

« CE POSTE N'EST PAS FAIT POUR MOI ! » : L'IMPACT DE LA NORME DE GENRE ET DE LA CULTURE ORGANISATIONNELLE SUR LA MOBILITÉ PROFESSIONNELLE ASCENDANTE

Margarita Sanchez-Mazas

Presses universitaires de Liège | « Les Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale »

2005/3 Numéro 67-68 | pages 101 à 112

ISSN 0777-0707

Article disponible en ligne à l'adresse :

<http://www.cairn.info/revue-les-cahiers-internationaux-de-psychologie-sociale-2005-3-page-101.htm>

!Pour citer cet article :

Margarita Sanchez-Mazas, « « Ce poste n'est pas fait pour moi ! » : l'impact de la norme de genre et de la culture organisationnelle sur la mobilité professionnelle ascendante », *Les Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale* 2005/3 (Numéro 67-68), p. 101-112.
DOI 10.3917/cips.067.0101

Distribution électronique Cairn.info pour Presses universitaires de Liège.

© Presses universitaires de Liège. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

« Ce poste n'est pas fait pour moi ! » : l'impact de la norme de genre et de la culture organisationnelle sur la mobilité professionnelle ascendante

Annalisa CASINI et Margarita SANCHEZ-MAZAS

Institut de Sociologie, Université Libre de Bruxelles

Résumé : Deux études testent l'hypothèse générale selon laquelle la sous-représentation des femmes aux niveaux supérieurs de la hiérarchie sociale (un phénomène souvent appelé « plafond de verre », Sanchez-Mazas et Casini, 2005) pourrait résulter des discordances existant entre les normes de genre endossées par les individus (i.e. féminine vs. masculine) et les normes sous-tendant la culture des organisations. La culture organisationnelle, opérationnalisée en termes de « vocation de l'entreprise » (relationnelle vs. instrumentale) (étude 1 ; n = 153) ou de « style de management » (relationnel vs. instrumental) (étude 2 ; n = 78), a été croisée, respectivement, avec les « sexe » des participant(e)s et l'adhésion à la « norme de genre » (féminine vs. masculine) pour étudier la propension des répondant(e)s à s'investir dans un poste de manager. Les résultats suggèrent l'existence d'une telle incompatibilité normative et de son impact potentiel sur les stratégies de mobilité ascendante. La perspective développée ici s'inscrit dans une réflexion sur les déterminants historiques et psychosociaux de l'asymétrie du masculin et du féminin dans leurs rapports au pouvoir.

Malgré les avancées des femmes en matière de mobilité sociale ascendante, on constate encore une forte disparité entre « sexes » dans le monde du travail, en particulier aux niveaux supérieurs de l'échelle hiérarchique. Les statistiques européennes montrent bien l'ampleur de ce phénomène. Bien que les institutions européennes assurent sans ambiguïté que « [...] la Communauté cherche à éliminer les inégalités et à promouvoir l'égalité entre les hommes et les femmes »¹, la proportion de femmes actives occupant, par exemple, un poste de PDG, demeure toujours un tiers en dessous par rapport à celle des hommes (Eurostat, 2002).

Mais pourquoi les femmes n'arrivent-elles pas à gravir les échelons de la hiérarchie au travail ?

En contraste avec les explications centrées sur les prétendues lacunes féminines en matière de traits

de personnalité considérés comme nécessaires pour occuper un poste à haute responsabilité (Horney, 1969a, 1969b ; McClelland, Atkinson, Clark et Lowell, 1953), nous adopterons ici une approche visant à identifier les facteurs d'ordre psychosociologique impliqués dans ce phénomène (Burn, 1996). Les attitudes discriminatoires liées au sexisme (Glick et Fiske, 1999), les pratiques informelles mises en place au moment du recrutement et de la promotion (Fortino, 2002 ; Kergoat, 2002) ou lors des interactions entre collègues (Huppert-Laufé, 1982 ; Kanter, 1977), ainsi que les politiques organisationnelles (Belle, 1995) ont notamment été retenues pour rendre compte de ce que l'on appelle le « plafond de verre », image métaphorique renvoyant aux « barrières invisibles empêchant les femmes d'accéder à des fonctions supérieures » (Commission Européenne, 1998 ; p. 30).

Une autre piste pour éclairer ces blocages peut être ouverte en se tournant vers les travaux qui, en psychologie sociale et organisationnelle, ont porté leur attention sur le concept de leadership² analysé sous l'angle du genre. Les recherches initiées par Schein au début des années 1970 à propos du phénomène baptisé « Think manager – think male » (pense manager-pense mâle) (Schein, 1973), par exemple, ont permis de constater une association très robuste (Schein, 2001 ; Schein, Mueller, Lituchy et Liu, 1996), ainsi que très stable dans le temps (Kirchler, 1997 ; Powell, Butterfield et Parent, 2002), entre le stéréotype du leader et celui du rôle de genre masculin.

Les stéréotypes de genre, concernant précisément ces traits masculins et féminins, sont encore largement répandus, partagés et enracinés dans notre société

Pour toute correspondance relative à cet article, s'adresser à Annalisa Casini, Université Libre de Bruxelles, CP124 – Groupe de psychologie sociale – Institut de sociologie, 44 avenue Jeanne, 1050 Bruxelles, Belgique ou par courriel à <acasini@ulb.ac.be>.

1. Traité d'Amsterdam, Journal officiel n°C 325 du 24 décembre 2002, art. 3 - p. 2 ; http://europa.eu.int/eur-lex/fr/treaties/dat/C_2002325FR.003301.html (date de consultation: 15/09/2004).

2. Bien que conceptuellement distinctes, les notions de « leadership », « management » et « direction » seront ici utilisées de manière interchangeable, cette distinction n'étant pas pertinente dans la présente problématique.

(Eagly, 1987 ; Prentice et Carranza, 2002). Ils se caractérisent par leur aspect hautement descriptif (ils définissent ce que les hommes et les femmes *sont*), mais comportent également une dimension prescriptive et proscriptive (ils définissent ce qu'hommes et femmes *doivent être ou ne pas être*) (Burgess et Borgida, 1999). De plus, et contrairement aux stéréotypes concernant d'autres groupes sociaux (Fiske et Stevens, 1998), les stéréotypes de genre présentent une caractéristique remarquable qui est de porter sur des contenus qui deviennent négatifs lorsqu'ils sont attribués à un sexe et positifs quand ils le sont à l'autre (Prentice et Carranza, 2002). De ce fait, si d'un côté les stéréotypes de genre préconisent pour les hommes des qualités dites *instrumentales* (la force, l'indépendance, la capacité de prise de décision, l'ambition, etc.) et pour les femmes des qualités dites *relationnelles* (l'empathie, le maternalisme, la sensibilité, la chaleur, etc.) (Bem, 1974 ; Parsons et Bales, 1955), d'un autre côté, ils enjoignent les femmes à *ne pas être instrumentales* et les hommes à *ne pas être relationnels*. Ainsi, de par sa congruence avec le rôle masculin (Heilman, 1983, 2001), le rôle de leader, tel qu'il est stéréotypé, s'avère être, pour les femmes, non seulement inapproprié, mais aussi normativement proscrit et ceci à tel point que les caractéristiques *féminines* apparaissent être des obstacles dans le monde du travail dans la mesure où elles « contrastent sensiblement avec celles, plus individualistes, qui sont réputées importantes voire nécessaires pour la poursuite d'une carrière professionnelle, comme la confiance en soi, l'agressivité, la compétitivité » (Lorenzi-Cioldi et Buschini, 2005).

