

 Open access • Journal Article • DOI:10.3917/GRHU.099.0062





Comment allez-vous ? How are you doing? Как поживаешь ? extension de la validité de l'échelle positive de mesure du bien-être au travail (EPBET)

— [Source link](#) 

Franck Biétry, Jordane Creusier

Institutions: University of Picardie Jules Verne

Published on: 01 Jan 2016

Share this paper:    

View more about this paper here: <https://typeset.io/papers/comment-allez-vous-how-are-you-doing-kak-pozhivaesh-3f5mc0y8yq>



HAL
open science

**Comment allez-vous? How are you doing? ?
Extension de la validité de l'échelle positive de mesure
du bien-être au travail (EPBET)**

Franck Biétry, Jordane Creusier

► **To cite this version:**

Franck Biétry, Jordane Creusier. Comment allez-vous? How are you doing? ? Extension de la validité de l'échelle positive de mesure du bien-être au travail (EPBET). *Revue de Gestion des Ressources Humaines, Eska*, 2016, 10.3917/grhu.099.0062 . hal-01884088

HAL Id: hal-01884088

<https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01884088>

Submitted on 9 Jan 2019

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

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



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial| 4.0 International License

Comment allez-vous? How are you doing? как поживаешь?

Extension de la validité de l'échelle positive de mesure du bien-être au travail (EPBET)

Franck Biétry ; Jordane Creusier

Résumé

L'objet de cet article est de tester les qualités métriques d'une échelle de mesure positive du bien-être au travail (EPBET) en dehors de son contexte national de création. Nos résultats révèlent que l'invariance structurelle est préservée quand les pays sont proches en termes de cultures, de pouvoir d'achat et de stabilité des institutions politiques. Ainsi, l'EPBET mesure bien le même construit aux États-Unis et en France. En Ukraine en revanche, là où la culture nationale est plus collectiviste, le pouvoir d'achat plus limité, et les institutions politiques particulièrement instables au moment de l'enquête, une des dimensions – la relation aux temps sociaux – est plus difficile à distinguer. Cette conclusion confirme la thèse de la contingence du bien-être au travail. Une proposition d'explication de ces résultats est avancée à la lumière de la théorie de la comparaison sociale. Les résultats suggèrent également qu'au-delà d'une simple analyse confirmatoire, la vérification détaillée de l'invariance structurelle du construit constitue un préalable indispensable à toutes les études internationales consacrées au bien-être au travail.

Mots clés. Bien-être au travail, invariance structurelle, comparaison internationale, Amérique du Nord, France, Ukraine, pouvoir d'achat, culture, institutions politiques.

Abstract

This paper aims to test the metrical qualities of a positive well-being at work scale (EPBET) when it is used outside its environment of creation. Structural invariance is preserved when countries are similar in regard of culture, purchasing power and political stability. Thus, results reveal that the EPBET scale assesses the same construct in United States and in France. Conversely, in Ukraine, where the national culture is much more collectivist, wealth is lower and the political institutions was particularly instable during the study, one of its dimension – relation to social times - cannot be distinguished. This evidence confirms the contingency character of well-being at work. We propose an explanation using the social comparison theory. Results also suggest that the demonstration of the external validity of the measure is an imperative requirement in international studies dedicated to well-being at work.

Key words. Well-being at work, structural invariance, cross-national comparison, North America, France, Ukraine, purchasing power, culture, political institution.

Depuis que le champ du comportement organisationnel s'est emparé du concept de bien-être au travail, cette expérience émotionnelle plaisante (Diener, 1994) paraît relever du modèle instrumental de la GRH plutôt que de ses alternatives, en l'occurrence l'arbitrage managérial et la gestion des contradictions (Brabet, 2003). En ce sens, il semble ne plus renvoyer à une unique finalité individuelle mais également organisationnelle. Les travaux récents tendent en effet à montrer empiriquement que le bien-être au travail est associé à des conséquences recherchées telles que la créativité (Lyubomirsky et al., 2005), les comportements prosociaux (Lee et Allen, 2002), la productivité (Wright et Staw, 1999), la satisfaction de la clientèle (Schneider et al., 2003), la prise de décision et, plus généralement, la performance individuelle (Staw et Barsade, 1993 ; Wright et Bonett, 1997). L'explication la plus plausible de ces effets positifs est fournie par la théorie « broaden-and-build » (Frederickson et Joiner, 2002) : en élargissant le champ de l'attention et de la cognition des salariés, les émotions positives produiraient des structures de pensées inhabituelles, flexibles et créatives qui augmentent à leur tour le répertoire personnel d'actions. Ces nouvelles ressources seraient in fine favorables à la performance (Isen, 1987). Un haut niveau de bien-être au travail constitue de ce fait un objectif managérial. Cette conclusion a été obtenue dans le cadre des économies occidentales matures. Rien n'indique en l'état actuel des connaissances qu'elles puissent être généralisées aux économies en transition économique et politique. L'instabilité qui les caractérise pourrait en effet affecter la conception même du bien-être et par voie de conséquence ses effets positifs.

Pour le savoir, la qualité de la mesure du concept de bien-être doit au préalable être assurée. La thèse de l'universalité de sa structure factorielle est en effet controversée. Au-delà de la sphère restreinte au travail, Balatsky et Diener (1993), Blanchflower et Oswald (2011), Diener (1995a), et Watson, Clark et Tellegen (1988) plaident pour une indépendance à l'égard des contextes culturels, économiques et politiques. Christopher (1999), Dutton et Glynn (2009) et

Fineman (2006) suggèrent à l'inverse qu'elle pourrait être enracinée culturellement. Ces trois caractéristiques sont appréhendées en tant que variables d'influences potentielles car la conception du bien-être retenue dans cet article est psychologique plutôt qu'économique. A ce titre, le PIB a bien le statut de caractéristique nationale exogène et non pas de composante endogène du bien-être comme cela peut-être le cas dans les études économiques. L'objet de notre recherche est précisément de tester cette thèse de la contingence par une mise à l'épreuve de la validité internationale d'une échelle de mesure (EPBET : Biétry et Creusier, 2013) : la structure factorielle du bien-être au travail est-elle identique dans les économies matures occidentales et dans les économies en transition ? Deux économies occidentales matures - la France et les États-Unis - et une économie en transition politique et économique, en l'occurrence l'Ukraine, seront pour cela prises en exemple. Si la thèse de la contingence devait être retenue, la structure factorielle devrait être affectée lors du test d'invariance entre le contexte de création de l'échelle et les autres contextes d'utilisation. Cette recherche est innovante dans la mesure où, à notre connaissance, aucun test de validité internationale de la mesure du bien-être spécifiquement ressenti au travail n'a été mené à ce jour. Il constitue pourtant un préalable à toute tentative de généralisation des connaissances relatives aux effets du bien-être au travail.

Nos résultats confirment la stabilité de sa structure factorielle entre les deux pays proches en termes culturel, économique et politique : la France, pays de création de l'échelle, et les États-Unis. Ils confortent en ce sens la pertinence de la définition du bien-être au travail donnée par l'EPBET dans les économies matures. En revanche, son utilisation en Ukraine pose problème à cause de la variance structurelle observée. Manifestement, la manière de concevoir le bien-être au travail est différente là où la culture est beaucoup plus collectiviste (Hofstede, 2001), le pouvoir d'achat plus restreint et l'instabilité politique plus forte. Ces résultats plaident finalement pour la thèse de la contingence que la théorie de la comparaison sociale (Warr,

2006) peut contribuer à expliquer : dans cette logique, les facteurs de contingence externes n'ont pas seulement un effet sur le niveau de bien-être ressenti mais également sur sa conception du fait des comparaisons sociales rendues possibles.

Le bien-être au travail : une assise théorique encastrée ?

Le bien-être est un construit complexe historiquement enraciné dans deux traditions philosophiques distinctes mais liées : les approches hédonique et eudémonique. Les travaux récents questionnent cette distinction en suggérant des différences selon les environnements.

La conception traditionnelle du bien-être général : hédonisme vs eudémonisme

Le bien-être hédonique est souvent assimilé au bonheur dans la littérature. Il résulte « d'une évaluation affective et cognitive de leur vie par les personnes » (Diener et al., 1995c : 851). Ce bien-être « subjectif » comporte à ce titre deux composantes : il exprime à la fois une prédominance des affects positifs sur les affects négatifs et plus généralement une satisfaction à l'égard de la vie (Diener, 1984). La balance affective se traduit par la quête de récompenses valorisées par l'individu et l'évitement de sanctions négatives. Le bien-être hédonique répond donc à un principe de maximisation du plaisir et de minimisation des peines. La seconde dimension, la satisfaction à l'égard de la vie en général, est la conséquence de la distance perçue par rapport aux aspirations personnelles. Ces aspirations présentent un caractère universel selon la théorie de l'autodétermination (Ryan et Deci, 2000) : il s'agirait en l'occurrence d'un besoin d'autonomie, de compétence et de relations sociales. Cette bidimensionnalité du bien-être hédonique a été confirmée à plusieurs reprises (Lucas, Diener et Suh, 1996).

