

LA RUPTURE DU CONTRAT PSYCHOLOGIQUE : UNE VOIE PROMETTEUSE DE MESURE PAR DIMENSIONS

**Marie-Eve Dufour, Ph.D, Faculté d'administration, Université de
Sherbrooke ; Tania Saba, Ph.D, École de relations industrielles, Université
de Montréal**

Marie-Eve Dufour
Faculté d'administration, Université de Sherbrooke
2500 Boulevard de l'Université, Sherbrooke, Québec, Canada, J1K 2R1
Marie-Eve.Dufour@usherbrooke.ca
Tél. : (819) 821-8000 (65463), Fax. : (819) 821-7934

Résumé :

La théorie du contrat psychologique, au cœur de laquelle se trouve le concept de rupture, s'est imposée depuis les dernières années pour expliquer la nouvelle relation d'emploi, ainsi que les comportements et les attitudes au travail. Force est de constater que les études dans le domaine continuent, pour la plupart, d'utiliser un indice global ou agrégé pour mesurer la rupture, définie comme étant le non respect des conditions de travail par l'employeur. Cet article s'attarde à évaluer l'intérêt d'opter pour des mesures de la rupture qui font état du non respect de conditions d'emploi spécifiques par rapport à un indice global ou agrégé calculé à partir d'indicateurs mesurant la rupture en des termes généraux. Basé sur une enquête effectuée auprès de 791 fonctionnaires fédéraux du Canada, cet article tente d'évaluer les propriétés psychométriques de neuf dimensions de rupture du contrat psychologique et compare l'utilisation de ces nouvelles mesures à celles plus traditionnelles, dans un modèle conceptuel explicatif du cynisme cognitif. Les résultats montrent que la mesure de la rupture par dimensions de conditions d'emploi présente de bonnes propriétés psychométriques et s'annonce prometteuse pour une meilleure compréhension des enjeux liés à la rupture de certaines conditions de travail. Également, les résultats font ressortir spécifiquement les conditions de travail dont la rupture entraînent un cynisme cognitif chez les employés. Il s'agit notamment de la rupture des conditions relatives à une atmosphère sociale conviviale et aux mesures de soutien visant l'amélioration de la performance. En comparant les types de mesures quantitatives de la rupture du contrat psychologique, nos résultats permettent de montrer qu'une mesure de la rupture à plusieurs dimensions présente une logique intéressante, en développement, permettant notamment de faire référence de façon plus nuancée aux conditions d'emploi spécifiques qui, lorsqu'affectées par la rupture, entraîneraient des conséquences néfastes sur les individus et les organisations.

Mots clés : Mesure, rupture, contrat psychologique, conditions d'emploi, cynisme cognitif

Introduction

La théorie du contrat psychologique, au cœur de laquelle se trouve le concept de rupture - défini comme étant le non respect des conditions de travail par l'employeur - s'est imposée, au cours des dernières années, comme étant incontournable pour expliquer la nouvelle relation d'emploi, ainsi que les comportements et les attitudes au travail. Force est de constater que les études dans le domaine continuent, pour la plupart, d'utiliser un indice global ou agrégé pour mesurer la rupture du contrat psychologique. Cet article s'attarde à évaluer trois possibilités de mesure de la rupture dans le but d'élucider celles qui sont les plus fiables et pertinentes pour la recherche dans le domaine. Il s'agit de vérifier l'intérêt (1) d'opter pour des mesures qui font état de dimensions du non respect de conditions d'emploi spécifiques, ou (2) d'utiliser un indice global construit à partir d'items mesurant la rupture en des termes généraux ou (3) d'adopter un indice agrégé calculé à partir d'une moyenne de plusieurs indicateurs de rupture des composantes du contrat psychologique. Pour y parvenir, notre recherche tente, dans un premier temps, d'évaluer les propriétés psychométriques relatives à l'identification de dimensions de rupture du contrat psychologique et, dans un deuxième temps, teste empiriquement l'utilisation de différentes mesures dans un modèle conceptuel explicatif du cynisme cognitif.

Cadre théorique

Le contrat psychologique

Le concept de contrat psychologique représente un ensemble d'ententes tacites entre les membres d'une organisation et leurs gestionnaires, et plus précisément de promesses et d'obligations réciproques entre l'employeur et l'employé (Robinson et Rousseau, 1994). Sous l'influence marquée des travaux de Rousseau, la théorie est devenue omniprésente depuis plusieurs années dans les recherches spécialisées en gestion des ressources humaines. Son intérêt repose sur divers éléments, notamment sur la compréhension des composantes de la relation d'emploi (i.e. Robinson et al., 1994 ; Lester et Kickul, 2001 ; Conway et Briner, 2002), l'explication des comportements et attitudes au travail (i.e. Rousseau, 1995; Andersson, 1996; Pate et al., 2000) et l'analyse de la transformation de la relation d'emploi en fonction de certains contextes (i.e. Robinson et Rousseau, 1994 ; Rousseau, 1995; Sutton et Griffin, 2004) ou de certaines caractéristiques démographiques ou professionnelles (Conway et Brinner, 2002 ; Bal et al., 2008).

Le concept du contrat psychologique a connu une évolution intéressante et plusieurs éléments qui le constituent ont fait l'objet de précisions à travers le temps. Pour une meilleure compréhension du concept de rupture, sur lequel nous nous concentrons dans cet article, nous considérons important, dans un premier temps, de recenser brièvement les écrits qui ont cerné les composantes du contrat psychologique. Dans un deuxième temps, nous nous attardons aux différentes façons qui ont été suggérées dans le but de mesurer la rupture, puisque ce concept demeure au cœur de la théorie et permet d'expliquer les réactions des individus au travail.

Dans les études qui s'attardent aux conditions d'emploi constitutives du contrat psychologique, les auteurs se sont principalement intéressés aux engagements généralement pris par l'employeur. Ces éléments déterminent les attentes des employés dans le cadre de la relation d'emploi. Les études qui ont cerné les engagements des employés dans le cadre d'une relation d'emploi sont bien plus rares. Plusieurs auteurs ont proposé des engagements émanant des employeurs. Notons notamment des engagements ayant trait à la sécurité d'emploi à long terme (i.e. Kotter, 1973 ; Rousseau, 1990 ; Robinson et al., 1994 ; Robinson,

1996 ; Turnley et Feldman, 2000 ; Kickul, 2001 ; Sutton et Griffin, 2004 ; Sturges et al., 2005). D'autres engagements ont trait à la rémunération, tels que la rémunération basée sur la performance ou les augmentations salariales (i.e. Kotter, 1973 ; Rousseau, 1990 ; Robinson et al., 1994; Robinson, 1996; Turnley et Feldman, 2000 ; Roehling et al., 2000; Kickul, 2001; Turnley et al., 2003 ; Sturges et al., 2005), ainsi qu'aux avantages sociaux, comme par exemple les bénéfices de retraite ou de soins de santé (i.e. Herriot et al., 1997; Turnley et Feldman, 2000; Kickul, 2001; Sturges et al., 2005). Les écrits font aussi état d'engagements de l'employeur relatifs à la formation et au développement, notamment le soutien à l'apprentissage ou les affectations spéciales (i.e. Kotter, 1973; Rousseau, 1990; Robinson et al., 1994; Robinson, 1996; Turnley et Feldman, 2000; Kickul, 2001; Sutton et Griffin, 2004; Sturges et al., 2005). Mentionnons également des engagements relatifs au développement de carrière, tels que les opportunités de promotion et le mentorat (i.e. Kotter, 1973; Rousseau, 1990; Robinson et al., 1994; Robinson, 1996; Turnley et Feldman, 2000; Kickul, 2001; De Vos et al., 2003; Sutton et Griffin, 2004; Sturges et al., 2005), ainsi qu'au contenu d'emploi, comme par exemple la liberté de créativité et l'autonomie (i.e. Kotter, 1973; Turnley et Feldman, 2000; Kickul, 2001; Coyle-Shapiro, 2002; DeVos et al., 2003; Sutton et Griffin, 2004; Sturges et al., 2005). Il est également question d'engagements ayant trait au soutien offert aux employés, notamment avec les problèmes personnels (i.e. Kotter, 1973; Rousseau, 1990; Robinson et al., 1994; Turnley et Feldman, 2000; Lester et Kickul, 2001; Sutton et Griffin, 2004; Sturges et al., 2005), ainsi qu'à la conciliation de la vie professionnelle et de la vie familiale, soit par exemple un horaire de travail flexible ou une communication bidirectionnelle (i.e. Herriot et al., 1997; Kickul, 2001; De Vos et al., 2003).