Cette image si clairement « genrée » du leader, constitue certainement une barrière psychologique majeure à l'avancement de carrière des femmes (Heilman, 2001). Elle a probablement des répercussions sur les attitudes, les perceptions et les comportements liés à l'univers professionnel et, en particulier, sur les pratiques de recrutement aux postes de pouvoir et les aspirations mêmes des femmes à se porter candidates. Ainsi, en ce qui concerne les attitudes et les jugements envers les femmes managers, Eagly et Karau (2002), s'appuyant sur de nombreuses études empiriques, ont avancé l'hypothèse que la non-congruence entre rôles professionnels et rôle de genre *féminin* entraînerait un double préjugé à l'égard des femmes : premièrement, les femmes qui pourraient potentiellement occuper un rôle de leader seraient perçues de manière plus défavorable que les hommes (voir par exemple : Eagly, Makhijani et Klonsky, 1992 ; Simmons, 2001) et, deuxièmement, les comportements considérés comme étant appropriés au rôle de leader seraient jugés moins favorablement dès

lors qu'ils sont présentés par une femme plutôt que par un homme (pour une revue voir : Carli et Eagly, 1999). Sans être seules en cause, de telles perceptions et attentes posant l'incompatibilité entre *féminin* et *leadership* jouent certainement un rôle dissuasif pour les femmes lorsqu'elles sont face à des choix de carrière. La difficulté d'opter pour un poste de direction défini « au masculin » devrait d'ailleurs se voir accentuée par l'image *féminine* que les femmes se font d'elles-mêmes, ainsi que par les valeurs et la définition de l'identité correspondant à ce que l'on a appelé la « norme de genre » (Bem, 1974 ; Eagly, 1987).

À cet égard, examinant les différents comportements mis en place par des hommes et des femmes chargé(e)s du rôle de leader, une série de méta-analyses effectuées par Eagly et ses collègues (Eagly et Johannesen-Schmidt, 2001 ; Eagly, Johannesen-Schmidt et van Engen, 2003 ; Eagly et Johnson, 1990) ont montré l'impact des « normes de genre » dans le contexte organisationnel (Gutek et Morasch, 1982). Celles-ci susciteraient par exemple chez les femmes une tendance générale à déployer des styles de leadership plus démocratiques, participatifs, et marqués par une orientation plus interpersonnelle que leurs homologues masculins. On supposera ici que ces orientations plutôt « féminines » ou plutôt « masculines » pourraient s'avérer plus ou moins compatibles avec ce que Morton Deutsch (1990) dénomme les « orientations psychologiques des organisations », et que l'on peut désigner, plus largement, en termes de « culture organisationnelle ». Celle-ci renvoie à l'ensemble des « modèles de signification [centrés] sur les valeurs, les croyances et les attentes que les membres [d'une organisation] ont à partager » (Siehl et Martin, 1984, p. 227, cité in Hatch, 2000).

Certaines « cultures organisationnelles » prescriraient ainsi des conduites plus propices au déploiement d'un style de leadership « masculin » que « féminin ». Ces styles sont à regarder à la lumière de la distinction entre dimensions *relationnelle* et *instrumentale*, telle qu'elle a été attestée par la recherche psychosociale et mise en correspondance avec, respectivement, la « norme de genre » *féminine* et *masculine* (Atwater, Brett, Waldman, Di Mare et Hayden, 2004 ; Eagly, 1987 ; Lorenzi-Cioldi, 1988). Nous concevons ici ces dimensions *relationnelle* et *instrumentale* comme des univers de signification posant l'accent, respectivement, sur le maintien de la cohésion du groupe, les dimensions émotionnelles, l'intérêt pour la relation à autrui d'un côté et de l'autre côté sur la réalisation de la tâche, l'efficacité et l'intérêt personnel (Sanchez-Mazas et Casini, 2005). Ces dimensions peuvent

revêtir un caractère contraignant pour les représentants des deux « sexes » lorsqu'elles se retrouvent au fondement d'une culture organisationnelle. En effet, soixante ans de recherche dans le domaine des organisations témoignent du fait que ces mêmes dimensions seraient à la base des subdivisions entre, par exemple, différents styles de leadership (Fiedler et Chemers, 1974), différents styles de management (Blake et Mouton, 1980) ou encore différents types d'interactions sociales (Bales, 1950).

Or, des analyses récentes (Maier, 1999) révèlent que, de nos jours, nombre d'organisations privilégient une norme de masculinité dans la définition et la valorisation des attitudes ou des styles de comportement à adopter. Dès lors, confrontées à des prescriptions de type *instrumental* au travail et aux exigences *relationnelles* de la vie privée, les femmes se verraient aux prises avec une « double contrainte » (Fiske et Stevens, 1998), c'est-à-dire face à des demandes normatives contradictoires issues de la construction sociale des aptitudes *instrumentales* et *relationnelles* en correspondance avec les rôles *masculin* et *féminin* (Sanchez-Mazas et Casini, 2005).

Le jeu réciproque de ces deux normes conflictuelles entraînerait dès lors chez les femmes la contrainte d'opérer des ajustements pouvant prendre la forme de cumul ou de choix forcé. C'est ainsi, par exemple, qu'une femme adhérant fortement à la « norme de genre » *féminine* ne pourrait se conformer aux préceptes organisationnels *instrumentaux* qu'au détriment de son bien-être et d'une image idéale de soi fondée sur la valorisation des relations interpersonnelles et des sentiments (Wood, Christensen, Hebl et Rothgerber, 1997). Il se pourrait alors que la perception d'une incompatibilité entre dimensions *relationnelles* et *instrumentales* contribue à détourner les femmes d'une « course au pouvoir » dont la teneur concurrentielle et méritocratique est susceptible d'apparaître comme discordante avec un « souci d'autrui » incorporé dans le concept de soi. Autrement dit, une des explications psychosociologiques à l'effet « plafond de verre » ne serait pas à chercher dans une réticence *féminine* face à la prise de responsabilité *comme telle* mais plutôt dans un refus d'entrer dans une logique compétitive et unilatéralement *instrumentale*, au détriment de dimensions humaines et émotionnelles valorisées et associées au *féminin*. Une telle hypothèse invite à se pencher sur les valeurs et les normes mises en avant dans les organisations et à les envisager, comme le fait Deutsch (1990), dans leur relation avec l'identité sociale des personnes et la nature de leurs aspirations (par ex. *réussite* ou *affilia-*

tion), pour mieux comprendre le phénomène dit du « plafond de verre ». Cette perspective suppose une articulation des niveaux d'analyse (Doise, 1982) dans la démarche expérimentale, permettant d'incorporer les éléments pertinents du contexte social (Tajfel, 1972) dans l'étude des stratégies de gestion d'une identité sociale positive (Tajfel et Turner, 1979, 1986).

Dans cette optique, la présente contribution se propose d'étudier une dimension jusqu'ici négligée par la recherche sur les stratégies de mobilité sociale, à savoir l'impact de la culture organisationnelle sur les propensions des individus à l'ascension sociale. Si, de manière générale, il est plausible qu'en raison de facteurs tels que la socialisation, les modèles identitaires en vigueur ou les normes régissant les espaces privé et public, les hommes et les femmes se différencient dans leur volonté d'accéder à une position de pouvoir, ce décalage devrait se trouver en particulier lorsqu'une culture organisationnelle donne la primauté, voire l'exclusivité, aux dimensions *instrumentales* plutôt que *relationnelles* et lorsque les individus adhèrent fortement à une « norme de genre » *féminine* plutôt que *masculine*. Au-delà de l'identification des différentes dimensions sous-tendant la « culture » d'une organisation (pour une revue voir Delobbe et Vandenberghe, 2004), nous adopterons ici une approche inspirée de la théorie « interprétativiste symbolique de la culture organisationnelle » (Geertz, 1973 ; Hatch, 1993). Celle-ci avance l'idée que toute culture organisationnelle est socialement construite, notamment par le biais de la création de symboles clés (par ex. expressions verbales, objets physiques) produits et interprétés par les individus (Hatch, 2000). Sans doute le nom que se donne une organisation, les valeurs qui y sont prônées, ainsi que son domaine d'activité suscitent-ils des images, des attitudes et des attentes quant à la culture qui y règne. C'est ainsi qu'au-delà de ses caractéristiques observables, une culture organisationnelle fait aussi l'objet de représentations sociales (Moscovici, 1961). La présente recherche avance donc l'hypothèse que l'ascension professionnelle serait tributaire des représentations que l'on se fait du monde du travail, et spécifiquement des perceptions que l'on a d'une culture organisationnelle, des valeurs et des normes qui la sous-tendent.