La dépendance à l'égard des plaisirs immédiats sous-jacente à l'approche hédonique a été très tôt dénoncée car considérée comme vulgaire. En réaction, une conception alternative formulée en termes d'eudémonisme est proposée. Ce bien-être, qualifié cette fois de « psychologique » par Ryff (1995) notamment, dérive d'un engagement dans un challenge de vie existentiel

synonyme de réalisation personnelle. Cet engagement génère alors le sentiment d'être soi-même, de faire corps avec son activité (Waterman, 1993). Il doit pour cela être cohérent avec les valeurs personnelles et favoriser l'épanouissement. Empiriquement, le bien-être eudémonique s'articule autour de six dimensions selon Ryff (1989) : l'acceptation de ses propres limites (self-acceptance), les relations chaleureuses et de confiance aux autres, le contrôle de l'environnement de manière à ce qu'il réponde aux buts personnels (environmental mastery), l'auto-détermination, le sens accordé aux efforts et aux défis (purpose in life), et la croissance personnelle, c'est-à-dire l'utilisation maximum de ses talents et capacités.

Considérant la proximité de certaines dimensions des bien-être hédonique et eudémonique, Keyes, Ryff et Shmotkin (2002) ont tenté d'unifier empiriquement ces deux conceptions. Leurs conclusions invitent à conserver la distinction mais aussi à envisager l'existence de liens entre elles. L'état de bien-être résulterait au total d'une vie heureuse et dont la trajectoire fait sens. Toutefois, cette juxtaposition ne permet pas de dépasser les limites respectives de ces deux conceptions qui sont inhérentes à leur possible encastrement culturel. De nombreuses voix se sont en effet élevées pour émettre l'hypothèse d'une contingence des définitions du bien-être au point de questionner progressivement la pertinence de ces racines philosophiques.

La relativisation par les tenants de la psychologie positive

Les études internationales dédiées au bien-être portent pour l'essentiel sur les intensités moyennes ressenties au sein de différents pays et sur l'identification de leurs antécédents. Les variables d'influence les plus fréquemment citées sont le pouvoir d'achat, la stabilité des institutions politiques, et les valeurs culturelles. Dans l'approche psychologique du bien-être, ces trois variables constituent des influences externes et non pas des indicateurs de mesure comme cela peut être parfois le cas dans la conception économique.

L'influence de la richesse est principalement expliquée par les possibilités qu'elle offre de répondre aux besoins fondamentaux individuels. Celle exercée par la stabilité politique par les garanties qu'elle procure en matière de droits civiques. Dans de tels contextes, le bien-être est en effet favorisé par la liberté de parole et d'enseigner, l'organisation d'élections réellement démocratiques, la sécurité des personnes et des biens, l'indépendance de la justice, et la rareté des arrestations arbitraires (Arrindell et al., 1997). L'influence culturelle est le plus souvent résumée à notre connaissance par le degré d'individualisme tel que le définit Hofstede (1991), c'est-à-dire l'importance accordée aux buts personnels plutôt qu'à l'harmonie du groupe d'appartenance. Les autres dimensions culturelles ainsi que les conceptions de Schwartz (1992) ou du GLOBE (House et al., 2004) ne semblent pas réellement prises en compte dans ces études. Cette contingence culturelle est quant à elle beaucoup plus débattue que celle exercée par la richesse et la stabilité politique. Les résultats sont contrastés (Cf. par exemple Rego et Cunha, 2009 vs. Ahuvia, 2002). De nombreuses variables modératrices semblent exister en effet à l'image du climat organisationnel (Rego et Cunha, 2009), du fonctionnement de la famille (Kazarian, 2005), et de l'internalisation par les salariés de la culture nationale (Chirkov et al., 2009). Toutefois, il ressort globalement de ces enquêtes que le niveau de bien-être général serait plus élevé dans les pays caractérisés par un fort individualisme à l'image des États-Unis et dans une moindre mesure de l'Europe occidentale (Arrindell et al., 1997 ; Diener et al., 1995c). L'effet de l'individualisme quant à lui dériverait de la plus forte liberté accordée à chacun (Ahuvia, 2002). Cette conclusion est nuancée par Diener et Diener (1995b) qui observent qu'un niveau élevé de bien-être peut aussi naître du soutien social très présent dans les sociétés à dominante collectiviste. Au total, seul l'excès d'individualisme ou de collectivisme serait pénalisant.

Malgré leurs indéniables qualités, ces recherches présentent au moins deux limites. En premier lieu, l'existence toujours possible de différences dans la structure factorielle du

concept selon les pays n'est pas envisagée. Très peu de recherches prennent en effet la précaution de procéder de manière systématique à une analyse confirmatoire des qualités métriques de l'échelle de mesure utilisée. Rien ne garantit en d'autres termes que les scores de bien-être observés dans les différents pays soient comparables. En second lieu, aucune recherche à notre connaissance ne questionne le cas particulier du bien-être au travail.

Plusieurs auteurs à l'image de Christopher (1999) soutiennent que les conceptions subjective et psychologique du bien-être sont historiquement et culturellement situées dans les visions euro-américaines. Toute définition du concept quelle qu'elle soit serait en fait irrémédiablement inscrite dans des valeurs morales. Ainsi, l'appréhension de l'individu en tant que personne atomisée et émancipée aurait peu de signification en Orient, là où l'ordre cosmologique est prégnant. Fiske et al. (1999) suggèrent dans cette logique que les occidentaux envisagent les attributs et les émotions personnels comme des déterminants essentiels des comportements alors que les facteurs situationnels tels que les normes, les rôles et les obligations sociales sont prioritaires en Asie. En ce sens, la conception hédonique du bien-être qui privilégie la balance affective personnelle à l'harmonie collective correspondrait à une vision occidentale (Diener et Diener, 1995b). L'abnégation, le sacrifice, le dévouement pourraient constituer ailleurs des influences plus puissantes que l'assouvissement des besoins personnels. Au total, Chirkov et Ryan (2001) mais aussi Deci et al. (2001) défendent l'idée que si les besoins d'autonomie, de compétences et de relations sont universels (Ryan et Deci, 2000), les moyens de les assouvir diffèrent selon les cultures. De la même manière, l'universalité de la conception eudémonique du bien-être a été mise en cause. La congruence psychologique avec les challenges existentiels pourrait s'avérer insuffisante dans les pays confucianistes (Suh et al., 1998). Le bon, le bien, l'humanité, l'honnêteté ou l'altruisme n'auraient pas partout les mêmes significations (Fineman, 2006). En ce sens, la maîtrise de l'environnement présentée par Ryff (1995) comme une composante du bien-être serait sans

objet dans les sociétés où l'adaptation à un ordre naturel prévaut. L'auto-détermination ne serait pas non plus une valeur indienne (Roland, 1988), japonaise (Lebra, 1992) et de Nouvelle Guinée (Read, 1995). Si ces conclusions devaient être retenues, il ne devrait pas être possible de proposer une échelle universelle de mesure du bien-être. La littérature dédiée à ce débat de la contingence ne semble pas encore s'être penchée sur le cas particulier du bien-être au travail.

Hypothèses de recherche

Contrairement au bien-être général, le bien-être au travail a fait l'objet d'une attention beaucoup moins soutenue (Kiziah, 2003) a fortiori dans une perspective internationale. Les quelques auteurs intéressés ont pourtant montré qu'il s'agit d'un construit spécifique plutôt que d'une simple déclinaison du construit général. Ainsi, Massé et al. (1998) ne sont pas parvenus à répliquer intégralement la structure factorielle du bien-être général malgré l'adaptation des items au cas particulier du monde professionnel. Dans la même veine, Hart (1999) plaide pour une distinction entre les construits généralisés et contextualisés.

Sur ces bases, Daniels (2000), Danna et Griffin (1999), Cotton et Hart (2003) et Warr (1990) proposent des modélisations bipolaires originales au sein desquelles les salariés sont invités à se positionner sur des échelles allant d'affects négatifs à des affects positifs : mécontent-heureux, inquiet-serein, déprimé-enthousiaste par exemple. Ces échelles mesurent de ce fait deux construits : le mal-être et le bien-être au travail. De nombreux auteurs ont pourtant montré que cette opposition renvoie davantage à un artifice sémantique qu'à un fondement psychologique (e.g. Fineman, 2006). Pour s'en convaincre, ils rappellent que l'émergence d'émotions positives peut dériver d'émotions négatives. Les échelles bipolaires présentent donc le risque de mélanger sans précaution des causes et des effets. Elles renvoient en fait davantage à la définition de la santé au travail qu'à celle du bien-être proprement dit.

Dans les sciences de gestion, très peu d'échelles de mesure du bien-être au travail à proprement parler ont à notre connaissance été proposées. Deux ont fait l'objet d'une publication académique : l'Index of Psychological Well-Being at Work (IPWBW : Dagenais-Desmarais et Savoie, 2011) et l'Echelle de Mesure Positive du Bien-Etre au Travail (EPBET : Biétry et Creusier, 2013). Malgré les indéniables qualités de la première, une lecture attentive de ses items révèle qu'elle renvoie à une définition restreinte du bien-être : le bien-être psychologique. L'EPBET (Biétry et Creusier, 2013) est quant à elle composée de quatre dimensions : un rapport positif aux collègues, au manager, aux temps sociaux et à l'environnement physique de travail. Elle est spécifiquement centrée sur la sphère du travail. Ses concepteurs ont respecté l'intégralité du paradigme de Churchill pour établir ses qualités métriques en France. Cette démarche méthodologique aboutit à prendre en considération une vision eudémonique en incluant les attentes d'intégration de l'acteur dans son contexte (e.g. *J'ai le sentiment d'être intégré parmi mes collègues*) et de trajectoire sociale (e.g. *J'ai des possibilités d'évolution si je le souhaite*). Elle débouche sur une conception affective et prospective en intégrant l'identité de la personne à la fois telle qu'elle se conçoit au présent et telle qu'elle s'imagine dans le futur. Les rapports au temps (e.g. *Le temps que je passe au travail me semble raisonnable*) et à l'environnement physique de travail (e.g. *Je peux personnaliser mon espace de travail*) tiennent quant à eux compte des possibilités perçues d'assumer convenablement les tâches professionnelles. Ils renvoient donc davantage à une vision hédonique. L'échelle EPBET a été retenue pour toutes ces raisons dans notre recherche. La version intégrale de cette échelle dans les trois langues figure en annexe 1. Le choix de la France, des États-Unis et de l'Ukraine repose sur la prise en compte des facteurs de contingence jusque-là identifiés dans les études internationales du bien-être général (Cf. développements ci-dessus). Les deux premiers pays sont proches tant en termes de richesse, de culture que de stabilité des institutions politiques. L'ancien bloc de l'Est reste

