres. En effet, les 22 items qui la composent ont été sélectionnés et adaptés à partir des items de 17 échelles fréquemment utilisées pour évaluer l'interférence vie privée-vie au travail. Voyons maintenant les principaux résultats de nos deux études réalisées en vue d'éprouver les qualités psychométriques de la version française de la SWING.

En ce qui regarde la fidélité des scores obtenus par l'entremise de notre version française, les résultats de nos deux études la révèlent très satisfaisante, et ce aussi bien pour le score global que pour les scores aux quatre dimensions qui la composent.

Concernant la validité de construit, les résultats de nos deux études nous ont dévoilé un lien entre les effets négatifs du travail sur la vie privée — et inversement — sur la satisfaction professionnelle. C'est-à-dire que la satisfaction professionnelle est logiquement liée au travail mais aussi aux effets négatifs qui proviennent de la sphère privée. En ce qui concerne la mesure du stress perçu, elle est corrélée avec les effets négatifs qui découlent tour à tour du vécu au travail et hors travail. Ce résultat est également intéressant car il questionne les débordements qui affectent les différentes vies de l'individu, pour ne pas dire les différents rôles

occupés par ce dernier. Néanmoins, les choses ne sont pas si « simples ». En effet, dans l'étude 2, on constate que les individus qui affichent des scores élevés sur la dimension « effets positifs du travail sur la vie privée » se perçoivent comme étant stressés. Ce résultat va dans le sens des travaux de [Royer, Provost et Coutu \(2000\)](#) pour qui le stress parental est lié à la surcharge due au double rôle.

Ces résultats plaident en faveur de la validité de construit de notre version française de la SWING.

Quant à la validité de structure de notre version française de la SWING, elle a été mise à l'épreuve des faits et confirmée par deux analyses factorielles confirmatoires. En effet, la structure multifactorielle, à savoir quatre dimensions corrélées, telle que proposée par les auteurs de la version originale, apparaît comme une représentation plausible de cette mesure. Mais cette structure n'était pas parfaite pour autant. En effet, certaines modifications furent nécessaires pour atteindre le niveau d'ajustement statistique satisfaisant. Ainsi, on a été amené à autoriser la corrélation entre les résidus d'erreurs de certains items. Il est clair que ces corrélations signifient que les items concernés partagent les mêmes sources de variations inconnues que celles dont peut rendre compte le facteur auquel ils sont reliés. Elles peuvent être dues, entre autres, à la redondance de ces items (Rubio et Gillespie, 1995).

Par exemple, dans le cas de la transition de vie, certaines recherches ont montré que des individus placés en situation sociologiquement comparables, développaient non seulement des ressources au niveau de « l'estime de soi », mais également au niveau des ressources sociales (réseaux sociaux) ([Currie, Hajjar, Marquie et Roques, 1991](#)). Cette perspective est décrite dans le modèle du système des activités de Currie et al.

Bien au-delà, notre étude soulève un nombre important de questions en ce qui concerne le temps psychique au travail en lien avec celui vécu hors travail. Parmi celles-ci, la question des rôles sociaux. En effet, à l'heure où le débat sur l'aménagement du temps de travail suscite des questions véhémentes, ne devrions-nous pas plutôt parler de gestion des temps de travail vs hors travail ?

Plus largement, on peut s'interroger sur la portée des tensions qui s'exercent entre les rôles sociaux ou encore, sur la nature des « débordements » qui affectent l'interface vie travail–privée. Les études présentées dans notre introduction ont montré la complexité, voire la difficulté de mener de front famille et emploi. L'enjeu est de taille. Dans cette optique, les travaux menés au niveau international font état de la question ([Commission européenne, 1999, 2000](#)).

On peut également s'interroger sur les facteurs de vulnérabilité sociale et/ou psychologique. Par exemple, les travaux de [Voydanoff \(2004\)](#), mettent l'accent sur les effets directs et tampons du soutien social sur la relation entre la vie privée et la vie professionnelle. D'autres études précisent le rôle bénéfique du soutien social (professionnel ou non) sur les comportements de citoyenneté organisationnelle ([Bowling et al., 2004](#)).