Pour commencer à tester cette hypothèse, une première étude examine la volonté des hommes et des femmes d'assumer un poste de MANAGER en fonction de la définition *instrumentale* ou *relationnelle* de la culture de l'organisation, tenue ici pour dériver de la « vocation » assignée à celle-ci. Une seconde re-

cherche prolonge l'étude de l'impact des dimensions *instrumentale* et *relationnelle* du contexte professionnel sur la volonté de devenir MANAGER, en faisant varier les « styles de management » prescrits dans une organisation et en prenant en considération l'adhésion des individus à une « norme de genre », indépendamment de leur « sexe » biologique. C'est donc clairement dans une perspective représentationnelle que seront abordées ici les dimensions relatives à la « vocation » d'une organisation et au « style de management » qui y prévaut.

Étude 1

Cette étude testait l'effet de l'induction d'une culture organisationnelle, par le biais de la définition de la « vocation de l'entreprise » (*relationnelle* vs. *instrumentale*), sur la propension des *hommes* et des *femmes* à s'investir dans un poste de direction (assumer un rôle de MANAGER). Afin d'induire chez les individus des représentations distinctes des aspects *relationnels* vs. *instrumentaux* de la culture organisationnelle, nous nous sommes appuyées sur la typologie proposée par Blau et Scott (1962) différenciant les organisations sur la base du critère du « *cui bono* ? » (à qui cela profite-t-il ?). A partir des définitions données plus haut des dimensions relationnelle et instrumentale, nous avons opérationnalisé ces deux dimensions en présentant, en guise d'orientation *instrumentale*, une organisation dont la vocation est le profit propre (par ex. une organisation financière), et, en guise d'orientation *relationnelle*, une organisation dont la vocation est d'être « profitable à des membres défavorisés de la société » (par ex. une organisation humanitaire). Nous nous attendions ici à trouver une interaction entre la variable « sexe » (*hommes* vs. *femmes*) et la variable « vocation de l'entreprise » (*instrumentale* vs. *relationnelle*). En particulier, les *femmes*, contrairement aux *hommes*, devraient montrer une plus grande disposition à s'investir dans un poste de direction lorsqu'une norme *relationnelle* plutôt qu'*instrumentale* sous-tend la « vocation de l'entreprise ». Ces effets devraient être modulés par des variables individuelles, telles que la nature des aspirations (*réussite* vs. *affiliation*), variable renvoyant aux contenus normatifs attachés aux stéréotypes de genre (i.e. *féminité* vs. *masculinité*), et devant donc jouer le rôle de modérateur dans la propension à la mobilité ascendante. Ainsi, une aspiration vers l'*affiliation* plutôt que vers la *réussite*, devrait être de nature à amplifier l'effet de la « vocation de l'entreprise » dans le choix d'endosser le rôle de MANAGER, et donc à favoriser celui-ci sous « vocation » *relationnelle* plutôt qu'*instrumentale*.

Méthode

Participants et plan expérimental

Un plan quasi-expérimental inter-sujets 2 « sexe » (*homme* vs. *femme*) x 2 « vocation de l'entreprise » (*relationnelle* vs. *instrumentale*) a été conçu. Cent cinquante trois participant(e)s, étudiant(e)s de la Faculté des Sciences Sociales, Politiques et Économiques et de la Faculté de Philosophie et Lettres de l'Université Libre de Bruxelles (âge moyen = 19,58 ; femmes ; $n = 89$) ont été aléatoirement assigné(e)s à l'une des conditions expérimentales.

Procédure, variables indépendantes et prédicteur

Après avoir précisé que la participation à l'étude n'était nullement obligatoire, un questionnaire expérimental a été distribué à chacun(e) des participant(e)s pendant les heures de cours. Il était composé de deux parties, désignées comme étant indépendantes.

La première partie du questionnaire était présentée comme étant un questionnaire d'opinions et comprenait, outre certaines questions socio-biographiques (« sexe », « âge », etc.), une échelle « d'opinion politique » (1 = extrême-gauche, 7 = extrême-droite), ainsi qu'une échelle mesurant la « nature des aspirations », variable tenue pour modératrice. Cette dernière a été mesurée à l'aide de la traduction française à l'échelle « nAch-nAff scale » (*besoin de réussite* – *besoin d'affiliation*) (Lindgren, 1976 ; Sid et Lindgren, 1982). Il s'agit d'une échelle bipolaire opposant 15 paires d'adjectifs ($\alpha = .62$) renvoyant respectivement au « besoin de *réussite* » (ex. : combatif(ve), saisit les opportunités, etc.) et au « besoin d'*affiliation* » (ex. : sociable, amical(e), etc.) (McClelland, 1987). Les répondant(e)s étaient invité(e)s à choisir un (et un seul) adjectif parmi les deux de la paire qui les décrivait le mieux. Un score de 1 était attribué aux choix pour un adjectif renvoyant au « besoin de *réussite* » et un score de 2 aux choix renvoyant au « besoin d'*affiliation* ». Un score moyen inférieur à 1,5 indique donc la prédominance du « besoin de *réussite* » sur le « besoin d'*affiliation* » et un score moyen supérieur à 1,5 dénote la primauté du « besoin d'*affiliation* » sur le « besoin de *réussite* ».

Variables indépendantes : la deuxième partie du questionnaire était présentée sous la forme d'un formulaire destiné à recruter des participant(e)s pour une étude future portant sur une simulation relative au « monde du travail », ce qui devait nous permettre de saisir les intentions comportementales des participant(e)s concernant la mobilité ascendante. Le formulaire était introduit par un bref texte de-

mandant aux participant(e)s dans quelle mesure ils/elles étaient disposé(e)s à « assumer le rôle de MANAGER » dans le cadre d'une simulation de travail dans une entreprise. La manipulation expérimentale intervenait dans la présentation de l'entreprise soit comme étant « active dans le domaine de l'aide aux défavorisés, s'occupant, à l'échelle mondiale, de la réadaptation intégrale des personnes en situation de handicap, de l'amélioration de leurs moyens de vie, ainsi que de leur insertion dans le monde du travail » nommée « Handicap Aid International » (condition « vocation *relationnelle* » ; *Vrel*), soit comme étant « active dans le domaine des marchés de capitaux, s'occupant, à l'échelle mondiale, d'investissements financiers, de l'administration de titres nationaux et étrangers, de la gestion d'actions et d'obligations, ainsi que de cotations boursières » baptisée « Leader Financial Consulting inc. » (condition « vocation *instrumentale* » ; *Vinstr*).

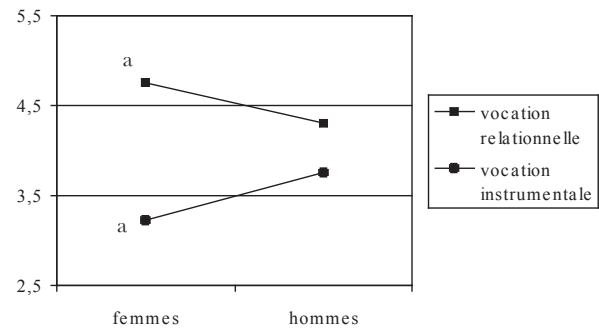
Variables dépendantes : après cette présentation, les 2 variables dépendantes étaient mesurées : (1) la propension à « assumer le rôle de MANAGER dans cette entreprise » (MANAGER *spécifique*) (5 items ; $\alpha = .90$ (ex. : « le rôle de MANAGER décrit pour cette recherche correspond à ma manière d'être ») et (2) la propension à « assumer un rôle de MANAGER en général » (MANAGER *général*) (3 items ; $\alpha = .55$ (ex. : « Je ne me sens pas capable d'être un MANAGER en général »)).