Quant au concept de rupture, qui se produit lorsqu'un employé perçoit que son employeur a échoué à satisfaire les obligations promises (Robinson et Rousseau, 1994; Robinson et al., 1994), il a fait l'objet d'un intérêt marqué dans les études antérieures, autant en ce qui a trait à sa définition qu'à sa mesure. Dans cet article, à la façon dont le distinguent Morrison et Robinson (1997), ainsi que Robinson et Morrison (2000), nous nous attardons à la rupture et non au sentiment de violation. Parmi les études qui se sont penchées sur la mesure de la rupture du contrat psychologique, on note les études qui ont opté pour une mesure globale à l'aide de questions générales. Il s'agit notamment de Robinson et Rousseau (1994), de Robinson et Morrison (2000), ainsi que de Johnson et O'Leary-Kelly (2003). D'autres recherches ont adopté des mesures de rupture en identifiant des items spécifiques (i.e. rémunération basée sur la performance, formation, sécurité d'emploi à long terme, reconnaissance des accomplissements, horaire de travail flexible). Il s'agit notamment de Robinson et al. (1994), Lester et Kickul (2001), Kickul (2001), Kickul et Lester (2001), Kickul et al. (2001), Kickul et al. (2002), Conway et Briner (2002), ainsi que Turnley et al. (2003).

La question de la mesure de la rupture du contrat psychologique est donc une problématique en émergence dans les recherches. Un aspect méthodologique soulevé récemment dans la littérature réside dans l'utilisation de mesures indirectes pour mesurer la rupture du contrat psychologique, à partir du calcul de la différence entre la perception des employés par rapport à la promesse faite par l'employeur et son niveau de réalisation (Guerrero, 2005). Or, les écrits portant sur la théorie des attentes satisfaites (*met expectations*) et la congruence personne-emploi ont remis en question la fiabilité d'une telle mesure (Cronbach et Furby; 1970; Edwards, 1991; Irving et Meyer, 1994, 1999). L'adoption de mesures directes semble avoir été confirmée comme étant la voie à suivre, dans le contexte où ces mesures contribuent à faire avancer la compréhension des composantes de la relation d'emploi. Notre recherche se situe dans cette lignée et les mesures que nous soumettons à un test empirique sont des mesures directes qui, néanmoins, comprennent des indicateurs qui sont différents.

Le cynisme cognitif

L'apparition du concept de cynisme dans les écrits en gestion est récente (Dean et al., 1998; Wanous et al., 2000). Pourtant, depuis les années 1960, le cynisme est en augmentation constante chez les employés (Andersson, 1996; Andersson et Bateman, 1997; Dean et al., 1998). Le concept en lui-même a fait l'objet de différentes conceptualisations et a été dirigé vers plusieurs cibles, notamment l'organisation (Andersson, 1996; Andersson et Bateman, 1997; Dean et al., 1998; Pate et al., 2000), au point tel que l'idée de la multidimensionnalité de ce concept s'est imposée, sans qu'elle ait été démontrée. Récemment, la tendance consiste plutôt à opter pour un type de cynisme en particulier. Dans le contexte du contrat psychologique et de sa rupture, le cynisme cognitif, qui se définit comme une incrédulité par rapport aux motifs implicites ou officiels de la décision ou de l'action d'un autre individu, semble s'imposer (Johnson et O'Leary-Kelly, 2003; Chrobot-Mason, 2003; Stanley et al., 2005).

L'intérêt d'inclure le cynisme cognitif comme conséquence de la rupture du contrat psychologique est d'abord issu d'études normatives, notamment de celle de Andersson (1996) qui proposait que la rupture du contrat psychologique constitue un déterminant primaire du cynisme organisationnel. Des études empiriques subséquentes ont testé cette proposition. Parmi celles-ci, Pate et al. (2000) ont observé que la rupture engendre une augmentation du cynisme dirigé envers les hauts gestionnaires et les politiques de l'organisation. De leur côté, les résultats obtenus par Pugh et al. (2003) montrent que la rupture du contrat psychologique par un employeur peut engendrer une augmentation du cynisme organisationnel envers un employeur subséquent. Pate et al. (2003) ont observé que les ruptures du contrat psychologique procédurale et interactionnelle favorisent le cynisme organisationnel. Finalement, les études de Johnson et O'Leary-Kelly (2003), ainsi que de Chrobot-Mason (2003), ont fait état d'une relation positive entre la rupture du contrat psychologique et le cynisme cognitif. Pour mesurer la rupture du contrat psychologique, ces études ont fait appel à des mesures agrégées d'items plus généraux (Pugh et al., 2003; Johnson et O'Leary-Kelly, 2003), ou encore d'items spécifiques (Pate et al., 2000; Chrobot-Mason, 2003).

Méthodologie

Mesure des variables

Rupture du contrat psychologique

Nous avons fait appel à trois mesures de rupture du contrat psychologique. La première est un indice global issu de l'échelle à trois items de Robinson et al. (1994), repris ultérieurement par Tekleab et Taylor (2003). La mesure de ces trois items a été faite à l'aide d'une échelle de type Likert en sept points allant de (1) *tout à fait en désaccord* à (7) *tout à fait en accord*. Un item a été inversé préalablement aux analyses dans l'optique d'être conséquent avec le concept de rupture du contrat psychologique. Parmi les items de cette échelle se trouve par exemple l'item *Je crois que mon ministère/agence a coup sur coup manqué à ses obligations envers moi*.

La deuxième mesure de rupture du contrat psychologique est issue du regroupement de vingt-six indicateurs de respect des engagements de l'employeur, issus principalement des travaux de Rousseau (2000) avec le *Psychological Contract Inventory*, ainsi que de De Vos et al. (2003) et d'autres auteurs recensés précédemment dans le cadre théorique. Ces indicateurs ont été regroupés en neuf dimensions identifiées à partir des différents écrits qui ont fait état des

composantes du contrat psychologique (Tableau 1). Pour chacun des indicateurs, les répondants devaient répondre à la question suivante, sur une échelle de type Likert en sept points allant de (1) *pas du tout* à (7) *très fortement* : *Est-ce que votre ministère/agence a respecté cet « engagement » envers vous?*. Une analyse factorielle confirmatoire effectuée sur les 26 indicateurs a permis de valider les différentes dimensions.

La troisième mesure de rupture du contrat psychologique réfère à un indice global obtenu, conformément à Turnley et Feldman (2000), ainsi qu'à Sutton et Griffin (2004), par la moyenne des vingt-six indicateurs qui mesuraient le niveau de respect des promesses par l'employeur, tel que perçu par les répondants, et qui sont rapportés au tableau 1.

Tableau 1 : Conditions d'emploi du contrat psychologique

Dimensions	Indicateurs
Stabilité	Stabilité d'emploi
Équilibre travail-famille	Respect de la situation personnelle Horaire variable Conciliation vie professionnelle et vie privée
Développement interne	Avancement Développement personnel dans l'organisation Promotion
Atmosphère sociale	Ambiance de travail Relations interpersonnelles positives entre collègues Collaboration employeur-employé
Contenu d'emploi	Autonomie Responsabilités Utilisation des compétences et des capacités
Récompenses financières	Hausses salariales liées au rendement Rémunération et avantages sociaux Primes
Étroitesse	Implication limitée Formation limitée Responsabilités limitées
Performance dynamique	Soutien pour atteindre de hauts niveaux de performance Soutien pour atteindre des objectifs exigeants Critères de rendement clairement établis
Développement externe	Développer des habiletés recherchées sur le marché de l'emploi Affectations de travail qui renforcent la valeur sur le marché de l'emploi Occasions d'emploi dans une autre entité de l'organisation Occasions d'emploi dans d'autres organisations

Cynisme cognitif

Pour le cynisme cognitif, nous avons eu recours à cinq items de Dean et al. (1998), repris et cités par Johnson et O'Leary-Kelly (2003), ainsi que par Pugh et al. (2003). Ces indicateurs ont été mesurés sur une échelle de type Likert en sept points allant de (1) *tout à fait en désaccord* à (7) *tout à fait en accord*. Deux indicateurs ont été inversés préalablement aux analyses. Parmi les items de cette échelle se trouvent, par exemple, les items *Je crois que mon ministère/agence attend une chose de ses employés mais les récompense pour autre chose* et

Je crois que les politiques, buts et pratiques de mon ministère/agence ont peu de choses en commun.

Variables de contrôle

Nous avons contrôlé des variables, notamment l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, l'ancienneté dans l'organisation, l'appartenance syndicale, le caractère implicite du contrat psychologique, ainsi que le respect par l'employé de ses obligations, conformément à la majorité des études qui ont tenté d'expliquer le cynisme cognitif (Andersson, 1996; Andersson et Bateman, 1997; Reichers et al., 1997; Pate et al., 2000; Wanous et al., 2000; Pugh et al., 2003; Stanley et al., 2005). Cinq de ces variables ont été mesurées par des questions directes. Les répondants devaient indiquer leur âge, leur ancienneté dans le ministère/agence, ainsi que leur ancienneté dans l'administration publique fédérale. Ils devaient choisir entre «féminin» codé 1, et «masculin» codé 2 pour le genre, ainsi qu'entre «non» codé 0 et «oui» codé 1 pour l'appartenance syndicale. En ce qui a trait au niveau de scolarité, les répondants devaient choisir parmi sept niveaux celui le plus élevé qu'ils ont obtenu allant de (1) *cours secondaire* à (7) *doctorat*. Les deux dernières variables ont été mesurées sur une échelle de type Likert en sept points allant de (1) *tout à fait en désaccord* à (7) *tout à fait en accord*, à l'aide de deux items adaptés de Robinson et al. (1994) pour le respect par l'employé de ses obligations (i.e., *Je me suis acquitté de ma principale obligation envers mon ministère/agence*), et de deux items de Robinson et Morrison (2000) pour le caractère implicite du contrat psychologique (i.e., *Dans mon ministère/agence, nous ne parlons qu'en des termes généraux de nos obligations réciproques*). Nous contrôlons le caractère implicite du contrat psychologique, puisque selon Morrison et Robinson (2000), il favorise la perception de rupture. En ce qui a trait au respect par l'employé de ses obligations, cette variable est contrôlée en raison du fait que des écrits antérieurs, dont Coyle-Shapiro et Neuman (2004), ainsi que De Vos et al. (2003), ont montré que cette variable influence la façon dont les employés vont interpréter les actions de leur employeur, et par conséquent avoir une incidence sur les attitudes et les comportements individuels découlant de ces actions.