A contrario, certaines études ont montré que le statut familial pouvait être un facteur de fragilité sociale ([Commission européenne, 1999, 2000](#)). À ce titre, les rapports en question indiquent clairement que les pères ou mères célibataires, les travailleurs d'âge mûr, les jeunes ou les personnes touchées par le handicap, sont des groupes à hauts risques. Il va de soit qu'une lecture plus fine s'impose. Autrement dit, bien au-delà des taxonomies, l'analyse des déterminants sociaux, situationnels, organisationnels, dispositionnels et médiateurs est nécessaire en vue d'une meilleure compréhension des mécanismes qui régissent la perception des interactions entre vie privée et vie au travail. Dans ce sens, des travaux ont montré que l'articula-

tion plus ou moins aisée entre les vies professionnelle et privée, avait des répercussions sur la santé perçue (Allen et al., 2000 ; Geurts et al., 2003).

En tout état de cause, des pistes de recherches passionnantes s'offrent en matière d'étude du lien entre le couple « vie privée–vie au travail » avec la santé perçue, le stress, l'implication organisationnelle, la satisfaction, le burnout... Perspectives sur lesquelles, la communauté scientifique s'efforcera d'apporter des éléments de réponse. Il est loisible de croire que l'échelle que nous venons d'adapter et valider pourrait y contribuer.

Remerciements

Nous souhaitons remercier Sabine Geurts (department of work and organizational psychology, university Nijmegen, Pays-Bas) pour son amabilité, son autorisation ainsi que pour ses conseils psychométriques. Nous tenons également à remercier Jean-Luc Bernaud (université de Rouen, laboratoire PRIS, France), pour sa disponibilité ainsi que pour ses conseils avisés à propos de cette recherche.

Annexe A. Présentation de l'échelle SWING (survey work–home interaction-Nijmegen) de Geurts (2000 ; Wagena et Geurts, 2000)

SW_1	1. Vous êtes irritable à la maison parce que votre travail est exigeant
SW_2	2. Vous trouvez difficile de remplir vos obligations familiales parce que vous êtes toujours en train de penser à votre travail
SW_3	3. Vous vous devez d'annuler des rendez-vous avec votre épouse/famille/amis à cause d'engagements professionnels
SW_4	4. Vous avez du mal à remplir vos obligations familiales à cause de votre emploi du temps professionnel
SW_5	5. Vous n'avez pas suffisamment d'énergie pour faire des activités de loisirs avec votre époux(se)/famille/amis à cause de votre travail
SW_6	6. Vous devez travailler si dur qu'il ne vous reste plus de temps pour vos hobbies (passe-temps)
SW_7	7. Vous avez du mal à vous détendre à la maison à cause de vos obligations professionnelles
SW_8	8. Votre travail vous prend du temps que vous auriez aimé passer avec votre époux(se)/famille/amis
SW_9	9. Votre situation familiale vous rend si irritable que vous faites passer vos frustrations sur vos collègues
SW_10	10. Vous avez du mal à vous concentrer sur votre travail parce que des problèmes familiaux vous préoccupent
SW_11	11. Les problèmes avec votre épouse/famille/amis jouent sur votre performance professionnelle
SW_12	12. Vous n'avez pas envie de travailler à cause des problèmes avec votre époux(se)/famille/amis
SW_13	13. Après une journée/une semaine agréable au travail, vous vous sentez plus d'humeur à faire des activités avec votre époux(se)/famille/amis
SW_14	14. Vous remplissez mieux vos obligations familiales grâce à ce que vous avez appris dans votre travail
SW_15	15. Vous arrivez mieux à tenir vos engagements à la maison parce que votre travail vous le demande aussi
SW_16	16. Vous gérez plus efficacement votre temps à la maison grâce à la manière dont vous travaillez
SW_17	17. Vos rapports avec votre époux(se)/famille/amis sont meilleurs grâce à ce que vous avez appris dans votre travail