À la fin de la passation, les participant(e)s étaient informé(e)s de manière collective des buts de la recherche, remercié(e)s et congédié(e)s.

Résultats

Une ANOVA 2 « sexe » x 2 « vocation de l'entreprise » sur la propension à « assumer un rôle de MANAGER en général » ne révèle ni effets simples (« sexe » : $F(1,149) = .39$; $p = \text{n.s.}$; « vocation » : $F(1,149) = 2.87$; $p = \text{n.s.}$), ni interaction ($F(1,149) = .86$; $p = \text{n.s.}$) entre les variables expérimentales. Dans l'ensemble, la propension à devenir MANAGER en général n'est pas très élevée ($m = 3.28$) et n'enregistre aucune différence significative selon le « sexe ». La même analyse effectuée sur l'attitude à assumer le rôle de MANAGER *spécifique* révèle un effet principal de la variable « vocation de l'entreprise », montrant une préférence pour la « vocation *relationnelle* » plutôt qu'*instrumentale* ($m^{Vrel} = 4.54$; $m^{Vinstr} = 3.49$; $F(1,152) = 22.72$; $p < .0001$), ainsi qu'une

Figure 1 : Propension des hommes et des femmes à assumer le rôle de manager spécifique dans une entreprise à vocation relationnelle et instrumentale (étude 1)



NOTE : Les scores partageant l'indice (a) sont différents à $p < .001$

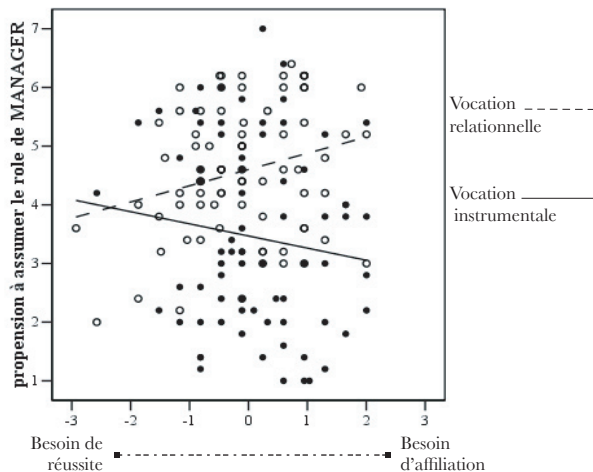
interaction entre les variables « sexe » et « vocation de l'entreprise » ($F(1,152) = 5.14$; $p < .05$) (cf. figure 1). Conformément à notre hypothèse, les femmes expriment une propension plus marquée envers le rôle de MANAGER *spécifique* quand la « vocation de l'entreprise » est de type *relationnel* plutôt qu'*instrumental* ($m^{f-Vrel} = 4.76$ vs. $m^{f-Vinstr} = 3.22$; $t(87) = 6.65$; $p < .001$), tandis que les hommes ne font pas de différence entre les deux types de vocation ($m^{m-Vrel} = 4.31$; $m^{m-Vinstr} = 3.76$, $t(62) = .56$; $p = \text{n.s.}$).

Compte tenu de l'orientation politique plutôt à gauche typique des étudiants en sciences humaines (Guimond, 2001), ainsi que de leur éventuel faible niveau d'« anti-égalitarisme généralisé » (Sidanius, van Laar, Levin et Sinclair, 2003), nous avons vérifié dans quelle mesure l'orientation politique pouvait expliquer la préférence générale observée pour la « vocation *relationnelle* ». Un t-test pour un échantillon³ (valeur-test = 4) révèle effectivement une orientation politique plutôt vers la gauche de nos répondants ($m = 3.48$, $t(109) = -3.73$; $p < .0001$). Cependant, une ANCOVA 2 « sexe » x 2 « vocation de l'entreprise » sur la propension à assumer le rôle de MANAGER *spécifique*, avec l'opinion politique comme covariant, confirme l'interaction trouvée précédemment entre le « sexe » et la « vocation de l'entreprise » ($F(1,109) = 6.55$; $p < .05$).

En ce qui concerne la variable « besoin de réussite – besoin d'affiliation », nous étions d'abord intéressées à analyser son rapport au « sexe » biologique. Une analyse corrélacionnelle n'a pas révélé de lien significatif ($r = .026$; $p = \text{n.s.}$). Cependant, pour

3. Les participants ayant déclaré n'avoir aucune opinion politique ($n=37$) ont été exclus de toute analyse incluant la variable « opinion politique ».

Figure 2 : Effet de la variable « vocation de l'entreprise » modérée par la « nature des aspirations » (besoin de réussite vs. d'affiliation) sur l'attitude à assumer le rôle de MANAGER spécifique (étude 1)



examiner l'effet modérateur de la « nature des aspirations » sur la propension à assumer le rôle de MANAGER *spécifique*, nous avons effectué une analyse de Régression Multiple incluant dans le modèle les variables « vocation de l'entreprise » et « sexe » en tant que facteurs ainsi que le « besoin de réussite – besoin d'affiliation » comme modérateur⁴ (cf. figure 2). L'analyse a révélé un effet modérateur de cette variable lorsqu'elle interagit avec la « vocation de l'entreprise » ($\beta = -.160$; $p < .05$).

Comme il ressort de la figure 2, cette propension est accentuée sous condition « vocation *relationnelle* » lorsque les participant(e)s se déclarent davantage enclin(e)s à l'*affiliation* qu'à la *réussite*. Ces résultats confirment notre prédiction selon laquelle les dimensions personnelles correspondant à une « norme de genre » *féminine* (i.e. l'aspiration à l'*affiliation*), tout en n'étant pas associées de manière univoque au « sexe » de la personne, interviennent de manière significative dans les préférences pour le leadership dans un contexte (ici la « vocation de l'entreprise ») qui se présente comme plus compatible avec celles-ci.

Discussion

Les résultats de cette première étude nous confortent dans l'idée selon laquelle les femmes se mon-

trient plus sensibles que les hommes aux aspects normatifs de l'environnement professionnel lorsqu'il est question de s'engager dans un poste de direction, alors même que l'aspiration au leadership ne diffère pas, de manière générale, selon le « sexe »⁵. De fait, nous observons chez nos participantes un effet mobilisateur de la norme *relationnelle* et, corollairement, un effet inhibiteur de la norme *instrumentale* dans leur volonté de s'engager dans un rôle de MANAGER dans une entreprise spécifique, décrite selon sa vocation. En revanche, les hommes participant à notre étude ne semblent pas être contraints dans leurs choix par la norme sous-tendant la culture d'entreprise : pour les participants masculins, l'intention de s'engager dans un mouvement de mobilité ascendante reste équivalente, que le contexte soit *relationnel* ou *instrumental*. Une explication qui pourrait être avancée pour ce manque de symétrie dans les réactions des hommes et des femmes serait que les hommes sont socialement perçus et pourraient donc aussi se percevoir eux-mêmes comme étant « naturellement » habilités à revêtir un statut élevé, quel que soit le contexte organisationnel. Un autre aspect pouvant être évoqué est celui de la désirabilité sociale dont jouissent aujourd'hui les valeurs humanitaires, ce qui pourrait avoir pour effet, chez les participants masculins, en particulier des étudiants en sciences sociales et lettres, de valoriser aussi bien les dimensions *relationnelles* qu'*instrumentales*. Enfin, il est envisageable que la mobilisation de ces dimensions sous la forme de « vocation de l'entreprise » ne soit pas de nature à évoquer chez les hommes des attitudes et des comportements qu'ils seraient appelés à adopter dans l'organisation et qui impliqueraient plus directement leur identité. Il se peut alors qu'associées davantage à des « styles » concrets de management, ces normes contrastées s'avèrent exercer un impact significatif dans les propensions à assumer des rôles de direction spécifiques. La seconde étude a été conçue pour tenter de répondre à ces questions.