quant à lui fortement dominé par l’empreinte Russe. Malgré cela, l’Ukraine a été préférée à la Russie pour deux raisons essentielles : en premier lieu du fait de la profonde instabilité politique que connaissait ce pays au moment de l’enquête, en second lieu, par opportunisme méthodique (Girin, 1990). Nous ne disposons pas de contact direct en Russie pour relayer notre demande de participation à l’étude contrairement à l’Ukraine. L’Ukraine se distinguait au regard des trois potentielles variables de contingence au moment de l’enquête : selon le FMI, ce pays dégagait en 2013 un PIB par habitant de 3919 dollars alors qu’il s’établissait respectivement à 53101 et 43000 pour les États-Unis et la France. Son IDH, c’est-à-dire son indice de développement humain fondé par définition sur l’espérance de vie à la naissance, le niveau d’éducation et le niveau de vie était en 2012 de 0,74 selon le PNUD. Il était à la même époque de 0,937 aux États-Unis et 0,893 en France. Enfin, les scores respectifs d’individualisme sont de 39, 71 et 91 selon Hofstede (2001). Au regard de ces trois variables, l’Ukraine semble donc se démarquer nettement par rapport à la France et aux États-Unis. Ces deux derniers pays sont pourtant très différents entre eux en taille puisqu’un certain nombre d’États américains ont une superficie au moins égale à celle de la France. Rien n’indique toutefois dans la littérature académique disponible que cette variable doive être rangée dans la liste des facteurs de contingence. Pour le reste, les similarités l’emportent clairement sur les différences. La stabilité politique et la proximité culturelle de ces deux pays sont proches (Hofstede, 1991). Même si les systèmes politiques sont différents, l’un et l’autre sont gouvernés par des démocraties bien établies. Ils sont tous les deux régis par les principes de l’économie de marché qui valorisent l’initiative et la propriété individuelles. Les institutions sont stables et des élections sont régulièrement organisées. La liberté de parole y est de mise et des droits civiques sont écrits. En termes culturels, l’individualisme domine le collectivisme. Pour reprendre les termes de Hofstede (1991), le « je » prend le pas sur le « nous » dans la définition de l’image de soi. L’intérêt personnel et de la famille proche prend

le pas sur celui du collectif. Ces particularités semblent encore plus prégnantes aux États-Unis qu'en France. Toutefois, les points communs l'emportent sur les différences. Ils nous invitent en conséquence à opérer un premier test d'invariance structurelle du bien-être au travail ressenti aux États-Unis et en France à partir de l'hypothèse suivante :

H1 : La structure de l'EPBET observée dans son contexte de création, i.e. en France, est préservée lors de son utilisation aux États-Unis.

L'accès à un échantillon de salariés en Ukraine permet de compléter cette première investigation. Les différences au regard des trois variables d'influences potentielles sont en effet beaucoup plus marquées. L'enquête a été réalisée au cours de l'hiver 2014, date à laquelle de nombreux mouvements sociaux ont eu lieu dans ce pays. Ils ont abouti à la fois à la destitution du régime en place et à l'invasion de la Crimée par la Russie. Les élections ultérieures y ont été perturbées au point de rendre impossible l'accès aux bureaux de vote dans certaines régions. En termes culturels, l'Ukraine n'a pas fait l'objet d'une étude spécifique de la part de Hofstede (1991). La culture Russe y semble toutefois encore prégnante du fait de sa longue appartenance à l'URSS. L'émancipation à son égard constitue d'ailleurs le terreau des luttes politiques récentes. Quoiqu'il en soit, l'appartenance au groupe avec lequel une relation d'échange du type « protection contre loyauté » continue d'y être beaucoup plus prononcée qu'en Europe occidentale et qu'en Amérique du Nord (Hofstede, 1991). Le relèvement des défis de la vie impliquent bien souvent la famille entendue au sens large, les amis et parfois même les voisins. La confiance personnelle y est déterminante. Conformément à la thèse de la contingence du bien-être, il est de ce fait possible de formuler l'hypothèse générale suivante :

H2 : Le modèle à quatre dimensions – relations positives aux collègues, au manager, aux temps sociaux et à l'environnement physique de travail - sous-jacent à l'EPBET est mal spécifié en Ukraine.

Dans le détail, l'orientation collectiviste et l'instabilité politique caractéristiques de l'Ukraine invitent à formuler les deux hypothèses suivantes :

H3 : La dimension « relation aux temps sociaux » ne peut pas être distinguée en Ukraine là où l'intérêt collectif prend le pas sur l'intérêt individuel.

Cette hypothèse est justifiée à deux niveaux au moins : d'abord parce que la dépendance occidentale du bien-être à l'égard de la prise en compte des rythmes individuels devrait être incompatible avec la culture collectiviste, ensuite parce que l'instabilité politique devrait générer une forte inquiétude à l'égard de l'avenir et une difficulté de développer des projets épanouissants.

H4 : La dimension « relation à l'environnement physique de travail » ne peut pas être distinguée en Ukraine là où l'intérêt collectif prend le pas sur l'intérêt individuel.

De la même manière, cette hypothèse est justifiée par l'importance accordée à l'adaptation de l'environnement matériel de travail aux besoins individuels dans les items relatifs à cette dimension. Cette dimension du bien-être devrait également être pénalisée par la faiblesse des moyens financiers susceptibles d'être mobilisés au profit de la personnalisation des environnements de travail. En l'état actuel des connaissances scientifiques, rien n'invite par contre à douter de la présence des deux autres dimensions de la définition du bien-être au travail :

H5 : L'harmonie au sein du groupe étant privilégiée au sein des sociétés collectivistes, la dimension des « relations aux collègues » est présente en Ukraine.

H6 : La dimension des « relations au manager » est présente en Ukraine comme en France et aux États-Unis.

Méthode

Participants et procédure

Trois échantillons de salariés ont été créés pour cette recherche. Chacun l'a été à l'aide d'une stratégie particulière. Nos propres réseaux sociaux ont été mobilisés pour la France. Il s'agit en l'occurrence de salariés qui avaient accepté par le passé de participer à de précédentes enquêtes. En Ukraine, le premier expert ayant travaillé à la traduction de l'échelle nous a mis en contact avec la DRH d'un groupe de grande distribution implanté dans ce pays. Cette personne a accepté de relayer auprès de son propre réseau professionnel notre demande et d'effectuer les relances nécessaires selon nos souhaits. A défaut de solution plus pertinente, un cabinet privé a été rémunéré pour collecter les données aux Etats-Unis en respectant des critères de qualité définis par nos soins. Faute de question posée à ce sujet, il n'est pas possible d'exclure définitivement l'existence d'un biais d'échantillonnage dans le cas ukrainien du fait d'une potentielle surreprésentation de salariés travaillant pour la grande distribution. Les trois échantillons ont été constitués grâce à un questionnaire diffusé en ligne auprès de salariés en activité. 973 personnes ont été contactées individuellement aux Etats-Unis. 50,5%, soit 492 personnes, ont accepté de participer à l'enquête. La version française a été envoyée à 991 salariés travaillant en France. 48%, soit 476 personnes, ont retourné une réponse complète. Enfin, le questionnaire a été diffusé auprès de 1162 salariés en Ukraine. 474 réponses complètes ont été recueillies, soit 40,79% de la population contactée.

Echelles de mesure mobilisées

Comme nous l'avons exposé dans la section dédiée à l'état de l'art, nous avons utilisé l'EPBET pour mesurer le bien-être au travail. Cette dernière est composée de 12 items répartis en quatre dimensions, soit 3 items par dimension. Nous avons également inclus des variables sociodémographiques tels que le genre, le statut, le niveau d'étude et l'ancienneté.

Les trois versions du questionnaire ont subi la procédure de traduction – retraduction

préconisée par Brislin (1986). La version d'origine était française. Les différences entre les versions ont été ajustées au terme d'une discussion entre les experts bilingues et l'équipe de recherche. Les caractéristiques des participants à l'enquête sont présentées dans le tableau suivant :

Tableau 1 : Caractéristiques sociodémographiques des trois échantillons

	France	Etats-Unis	Ukraine
Population sollicitée	991	973	1162
Participants	476	492	474
<i>Taux de sondage</i>	(48%)	(50,5%)	(40,79%)
Genre			
<i>Homme</i>	192	206	167
<i>Femme</i>	284	286	307
Education			
<i>Inférieur au Bac</i>	18	8	6
<i>Baccalauréat</i>	27	248	18
<i>Niveau licence</i>	126	174	244
<i>Niveau master ou supérieur</i>	305	62	206
Statut			
<i>Ouvriers et employés</i>	158	399	109
<i>Techniciens</i>	76	21	254
<i>Cadres</i>	208	60	47
<i>Autres</i>	34	12	64
Ancienneté			
<i>Moins de 2 ans</i>	120	126	131
<i>Entre 2 et 5 ans</i>	115	151	216
<i>6 ans ou plus</i>	241	215	127

Plan de traitement des données

Nous avons classiquement réalisé dans un premier temps des matrices d'inter-corrélations, pour chacun des 3 pays, comprenant les quatre dimensions de l'EPBET et les variables sociodémographiques contenues dans notre questionnaire : le genre, le niveau d'éducation, le statut et l'ancienneté. Ces matrices peuvent être consultées en annexe 2 de cet article. Les résultats issus de ces tests sont tout à fait satisfaisants puisqu'ils ne montrent pas de corrélation forte entre les variables sociodémographiques et les différentes dimensions de l'échelle.