SW_18	18. Après avoir passé un agréable week-end avec votre époux(se)/famille/amis, vous vous amusez davantage dans votre travail
SW_19	19. Vous prenez vos responsabilités plus au sérieux au travail parce qu'on vous demande la même chose à la maison
SW_20	20. Vous arrivez mieux à tenir vos engagements au travail parce qu'on vous demande la même chose à la maison
SW_21	21. Vous gérez plus efficacement votre temps au travail parce que vous devez aussi le faire à la maison
SW_22	22. Vous avez une plus grande confiance en vous parce que votre vie familiale est bien organisée

Annexe B. Présentation des moyennes et de l'écart-type pour chaque échelle de l'instrument SWING* (*n* = 394)

	Total Moyenne (écart-type)	Femmes Moyenne (écart-type)	Hommes Moyenne (écart-type)
Effet négatif de la vie au travail sur la vie privée	5,04 (3,99)	4,30 (4,10)	5,28 (3,85)
Effet négatif de la vie privée sur la vie au travail	1,64 (1,89)	1,97 (2,09)	1,45 (1,79)
Effet positif de la vie au travail sur la vie privée	4,40 (2,91)	4,48 (3,26)	4,36 (2,76)
Effet positif de la vie privée sur la vie au travail	4,51 (3,07)	4,86 (3,08)	4,37 (3,07)
*La cotation s'effectue en faisant la somme des scores d'items correspondant à l'échelle visée (item coté de 0 à 3 points [jamais : 0 ; parfois : 1 ; souvent : 2 ; toujours : 3]) :			
Effet négatif de la vie au travail sur la vie privée : items 1,2,3,4,5,6,7,8			
Effet négatif de la vie privée sur la vie au travail : items 9,10,11,12			
Effet positif de la vie au travail sur la vie privée : items 13,14,15,16,17			
Effet positif de la vie privée sur la vie au travail : items 18,19,20,21,22			

Références

- Allen, T.D., Herst, D.E.L., Bruck, C.S., Sutton, M., 2000. Consequences associated with work-to-family conflict : a review and agenda for future research. *Journal of Occupational Health Psychology* 5 (2), 278–308.
- Bakker, A.B., Geurts, S.A.E., 2004. Toward a dual-process model of work-home interference. *Work and Occupations* 31 (3), 345–366.
- Belghiti-Mahut, S., Briole, A., 1996. L'implication organisationnelle et les femmes cadres : une interrogation autour de la validation de l'échelle de Allen et Meyer. *Psychologie du Travail et des Organisations* 10, 145–164.
- Besson, D., Haddadj, S., (2003). Adaptation internationale des échelles de mesure entre universalisme et culturalisme : application à la mesure de l'environnement de l'entreprise. XII^e Conférence de l'association internationale de management stratégique (AIMS), Faculté des sciences économiques et de gestion de Sfax, Tunisie.
- Bowling, N.A., Beehr, T.A., Johnson, A.L., Semmer, N.K., Hendricks, E.A., Webster, H.A., 2004. Explaining potential antecedents of workplace social support : reciprocity or attractiveness? *Journal of Occupational Health Psychology* 9 (4), 339–350.
- Bruchon-Schweitzer, M., 2002. *Psychologie de la santé : modèles, concepts et méthodes*. Dunod., Paris.
- Cohen, S., Williamson, G.M., 1988. Perceived stress in a probability sample of the United States. In: Spacapan, S., Oskamp, S. (Eds.), *The Social Psychology of Health*. 31–61. Sage, London.
- Cohen, S., Kamarck, T., Mermelstein, R., 1983. A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior* 24, 385–396.
- Commission européenne, 1999. Conciliation de la vie professionnelle et familiale et qualité des services de soins. Office des publications officielles des Communautés européennes, Luxembourg.