En effet, les normes *relationnelle* et *instrumentale* posées dans cette étude en termes de « vocation de l'entreprise » peuvent aussi sous-tendre des pratiques sociales dictées par des prescriptions normatives plus ou moins explicites au sein d'une organisation en matière notamment de « style de management » à adopter. Dès les années 50, la recherche dans le domaine du leadership a identifié les dimensions *re-*

4. Équation de régression : $Y = b_0 + b_1(\text{vocation}) + b_2(\text{sexe}) + b_3(\text{b-réus/b-aff}) + b_4(\text{vocation}*\text{sexe}) + b_5(\text{vocation}*b\text{-réus/b-aff}) + b_6(\text{sexe}*b\text{-réus/b-aff}) + b_7(\text{vocation}*b\text{-réus/b-aff})$.

5. Nous tenons à souligner l'importance de ce résultat. Néanmoins, étant donné l'écart important entre les « alphas de Cronbach » des deux échelles, ce questionnement mériterait des investigations ultérieures plus poussées.

relationnelle et *instrumentale* : qu'elle les oppose sur un même continuum (voir par exemple les premières études de l'école de l'Université du Michigan), ou qu'elle les pose dans un rapport orthogonal (Blake et Mouton, 1980 ; Stogdill, 1974), elle les a invariablement considérées comme étant des critères déterminants pour classer les styles de management. De même, ces dimensions ont été régulièrement retrouvées dans les descriptions de leaders imaginaires (Bryman, 1987 ; Eden et Leviatan, 1975). Elles peuvent dès lors être considérées comme inhérentes aux théories implicites du leadership (Oberlé, 1995 ; p. 120).

Il s'agit donc d'examiner la mesure dans laquelle la perspective d'adopter un rôle de direction est tributaire de la définition *relationnelle* ou *instrumentale* de ce rôle, laquelle peut à son tour correspondre plus ou moins à une identité de genre. Sans doute, « s'ajuster » à une norme de comportement conflictuelle avec son orientation de genre doit être perçu comme psychologiquement coûteux et peut dès lors jouer un rôle de frein dans l'adoption d'une position de MANAGER *spécifique*. Dans la seconde étude, nous avons donc cherché à saisir l'impact de « styles de management » *relationnel* et *instrumental* sur la volonté de s'engager dans un poste de direction, abordant par-là plus directement les aspects comportementaux associés au leadership. Ceux-ci devraient s'avérer d'autant plus déterminants dans les choix des répondant(e)s qu'ils sont reportés à leur concept de soi, c'est-à-dire à la manière dont ils(elles) définissent leur identité sociale par rapport aux qualités, aptitudes et attitudes *relationnelles* ou *instrumentales* diversement impliquées dans les « normes de genre ». En effet, comme l'a montré Bem (1974), il existe une importante variabilité quant à l'intériorisation des traits *masculins* et *féminins* chez les individus des deux « sexes » (Bem, 1974 ; Spence, 1993). Ainsi, au-delà d'une conformité des hommes et des femmes à la « norme de genre » propre à leur « sexe », chaque individu dispose d'une certaine latitude pour endosser à la fois des traits correspondant à la « norme de genre » *masculine* et des traits renvoyant à la « norme de genre » *féminine* (individus *androgynes*) ou, au contraire, pour n'adopter aucune des deux « normes de genre » (individus *indifférenciés*) (Bem, 1974).

Étude 2

Cette étude introduisait quatre types d'« orientations de genre » (*indifférenciée* vs. *féminine* vs. *masculine* vs. *androgynie*, (Bem, 1974)) afin de retenir les participants adhérant de manière univoque aux « normes de genre » (*féminines* et *masculins*) et de saisir en fonction de celles-ci l'impact des « styles de manage-

ment » (*relationnel* vs. *instrumental*) sur la « propension des individus à devenir MANAGER ».

L'hypothèse avancée ici était que cette « propension à devenir MANAGER » serait d'autant plus marquée qu'il y a correspondance entre le « style de management » (*relationnel* vs. *instrumental*) et la « norme de genre » (*féminine* vs. *masculine*) endossée par la personne. Plus précisément, nous nous attendions à ce que les individus à orientation *féminine* seraient plus disposés à assumer le rôle de MANAGER *relationnel* que celui de MANAGER *instrumental*, tandis qu'à l'inverse les individus à orientation *masculine* seraient plus enclins à assumer le rôle de MANAGER *instrumental* plutôt que celui de MANAGER *relationnel*.

De même que pour la première étude, nous nous attendions à ce que la variable individuelle relative à la « nature des aspirations » (à l'« affiliation » ou à la « réussite ») jouerait un effet modérateur sur la propension à devenir MANAGER.

Méthode

Participants et plan expérimental

Cent cinquante quatre personnes s (âge moyen = 19,89 ; femmes ; $n = 117$), étudiant(e)s de la Faculté des Sciences Sociales, Politiques et Économiques et de la Faculté de Philosophie et Lettres de l'Université Libre de Bruxelles ont participé à cette étude. De ces participants, 78 femmes et hommes ont été retenus pour les analyses sur la base de leur adhésion à une « norme de genre » *féminine* ou *masculine*. Le plan quasi-expérimental inter-sujets 2 x 2 croisait la variable « style de management » (*relationnel* vs. *instrumental*) et la variable « norme de genre » (*féminine* vs. *masculine*), construite à partir des réponses des participants au questionnaire d'« orientation de genre » de Bem (1974).

Procédure, variables indépendantes et prédicteurs

La procédure suivie était identique à celle de la première étude.

La première partie du questionnaire, présentée ici aussi comme étant une étude sur les « opinions », reprenait les mêmes questions socio-biographiques ainsi que l'échelle mesurant la variable tenue pour modératrice (i.e., « besoin de *réussite* - d'*affiliation* » ; $\alpha = .64$), auxquelles s'ajoutait une variante de la traduction française de l'« inventaire des rôles sexuels » de Bem (Hurtig et Pichevin, 1997). Cette échelle, que nous avons pré-testée sur un échantillon d'étudiant(e)s de la même université, était composée de 21 traits contrebalancés par leur valence (6 traits *masculins* po-

Tableau 1 : Répartition des individus dans les 4 orientations de genre proposées par Bem (1974) selon les scores de masculinité et féminité obtenus

		Score de masculinité	
		Faible	Fort
Score de féminité	Faible (n)	Indifférenciés (43)	Masculins (44)
	Fort (n)	Féminins (34)	Androgynes (32)

sitifs et négatifs, 6 traits *féminins* positifs et négatifs, l'adjectif « masculin(e) », l'adjectif « féminin(e) », ainsi que 7 traits non pertinents en termes de genre). Les participant(e)s étaient invité(e)s à indiquer sur une échelle allant de 1 (pas du tout) à 7 (tout à fait) le degré auquel ils estimaient que les 21 traits pouvaient s'appliquer à eux/elles-mêmes. Sur la base de leurs réponses, nous avons calculé pour chaque participant(e) deux scores correspondant à la moyenne des réponses aux traits *féminins* (score de féminité ; $\alpha = .69$) et à la moyenne des réponses aux traits *masculins* (score de masculinité ; $\alpha = .70$). Les répondant(e)s ont été classé(e)s sur cette base dans l'une des quatre catégories présentées au tableau 1 et seul(e)s ceux/celles qui constituaient les catégories *féminins* et *masculins* ont été retenu(e)s pour les analyses.