Nous avons ensuite réalisé une série d'équations structurelles dans chaque pays pour y tester la structure factorielle de l'EBPET. Deux modèles ont été systématiquement mis en concurrence pour réaliser ces analyses. Le premier est un modèle simple de bien-être au travail à une dimension. Le second correspond au modèle à quatre dimensions validé par les concepteurs de l'échelle EPBET en France. Les indices d'ajustement de ces différents modèles ont ensuite été comparés entre eux et aux « normes » communément admises par la communauté scientifique. Les indices retenus dans notre cas sont : le $R\chi^2$ ($K\chi^2$ associé au Robust Maximum Likelihood Estimator), le CFI (Comparative Fit Index), le TLI (Tucker-Lewis Index), le SRMR (Standardized Root Mean square error of approximation), le RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) et son intervalle de confiance à 90%, et enfin le LL (Loglikelihood du modèle). Ce test a pour but de vérifier que la structure factorielle d'un concept, fixée a priori, présente également de bons indices d'ajustements dans les autres contextes. Il constitue probablement la méthode la plus utilisée pour étendre la validité d'une échelle de mesure. Il permet en effet de se faire une première idée sur les capacités d'un modèle d'être répliqué.

Cependant, des travaux récents (Meyer et al, 2014) ont montré qu'il est possible de le perfectionner pour s'assurer que la compréhension du concept étudié reste la même partout. Ce test est particulièrement bien adapté à notre étude où la langue d'administration du questionnaire change par deux fois. Il consiste à réaliser des modèles multi groupes, en l'occurrence trois groupes dans notre cas, afin de tester quatre formes de plus en plus contraignantes d'invariances. L'invariance « configurale » correspond tout d'abord à la configuration globale du modèle. L'invariance « faible » (*weak invariance*) vérifie ensuite les variations au niveau des « loadings » du modèle. L'invariance « forte » teste les « loadings » et les variations de coordonnées à l'origine de la droite de régression (intercepts). Enfin, l'invariance « stricte » rajoute à cela la part de variance résiduelle (uniquenesses). Lors de

cette succession de tests, le modèle immédiatement moins contraint sert de référence pour le modèle suivant. Il s'agit au bout du compte d'une amélioration du test « classique » par équations structurelles qui permet d'affiner les résultats en augmentant progressivement les exigences de robustesse. Par ailleurs, il possède le grand avantage d'évaluer les modèles en même temps plutôt que chacun leur tour et de mieux percevoir le stade à partir duquel l'échelle défaille.

Les indices d'ajustement de ces « modèles d'invariance » sont similaires à ceux du test classique par équations structurelles. Des valeurs supérieures à 0,90 ou mieux à 0,95 pour le CFI et le TLI indiquent que le modèle possède de bons indices d'ajustements. Des valeurs inférieures à 0,08 pour le RMSEA et 0,10 pour le SRMR conduisent à la même conclusion. La comparaison du $R\chi^2$ entre les différents modèles, pour informative qu'elle soit, est très critiquée à cause de sa sensibilité à la taille de l'échantillon. Nous préférons donc utiliser le Δ CFI, le Δ TLI et le Δ RMSEA pour comparer nos modèles (Chen, 2007; Cheung et Rensvold, 2002; Vandenberg et Lance, 2000). Ainsi, une variation inférieure à 0,01 du CFI et du TLI ou une variation inférieure à 0,015 du RMSEA entre le modèle plus restreint et son prédécesseur indique que l'hypothèse d'invariance ne peut pas être rejetée.

Nous avons commencé par tester les quatre niveaux d'invariance dans les trois pays en même temps. S'ils sont tous probants, il est alors possible de conclure que l'EPBET conserve ses qualités dans les trois contextes. En effet, de tels résultats permettraient d'affirmer que la structure du concept est invariante. En revanche, si le test échoue au cours de cette séquence, il est alors nécessaire de comparer les pays deux à deux de manière à repérer à quel stade apparaît la variance. Ces nouveaux résultats permettent d'identifier avec précision si la variance excessive du modèle provient des loadings, de l'intercepts ou encore de l'unicités dans le ou les pays concernés par l'échec du test. Pour finir, une dernière vérification par équations structurelles peut être opérée avec une nouvelle structure affinée du

concept. Elle permet de comparer les indices d'ajustements de ce nouveau modèle à ceux établis a priori et de proposer ainsi de nouvelles pistes de recherches.

Résultats : une structure factorielle difficile à répliquer en Ukraine

Le tableau 2 montre que les indices d'ajustements de l'EBPET du modèle à quatre dimensions en France sont tous très nettement supérieurs à ceux du modèle à une dimension. Ils sont systématiquement au-delà des normes admises par la communauté scientifique. Ce résultat confirme bien la stabilité de l'échelle dans son pays de création. Un constat similaire peut être effectué pour les Etats-Unis et pour l'Ukraine. En effet, les indices CFI et TLI sont tous supérieurs à 0.90, le RMSEA et le SRMR sont systématiquement inférieurs à 0.06 pour les modèles à quatre dimensions. L'ensemble de ces indices semble même être légèrement meilleurs dans ces deux pays que pour la France.

Tableau 2: Indices d'ajustements des modèles d'analyses confirmatoires (CFA)

	France		Etats-Unis		Ukraine	
	1 dimension	4 dimensions	1 dimension	4 dimensions	1 dimension	4 dimensions
$R\chi^2(ddl)$	1203,77(54)	130,58(48)	771,88(54)	121,46(48)	937,91(54)	120,53(48)
CFI	0,43	0,96	0,71	0,97	0,49	0,96
TLI	0,3	0,94	0,65	0,96	0,37	0,94
SRMR	0,17	0,05	0,09	0,04	0,12	0,06
RMSEA	0,21	0,06	0,16	0,06	0,19	0,06
RMSEA 90% IC	0,20-0,22	0,04-0,07	0,15-0,17	0,04-0,06	0,17-0,19	0,04-0,06
LL	-10 584,91	-9 958,26	-10 036,22	-9 477,32	-9 915,59	-9 424,91
FP	36	42	36	42	36	42

$R\chi^2$ = χ^2 associé au Robust Maximum Likelihood Estimator; ddl = degré de liberté; CFI = Comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; SRMR = Standardized root mean square error of approximation; RMSEA = Root mean square error of approximation; 90% CI = 90% intervalle de confiance du RMSEA; LL = loglikelihood du modèle; FP = Nombre de paramètres libres.

A la vue de ces premiers résultats, il semblerait que la structure du concept de bien-être au travail puisse être répliquée aux Etats-Unis et en Ukraine. L'hypothèse H1 pourrait ainsi être conservée. En revanche, l'hypothèse H2 serait quant à elle rejetée puisque les indices d'ajustements sont satisfaisants en Ukraine. Les quatre tests d'invariance sont cependant

nécessaires pour pouvoir se prononcer définitivement. L'ensemble de ces résultats est regroupé au sein du tableau 3.

Tableau 3 : Tests d'invariances de l'échelle de bien-être au travail (EPBET)

	R χ^2 (ddl)	CFI	TLI	RMSEA	RMSEA 90% CI	LL	FP	Δ CFI	Δ TLI	Δ RMSEA
3 pays ensemble										
Invariance « configurale »	371,53(144)	0,96	0,95	0,06	0,050-0,065	-28860,50	126	-	-	-
Invariance « Faible » (λ)	498,68(160)	0,94	0,93	0,07	0,060-0,073	-28942,33	110	-0,02	-0,02	0,01
Invariance « Forte » (λ, π)	866,91(176)	0,89	0,87	0,09	0,084-0,096	-29170,34	94	-0,05	-0,06	0,02
Invariance « Stricte » (λ, π, δ)	1137,53(200)	0,85	0,85	0,10	0,093-0,104	-29367,73	70	-0,04	-0,02	0,01
France-Etats-Unis										
Invariance « configural »	250,66(96)	0,96	0,95	0,05	0,04-0,06	-19435,58	84	-	-	-
Invariance « Faible » (λ)	264,14(104)	0,95	0,95	0,05	0,05-0,06	-19444,04	76	-0,01	0,00	0,00
Invariance « Forte » (λ, π)	357,20(112)	0,94	0,94	0,06	0,06-0,07	-19503,63	68	-0,01	-0,01	0,01
Invariance « Stricte » (λ, π, δ)	429,56(124)	0,93	0,93	0,07	0,06-0,08	-19564,67	56	-0,01	-0,01	0,01
France-Ukraine										
Invariance « configural »	250,83(96)	0,96	0,94	0,06	0,05-0,06	-19383,17	84	-	-	-
Invariance « Faible » (λ)	347,51(104)	0,93	0,91	0,07	0,06-0,08	-19439,50	76	-0,03	-0,03	0,01
Invariance « Forte » (λ, π)	522,50(112)	0,89	0,87	0,08	0,08-0,1	-19539,28	68	-0,04	-0,04	0,01
Invariance « Stricte » (λ, π, δ)	625,23(124)	0,86	0,86	0,09	0,08-0,1	-19611,05	56	-0,03	-0,01	0,01
Etats-Unis-Ukraine										
Invariance « configural »	242,11(96)	0,96	0,95	0,05	0,04-0,06	-18902,23	84	-	-	-
Invariance « Faible » (λ)	355,25(104)	0,94	0,92	0,07	0,06-0,08	-18978,94	76	-0,02	-0,03	0,02
Invariance « Forte » (λ, π)	642,41(112)	0,88	0,85	0,10	0,09-0,11	-19163,97	68	-0,06	-0,07	0,03
Invariance « Stricte » (λ, π, δ)	766,67(124)	0,85	0,84	0,10	0,10-0,11	-19281,92	56	-0,03	-0,01	0,00