Population

Un questionnaire de 245 questions a été administré en 2005 par voie électronique à des employés de l'administration publique du Canada de la région de Québec. Au total, sur une possibilité d'environ 5343 répondants, 791 questionnaires ont été retournés et jugés utilisables.¹ Les femmes sont légèrement plus présentes que les hommes dans l'échantillon (51,7%). L'âge moyen des répondants est de 43,26 ans. Les répondants sont assez scolarisés, puisque 42,1% d'entre eux détiennent au moins un baccalauréat. L'ancienneté moyenne dans le ministère/agence est de 14,44 ans, alors que celle dans l'administration publique fédérale est de 16,66 ans. L'échantillon est fortement syndiqué (71,9%). En moyenne, les répondants perçoivent avoir respecté leurs propres obligations dans le cadre du contrat psychologique (moyenne de 6,12 sur une possibilité de 7,00 sur l'échelle de Likert). De plus, de façon générale, les termes du contrat psychologique ont été discutés de façon implicite (moyenne de 4,22 sur une possibilité de 7,00 sur l'échelle de Likert).

¹ Cette recherche a été effectuée dans le cadre d'un projet subventionné par le CRSH et détenu par l'équipe de recherche constituée des professeurs Louise Lemire, Christian Rouillard et Tania Saba.

Méthodes d'analyses

Les analyses ont été effectuées en deux temps. À l'aide du logiciel AMOS 7, la qualité des trois mesures de rupture du contrat psychologique et du cynisme cognitif a été d'abord vérifiée. Nous avons procédé par des modèles d'équations structurelles soumis à des analyses factorielles confirmatoires et à des tests de validité interne, à l'aide de la technique du maximum de vraisemblance. Pour la vérification de la qualité de l'ajustement des modèles théoriques des trois mesures de rupture du contrat psychologique et du cynisme cognitif aux données empiriques, nous avons retenu divers indices, conformément à ce que suggèrent Roussel et al. (2002), ainsi que Hair et al. (1998). Pour les indices absolus, nous avons retenu le χ^2 (*Chi-carré*), le RMR (*Root Mean Square Residual*), le GFI (*Goodness-of-fit Index*), le AGFI (*Adjusted goodness-of-fit Index*), ainsi que le RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*). Pour les indices incrémentaux, les indices qui seront utilisés sont le NFI (*Normed Fit Index*), ainsi que le TLI (*Non-normed Fit Index*). Finalement, pour les indices de parcimonie, il sera question du χ^2 normé (*Chi-carré normé*).

Dans un deuxième temps, nous avons effectué trois régressions multiples en deux étapes pour tester l'impact des trois mesures de rupture du contrat psychologique sur le cynisme cognitif. Dans une première étape de chacune des régressions, nous avons introduit les variables de contrôle. Par la suite, nous avons introduit, pour chaque régression, une des mesures de la rupture du contrat psychologique.

Résultats

La mesure de la rupture du contrat psychologique

La mesure par trois items

Les résultats que nous avons obtenus, et qui sont présentés au tableau 2, montrent que l'indice global de rupture du contrat psychologique par trois items présente de bonnes propriétés psychométriques. Avec des valeurs respectives de 0,855 et de 0,862, les coefficients alpha de Cronbach (1951) et Rhô de Jöreskog (1971) se situent au-dessus de 0,70. Cet indice global présente également une bonne validité de convergence avec des valeurs de ratios critiques supérieures au seuil critique de 1,96, ainsi qu'un Rhô de convergence supérieur à 0,50. Ce résultat signifie que 67,8% de la variance des trois items est expliquée par cet indice global. En ce qui a trait à la qualité du modèle, nous constatons que ce modèle de mesure est dit parfaitement identifié, ce qui signifie qu'il reproduit exactement la matrice de variances-covariances.

Tableau 2 : Qualité de l'indice global de rupture du contrat psychologique à trois items

Statistiques descriptives et qualité de l'échelle					
	Cohérence interne			Validité de convergence	
	Moyenne indice global	Alpha de Cronbach	Rhô de Jöreskog	Rhô de convergence	C.R.
	3,49	0,855	0,862	0,678	> 1,96
Indices de qualité des modèles de mesure					
c^2	NPAR	CMIN	DF	P	P CMIN/DF
	6	0,000	0	-	-
GFI/RMR/RMSEA	RMR	GFI	AGFI	RMSEA	
	0,000	1,000	-	0,691	
NFI/TLI	NFI	TLI			
	1,000	-			
c^2 normé	FMIN				
	0,000				

Les neuf dimensions des conditions d'emploi

Les résultats présentés au tableau 3 montrent que six dimensions de conditions d'emploi présentent une bonne cohérence interne avec des coefficients alpha de Cronbach (1951) et Rhô de Jöreskog (1971) supérieurs à 0,70. Deux dimensions présentent des niveaux de cohérence interne plus faibles, soit les dimensions *récompenses financières* et *étroitesse*. Les écrits antérieurs, dont Rousseau (2000), ainsi que De Vos et al. (2003) présentant des résultats semblables, nous avons conservé ces dimensions. Cinq dimensions font état d'une bonne validité de convergence rencontrant les deux conditions suggérées par Fornell et Larcker (1981), ainsi que Roussel et al. (2002). Les dimensions *récompenses financières*, *étroitesse*, et *développement externe* semblent avoir une plus faible validité de convergence, nos résultats montrant que seul le critère du ratio critique est rencontré. En ce qui a trait à la validité discriminante, nos résultats montrent que cette hypothèse est respectée. Précisons que la dimension *stabilité* ne comptant qu'un seul item, nous n'avons pu vérifier la cohérence interne, la validité de convergence et la validité discriminante.

Les résultats montrent un ajustement acceptable du modèle de mesure de rupture du contrat psychologique par des dimensions et ce, en regard des indices retenus. Précisons que lors de la création de nouvelles échelles, il est permis en recherche d'avoir des résultats moins élevés. Compte tenu de la nature en développement de l'échelle, puisque nous l'avons bâtie à partir de diverses conditions d'emploi issues des écrits antérieurs, les résultats montrent que le modèle de mesure nous permet de regarder la rupture du contrat psychologique par des conditions d'emploi spécifiques.

Tableau 3 : Qualité des dimensions des conditions d'emploi

Statistiques descriptives et qualité de l'échelle						
	Moyenne indice global	Cohérence interne		Validité de convergence		Validité discriminante
		Alpha de Cronbach	Rhô de Jöreskog	Rhô de convergence	C.R.	Différence de Chi-carré
Stabilité	2,74	-	-	-	-	-
Équilibre travail-famille	3,39	0,804	0,785	0,555	> 1,96	> 3,84
Développement interne	4,17	0,829	0,811	0,590	> 1,96	> 3,84
Atmosphère sociale	3,64	0,893	0,873	0,696	> 1,96	> 3,84
Contenu d'emploi	3,26	0,779	0,751	0,502	> 1,96	> 3,84
Récompenses financières	4,52	0,652	0,610	0,347	> 1,96	> 3,84
Étroitesse	4,08	0,517	0,442	0,220	> 1,96	> 3,84
Développement externe	4,82	0,783	0,723	0,405	> 1,96	> 3,84
Performance dynamique	4,07	0,835	0,812	0,593	> 1,96	> 3,84
Indices de qualité des modèles de mesure						
χ^2	NPAR	CMIN	DF	P	P CMIN/DF	
	78	1314,670	247	0,000	5,323	
GFI/RMR/RMSEA	RMR	GFI	AGFI	RMSEA		
	0,114	0,875	0,835	0,074		
NFI/TLI	NFI	TLI				
	0,861	0,859				
χ^2 normé	FMIN					
	1,664					

L'indice global par vingt-six items

Les résultats présentés au tableau 4 montrent que l'indice global de rupture du contrat psychologique par les vingt-six items a une bonne cohérence interne, les coefficients alpha de Cronbach (1951) et Rhô de Jöreskog (1971) étant supérieurs au seuil de 0,70. Cet indice semble présenter un niveau de validité de convergence plus faible en regard du critère du Rhô de convergence se situant sous le seuil minimal de 0,50. En ce qui a trait à la qualité de l'ajustement de ce modèle de mesure, les résultats semblent montrer un mauvais ajustement.