- Commission européenne, 2000. Manuel d'orientation sur le stress lié au travail : « piment de la vie...ou coup fatal ? ». Office des publications officielles des Communautés européennes, Luxembourg.
- Curie, J., Hajjar, V., Marquie, H., Roques, M., 1991. Proposition méthodologique pour la description du système des activités. *Le Travail Humain* 54 (2), 151–164.
- Demerouti, E., Bakker, A.B., Schaufeli, W.B., 2005. Spillover and crossover of exhaustion and life satisfaction among dual-earner parents. *Journal of Vocational Behavior* 67 (2), 266–289.
- Dijkers, J.S.E., Geurts, S.A.E., Kompier, M.A.J., Houtman, I.L.D., 2003. Work-home interference among male and female police officers. *Gedrag en Organisatie* 16 (1), 39–58.
- Fouquereau, E., Rioux, L., 2002. Élaboration de l'échelle de satisfaction de vie professionnelle (ESVP) en langue française : une démarche exploratoire. *Revue canadienne des sciences du comportement* 34 (3), 210–215.
- Galinsky, E., Bond, J.T., Friedman, D.E., 1993. *The Changing Workforce: Highlights of the National Study. Families and Work Institute*, New York.
- Geurts, S.A.E., Kompier, M.A.J., Roxburgh, S., Houtman, I.L.D., 2003. Does work-home interference mediate the relationship between workload and well-being? *Journal of Vocational Behavior* 63 (3), 532–559.
- Geurts, S.A.E., 2000. SWING: Survey Work-Home Interaction-Nijmegen (Internal Research Report). University of Nijmegen, Nijmegen, the Netherlands.
- Geurts, S.A.E., Rutte, C., Peeters, M., 1999. Antecedents and consequences of work-home interference among medical residents. *Social Science & Medicine* 48 (9), 1135–1148.
- Jöreskog, K.G., Sörbom, D., 2001. LISREL 8.50. Lincolnwood. Scientific Software International, USA.
- Lallukka, T., Sarlio-Lahteenkorva, S., Roos, E., Laaksonen, M., Rahkonen, O., Lahelma, E., 2004. Working conditions and health behaviours among employed women and men: the Helsinki health study. *Preventive medicine. An International Journal Devoted to Practice and Theory* 38 (1), 48–56.
- Lazarus, R.S., Folkman, S., 1984. Coping and adaptation. In: Gentry, W.D. (Ed.), *Handbook of Behavior Medicine*. 282–325. Guilford, New York.
- Maslach, C., 2003. Job burnout: new directions in research and intervention. *Current Directions in Psychological Sciences* 12 (5), 189–192.
- Mikula, G., 1998. Division of household labor and perceived justice: a growing field of research. *Social Justice Research* 11 (3), 215–241.
- Montgomery, A.J., Peeters, M.C.W., Schaufeli, W.B., Den-Ouden, M., 2004. Work-home interference among newspaper managers: its relationship with burnout and engagement. *Anxiety, Stress and Coping: An International Journal* 16 (2), 195–211.
- Royer, N., Provost, M., Coutu, S., 2000. Les problèmes de surcharge et d'interférence entre le monde du travail et la vie familiale chez des parents qui élèvent de jeunes enfants. In: Gangloff, B. (Ed.), *Satisfaction et souffrances au travail*. 183–190. L'Harmattan, Paris.
- StatSoft France, 1998. STATISTICA pour Windows. Maisons-Alfort, StatSoft, France.
- Vallerand, R.J., 1989. Vers une méthodologie de la validation transculturelle de questionnaires psychologiques: implications pour la recherche en langue française. *Psychologie Canadienne* 30 (4), 662–680.
- Van Rijswijk, K., Bekker, M.H.J., Rutte, C.G., Croon, M.A., 2004. The relationships among part-time work, work-family interference, and well-being. *Journal of Occupational Health Psychology* 9 (4), 286–295.
- Voydanoff, P., 2004. Implications of work and community demands and resources for work-to-family conflict and facilitation. *Journal of Occupational Health Psychology* 9 (4), 275–285.
- Wagena, E., Geurts, S.A.E., 2000. SWING. Development and validation of the « Survey work-home interaction-Nijmegen ». *Gedrag en Gezondheid* 28, 138–158 [SWING. Ontwikkeling en validering van de "Survey Werk-thuis Interferentie-Nijmegen"].