R χ^2 = Khi² associé au Robust Maximum Likelihood Estimator; ddl= degré de liberté; CFI = Comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; RMSEA = Root mean square error of approximation; 90% CI = 90% intervalle de confiance du RMSEA; LL = loglikelihood du modèle; FP = Nombre de paramètres libres; (λ : invariance des loadings; π : invariance des intercepts ; δ : invariance des uniquenesses)

La première section de ce tableau présente les résultats issus de l'analyse de l'invariance du modèle à quatre dimensions pour les trois pays en même temps. Si les indices d'ajustements sont satisfaisants pour l'invariance « configurale » et l'invariance « faible », ils se dégradent à partir du test d'invariance « forte ». De plus, les variations de CFI et de TLI sont supérieures à 0,01 dès l'épreuve d'invariance « faible ». Ces résultats nous montrent finalement que la structure du bien-être au travail n'est pas identique dans ces trois pays. En effet, il existe des différences significatives au niveau des « loading ».

Pour compléter ces résultats, nous avons réitéré cette série d'épreuves en prenant cette fois les pays deux à deux de manière à détecter plus précisément les sources de variance au sein de chaque modèle. Les résultats du test France-Etats-Unis présentés dans le tableau 3 nous permettent de conclure que le modèle résiste jusqu'au niveau de l'invariance stricte. En effet, le CFI et le TLI reste toujours au-dessus du seuil de 0,90, le RMSEA ne dépasse jamais 0,08 et surtout les variations de CFI, TLI et RMSEA d'un modèle d'invariance à l'autre ne sont jamais supérieures à 0,01. Ainsi, la structure de l'EBPET semble être la même aux Etats-Unis et en France.

Par conséquent l'hypothèse H1 - *La structure de l'EBPET observées dans son contexte de création, i.e. en France, est préservée lors de son utilisation aux États-Unis* - peut être conservée.

En revanche, les comparaisons entre l'Ukraine et les deux autres pays révèlent dans les deux cas que les indices d'ajustements se dégradent au niveau du test d'invariance « forte ». De plus, les variations de CFI et de TLI sont supérieures à 0.01 dès le test d'invariance « faible ». La variation du RMSEA est même supérieure à 0.015 pour le test d'invariance « faible » entre les Etats-Unis et l'Ukraine. Ensemble, ces résultats montrent que la structure de l'EBPET ne peut pas être répliquée en Ukraine. Il existe des différences significatives au niveau des loadings de certains items envers leur dimension respective.

Par conséquent l'hypothèse H2 selon laquelle *le modèle sous-jacent à l'EPBET est mal spécifié en Ukraine* peut être conservée.

Les loadings et leurs différences sont regroupés dans le tableau 4 afin de mettre en avant les écarts les plus importants entre l'Ukraine et les deux autres pays.

Tableau 4 : Variation des loadings issues de l'analyse confirmatoire (CFA)

	Loadings				
	France	Etats-Unis	Ukraine	Δ France-Ukraine	Δ Etats-Unis-Ukraine
REL1	0,88	0,91	0,87	0,01	0,04
REL2	0,94	0,97	0,86	0,08	0,11
REL3	0,75	0,84	0,71	0,04	0,13
MAN1	0,73	0,77	0,75	0,02	0,02
MAN2	0,95	0,94	0,93	0,02	0,01
MAN3	0,70	0,78	0,70	0,00	0,08
TEM1	0,65	0,72	0,29	0,36	0,43
TEM2	0,80	0,80	0,43	0,37	0,37
TEM3	0,84	0,88	0,64	0,20	0,24
ENV1	0,62	0,79	0,77	0,15	0,02
ENV2	0,75	0,87	0,78	0,03	0,09
ENV3	0,65	0,83	0,72	0,07	0,11

Rel: Relations aux collègues; Man: Management; Tem: Temps; Env: Environnement

Ce tableau montre que les variations de loadings les plus importantes concernent toutes la dimension du temps. En effet, elles se situent entre 0,20 et 0,43 en fonction des comparaisons. L'alpha de Chronbach associé à la dimension du temps en Ukraine est égal à 0,573 ce qui est considéré comme très faible. En d'autres termes, les items censés mesurer le rapport aux temps sociaux ne sont pas bien compris ou ne font pas sens avec la conception du bien-être au travail des salariés en Ukraine.

Ainsi, l'hypothèse H3 - *La dimension « relation aux temps sociaux » ne peut pas être distinguée en Ukraine là où l'intérêt collectif prend le pas sur l'intérêt individuel* - peut être conservée.

Pour les autres items, les variations de loadings entre les trois pays peuvent être considérées comme faibles. Ils corréleront de façon similaire avec leur dimension respective dans les trois

pays. Les alphas de Chronbach pour ces trois dimensions sont cette fois supérieurs à 0,800. Ce constat nous permet de rejeter l'hypothèse H4 : *La dimension « relation à l'environnement physique de travail » ne peut pas être distinguée en Ukraine là où l'intérêt collectif prend le pas sur l'intérêt individuel.*

En revanche, les hypothèses H5 - *L'harmonie au sein du groupe étant privilégiée au sein des sociétés collectivistes, la dimension des « relations aux collègues » est présente en Ukraine* - et H6 - *La dimension des « relations au manager » est présente en Ukraine comme en France et aux États-Unis* - peuvent être conservées.

Ces résultats nous invitent donc à tester un nouveau modèle à trois dimensions en Ukraine comprenant seulement les relations aux collègues de travail, au manager et à l'environnement physique de travail. Ses qualités sont comparées à celles de ses concurrents à une et quatre dimensions dans le tableau 5 :

Tableau 5 : Comparaison des modèles Ukrainiens à une, trois et quatre dimensions

	Ukraine		
	1 dimension	3 dimensions	4 dimensions
R χ^2 (df)	937,91(54)	53,24(24)	120,53(48)
CFI	0,49	0,97	0,96
TLI	0,37	0,96	0,94
SRMR	0,12	0,04	0,06
RMSEA	0,19	0,05	0,06
RMSEA 90% IC	0,17-0,19	0,03-0,07	0,04-0,06
LL	-9 915,59	-6 734,06	-9 424,91
SC	1,30	1,43	1,23
FP	36	30,00	42

Le modèle à 3 dimensions possède de meilleurs indices d'ajustement que ses deux concurrents. Il semble être celui qui correspond le mieux au bien-être au travail tel qu'il est vécu par les salariés ukrainiens.

Discussion : des comparaisons sociales contingentes?

L'objet de cet article était de mettre à l'épreuve les qualités métriques de l'échelle positive de bien-être au travail (EPBET) en dehors de son contexte de création et, ce faisant, l'hypothèse de contingence défendue par Christopher (1999), Dutton et Glynn (2009) et Fineman (2006) notamment. Les principaux résultats obtenus au terme de notre recherche sont synthétisés dans le tableau 6 :

Tableau 6 : Synthèse des résultats

	Pays	France	Etats-unis	Ukraine	Conclusions
Rapports					
Aux collègues				H5 non rejetée : <i>L'harmonie au sein du groupe étant privilégiée au sein des sociétés collectivistes, la dimension des « relations aux collègues » est présente en Ukraine.</i>	Les différences culturelles, de pouvoir d'achat et de stabilité des institutions politiques entre les économies occidentales matures et en transition sont sans effet significatif sur la contribution à la définition du bien-être au travail des rapports aux collègues et au manager
Au manager		H1 non rejetée : <i>La structure de l'EPBET observée dans son contexte de création, i.e. en France, est préservée lors de son utilisation aux États-Unis.</i>		H6 non rejetée : <i>La dimension des « relations au manager » est présente en Ukraine comme en France et aux États-Unis.</i>	
Aux temps				H3 non rejetée : <i>La dimension « relation aux temps sociaux » ne peut pas être distinguée en Ukraine là où l'intérêt collectif prend le pas sur l'intérêt individuel.</i>	Les items mesurant le rapport aux temps sociaux ne font pas sens avec la conception du bien-être au travail dans les cultures collectivistes et/ou quand l'instabilité politique induit une forte inquiétude à l'égard de l'avenir
A l'environnement physique				H4 rejetée : <i>La dimension « relation à l'environnement physique de travail » ne peut pas être distinguée en Ukraine là où l'intérêt collectif prend le pas sur l'intérêt individuel.</i>	Les différences culturelles, de pouvoir d'achat et de stabilité des institutions politiques entre les économies occidentales matures et en transition sont sans effet significatif sur la contribution à la définition du bien-être au travail de la relation à l'environnement physique de travail
Conclusions		<i>Le modèle à quatre dimensions observable en France et aux États-Unis – relations positives aux collègues, au manager, aux temps sociaux et à l'environnement physique de travail - sous-jacent à l'EPBET est mal spécifié en Ukraine. (H2 non rejetée)</i>			La structure factorielle du bien-être au travail est au moins partiellement contingente

Ces résultats ont des implications théorique et managériale.