Tableau 4 : Qualité de l'indice global de rupture du contrat psychologique par vingt-six items

Statistiques descriptives et qualité de l'échelle					
	Cohérence interne			Validité de convergence	
	Moyenne indice	Alpha de Cronbach	Rhò de Jöreskog	Rhò de convergence	C.R.
	3,90	0,943	0,928	0,344	> 1,96
Indices de qualité des modèles de mesure					
c^2	NPAR	CMIN	DF	P	P CMIN/DF
	52	2690,867	299	0,000	9,000
GFI/RMR/RMSEA	RMR	GFI	AGFI	RMSEA	
	0,141	0,758	0,716	0,101	
NFI/TLI	NFI	TLI			
	0,721	0,721			
c^2 normé	FMIN				
	3,406				

Le cynisme cognitif

Pour le cynisme cognitif, les résultats (tableau 5) montrent une bonne cohérence interne de l'échelle avec un alpha de Cronbach (1951) et un Rhò de Jöreskog (1971) supérieurs à 0,70. Le alpha de Cronbach (1951) est toutefois plus faible que celui obtenu antérieurement par Johnson et O'Leary-Kelly (2003) ($\alpha=0,89$). Les résultats montrent que cette échelle a une plus faible validité de convergence en regard du critère du Rhò de convergence. En ce qui a trait à la qualité de son modèle de mesure, les résultats indiquent que presque tous les indicateurs se situent au-delà des bornes critiques. Nous pouvons donc conclure que ce modèle de mesure présente un bon ajustement.

Tableau 5 : Qualité de l'indice de cynisme cognitif

Statistiques descriptives et qualité de l'échelle					
	Cohérence interne			Validité de convergence	
	Moyenne indice	Alpha de Cronbach	Rhò de Jöreskog	Rhò de convergence	C.R.
	3,94	0,766	0,769	0,409	> 1,96
Indices de qualité des modèles de mesure					
c^2	NPAR	CMIN	DF	P	P CMIN/DF
	10	59,895	5	0,000	11,979
GFI/RMR/RMSEA	RMR	GFI	AGFI	RMSEA	
	0,106	0,967	0,902	0,118	
NFI/TLI	NFI	TLI			
	0,939	0,888			
c^2 normé	FMIN				
	0,076				

Vérification de la multicolinéarité

Les neuf dimensions de conditions d'emploi sont corrélées positivement à l'indice global de rupture à vingt-six items². Les deux indices globaux de rupture retenus ne sont pas corrélés entre eux. Le cynisme cognitif est lié positivement aux neuf dimensions, ainsi qu'à l'indice global à vingt-six items.

² Les résultats ne font pas état de multicolinéarité entre les variables. Certaines corrélations dépassent le niveau de 0,70, mais aucune ne rejoint le seuil de multicolinéarité de 0,90 suggéré par Tabachnick et Fidell (2002).

Tableau 6 : Matrice des corrélations

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1- Âge										
2- Sexe	0,126**									
3- Scolarité	-0,147**	0,006								
4- Ancienneté ministère	0,583**	0,174**	-0,295**							
5- Ancienneté administration publique	0,691**	0,116**	-0,270**	0,814**						
6- Appartenance syndicale	0,087*	-0,149**	-0,022	-0,045	-0,075*					
7- Caractère implicite du contrat psychologique	0,001	0,008	0,035	-0,017	-0,012	0,200**				
8- Respect par l'employé de ses obligations	0,190**	-0,030	0,075*	0,090*	0,089*	0,085*	0,044			
9- Équilibre travail-famille	0,074	0,124**	-0,064	0,046	0,0436	0,030	0,247**	-0,041		
10- Développement interne	0,046	0,010	-0,003	0,001	-0,028	0,315**	0,317**	-0,001	0,497**	
11- Atmosphère sociale	0,056	0,051	0,021	0,019	0,027	0,175**	0,376**	-0,016	0,616**	0,617**
12- Contenu d'emploi	-0,021	0,009	0,005	-0,021	-0,043	0,164**	0,316**	-0,094*	0,555**	0,649**
13- Récompenses financières	0,083	0,055	-0,040	0,044	0,042	0,230**	0,230**	-0,024	0,376**	0,537**
14- Étroitesse	0,034	0,017	-0,021	-0,038	-0,017	0,017	0,257**	-0,053	0,359**	0,471**
15- Développement externe	0,044	-0,006	-0,074	-0,010	-0,062	0,199**	0,253**	0,042	0,488**	0,714**
16- Performance dynamique	0,028	0,044	0,041	-0,059	-0,058	0,210**	0,397**	-0,015	0,516**	0,693**
17- Stabilité	-0,078*	-0,048	-0,032	-0,106**	-0,111**	0,097*	0,196**	-0,022	0,351**	0,345**
18- Indice global (26 items)	0,088*	0,062	-0,062	0,061	0,034	0,200**	0,372**	-0,034	0,729**	0,841**
19- Indice global (3 items)	0,014	0,050	0,002	-0,024	-0,028	0,022	0,027	-0,040	0,060	0,031
20- Cynisme cognitif	0,037	0,018	-0,046	0,063	0,029	0,296**	0,433**	0,047	0,384**	0,501**
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
12- Contenu d'emploi	0,631**									
13- Récompenses financières	0,406**	0,445**								
14- Étroitesse	0,396**	0,501**	0,469**							
15- Développement externe	0,524**	0,555**	0,593**	0,532**						
16- Performance dynamique	0,683**	0,645**	0,502**	0,544**	0,674**					
17- Stabilité	0,310**	0,366**	0,306**	0,226**	0,355**	0,333**				
18- Indice global (26 items)	0,781**	0,791**	0,688**	0,673**	0,829**	0,834**	0,475**			
19- Indice global (3 items)	0,003	0,017	0,082	0,023	0,059	0,016	0,012	-0,004		
20- Cynisme cognitif	0,584**	0,455**	0,359**	0,326**	0,357**	0,551**	0,255**	0,553**	-0,052	

*p<0,05; **p<0,001

Pertinence d'une mesure de rupture par rapport à l'autre dans le cadre du modèle explicatif du cynisme cognitif

L'utilisation de la mesure par trois items

À la lumière des résultats relatifs à l'indice global à trois items présentés au tableau 7, nous constatons que les variables de contrôle expliquent 23,2% de la variance du cynisme cognitif. L'introduction de l'indice global de rupture du contrat psychologique par trois items n'explique que 0,4% de la variance de l'attitude étudiée, augmentant son explication à 23,6% de la variance. Nous constatons que cet indice global n'explique pas de façon significative le cynisme cognitif. Les résultats montrent également que le modèle de régression prédit le cynisme cognitif de façon significative ($F=15,559$, $p<0,001$; $F=14,729$, $p<0,001$).

En ce qui a trait aux caractéristiques individuelles et de la relation d'emploi, les résultats montrent que le fait d'être syndiqué ($\beta = 0,221$, $p < 0,001$; $\beta = 0,223$, $p < 0,001$) et de discuter du contrat psychologique en des termes implicites ($\beta = 0,371$, $p < 0,001$; $\beta = 0,372$, $p < 0,001$) favorisent le cynisme cognitif et ce, même après l'introduction de l'indice global de rupture du contrat psychologique par trois items.

L'utilisation de la mesure par dimensions de conditions d'emploi

En ce qui a trait à la mesure par dimensions de conditions d'emploi, les résultats rapportés au tableau 7 montrent que les variables de contrôle expliquent 27,0% de la variance du cynisme cognitif. L'introduction des neuf dimensions de conditions d'emploi explique 21,5% de la variance de cette attitude individuelle, augmentant l'explication de la variance à 48,5%. Les résultats indiquent que plus les employés perçoivent que l'employeur n'a pas respecté les conditions relatives à l'atmosphère sociale et à la performance dynamique, plus ils vont avoir tendance à être incrédules par rapport aux décisions ou aux actions d'un autre individu. Ajoutons que le modèle de régression prédit significativement le cynisme cognitif ($F=6,015$, $p<0,001$; $F=8,658$, $p<0,001$).

En ce qui a trait aux caractéristiques individuelles et de la relation d'emploi, les résultats montrent que le fait de discuter du contrat psychologique en des termes implicites favorise le cynisme cognitif ($\beta = 0,410$, $p < 0,001$; $\beta = 0,207$, $p < 0,001$). Le cynisme cognitif semble également favorisé par le fait d'être syndiqué ($\beta = 0,233$, $p < 0,001$). Notons que cet effet disparaît toutefois après l'introduction des dimensions de conditions d'emploi.

L'utilisation de l'indice global par vingt-six items

Pour les résultats relatifs à l'influence de l'indice global de rupture du contrat psychologique par vingt-six items sur le cynisme cognitif présentés au tableau 7, nous constatons que les variables de contrôle expliquent 23,0% de la variance de l'attitude individuelle retenue. L'introduction de l'indice global explique 15,1% de la variance du cynisme cognitif, de façon à ce que plus les employés perçoivent que l'employeur n'a pas respecté globalement le contrat psychologique, plus ils ont tendance à être cyniques. Ainsi, la variance du cynisme cognitif est expliquée à 38,2%. Précisons que le modèle de régression prédit significativement la variable expliquée ($F=14,802$, $p<0,001$; $F=28,319$, $p<0,001$).