Dans la deuxième partie du questionnaire étaient introduites les manipulations expérimentales. Comme dans l'étude précédente, nous avons annoncé aux participant(e)s que nous étions intéressées à connaître leur disponibilité à participer à une étude ultérieure au cours de laquelle ils auraient à assumer le rôle de MANAGER lors d'un jeu de rôle simulant le monde du travail. Selon la condition expérimentale, les participant(e)s lisaient une brève description du « style de management » qu'ils auraient à déployer pendant la simulation. Dans la condition « style *relationnel* », les participant(e)s lisaient la description suivante : « Vous devrez revêtir le rôle de « MANAGER-COLLABORATEUR », travaillant en groupe. Votre rôle comportera des prises de décision établies en consultant l'ensemble de l'équipe avec un style de direction orienté vers le groupe et la résolution des conflits pouvant surgir dans votre équipe. Vous devrez, enfin, évaluer le produit final auquel l'équipe a travaillé ». Dans la condition « style *instrumental* », ils/elles lisaient la description suivante : « Vous devrez revêtir le rôle de « MANAGER-CHEF », travaillant individuellement. Votre rôle comportera des prises de décision établies par vous-même avec un style de direction orienté vers la tâche et sa réalisation

rapide et efficace. Vous devrez, enfin, évaluer les membres de l'équipe sur la base de leur production individuelle ».

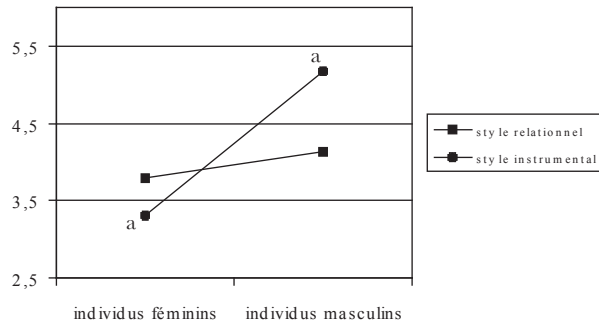
Les variables dépendantes étaient la propension à « assumer le rôle de MANAGER en général » ($\alpha = .59$), comme dans la première étude, et la propension à « assumer le rôle du MANAGER » ($\alpha = .87$), tel que décrit dans la présentation du « style de management » attendu (*relationnel* vs. *instrumental*).

Résultats

Le but de cette deuxième étude était de mettre en évidence l'impact de l'adhésion aux « normes de genre » (*féminine* vs. *masculine*), plutôt que celui du « sexe » biologique, sur la propension à l'ascension hiérarchique dans le cadre de rôles de MANAGER définis comme *instrumental* ou *relationnel*. Les analyses ont donc porté sur les participants classés dans les catégories *masculine* et *féminine* de l'inventaire des rôles sexuels de Bem. Cette catégorisation s'avère être congruente avec la « nature des aspirations », puisque le calcul de l'écart à la moyenne de l'échelle ($M = 1.5$) montre que le score moyen des individus *masculins* se rapproche du pôle *réussite* ($m = 1.44$, $t(43) = 2.15$, $p < .05$) et celui des individus *féminins* se rapproche au contraire du pôle *affiliation* ($m = 1.65$, $t(33) = 6.83$, $p < .001$). Comme l'étude précédente n'avait révélé aucun effet du « sexe » des sujets et des manipulations expérimentales sur la propension à devenir MANAGER en général, nous avons effectué une analyse de variance selon un plan 2 (« style de management » *relationnel* vs. *instrumental*) \times 2 (« norme de genre » *masculine* vs. *féminine*) sur cette variable, laquelle n'a révélé aucune interaction ($F(1,50) = 3.31$; $p = \text{n.s.}$) mais un effet principal de la variable « norme de genre » ($m^{\text{fém}} = 4.18$; $m^{\text{mas}} = 4.94$; $F(1,50) = 6.14$; $p < .05$). Toutefois, une analyse médiationnelle (Baron et Kenny, 1986) montre que l'effet simple obtenu en régressant la propension à assumer le rôle de MANAGER *général* sur la « norme de genre » ($\beta = .359$; $p < .01$) disparaît si l'on contrôle l'attitude envers le rôle de MANAGER *spécifique*, ($\beta = .099$; $p = \text{n.s.}$). Autrement dit, la propension à assumer un rôle de MANAGER en général n'est pas affectée par la « norme de genre » en tant que telle.

Concernant la propension à assumer le rôle du MANAGER *spécifique*, une ANOVA sur les réponses à cette échelle en fonction du « style de management » (*relationnel* vs. *instrumental*) et de la « norme de genre » (*féminine* vs. *masculine*) (cf. figure 3, ci-contre) a dévoilé un effet simple de la « norme de genre » ($m^{\text{fém}} = 3.56$; $m^{\text{mas}} = 4.65$; $F(1,50) = 8.72$; $p < .005$) indiquant

Figure 3 : Propension à devenir MANAGER spécifique selon l'adhésion à la « norme de genre » et le « style de management » (étude 2)



NOTE : Les scores partageant l'indice (a) sont différents à $p < .001$

une « propension à devenir MANAGER spécifique » plus marquée chez les individus masculins que féminins, ainsi qu'une interaction entre les deux variables ($F(1,50) = 4.22$; $p < .05$)⁶.

Comme le montre la figure 3, les individus normativement féminins diffèrent des individus normativement masculins dans leur volonté de devenir MANAGER, mais cette différence est significative dans la condition « MANAGER instrumentale » et non dans la condition « MANAGER relationnelle ».

En d'autres termes, les participant(e)s ayant déclaré une « norme de genre » féminine se révèlent plus réticents que les participant(e)s adhérant à la « norme de genre » masculine à adopter le rôle du MANAGER instrumentale, un résultat qui va dans le sens de notre hypothèse.

Enfin, dans la conceptualisation du genre en termes normatifs que nous avons retenue pour cette recherche, la « nature des aspirations » (réussite vs. affiliation) est à considérer comme l'un des aspects constitutifs de la « norme de genre », ce que l'examen des scores masculins et féminins sur cette échelle « besoins de réussite-besoin d'affiliation » a confirmé. Corroborant cette idée, une analyse corrélatoire a montré que cette variable n'est pas significativement corrélée avec le « sexe » ($r = -.042$; $p = n.s$; le pôle positif des échelles renvoie au besoin d'affiliation et à la catégorie hommes), mais est bien significativement corrélée avec la « norme de genre » ($r = -.297$; $p < .001$; le pôle positif des échelles renvoie au besoin

d'affiliation et à l'adhésion à la norme de genre masculine). Au vu de ces résultats, et contrairement à la première étude, il n'est pas surprenant que la variable « besoin de réussite – besoin d'affiliation » ne joue ici aucun rôle médiateur sur la propension à assumer le rôle de MANAGER spécifique, lorsque la variable « style de management » est incluse dans le modèle ($\beta = .43$; $p = n.s.$).

Discussion

Les résultats de cette deuxième étude prolongent les enseignements de la première quant à l'impact de dimensions du contexte organisationnel sur la propension à gravir les échelons hiérarchiques. Ils questionnent le rôle attribué de manière unilatérale à des variables psychologiques, telles que la peur du succès (Horney, 1969b). La présente étude montre en effet que les dimensions des organisations, et en particulier le « style de management » qu'elles préconisent, affectent le degré auquel les individus sont prêts à prendre des responsabilités. En fonction de l'adhésion des personnes à une « norme de genre » féminine ou masculine, les préférences pour les modèles de MANAGER relationnel (« MANAGER-COLLABORATEUR ») et instrumentale (« MANAGER-CHEF ») tendent à s'inverser : les personnes féminines s'orienteraient de préférence vers le « style relationnel », tandis que les personnes masculines seraient plutôt enclines à adopter le « style instrumentale ». Le point central à souligner toutefois est que si le « style relationnel » jouit d'une faveur égale pour les deux groupes, il n'en va pas de même du « style instrumentale », que les individus masculins adopteraient dans une bien plus grande mesure que les individus féminins. Les données de cette étude suggèrent que l'adhésion à la « norme de genre » féminine, qui donne la primauté à l'affiliation sur la réussite, pourrait entrer en conflit avec une norme organisationnelle qui sacrifie la première en faveur d'une préoccupation pour la performance et le résultat. De manière complémentaire, elles laissent supposer que les individus normativement masculins, y compris lorsqu'ils ont opté, comme c'est le cas de nos participants, pour une orientation professionnelle féminisée telle que les sciences sociales ou les lettres, présentent une propension à adopter des positions de pouvoir tendanciellement autoritaires – celles de « MANAGER-CHEF » plutôt que de « COLLABORATEUR » – dans une plus grande mesure que les individus normativement féminins. Le fait que