Apports conceptuels

Les résultats présentés peuvent être interprétés à l'aune de la théorie de la comparaison sociale (Warr, 2006). Centrée sur les processus cognitifs qui conduisent au sentiment de bien-être, elle formule l'hypothèse selon laquelle le salarié n'est pas passif mais actif dans l'évaluation des situations et des événements vécus. Pour ce faire, cinq types de comparaisons au moins peuvent être retenues sans pour autant que cette liste soit limitative : une comparaison aux autres (Wheeler, 2000), aux situations attendues jusque-là (Shepperd et McNulty 2002), aux situations alternatives qui auraient pu advenir (Olson, Buhrman et Roese, 2000), aux expériences passées et à celles espérées à l'avenir (Bandura et Locke, 2003). Ces comparaisons prennent appui sur trois références au moins que sont l'importance de la situation pour le salarié, son degré de familiarité vs nouveauté, et l'efficacité personnelle perçue dans ces circonstances. Les expérimentations menées montrent que le bien-être serait d'autant plus élevé que la situation personnelle aura été comparée à celle de salariés confrontés à des conditions moins enviables, que le succès dans cette situation aura été inattendu, qu'aucune alternative plus favorable n'aurait pu advenir, que l'écart perçu par rapport aux attentes se réduit à un rythme plus rapide que celui observé par le passé, que son accélération est anticipée, que la situation en question est importante et inédite et, enfin, que le salarié concerné s'estime compétent pour y faire face. Ces comparaisons peuvent selon les cas fonctionner à partir de routines ou être au contraire induites par des intentions spécifiques (Schneider et Chein, 2003 ; Daniels et al., 2004).

Appliquée au cas qui nous intéresse, cette théorie nous invite à considérer que la culture incarnée dans un système de valeurs pourrait constituer une référence à partir de laquelle une comparaison routinière peut être réalisée. L'évaluation des situations serait alors en grande partie implicite. Ces routines pourraient être à l'inverse perturbées quand l'instabilité politique est forte, comme c'est le cas en Ukraine. Les repères seraient alors brouillés notamment en ce qui concerne le rapport aux temps. Dans un tel cas de figure, la stabilité des

horaires et la compatibilité des temporalités privée et professionnelle importeraient moins pour estimer le bien-être que la simple préservation d'un emploi. Les comparaisons temporelles ne seraient plus pertinentes dans la mesure où la référence aux expériences vécues et aux tendances anticipées deviendrait inopportune. Cette évolution des repères utilisés pour définir le bien-être au travail résulterait de la substitution des raisonnements routiniers par des réflexions plus conscientes. En Ukraine par exemple, les incertitudes environnementales peuvent devenir prégnantes dans les esprits au point de susciter une nouvelle définition des facteurs entrant dans la composition du bien-être au travail. Les références culturelles nationales ne suffisent plus. Elles cèdent pour partie la place à un niveau de conscience plus élevé qui aboutit à revoir les points de comparaison pertinents. Finalement, les facteurs de contingence exogènes ne paraissent pas seulement avoir un effet sur le niveau de bien-être ressenti mais également sur sa conception même du fait des comparaisons rendues impossibles. Des préconisations managériales peuvent être tirées de ces transformations.

Apport managérial

En matière de bien-être au travail, l'intérêt de l'entreprise et celui du salarié peuvent converger. Pour mieux défendre l'idée de spirale positive auprès de leurs instances dirigeantes, les DRH ont intérêt à assoir leur argumentation sur des données quantifiées. Ces dernières requièrent l'intégration dans les baromètres sociaux d'échelles de mesure présentant des qualités métriques satisfaisantes. Elles seules peuvent permettre de dépasser le discours moral au profit d'une légitimation managériale des politiques de bien-être. Pour y parvenir, elles doivent être en mesure d'orienter l'action en tenant compte des particularités des contextes culturels dans lesquelles les entreprises évoluent. La mise à l'épreuve de l'EPBET dans différents environnements nationaux montre en effet que les dimensions du bien-être au travail peuvent varier au point de rendre dangereux le transfert in extenso aux économies en transition des conclusions obtenues dans les économies matures. D'autres échelles de mesure

auraient certainement pu être mobilisées pour parvenir à cette conclusion générale. Toutefois, elles doivent s'inspirer des enseignements contemporains de la psychologie positive et délaisser les approches du bien-être en termes d'émotions primaire ou « d'arrière-plan » (Damasio, 1999), c'est-à-dire peu sujettes aux variations. Ces conditions ne semblent pas réunies pour les échelles bipolaires qui présentent l'inconvénient de privilégier une symétrie des émotions que les travaux récents dénoncent (Grosjean et Ribert-Van de Weerd, 2003). Il en va de même de l'approche subjective du bien-être (Diener, 1994) qui défend quant à elle une idée de stabilité dans le temps. Elle s'avère de fait peu compatible avec les démarches de prévention ou d'amélioration (Grosjean, 2005). Le bien-être au travail, en tant qu'émotion, doit au contraire être envisagé sous l'angle de l'instabilité, de la fragilité, de la dépendance aux environnements locaux et des trajectoires personnelles tant au regard de son intensité que de sa composition.

Cette conclusion en termes de contingence n'a pas seulement une portée théorique. Elle constitue également une mise en garde contre les visions universalisantes à l'heure où l'Union Européenne (UE, 2002), mais aussi le Canada et les pays du Nord, réfléchissent à un « droit à la santé au travail » des salariés. Les actions en faveur du bien-être peuvent constituer un nouveau levier de croissance à la condition d'être encadrées dans l'évolution globale des sociétés. Si l'autoréalisation semble progressivement prendre le statut de norme sociale (Bigi et al., 2015), sa matérialisation pourrait bien se décliner différemment selon les contextes. Un retour sur investissement des politiques de bien-être ne peut en conséquence être assuré sans prise en compte de ces phénomènes de localisme. Les groupes internationaux sont particulièrement concernés par cette conclusion. Il est de leur intérêt d'envisager leur politique de bien-être de manière segmentée selon l'implantation géographique de leurs établissements. En l'état actuel des connaissances, il n'est guère possible d'être plus précis dans les préconisations managériales. Notre questionnaire dans les trois pays ne comprenait

pas d'antécédents du bien-être tels que les opportunités de pratiques sportives ou artistiques offertes aux salariés (Pierre, 2012). De plus, la sensibilité de chaque personne aux pratiques incitatives au bien-être pourrait induire une variabilité au niveau du bien-être (Ilies and al. 2007). Des investigations complémentaires sont de ce fait nécessaires pour envisager leurs effets. D'autres limites peuvent également être dénoncées.

Limites et voies de recherche

Un modèle incluant les variables d'influences externes mais aussi internes serait nécessaire pour statuer sur le bien-fondé de cette interprétation théorique et des implications managériales qui en découlent. Au-delà de l'instabilité politique et des niveaux de pouvoir d'achat, des dispositions personnelles pourraient également impulser ces transformations à l'image de la congruence entre les valeurs culturelles individuelles et les valeurs culturelles nationales (Lu, 2006). Plusieurs auteurs sont en effet parvenus à montrer que le perfectionnisme (Flet & Hewitt, 2002), le pessimisme (Lyubomirsky, 2001), la faible estime de soi (Wheeler, 2000) notamment modifient les comparaisons quand la routine cède le pas à la conscience. Pour le savoir, une étude plus qualitative serait nécessaire.

Un test de l'échelle EPBET au sein de pays encore plus contrastés culturellement pourrait également être instructif. Il n'est pas possible d'exclure a priori l'existence d'un biais d'échantillonnage expliquant la subsistance de dimensions communes dans les trois pays jusqu'à présent étudiés. Si l'influence externe s'avérait encore plus nette ailleurs, la phase exploratoire initiale du paradigme de Churchill devrait être reprise de manière à élaborer un instrument de mesure du bien-être au travail plus valide. Le modèle à trois dimensions proposé pour l'Ukraine ne constitue en effet qu'une proposition transitoire. Ses qualités métriques ne suppriment pas définitivement l'existence possible de composantes spécifiques aux économies en transition. D'après la procédure suivie et décrite par Biétry et Creusier (2013) pour créer l'échelle EPBET, il semblerait que les autres parties prenantes des

situations de travail – les clients par exemple - ne participent pas à la création du bien-être au travail. Il reste que, malgré la qualité apparente de leur analyse qualitative exploratoire réalisée en France pour créer cette échelle, rien ne permet de garantir qu'il en va de même dans les autres pays.

Conclusion

Sous ces réserves, l'analyse confirmatoire réalisée révèle donc au niveau général que le bien-être au travail constitue effectivement un construit multidimensionnel comme le prétendaient les concepteurs de l'EPBET (Biétry et Creusier, 2013). Le modèle à quatre dimensions affiche dans les trois pays de meilleures qualités d'ajustement. Il est dans tous les cas beaucoup mieux spécifié que son concurrent. Toutefois, une analyse plus fine à base d'invariances structurelles confirme l'hypothèse de la sensibilité de la définition du bien-être au travail aux caractéristiques nationales. Elle montre que sa structure factorielle est différente selon les contextes économiques, politiques et culturels. Si les résultats de l'invariance « configurale » s'avèrent acceptables quand les trois pays sont pris conjointement en considération, ceux relatifs à l'invariance « faible » et a fortiori aux suivantes sont insatisfaisants. La comparaison des nations deux à deux atteste l'équivalence du bien-être au travail dans les pays proches en matière de pouvoir d'achat, de stabilité des institutions politiques et de cultures nationales. Il en va tout autrement pour les comparaisons avec l'Ukraine. Des différences significatives apparaissent au terme des deux comparaisons. L'analyse factorielle confirmatoire permet de localiser l'origine du problème : seule la dimension « relations aux temps sociaux » est concernée. Cette composante du bien-être au travail ne contribue donc pas partout au sentiment de bien-être au travail. L'enracinement culturel du concept de bien-être au travail semble finalement être établi.