En ce qui a trait aux caractéristiques individuelles et de la relation d'emploi, les résultats montrent le fait d'être syndiqué ($\beta = 0,229$, $p < 0,001$; $\beta = 0,171$, $p < 0,001$) et le caractère implicite du contrat psychologique ($\beta = 0,367$, $p < 0,001$; $\beta = 0,217$, $p < 0,001$) favorisent le cynisme cognitif. Notons également l'apparition de l'influence significative de l'âge après l'introduction de l'indice global par vingt-six items, de façon à ce que le cynisme cognitif semble diminuer avec l'âge ($\beta = -0,118$, $p < 0,01$).

Tableau 7 : Régressions hiérarchiques examinant l'influence des trois mesures de rupture du contrat psychologique sur le cynisme cognitif, après l'introduction des variables de contrôle

Cynisme cognitif							
Variables explicatives	Dimensions		Indice global (26 items)		Indice global (3 items)		
	Étape 1	Étape 2	Étape 1	Étape 2	Étape 1	Étape 2	
	Bêta	Bêta	Bêta	Bêta	Bêta	Bêta	
Bloc 1							
Âge	-0,122	-0,112	-0,067	-0,118†	-0,073	-0,070	
Sexe	0,067	0,032	0,019	0,000	0,033	0,037	
Diplôme d'études collégiales	0,072	-0,004	0,045	0,006	0,049	0,050	
Certificat	0,082	0,042	0,015	-0,001	0,018	0,018	
Baccalauréat	0,053	0,006	0,008	-0,001	0,004	0,000	
Diplôme 2e cycle	0,032	-0,012	-0,023	-0,019	-0,026	-0,021	
Maîtrise	0,042	-0,015	0,000	0,008	-0,022	-0,022	
Doctorat	-0,047	-0,028	-0,047	-0,017	-0,046	-0,048	
Ancienneté ministère	0,113	0,133	0,102	0,081	0,089	0,088	
Ancienneté administration	-0,008	-0,055	0,006	0,038	0,013	0,008	
Syndiqué	0,233‡	0,111	0,229‡	0,171‡	0,221‡	0,223‡	
Contrat implicite	0,410‡	0,207‡	0,367‡	0,217‡	0,371‡	0,372‡	
Respect obligations employés	0,060	0,106	0,013	0,040	0,020	0,015	
Bloc 2							
Équilibre travail-famille		-0,081					
Développement interne		0,042					
Atmosphère sociale		0,335‡					
Contenu d'emploi		0,017					
Récompenses financières		0,079					
Étroitesse		-0,028					
Développement externe		-0,080					
Performance dynamique		0,248†					
Stabilité		0,051					
Indice global				0,431‡		-0,062	
R2	0,270	0,485	0,230	0,382	0,232	0,236	
?R2		0,215		0,151		0,004	
F	6,015‡	8,658‡	14,802‡	28,319‡	15,559‡	14,729‡	

*p<0,05; †p<0,01; ‡p<0,001

Une comparaison des trois modèles : pertinence psychométrique et pertinence par rapport au contenu

Les résultats relatifs aux propriétés psychométriques des trois types de mesure de la rupture du contrat psychologique, ainsi que ceux ayant trait à l'explication du cynisme cognitif, nous permettent d'effectuer une comparaison entre ces mesures. De façon générale, les trois types de mesure semblent présenter une bonne cohérence interne. À ce sujet, l'indice global de rupture du contrat psychologique à vingt-six items présente un niveau de cohérence interne plus élevé que les deux autres mesures de rupture du contrat psychologique.

Pour ce qui est de la validité de convergence, les résultats semblent montrer que l'indice global par trois items est la seule des deux mesures globales à rencontrer les deux critères suggérés par Fornell et Larcker (1981), la mesure par des conditions d'emploi présentant une bonne validité de convergence pour cinq dimensions sur les huit. Rappelons que cela ne

signifie pas que deux des types de mesure ne présentent pas une bonne validité de convergence, mais plutôt que le niveau est plus faible.

Relativement à l'ajustement des modèles de mesure, les résultats montrent que le modèle de mesure de rupture par des conditions d'emploi semble acceptable, alors que le modèle de mesure de l'indice global à trois items s'ajusterait parfaitement aux données empiriques. Nous pourrions alors être portés à conclure en la supériorité de l'indice global à trois items. Nos résultats doivent toutefois être nuancés. Nous croyons que le fait que le modèle de mesure de l'échelle de rupture à trois items soit parfaitement identifié pourrait être attribuable au nombre d'items, ce qui ne signifierait pas nécessairement que ce modèle est supérieur. D'ailleurs, en fonction de ce que suggèrent Roussel et al. (2005), ce modèle de mesure ne représenterait en fait pas un intérêt marqué. Comme il n'a pas de degré de liberté, il ne peut pas être rejeté. Les résultats font également état d'un mauvais ajustement du modèle de mesure de l'indice global à vingt-six items.

En ce qui a trait à l'explication du cynisme cognitif, les résultats mettent en exergue que la mesure de la rupture du contrat psychologique par des dimensions explique davantage cette variable que l'indice global à vingt-six items. Rappelons que l'indice global à trois items ne semble pas expliquer le cynisme cognitif de façon significative.

Discussion

L'objectif de cet article était de montrer l'intérêt d'une mesure de la rupture du contrat psychologique par des dimensions de conditions d'emploi en la comparant à un indice global à trois items de Robinson et al. (1994), ainsi qu'à un indice global à vingt-six items obtenu par l'agrégation des conditions d'emploi issues des écrits antérieurs, notamment de Rousseau (2000), ainsi que de De Vos et al. (2003). Cette comparaison a été effectuée sur la base de leurs propriétés psychométriques mesurées à l'aide des modèles d'équations structurelles, de l'indicateur traditionnel du alpha de Cronbach (1951), ainsi que d'indicateurs moins traditionnels tel que le Rhô de Jöreskog (1971). Ces analyses nous ont permis de renforcer nos résultats et d'aller plus loin que les études antérieures par des techniques qui tendent à s'imposer de plus en plus en sciences sociales. Également, nous avons comparé ces trois mesures relativement à leur pertinence l'une par rapport à l'autre dans le cadre du modèle explicatif du cynisme cognitif.

L'utilisation d'une mesure générale de rupture par trois items ou plus est répandue dans les écrits antérieurs, notamment dans les études de Robinson et Rousseau (1994), Robinson et Morrison (2000), ainsi que Johnson et O'Leary-Kelly (2003) pour n'en mentionner que quelques-unes. Dans un cadre général, une telle mesure trouve son utilité permettant de faire état de l'influence de la rupture sur certains comportements et attitudes individuels au travail. Nos résultats ont montré que les propriétés psychométriques de l'indice global à trois items que nous avons retenu sont bonnes relativement à la cohérence interne, ainsi qu'à la validité de convergence. Le alpha de Cronbach (1951) obtenu est supérieur à celui de 0,81 obtenu par Tekleab et Taylor (2003). En ce qui a trait à la qualité du modèle de mesure, rappelons que nos résultats ont montré que ce modèle est parfaitement identifié, ce qui nous amène à rester prudent dans l'interprétation de ce résultat et ne pas conclure d'emblée en la supériorité de ce modèle par rapport aux autres. En effet, tel que le précisent Roussel et al. (2005), un tel résultat indique que nous ne pouvons pas rejeter le modèle. Il semble donc représenter peu d'intérêt.

L'intérêt de mesurer la rupture du contrat psychologique ne réside pas uniquement dans les propriétés psychométriques, mais également à un niveau plus pragmatique relativement à

l'ampleur de la rupture constatée dans les milieux de travail, ainsi qu'à son effet sur des comportements et des attitudes individuels. En ce qui a trait à l'incidence de l'indice global par trois items, nos résultats ont montré que cet indice n'explique pas de façon significative le cynisme cognitif. Pour ce qui est de la perception globale de rupture par les employés de l'administration publique du Canada, nos résultats semblent montrer qu'ils perçoivent que l'employeur a respecté le contrat psychologique, ce qui va dans le sens contraire des études de Robinson et Rousseau (1994), ainsi que de Johnson et O'Leary-Kelly (2003). Le seul recours à cet indice global pourrait donc nous laisser croire à la faible perception de rupture du contrat psychologique, alors que les résultats que nous avons obtenus à l'aide de la mesure par des dimensions de conditions d'emploi spécifiques font état de la présence de rupture. De même, ce type de mesure est insuffisante pour permettre de prendre des actions ciblées visant à diminuer l'impact du non respect de la relation d'emploi.