6. Concernant les individus « indifférenciés » et les individus « androgynes », les premiers montrent indistinctement une faible propension envers les deux « styles de management » ($m^{\text{style-relat}} = 4.25$, $m^{\text{style-instr}} = 3.72$, $t(41) = 1.26$; $p = n.s.$), et les seconds tendent à préférer nettement le « style de management » relationnel ($m = 5,53$) à celui instrumental ($m = 4,41$) ($t(30) = 2,69$; $p < .05$).

ces effets concernent des *hommes* et des *femmes* dont l'identité est socialement construite comme *féminine* ou *masculine* doit être souligné comme révélant l'impact de modèles socialement construits plutôt qu'un effet général du « sexe » en tant que tel. Ce n'est donc pas parce qu'ils sont *hommes* que nos participants préfèrent devenir chefs mais parce qu'ils adhèrent à un modèle social déclinant le chef au *masculin*. Ce n'est pas parce qu'elles sont *femmes* que les participantes s'en détournent mais parce qu'elles adhèrent à un modèle social où la *femme* est censée avant tout s'occuper des autres, et où les *hommes* sont censés commander.

Discussion générale

Les études présentées dans la présente contribution s'inscrivent dans une réflexion et une ligne de recherche abordant la question du « plafond de verre » sous l'angle des modèles et des valeurs que promeuvent les organisations. Ces modèles, ainsi que ceux qui sont socialement valorisés pour chacun des sexes, devraient être pris en considération dans des problématiques telles que l'égalité des chances, la « réussite professionnelle » et la mobilité sociale. Les obstacles d'ordre symbolique à la réalisation et à la poursuite d'une carrière professionnelle viendraient se conjuguer aux empêchements plus explicitement liés à l'organisation des sphères publiques et privées pour freiner les femmes dans le monde professionnel. Nous avons entrepris l'étude de ces questions par le biais de l'expérimentation, qui présente l'avantage de pouvoir isoler, parmi la pluralité des déterminants qui rendent l'accès au pouvoir plus difficile pour les femmes, la contribution unique de facteurs liés aux perceptions du monde du travail et à l'identité endossée par les individus. Certainement, les limites de cette démarche, surtout si l'on considère que nos hypothèses sont testées auprès d'une population particulière d'étudiant(e)s, se doivent d'être soulignées. Il importe donc de les prendre avec prudence et d'envisager l'extension de l'approche proposée ici à d'autres populations.

Tout en les envisageant avec la précaution qui s'impose, nous pensons pouvoir considérer les résultats de ces deux études comme allant dans le sens de l'hypothèse générale que nous proposons. Nos données suggèrent, en effet, qu'il n'y aurait pas un « effet de sexe » en vertu duquel les femmes se détourneraient du pouvoir comme tel, mais une préférence de leur part à assurer des tâches de direction dans des cadres professionnels à finalités humaines et sociales plutôt que productivistes et à assurer un leadership démocratique plutôt qu'autoritaire. Ces

résultats viennent conforter une abondante littérature portant sur la différence des genres (*pour une revue, voir Deaux et LaFrance, 1998*), tout en rappelant le caractère socialement construit de cette différence (*Eagly, 1987*).

Concernant l'ascension sociale, il s'agit donc, du moins dans le cas des femmes, de questionner les normes et représentations liées à la mobilité individuelle ascendante, et non de se limiter à des prédictions en termes de force de l'identification à un groupe d'appartenance (*Schmitt, Ellemers et Branscombe, 2003*), de perception du degré d'ouverture des frontières entre les groupes (*Ellemers, Van Knippenberg et Wilke, 1990; Tajfel, 1975*), ou encore de l'alternative entre mobilité individuelle et changement social (*Wright et Taylor, 1998; Wright, Taylor et Moghaddam, 1990*). Les contenus associés au masculin et au féminin sont à prendre en compte pour comprendre les dilemmes qui se posent aux femmes face aux exigences divergentes des univers professionnels et familiaux, dilemmes qui sont susceptibles de les amener à des dynamiques d'« auto-sélection » (*van Vianen et Fischer, 2002*), quand ce n'est pas d'« auto-handicap » (*Lorenzi-Cioldi, 2002*).

S'il convient d'examiner les attitudes des femmes en matière d'ascension hiérarchique, nos résultats suggèrent qu'il importe aussi de se pencher sur les significations que les hommes assignent à la course au pouvoir. L'inclinaison manifestée par nos participants adhérant à la norme de genre *masculine* vers l'adoption du rôle de MANAGER-CHEF, qui « prend ses décisions sans consulter l'équipe, etc. » est à souligner, tant il est vrai que s'il y a des normes dans une organisation, il y a aussi des individus prêts à les suivre, voire à les induire. Or, à une époque où la question de la « souffrance au travail » se pose avec force, il n'est pas inutile de rappeler les résultats de la fameuse expérience de Lewin (*Lewin, Lippitt et White, 1939*), montrant que, si le leadership autoritaire et le leadership démocratique sont équivalents du point de vue des performances, le second se révèle bien supérieur au premier en ce qui concerne la satisfaction. L'exigence de se conformer à des attentes renvoyant à un modèle de leadership où se conjuguent pouvoir et masculinité joue sans doute un rôle de repoussoir pour nombre de femmes. De fait, comme le souligne Françoise Belle pour les femmes cadres, celles-ci « vivent une certaine tension entre une inclinaison à valoriser leur groupe d'appartenance et une norme sociale qui dicte les propriétés et les qualités souhaitables chez un cadre, norme à laquelle, dans le contexte professionnel, les hommes sont immédiatement identifiés » (*Belle, 1991; p. 177*).

Ces représentations différentielles des capacités et caractéristiques *féminines* et *masculines* en ce qui concerne la direction et le pouvoir, ainsi que la primauté du modèle *masculin-instrumental* qui persiste de nos jours dans les représentations des modes de fonctionnement des organisations, tels sont les aspects que nous avons entrepris d'aborder et qui ressortent d'une lecture transversale des études présentées ici. D'autres recherches devront cependant s'efforcer d'identifier de manière plus fine les ressorts psychosociologiques du « plafond de verre », notamment en termes de projets de vie, représentations de la réussite et gestion des logiques psychosociales de divers espaces de vie, pour venir étayer empiriquement l'idée selon laquelle « le monde du travail n'est pas fermé aux femmes : il n'est pas adapté » (Héritier, 2002 ; p. 369).