Références

Ahuvia, A .C. (2002) "Individualism/Collectivism and cultures of happiness: A theoretical conjecture on the relationship between consumption, culture and subjective well-being, at the national level", *Journal of Happiness Studies*, 3 (1): 23-36.

- Arrindell, W.A., Hatzichristou, C., Wensik, J., Rosenberg, E., Van Twiller, B., Stedema, J. and Meijer, D. (1997) "Dimensions of national culture as predictors of cross-national differences in subjective well-being", *Personality and Individual Differences*, 23 (1): 37-53.
- Balatsky, G. and Diener, E. (1993) "Subjective well-being among Russian students", *Social Indicators Research*, 28 (3): 225-243.
- Bandura, A. and Locke, E.A. (2003) "Negative self-efficacy and goal effects revisited", *Journal of Applied Psychology*, 88 (1): 87-99.
- Biétry F. et Creusier J. (2013) « Proposition d'une échelle de mesure positive du bien-être au travail (EPBET) », *Revue de gestion des ressources Humaines*, 87 (1) : 23-41.
- Bigi, M., Cousin, O., Méda, D., Sibaud, L. et Wieviorka, M. (2015) *Travailler au XXIème siècle*. Ed. Robert Laffont, Paris.
- Blanchflower, D.G. and Oswald, A.J. (2011) "International happiness: A new view on the measure of performance", *Academy of Management Perspective*, 25 (1): 6-22.
- Brabet, J. (2003). « Des méthodes qualitatives pour la recherche en GRH ? » In J. Allouche (Dir.) *Encyclopédie des ressources humaines*, Vuibert : 888-896.
- Brislin, R.W. (1986) "The wording and translation of research instruments", In W.L. Lonner and J.W. Berry (Eds.), *Field Methods in Cross-Cultural Research*. Newbury Park, CA: Sage: 137-164.
- Chen, F.F. (2007) "Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance", *Structural Equation Modeling*, 14 (3): 464-504.
- Cheung, G. and Rensvold, R. (2002) "Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance", *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9 (2) : 233-255
- Chirkov, V. and Ryan R.M. (2001) "Parent and Teacher Autonomy-Support in Russian and U.S. Adolescents: Common Effects on Well-Being and Academic Motivation", *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 32 (5): 618-635.
- Chirkov, V., Ryan, R.M., Kim, Y. and Kaplan, U. (2009) "Differentiating autonomy from individualism and independence: A self-determination theory perspective on internationalization of cultural orientations and well-being", *Journal of Personality and Social Psychology*, 84 (1): 97-110.
- Christopher, J.C. (1999) "Situating psychological well-being: Exploring the cultural roots of its theory and research", *Journal of Counseling & Development*, 77 (2): 141-152.
- Cotton, P. and Hart, P.M. (2003) "Occupational wellbeing and performance: A review of organizational health research", *Australian Psychologist*, 38 (2): 118-127.

Dagenais-Desmarais, V. et Savoie, A. (2011) What is psychological well-being, really? A grassroots approach from organizational sciences. *Journal of Happiness Studies*, July: 1-26.

Damasio, A. (1999) *Le sentiment même de soi. Corps, émotion, conscience*. Ed. Odile Jacob, Paris.

Daniels, K. (2000), “Measures of five aspects of affective well-being at work”, *Human Relations*, 53 (2): 275-294.

Daniels, K., Harris, C. and Briner, R.B. (2004) “Linking work conditions to unpleasant affect: Cognition, categorization and goals”, *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77 (3): 343-363.

Danna, K. and Griffin, R.W. (1999) “Health and well-being in the workplace: A review and synthesis of the literature”, *Journal of Management*, 25 (3): 357-384.

Deci, E.L., Ryan, R.M., Gagné, M., Leone, D.R., Usunov, J. and Kornazheva, B.P. (2001) “Need satisfaction, motivation, and well-being in the work organizations of a former Eastern Bloc country”, *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27: 930-942.

Diener, E. (1984) “Subjective well-being”, *Psychological Bulletin*, 95 (3): 542-575.

Diener, E.D. (1994) “Assessing subjective well-being: Progress and opportunities”, *Social Indicators Research*, 31 (2): 103-157.

Diener, E. (1995a) “A value-based index for measuring national quality of life”, *Social Indicators Research*, 36: 107-127.

Diener, E.D. and Diener, M. (1995b) “Cross-cultural correlates of life satisfaction and self-esteem”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 68 (4): 653-663.

Diener, E.D., Diener, M. and Diener, C. (1995c) “Factors predicting the subjective well-being of nations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 69 (5): 851-864.

Dutton, J.E. and Glynn, M.A. (2009) “Positive organizational scholarship”, In S.R. Clegg and C.L. Cooper (eds) *The Sage handbook of organizational behavior*. California: Thousand Oaks.

Fineman, S. (2006) “On being positive: Concerns and counterpoints”, *Academy of Management Review*, 31 (2): 270-291.

Fiske, A.P., Kitayama, S., Markus, H. and Nisbett, R.E. (1999) “The cultural matrix of social psychology”, In D., Gilbert, and S., Fiske, and G. Lindzey (eds) *Handbook of social psychology*, New-York: McGraw-Hill

Flet, G.L. and Hewitt, P.L. (2002) *Perfectionism: Theory, research, and treatment*. Washington DC: American Psychological Association.

Frederickson, B.L. and Joiner, T. (2002) “Positive emotions trigger upward spirals toward emotional well-being”, *Psychological Science*, 13 (2): 172-175.

- Girin, J. (1990) « L'analyse empirique des situations de gestion : élément de théorie et de méthode » In Martinet, A.C. (dir.) *Epistémologies et sciences de gestion*. Ed. Economica, Paris.
- Grosjean, V. (2005) « Le bien-être au travail : Un objectif pour la prévention ? Hygiène et sécurité du travail », *Cahier de notes documentaires*, 198 : 29-40.
- Grosjean, V. et Ribert-Van de Weerd, C. (2003) « Les modes de management dans un centre d'appel et leurs conséquences sur le bien-être des opérateurs », *Notes scientifiques et techniques*, 234, Ed. INRS.
- Hart, P M (1999) "Predicting employee life satisfaction: A coherent model of personality, work, and nonwork experience, and domain satisfactions", *Journal of Applied Psychology*. 84: 564-584.
- Hofstede, G. (1991) *Cultures and organizations. Software of the mind*. London: McGraw-Hill.
- Hofstede, G. (1986) "Cultural differences in teaching and learning", *International Journal of Intercultural Relations*, 10: 301-320.
- Hofstede, G. (2001) *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions, and organizations across nations*. Thousand Oaks, Ca: Sage.
- House, R.J., Hanges, P.J., Javidan, M., Dorfman, P.W. and Gupta, V. (2004) *Culture, leadership, and organizations. The GLOBE study of 62 societies*. Thousand Oaks, SAGE Publications, Inc
- Ilies, R., Schwind, K.M. and Heller, D. (2007) "Employee well-being: A multilevel model linking work and nonwork domains". *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 16 (3): 326-341.
- Isen, A.M. (1987) "Positive affect, cognitive processes, and social behavior", *Advances in Experimental Social Psychology*, 20: 203-253.
- Kazarian, S.S. (2005) "Family functioning, cultural orientation, and psychological well-being among university students in Lebanon", *The journal of Social Psychology*, 145 (2): 141-152.
- Keyes, C.L., Ryff, C.D. and Shmotkin, D. (2002) "Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions", *Journal of Personality and Social Psychology*, 82 (6): 1007-1022.
- Kiziah, J.E. (2003) *Job satisfaction vs work fulfillment. Exploring positive experience at work*. Virginia: Virginia Commonwealth University.
- Lebra, T.S. (1992) "Self in Japanese culture", In N.R. Rosenberger (Ed.), *Japanese sense of self*. New York: Cambridge University Press: 105-120.
- Lee, K. and Allen, N.J. (2002) "Organizational citizenship behavior and workplace deviance: The role of affect and cognitions", *Journal of Applied Psychology*, 87 (1): 131-142.