Tel que nous l'avons mentionné précédemment, le recours à une mesure par des dimensions de rupture du contrat psychologique ne semble pas encore répandu dans les écrits, du moins dans l'optique de faire la distinction entre différents motifs de rupture, ainsi que leurs effets respectifs. Quelques études ont fait appel à des items spécifiques, mais la majorité ont plutôt fait appel à une mesure agrégée. L'intérêt d'une telle mesure réside dans sa capacité de faire ressortir l'impact de la rupture de conditions d'emploi particulières, ainsi que de cibler les interventions dans les organisations visant à réduire l'incidence de la rupture dans un contexte où son impact sur les comportements et les attitudes individuels ne fait plus de doute. Nos résultats ont montré que pour la cohérence interne, six dimensions de rupture sur les huit pour lesquelles les analyses étaient possibles, présentent un niveau élevé. Ces résultats, quoique moins élevés que ceux des indices globaux, rejoignent ceux de Rousseau (2000), ainsi que de De Vos et al. (2003). Également, cinq dimensions sur les huit rencontrent les deux conditions de validité de convergence suggérées par Fornell et Larcker (1981). Ajoutons que la validité discriminante est bonne pour l'ensemble des dimensions, ce qui signifie que les dimensions de conditions d'emploi sont des construits distincts. En ce qui a trait à la qualité de ce modèle de mesure, nous avons observé un ajustement acceptable du modèle théorique aux données empiriques. L'intérêt de cette mesure, tel que nous l'avons mentionné, réside notamment dans la possibilité qu'elle offre de faire ressortir l'impact de la rupture de conditions d'emploi particulières. À ce sujet, nous avons constaté que les employés de l'administration publique du Canada perçoivent que leur employeur semble avoir moins respecté les conditions d'emploi ayant principalement trait au *développement externe*, aux *récompenses financières*, au *développement interne*, à l'*étroitesse*, ainsi qu'à la *performance dynamique*. Ces résultats ne signifient pas que l'employeur a respecté complètement les autres conditions d'emploi, mais plutôt que ces éléments sont perçus par les employés comme étant les moins respectés par leur employeur. Ainsi, selon les employés, leur employeur a moins respecté ses engagements principalement par rapport à l'employabilité externe en termes d'affectations de travail, d'occasions d'emploi et de soutien au développement d'habiletés, par rapport aux hausses salariales, aux avantages et aux primes, aux occasions d'avancement et de promotion dans le ministère/agence, d'une implication et d'une formation limitée au poste et au ministère/agence, ainsi que par rapport au soutien pour atteindre des hauts niveaux de rendement et des objectifs de plus en plus exigeants. Ces résultats sont dans la même lignée que ce qui a été observé dans les études antérieures qui avaient procédé non pas par dimensions du contrat psychologique, mais plutôt par items spécifiques, notamment Robinson et Rousseau (1994), Turnley et Feldman (1998), Kickul (2001), Kickul et al. (2001), ainsi que Lester et Kickul (2001).

Même si nous nous intéressons au non respect du contrat psychologique, nous croyons que nous ne pouvons ignorer les conditions d'emploi qui sont perçues par les employés comme

étant davantage respectées, ce que nous permet une mesure par des conditions d'emploi particulières. Nous constatons alors que ce sont les conditions d'emploi relatives à la *stabilité d'emploi*, à l'*atmosphère sociale*, à l'*équilibre travail-famille*, ainsi qu'au *contenu d'emploi* qui ressortent. En ce qui a trait à la *stabilité d'emploi*, ce résultat n'est pas surprenant. Notre recherche se déroule dans le secteur public, un secteur d'emploi reconnu pour la sécurité d'emploi acquise depuis plusieurs décennies. Même si selon le Bureau du Vérificateur Général du Canada (2001) cette notion n'existe encore qu'à un niveau théorique, cette pratique est encore implantée dans les valeurs organisationnelles. L'*atmosphère sociale* fait référence à l'ambiance de travail, aux relations avec les collègues, ainsi qu'aux relations avec l'employeur, alors que le *contenu d'emploi* a trait à l'autonomie, aux responsabilités et à l'utilisation des compétences par les employés. Pour ce qui est de l'*équilibre travail-famille*, ces conditions ont trait au respect de la situation personnelle, ainsi qu'à la possibilité de concilier la vie professionnelle et la vie privée. Ces éléments rejoignent les nouvelles valeurs de la main-d'œuvre contemporaine. Leur respect et leur non respect ont donc un impact important sur les employés.

Notre recours à des conditions d'emploi spécifiques nous amène également à constater l'existence de différents types de relations d'emploi, ce que nous ne pouvons faire avec un indice global de rupture du contrat psychologique. La plupart des écrits jusqu'à aujourd'hui ont abordé cet aspect sur la base des types de contrats psychologiques de MacNeil (1985), soit relationnel et transactionnel. Nos résultats nous amènent à penser que Rousseau (1995) semble sur la bonne voie en proposant de nouveaux types de contrats psychologiques qui s'ajoutent aux types traditionnels de MacNeil (1985). Nous avons effectivement constaté qu'il existe un contrat psychologique transactionnel, puisque parmi les conditions d'emploi les moins respectées se trouvent des conditions relatives aux *récompenses financières* et à l'*étroitesse*. Or, le non respect de conditions ayant trait au *développement interne*, à la *performance dynamique* et au *développement externe* s'apparente davantage au contrat psychologique de type équilibré de Rousseau (1995, 2000). Est-ce à dire alors que la relation d'emploi actuelle est davantage transactionnelle ou même hybride? Nous croyons ici que la prudence s'impose. Ces résultats trouvent leur utilité dans le contexte actuel de la relation d'emploi en mutation. Ils mettent en lumière l'existence de nouveaux types de contrats psychologiques, comme le contrat psychologique équilibré de Rousseau (1995), qui emprunte des éléments aux deux types de contrats psychologiques plus traditionnels que sont les contrats psychologiques relationnel et transactionnel. La relation d'emploi relationnelle ne semble donc pas avoir cédé sa place à une relation exclusivement transactionnelle. Ce sont plutôt de nouveaux éléments plus relationnels qui font leur apparition, tels que l'*équilibre travail-famille* et l'*atmosphère sociale*. Dans ce contexte, les employeurs doivent adapter leurs pratiques de gestion des ressources humaines pour répondre à ces attentes émergentes des employés. Par exemple, en ce qui a trait à l'administration publique du Canada, l'emphase devrait être mis sur des pratiques favorisant notamment le développement interne et l'employabilité, des pratiques de rémunération basées sur le rendement et de bons avantages sociaux, davantage de soutien offert aux employés, moins de responsabilités en emploi, ainsi que sur une meilleure définition des emplois.

Nos résultats ont aussi mis en exergue l'incidence de la mesure de la rupture par des conditions d'emploi comme facteur explicatif du cynisme cognitif. Nous avons pu constater, une fois les caractéristiques individuelles et de la relation d'emploi prises en compte, que certaines conditions d'emploi exercent une influence déterminante sur le cynisme cognitif, plus particulièrement celles ayant trait à l'*atmosphère sociale* et à la *performance dynamique*. En fait, lorsque les employés perçoivent que leur employeur n'a pas respecté les conditions relatives à l'atmosphère sociale, soit celles ayant trait à une bonne ambiance de travail, des

relations positives entre collègues, ainsi qu'une bonne collaboration employeur-employé, ils sont plus enclins à être incrédules par rapport aux motifs implicites ou officiels de la décision ou de l'action d'un autre individu. Il en est de même lorsqu'ils perçoivent que leur employeur n'a pas respecté les conditions ayant trait à la performance dynamique, soit celles relatives au soutien de la part de l'employeur pour atteindre des niveaux de performance élevés et des objectifs de plus en plus exigeants, ainsi que le fait d'avoir des critères de rendement clairement établis. Ces résultats font ressortir l'importance pour les milieux de travail de mettre en place et de respecter des pratiques de gestion des ressources humaines mettant l'accent sur ces éléments. Concrètement, il pourrait s'agir d'implanter des pratiques de gestion des ressources humaines, telles que les équipes de travail ou des mécanismes de rétroaction. Le respect et l'existence de telles pratiques pourraient diminuer la manifestation du cynisme cognitif, un comportement néfaste pour l'organisation.

Bien entendu, le recours à une mesure de rupture par des conditions d'emploi spécifiques comporte certains risques et présente certaines faiblesses, qui peuvent possiblement expliquer que son utilisation ne soit pas encore répandue. Parmi ces éléments, mentionnons notamment la difficulté de lister des conditions d'emploi universelles ou communes. Tel qu'il a été mentionné notamment par Mohrman et Lawler (1997), Herriot et Pemberton (1997), Anderson et Schalk (1998), ainsi que par Roehling et al. (2000), il existe des différences entre les groupes d'employés relativement à ce qu'ils attendent et veulent d'une relation d'emploi. Également, mentionnons qu'il ne faut pas penser qu'il est admissible de véhiculer l'idée que seules certaines conditions d'emploi sont importantes, alors que les autres peuvent être rompues sans conséquence pour les employeurs et les employés, uniquement parce que certaines conditions d'emploi ressortent comme étant significatives dans les études.

L'interprétation d'un indice global obtenu par l'agrégation de conditions d'emploi spécifiques, une logique répandue dans les écrits, représentait une bonne alternative, puisque la rupture passe par l'ensemble des conditions. L'intérêt d'utiliser une telle mesure résidait dans la possibilité de vérifier si le cumul des ruptures a une incidence pour éviter de penser que seuls certains types de rupture ont une incidence sur des conséquences individuelles et organisationnelles. Dans notre étude, l'indice global de rupture par les vingt-six items présentent de bonnes propriétés psychométriques en termes de cohérence interne, dont le niveau est d'ailleurs supérieur à celui de l'indice global de rupture par les trois items. Cet indice présente toutefois une plus faible validité de convergence. Également, les résultats ont montré que ce modèle de mesure ne présente pas un bon ajustement, ce qui nous amène à considérer que ce type de mesure représente peu d'intérêt par rapport aux deux autres. En ce qui a trait à la perception de rupture du contrat psychologique par les employés, tout comme pour l'indice global par les trois items, nos résultats montrent que les employés perçoivent que leur employeur a respecté globalement le contrat psychologique. Par contre, lorsqu'il est question de son incidence sur le cynisme cognitif, une fois les caractéristiques individuelles et de la relation d'emploi prises en compte, nous constatons que lorsque les employés perçoivent que leur employeur n'a pas respecté globalement le contrat psychologique, ils ont tendance à faire preuve de cynisme cognitif.

Nos résultats nous permettent d'aller encore plus loin dans la considération de l'influence de la rupture du contrat psychologique sur les comportements et les attitudes au travail. Est-ce la rupture globale du contrat psychologique qui importe davantage dans l'explication du cynisme cognitif ou encore la rupture de conditions d'emploi particulières? Nous constatons, toujours une fois que les caractéristiques individuelles et de la relation d'emploi sont prises en compte, que la rupture de conditions d'emploi explique davantage le cynisme cognitif que la rupture globale par l'agrégation de vingt-six items.

Nos résultats ont également montré qu'il n'y a pas de corrélation entre l'indice global de rupture par trois items et le cynisme cognitif. Ces résultats montrent eux aussi l'intérêt d'utiliser des mesures plus spécifiques qui expliqueraient davantage certains comportements, dont le cynisme cognitif, alors qu'une mesure de rupture globale risquerait de diluer les motifs de rupture et donc de moins bien expliquer les comportements. Également, l'indice global à trois items et l'indice par des conditions d'emploi semblent effectivement des construits différents, l'un représentant des ruptures spécifiques de conditions d'emploi et l'autre une rupture générale, ces mesures n'étant pas corrélées. Par contre, l'indice de rupture par des conditions d'emploi est corrélé positivement avec l'indice global à vingt-six items, ces indices représentant un même construit. À la lumière de l'ensemble des résultats obtenus dans cette étude, il semble donc intéressant de continuer à mesurer la rupture du contrat psychologique par des conditions d'emploi, plutôt que de se restreindre à un indice de rupture globale. Nous nous sommes aussi concentrées sur l'impact de la rupture du contrat psychologique, mais il serait intéressant de nous attarder ultérieurement au construit sous-jacent, aux déterminants de la rupture.

Limites de l'étude et pistes de recherche

Bien entendu, comme toutes recherches, la nôtre accuse certaines limites. Un premier élément a trait au nombre d'items contenu dans une échelle. L'étude des propriétés psychométriques et certaines analyses statistiques (i.e. cohérence interne, modèles structurels) requièrent un minimum de trois items par échelle (Cohen et al., 2003). Or, certaines de nos échelles comptaient moins de trois indicateurs. Dans les limites du possible, nous suggérons que des recherches futures aient recours à des échelles comptant un minimum de trois items, ce qui ne peut qu'ajouter à la force des résultats obtenus. Cette limite ne signifie toutefois pas que nos analyses n'avaient pas lieu d'être. Dans la même lignée, nous avons observé que certaines échelles présentaient de moins bonnes propriétés psychométriques, notamment celles de certaines conditions d'emploi. Nous croyons alors qu'il pourrait être intéressant de revoir certaines d'entre elles. Ajoutons que le recours à un questionnaire a tendance à induire des problèmes de variance commune, de désirabilité sociale et ne permet pas une analyse en profondeur des réponses des participants. Elle reste par contre la méthode de collecte de données la plus utilisée pour rejoindre de grands échantillons. Le questionnaire a été administré en ligne via Internet. Ce nouveau type de méthode de collecte de données est comparable à la méthode traditionnelle par la poste en termes de biais de réponse et de données.

La généralisation de nos résultats constitue une autre limite. Notre échantillon était constitué d'employés de l'administration publique du Canada de la région de Québec qui se sont portés volontaires pour participer à l'étude. Malgré sa taille, il n'est pas représentatif de l'ensemble des employés de la fonction publique du Canada. Également, plusieurs études qui ont adopté le contrat psychologique comme cadre conceptuel ont privilégié des études longitudinales, notamment parce que le contrat psychologique évolue au cours de la relation d'emploi. Notre étude était transversale et donc entachée des biais issus du contexte qui prévalait au moment de la collecte des données, sans que nous puissions sciemment en tenir compte. C'est pourquoi, tout comme Kickul (2001), ainsi que Turnley et al. (2003), nous croyons que des recherches longitudinales seraient une avenue intéressante.

Une autre limite de notre étude vient du fait que nous avons privilégié le point de vue de l'employé, perspective qui offre cependant l'avantage d'étudier en détails l'opinion des employés sur le contrat psychologique (Rousseau, 1995; Morrison et Robinson, 1997; McLean Parks et al., 1998; Guerrero, 2005). Récemment, Zhao et al. (2007) ont d'ailleurs suggéré de continuer à prioriser la perception des employés sur le respect des promesses. Pour

mieux comprendre les changements observés dans la perception de la relation d'emploi nous croyons, comme plusieurs auteurs tels que Robinson et Rousseau (1994), Rousseau et Tijoriwala (1998), ainsi que Sels et al. (2004), que des recherches futures devraient inclure également la perspective de l'employeur. De même, nous mesurons la rupture du contrat psychologique via le non respect des conditions d'emploi. Cette approche, quoique très répandue, n'offre qu'une image fragmentaire de la relation d'emploi. Il serait donc intéressant, dans des recherches futures, de considérer également le dépassement des promesses, aspect négligé par les recherches antérieures.

Conclusion

Dans cet article, nous avons pour objectif de vérifier l'intérêt d'adopter une mesure de la rupture du contrat psychologique par des conditions d'emploi spécifiques par rapport à la mesure globale largement répandue dans les écrits jusqu'à maintenant. Les résultats montrent que la rupture du contrat psychologique par l'entremise de conditions d'emploi particulières semble constituer une logique prometteuse, tant au point de vue psychométrique que pour expliquer des attitudes et des comportements individuels au travail. Il semble donc intéressant de continuer à mesurer la rupture du contrat psychologique par des conditions d'emploi, plutôt que de se restreindre à un indice global à trois items. Ce type de mesure est susceptible de présenter une voie dominante de mesure de la rupture au cours des prochaines décennies. Nous nous sommes aussi attardées à expliquer certains déterminants du cynisme cognitif, permettant ainsi la compréhension d'une attitude individuelle importante, peu étudiée jusqu'à maintenant, mais qui occupe une place de plus en plus marquée en gestion des ressources humaines, ainsi que l'identification d'éléments qui favorisent sa manifestation.

Références

- Andersson, L.M. (1996). Employee cynicism: An examination using a contract violation framework, *Human Relations*, vol. 49, n°11, p. 1395-1418.
- Andersson, L.M., Bateman, T.S. (1997). Cynicism in the workplace: Some causes and effects, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 18, n°5, p. 449-469.
- Anderson, N., Schalk, R. (1998). The psychological contract in retrospect and prospect, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 19, p. 637-347.
- Bal, P.M., De Lange, A.H., Jansen, P.G.W., Van Der Velde, M.E.G. (2008). Psychological contract breach and job attitudes: a meta-analysis of age as a moderator, *Journal of Vocational Behavior*, vol. 72, p. 143-158.
- Bureau du Vérificateur Général du Canada. (2001). *La réforme de la gestion de la fonction publique: Progrès, échecs et défis*. Document numéro FA3-27/2001.
- Chrobot-Mason, D.L. (2003). Keeping the promise: Psychological contract violations for minority employees, *Journal of Managerial Psychology*, vol. 18, n°1, p. 22-45.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S.G., Aiken, L.S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioural sciences*, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Conway, N., Briner, R.B. (2002). Full-time versus part-time employees: Understanding the links between work status, the psychological contract, and attitudes, *Journal of Vocational Behavior*, vol. 61, p. 279-301.