- Lu, L. (2006) ““Cultural fit”: Individual and societal discrepancies in values, beliefs, and subjective well-being”, *The Journal of Social Psychology*, 146 (2): 203-221.
- Lucas, R.E., Diener, E. and Suh, E. (1996) “Discriminant validity of well-being measures”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 71 (3): 616-628
- Lyubomirsky, S. (2001) “Why are some people happier than others? The role of cognitive and motivational processes in well-being”, *American Psychologist*, 56 (53): 239-249.
- Lyubomirsky, S., King, L. and Diener, E. (2005) “The benefits of frequent positive affects: Does happiness lead to success?”, *Psychological Bulletin*, 131: 803-855.
- Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S. et Battaglini A. (1998) « Élaboration et validation d'un outil de mesure du bien-être psychologique: L'ÉMMBEP », *Revue canadienne de santé publique*, 89 (5) : 352-357.
- Meyer, J.P., Morin, J.S.A., Creusier, J. and Biétry, F. (2014) « Organizational Commitment Profiles: A Cross-National Comparison », *Commitment Conference*. 14-16 Nov. Columbus, États-Unis.
- Olson, J.M., Buhrman, O. and Roese, N.J. (2000) “Comparing comparisons: An integrative perspective on social comparison and counterfactual thinking”, In J. Suls and L. Wheeler (eds) *Handbook of social comparison: Theory and research*, New York: Kluwer/Plenum: 379-398.
- Pierre, J. (2012), « Le sport, facteur de santé et de productivité pour le salarié et l'entreprise », *Jurisport, la revue juridique et économique du sport*, 122 : 26-29.
- Read, K.E. (1955) “Morality and the concept of the person among the Gahuku-Gama”, *Oceania*, 25: 233-282.
- Rego, A. and Cunha, M.P. (2009) “How individualism-collectivism orientations predict happiness in a collectivistic context”, *Journal of Happiness Studies*, 10 (1):19-35.
- Roland, A. (1988) *In search of self in India and Japan: Toward a crosscultural psychology*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Ryan, M.R. and Deci, E.L. (2000) “Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being”, *American Psychologist*, 55 (1): 68-78.
- Ryff, C.D. (1989) “Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 57 (6): 1069-1081.
- Ryff, C.D. (1995) “Psychological well-being in adult life”, *Current Directions in Psychological Science*, 4 (4): 99-104.
- Schneider, W. and Chein, J.M. (2003) “Controlled and automatic processing: Behavior, theory, and biological mechanisms”, *Cognitive Science*, 27: 525-559.

Schneider, B., Hanges, P.J., Smith, D.B. and Salvaggio, A.N. (2003) "Which comes first: Employee attitudes or organizational financial and market performance?" *Journal of Applied Psychology*, 88 (5): 836-851.

Shepperd, J.A. and McNulty, J.K. (2002) "The affective consequences of expected and unexpected outcomes" *Psychological Science*, 13: 85-88.

Schwartz, S.H. (1992) "Universals in the content and structure values: Theoretical advances and empirical tests in twenty countries", *Advances in Experimental Social Psychology*, 25: 3-65.

Staw, B.M. and Barsade, S.G. (1993) "Affect and managerial performance: A test of the sadder-but-wiser vs. Happier-and-smarter hypothesis", *Administrative Science Quarterly*, 38 (2): 304-331.

Suh, E., Diener, E., Oishi, S. and Triandis, H.C. (1998) "The shifting basis of life satisfaction judgments across cultures: Emotions versus norms", *Journal of Personality and Social Psychology*, 74 (2): 482-493.

Union Européenne, 2002. *S'adapter aux changements du travail et de la société : Une nouvelle stratégie communautaire de santé et de sécurité*, Com. 2002. 118 Final, Bruxelles. <http://www.europarl.europa.eu/meetdocs/committees/envi/20020422/118118fr.pdf>

Vandenberg, R.J. and Lance, C.E. (2000) "A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research", *Research Methods*, 3 (1): 4-70.

Warr, P. (1990) "The measurement of well-being and other aspects of mental health", *Journal of Occupational Psychology*, 63: 193-210.

Warr, P. (2006) "Differential activation of judgements in employee well-being", *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 79: 225-244.

Waterman, A.S. (1993) "Two conceptions of happiness: Contrasts of personal expressiveness (eudaimonia) and hedonic enjoyment", *Journal of Personality and Social Psychology*, 64: 678-691.

Watson, D., Clark, L.A. and Tellegen, A. (1988) "Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales", *Journal of Personality and Social Psychology*, 54 (6): 1063-1070.

Wheeler, L. (2000) "Individual differences in social comparison", In J. Suls and L. Wheeler (Eds) *Handbook of social comparison: Theory and research*, New York: Kluwer/Plenum: 141:158.

Wright, T.A. and Bonett, D.G. (1997) "The role of pleasantness and activation-based well-being in performance prediction", *Journal of Occupational Health Psychology*, 2 (3): 212-219.

Wright, T.A. and Staw, B.M. (1999) "Affect and favorable work outcomes: Two longitudinal tests of the happy-productive worker thesis", *Journal of Organizational Behavior*, 20 (1): 1-23.

Annexe 1

Versions française, anglaise et russe de l'échelle EPBET			
	(1 « Pas du tout d'accord » à ... 7 « Tout à fait d'accord »)	(From 1 « Strongly disagree » to ... 7 « Strongly agree »)	(От 1 - " Совсем не согласен " до ... 7 " Полностью согласен ")
Rapport aux collègues de travail	J'ai de bonnes relations avec mes collègues	I have good relationships with my colleagues	У меня хорошие отношения с моими коллегами
	J'ai le sentiment d'être intégré parmi mes collègues	I feel well integrated with my co-workers	Мне кажется, что я влился в коллектив
	Mes collègues sont solidaires de moi	My co-workers and I are united as a group	Мои коллеги всегда готовы мне помочь
Rapport au manager	J'ai des possibilités d'évolution si je le souhaite	I have opportunities for career development if I want it	У меня есть возможность развития, если я этого захочу
	Mes besoins et mes attentes sont pris en compte	My needs and expectations are taken into account	Мои потребности и ожидания принимаются во внимание
	Mon chef me montre de la reconnaissance pour mon travail	My supervisor positively recognizes my efforts	Мой руководитель выражает признательность за мою работу
Rapport aux temps sociaux	Mes horaires sont stables	My work hours are stable	У меня фиксированный график работы
	Ma vie professionnelle ne déborde pas sur ma vie privée	My professional life does not interfere with my personal life	Моя профессиональная жизнь не мешает моей личной жизни
	Le temps que je passe au travail me semble raisonnable	My working hours are reasonable	Мне кажется, что я провожу достаточно времени на работе
Rapport à l'environnement physique de travail	Je peux personnaliser mon espace de travail	I can customize my work environment	Я могу сам обустроить своё рабочее пространство
	Mon poste de travail est adapté à mes besoins	My work station is appropriated for my needs	Мое рабочее место соответствует моим потребностям
	Le cadre dans lequel je travaille est agréable (couleurs, design...)	My work environment is pleasant (color, design, etc.)	Я работаю в приятной среде (цвета, дизайн, ...)

Annexe 2

Matrice de corrélation Française

	Moyenne	SD	1	2	3	4	5	6	7
Rel_Fra (1)	5,56	1,34	(0,88)						
Man_Fra (2)	4,03	1,89	0,40**	(0,82)					
Tem_Fra (3)	4,37	1,96	0,11*	0,09*	(0,80)				
Env_Fra (4)	4,75	1,75	0,22**	0,35**	0,22**	(0,70)			
Gen_fra (5)	1,60	0,49	0,03	-0,05	0,13**	0,01			
Edu_fra (6)	3,51	0,77	0,06	0,09	-0,08	0,11*	-0,02		
Sta_fra (7)	3,23	1,03	0,02	0,09*	-0,17**	0,06	-0,16**	0,32	
Anc_fra (8)	2,54	1,15	0,04	-0,11*	0,01	0,05	-0,01	-0,25**	0,12**

*Rel: Relations aux collègues; Man: Management; Tem: Temps; Env: Environnement; Gen: Genre; Edu: Education; Sta: Status; Anc: Ancienneté; p **<0,01 *<0,05 Les alphas de Cronbach sont reportés sur la diagonale*

Matrice de corrélation Américaine

	Moyenne	SD	1	2	3	4	5	6	7
Rel_US (1)	5,76	1,50	(0,92)						
Man_US (2)	4,95	1,96	0,61**	(0,86)					
Tem_US (3)	5,53	1,74	0,54**	0,60**	(0,83)				
Env_US (4)	5,12	1,87	0,55**	0,75**	0,64**	(0,87)			
Gen_US (5)	1,58	0,49	-0,04	0,02	0,10*	0,04			
Edu_US (6)	1,64	0,78	0,05	0,13**	0,05	0,08	0,03		
Sta_US (7)	2,24	0,90	0,02	0,10*	-0,04	0,08	0,05	0,25**	
Anc_US (8)	2,42	1,11	0,10	-0,02	0,04	-0,03	0,10*	0,02	0,09*

*Rel: Relations aux collègues; Man: Management; Tem: Temps; Env: Environnement; Gen: Genre; Edu: Education; Sta: Status; Anc: Ancienneté; p **<0,01 *<0,05 Les alphas de Cronbach sont reportés sur la diagonale*

Matrice de corrélation Ukrainienne

	Moyenne	SD	1	2	3	4	5	6	7
Rel_Ukr (1)	6,30	1,00	(0,85)						
Man_Ukr (2)	4,99	1,80	0,33**	(0,82)					
Tem_Ukr (3)	5,21	1,83	0,23**	0,22**	(0,57)				
Env_Ukr (4)	5,08	1,80	0,31**	0,45**	0,29**	(0,80)			
Gen_Ukr (5)	1,65	0,48	0,01	-0,08	0,11**	-0,05			
Edu_Ukr (6)	3,81	1,09	-0,02	0,04	0,06	-0,03	0,08		
Sta_Ukr (7)	2,14	0,92	-0,07	-0,05	-0,09	0,01	-0,01	0,04	
Anc_Ukr (8)	1,99	0,74	0,05	-0,13*	0,00	-0,02	0,10*	-0,09*	-0,05

*Rel: Relations aux collègues; Man: Management; Tem: Temps; Env: Environnement; Gen: Genre; Edu: Education; Sta: Status; Anc: Ancienneté; p **<0,01 *<0,05 Les alphas de Cronbach sont reportés sur la diagonale*