- Coyle-Shapiro, J.A.-M. (2002). A psychological contract perspective on organizational citizenship behaviour, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 23, n°8, p. 927-946.
- Coyle-Shapiro, J.A.-A., Neuman, J. (2004). The psychological contract and individual differences: The role of exchange and creditor ideologies, *Journal of Vocational Behavior*, vol. 64, p. 150-164.
- Cronbach, L.J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure tests, *Psychometrika*, vol. 16, p. 297-334.
- Cronbach, L.J., Furby, L. (1970). How should we measure «change» - or should we?, *Psychological Bulletin*, vol. 74, p. 68-80.
- Dean, J.W., Brandes, P. , Dharwadkar, R. (1998). Organizational cynicism, *Academy of Management Review*, vol. 23, n°2, p. 341-352.
- De Vos, A., Buyens, D., Schalk, R. (2003). Psychological contract development during organizational socialization : Adaptation to reality and the role of reciprocity, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 24, p. 537-559.
- Edwards, J.R. (1991). Person-job fit: A conceptual integration, literature review, and methodological critique, in Cooper, C.L. & Robertson, I.T. (éds.), *International Review of Industrial and Organizational Psychology (Vol.6)*, New York: Wiley, p. 285-357.
- Fornell, C., Larcker, D.F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error, *Journal of Marketing Research*, vol. 18, p. 39-50.
- Guerrero, S. (2005). La mesure du contrat psychologique dans un contexte de travail francophone, *Relations industrielles*, vol. 60, n°1, p. 112-144.
- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L., Black, W.C. (1998). *Multivariate Data Analysis*, Fifth Edition, New Jersey: Prentice Hall.
- Herriot, P., Manning, W.E.G., Kidd, J.M. (1997). The content of the psychological contract, *British Journal of Management*, vol. 8, p. 151-162.
- Herriot, P., Pemberton, C. (1997). Facilitating new deals, *Human Resource Management Journal*, vol. 7, n°1, p. 45-56.
- Irving, G.P., Meyer, J.P. (1994). Reexamination of the met-expectations hypothesis: A longitudinal analysis, *Journal of Applied Psychology*, vol. 79, n°6, p. 937-949.
- Irving, G.P., Meyer, J.P. (1999). On using residual difference scores in the measurement of congruence: The case of met expectations research, *Personnel Psychology*, vol. 52, n°1, p. 85-95.
- Johnson, J.L., O'Leary-Kelly, A.M. (2003). The effects of psychological contract breach and organizational cynicism: Not all social exchange violations are created equal, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 24, p. 627-647.
- Jöreskog, K.G. (1971). Statistical analysis of a set of congeneric tests, *Psychometrika*, vol. 36, p. 109-133.
- Kickul, J. (2001). When organizations break their promises: Employee reactions to unfair processes and treatment, *Journal of Business Ethics*, vol. 29, p. 289-307.
- Kickul, J., Lester, S.W. (2001). Broken promises: Equity sensitivity as a moderator between psychological contract breach and employee attitudes and behaviour, *Journal of Business and Psychology*, vol. 16, n°2, p. 191-217.

- Kickul, J., Lester, S.W., Finkl, J. (2002). Promise breaking during radical organizational change: Do justice interventions make a difference?, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 23, p. 469-488.
- Kickul, J., Neuman, G., Parker, C., Finkl, J. (2001). Settling the score: The role of organizational justice in the relationship between psychological contract breach and anticitizenship behaviour, *Employee Responsibilities and Rights Journal*, vol. 13, n^o2, p. 77-93.
- Kotter, J.P. (1973). The psychological contract: Managing the joining-up process, *California Management Review*, vol. 15, n^o3, p. 91-99.
- Lester, S.W., Kickul, J. (2001). Psychological contract in the 21st century: What employees value most and how well organizations are responding to these expectations, *Human Resource Planning*, vol. 24, n^o2, p. 10-21.
- MacNeil, I.R. (1985). Relational contract: What we do and do not know, *Wisconsin Law Review*, p. 483-525.
- McLean Parks, J., Kidder, D.L., Gallagher, D.G. (1998). Fitting square pegs into round holes : Mapping the domain of contingent work arrangements onto the psychological contract, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 19, p. 697-730.
- Mohrman, S.A., Lawler, E.E. (1997). Transforming the human resource function, *Human Resource Management*, vol. 36, n^o1, p. 157-162.
- Morrison, E.W., Robinson, S.L. (1997). When employees feel betrayed : A model of how psychological contract violation develops, *Academy of Management Review*, vol. 22, n^o1, p. 226-256.
- Pate, J., Martin, G., McGoldrick, J. (2003). The impact of psychological contract violation on employee attitudes and behaviour, *Employee Relations*, vol 25, n^o6, p. 557-573.
- Pate, J., Martin, G., Staines, H. (2000). Exploring the relationship between psychological contracts and organizational change: A process model and case study evidence, *Strategic Change*, vol. 9, n^o8, p. 481-493.
- Pugh, D.S., Skarlicki, D.P., Passell, B.S. (2003). After the fall: Layoff victims' trust and cynicism in re-employment, *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol. 76, p. 201-212.
- Reichers, A.E., Wanous, J.P., Austin, J.T. (1997). Understanding and managing cynicism about organizational change, *Academy of Management Executive*, vol. 11, n^o1, p. 48-59.
- Robinson, S.L. (1996). Trust and breach of the psychological contract, *Administrative Science Quarterly*, vol. 41, p. 574-599.
- Robinson, S.L., Kraatz, M.S., Rousseau, D.M. (1994). Changing obligations and the psychological contract : A longitudinal study, *Academy of Management Journal*, vol. 37, n^o1, p. 137-152.
- Robinson, S.L., Morrison, E.W. (2000). The development of psychological contract breach and violation: A longitudinal study, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 21, p. 525-546.
- Robinson, S.L., Rousseau, D.M. (1994). Violating the psychological contract: Not the exception but the norm, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 15, p. 245-259.

- Roehling, M.V., Cavanaugh, M.A., Moynihan, L.M., Boswell, W.R. (2000). The nature of the new employment relationship: A content analysis of the practitioner and academic literatures, *Human Resource Management*, vol. 39, n°4, p. 305-320.
- Rousseau, D.M. (1990). New hire perceptions of their own and their employer's obligations: A study of psychological contracts, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 11, p. 389-400.
- Rousseau, D.M. (1995). *Psychological Contracts in Organizations : Understanding Written and Unwritten Agreements*, Thousand Oaks: SAGE Publications.
- Rousseau, D.M. (2000). *Psychological Contract Inventory: Technical Report*, Version Web.
- Rousseau, D.M., Tijoriwala, S.A. (1998). Assessing psychological contracts: Issues, alternatives and measures, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 19, p. 679-695.
- Roussel, P., Durrieu, F., Campoy, E., EL Akremi, A. (2002). *Méthodes d'équations structurelles : Recherche et applications en gestion*, Paris : Economica.
- Roussel, P., Durrieu, F., Campoy, E., EL Akremi, A. (2005). Analyses des effets linéaires par modèles d'équations structurelles, in P. Roussel et F. Wacheux (éds.), *Management des ressources humaines: Méthodes de recherche en sciences humaines et sociales*, Bruxelles, De Boeck, p. 291-322.
- Sels, L., Janssens, M., Van Den Brande, I. (2004). Assessing the nature of psychological contracts: A validation of six dimensions, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 25, p. 461-488.
- Stanley, D.J., Meyer, J.P., Topolnytsky, L. (2005). Employee cynicism and resistance to organizational change, *Journal of Business and Psychology*, vol. 19, n°4, p. 429-459.
- Sturges, J., Conway, N., Guest, D., Liefoghe, A. (2005). Managing the career deal: The psychological contract as a framework for understanding career management, organizational commitment and work behaviour, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 26, p. 821-838.
- Sutton, G., Griffin, M.A. (2004). Integrating expectations, experiences, and psychological contracts violations: A longitudinal study of new professionals, *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol. 77, p. 493-514.
- Tabachnick, B.G., Fidell, L.S. (2002). *Using multivariate statistics*, Fourth Edition, Needham Heights: Allyn and Bacon.
- Tekleab, A.G., Taylor, M.S. (2003). Aren't there two parties in an employment relationship? Antecedents and consequences of organization-employee agreement on contract obligations and violations, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 24, p. 585-608.
- Turnley, W.H., Bolino, M.C., Lester, S.W., Bloodgood, J.M. (2003). The impact of psychological contract fulfillment on the performance of in-role and organizational citizenship behaviours, *Journal of Management*, vol. 29, n°2, p. 187-206.
- Turnley, W.H., Feldman, D.C. (1998). Psychological contract violations during corporate restructuring, *Human Resource Management*, vol. 37, n°1, p. 71-83.
- Turnley, W.H., Feldman, D.C. (2000). Re-examining the effects of the psychological contract violations: Unmet expectations and job dissatisfaction as mediators, *Journal of Organizational Behavior*, vol.21, p. 25-42.

- Wanous, J.P., Reichers, A.E., Austin, J.T. (2000). Cynicism about organizational change, *Group & Organization Management*, vol. 25, n°2, p. 132-153.
- Zhao, H., Wayne, S.J., Glibkowski, B.C., Bravo, J. (2007). The impact of psychological contract breach on work-related outcomes : A meta-analysis, *Personnel Psychology*, vol. 60, n°3, p. 647-680.