RÉFÉRENCES

- ATWATER L. E., BRETT J. F., WALDMAN D., DI MARE L. et HAYDEN M. V. (2004): Men's and women's perceptions of the gender typing of management subroles. *Sex Roles*, Vol. 50, N°3-4, p. 191-199.
- BALES R. F. (1950): *Interaction process analysis: A method for the study of small groups*. Reading, Addison-Wesley.
- BARON R. M. et KENNY D. A. (1986): The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 51, N°6, p. 1173-1182.
- BELLE F. (1991): *Être femme et cadre*. Paris, L'Harmattan.
- BELLE F. (1995): Les femmes et le pouvoir organisationnel. In G. Mugny et D. Oberlé et J.-L. Beauvois (Dirs.), *Relations humaines groupes et influence sociale* (Vol. 1, pp. 181-183). Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble.
- BEM S. L. (1974): The measurement of psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, Vol. 42, N°2, p. 155-162.
- BLAKE R. R. et MOUTON J. S. (1980): *Les deux dimensions du management*. Paris, Éditions d'organisation.
- BLAU P. M. et SCOTT W. F. (1962): *Formal Organizations*. San Francisco, Chandler Publishing Company.
- BRYMAN A. (1987): The generalizability of implicit leadership theory. *Journal of Social Psychology*, Vol. 127, N°2, p. 129-141.
- BURGESS D. et BORGIDA E. (1999): Who women are, who women should be: Descriptive and prescriptive gender stereotyping in sex discrimination. *Psychology, Public Policy, and Law*, Vol. 5, N°3, p. 665-692.
- BURN S. M. (1996): *The social psychology of gender*. New York, McGraw-Hill, Inc.
- CARLI L. L. et EAGLY A. H. (1999): Gender effects on social influence and emergent leadership. In G. N. Powell (Dir.), *Handbook of gender and work* (pp. 203-222). Thousand Oaks, Sage Publications Inc.
- COMMISSION EUROPÉENNE (1998): *100 mots pour l'égalité : glossaire de termes sur l'égalité entre les femmes et les hommes* (CE-10-97-162-**-C).
- DEAUX K. et LAFRANCE M. (1998): Gender. In D. T. Gilbert (Dir.), *The handbook of social psychology* (pp. 788-827). New York, McGraw-Hill.
- DELOBBE N. et VANDENBERGHE C. (2004): La culture organisationnelle. In E. Brangier et A. Lancry et C. Louche (Dirs.), *Les dimensions humaines du travail : Théorie et pratique de la psychologie du travail et des organisations* (pp. 503-533). Nancy, Presses Universitaires de Nancy.
- DEUTSCH M. (1990): Forms of social organization: Psychological consequences. In H. T. Himmelweit et G. Gaskell (Dir.), *Societal psychology* (pp. 157-176). Newbury Park, Sage Publications Inc.
- DOISE W. (1982): *L'explication en psychologie sociale*. Paris, Presses Universitaires de France.
- EAGLY A. H. (1987): *Sex differences in social behavior: A social-role interpretation*. Hillsdale, Lawrence Erlbaum Associates.
- EAGLY A. H. et JOHANNESSEN-SCHMIDT M. C. (2001): The leadership styles of women and men. *Journal of Social Issues*, Vol. 57, N°4, p. 781-797.
- EAGLY A. H., JOHANNESSEN-SCHMIDT M. C. et VAN ENGEN M. L. (2003): Transformational, transactional, and laissez-faire leadership styles: A meta-analysis comparing women and men. *Psychological Bulletin*, Vol. 129, N°4, p. 569-591.
- EAGLY A. H. et JOHNSON B. T. (1990): Gender and leadership style: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, Vol. 108, N°2, p. 233-256.
- EAGLY A. H. et KARAU S. J. (2002): Role congruity theory of prejudice toward female leaders. *Psychological Review*, Vol. 109, N°3, p. 573-598.
- EAGLY A. H., MAKHJANI M. G. et KLONSKY B. G. (1992): Gender and the evaluation of leaders: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 111, p. 3-22.
- EDEN D. et LEVIATAN U. (1975): Implicit leadership theory as a determinant of the factor structure underlying supervisory behavior scales. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 60, N°6, p. 736-741.
- ELLEMERS N., VAN KNIPPENBERG A. et WILKE H. A. (1990): The influence of permeability of group boundaries and stability of group status on strategies of individual mobility and social change. *British Journal of Social Psychology*, Vol. 29, N°3, p. 233-246.
- EUROSTAT E. C. (2002): *The life of women and men in Europe - A statistical portrait - Data 1980-2000*. Luxembourg, Office for Official Publications of the EC.
- FIEDLER F. E. et CHEMERS M. M. (1974): *Leadership and effective management*. Glenview, Scott Foresman.
- FISKE S. T. et STEVENS L. E. (1998): What's so special about sex? Gender stereotyping and discrimination. In D. L. Anselmi et A. L. Law (Dir.), *1998* (pp. 232-245). Boston, McGraw-Hill.
- FORTINO S. (2002): *La mixité au travail*. Paris, La Dispute/SNÉDIT.
- GEERTZ C. (1973): *Interpretation of Cultures*. New York, Basic Books.
- GLICK P. et FISKE S. T. (1999): Sexism and other "isms": Independence, status, and the ambivalent content of stereotypes. In W. B. Swann, Jr. (Dir.), *Sexism and stereotypes in modern society: The gender science of Janet Taylor Spence* (pp. 193-221). Washington, American Psychological Association.
- GUIMOND S. (2001): Epistemic authorities in higher education: The relative influence of peers, faculty and courses on attitude formation and change. In G. Mugny et F. Butera (Dir.), *Social influence in social reality: Promoting individual and social change* (pp. 211-223). Ashland, Hogrefe et Huber Publishers.
- GUTER B. A. et MORASCH B. (1982): Sex-ratios, sex-role spillover, and sexual harassment of women at work. *Journal of Social Issues*, Vol. 38, N°4, p. 55-74.
- HATCH M. J. (1993): The Dynamics of Organizational Culture. *Academy of Management Review*, Vol. 18, N°4, p. 657-663.
- HATCH M. J. (2000): *Théorie des organisations : de l'intérêt de perspectives multiples*. Bruxelles, DeBoeck Université.
- HELLMAN M. E. (1983): Sex bias in work settings: The Lack of Fit model. *Research in Organizational Behavior*, 5, p. 269-298.
- HELLMAN M. E. (2001): Description and prescription: How gender stereotypes prevent women's ascent up the organizational ladder. *Journal of Social Issues*, Vol. 57, N°4, p. 657-674.
- HÉRITIER F. (2002): *Masculin/féminin II : dissoudre la hiérarchie*. Paris, Odile Jacob.

- HORNER M. S. (1969a): Fail: Bright women. *Psychology Today*, 3(6), 36-38, p. 62.
- HORNER M. S. (1969b): Sex differences in achievement motivation and performance in competitive and non-competitive situations. *Dissertation Abstracts International.*, Vol. 30, N°1B, p. 407.
- HUPPERT-LAUFER J. (1982): *La féminité neutralisée ? Les femmes cadres dans l'entreprise*. Paris, Flammarion.
- HURTIG M. C. et PICHEVIN M. F. (Dir.) (1997): *Sexe et pouvoir / Sex, gender and power*. Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble.
- KANTER R. M. (1977): *Men and women of the corporation*. New York, Basic Books.
- KERGOAT D. (2002): *Travail des hommes, travail des femmes : le mur invisible*. Paris, L'Harmattan.
- KIRCHLER E. (1997): The unequal equality : social stereotypes about female and male entrepreneurs. *Revue internationale de psychologie sociale*, Vol. 10, N°2, p. 63-77.
- LEWIN K., LIPPITT R. et WHITE R. K. (1939): Patterns of aggressive behavior in experimentally created "social climates." *Journal of Social Psychology*, 10, p. 271-299.
- LINDGREN H. C. (1976): Measuring need to achieve by nAch-nAFF Scale: A forced-choice questionnaire. *Psychological Reports*, Vol. 39, N°3, p. 907-910.
- LORENZI-CIOLDI F. (1988): *Individus dominants et groupes dominés : images masculines et féminines*. Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble.
- LORENZI-CIOLDI F. (2002): *Les représentations des groupes dominants et dominés*. Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble.
- LORENZI-CIOLDI F. et BUSCHINI F. (2005): Vaut-il mieux être une femme qualifiée ou être qualifiée de femme ? Effets paradoxaux de la catégorisation dans la discrimination positive. In M. Sanchez Mazas et L. Licata (Dir.), *L'autre, Regards psychosociaux*. (pp. 279-308). Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble.
- MAIER M. (1999): On the gendered substructure of organization: Dimensions and dilemmas of corporate masculinity. In G. N. Powell (Dir.), *Handbook of gender and work* (pp. 69-94). Thousand Oaks, Sage Publications Inc.
- McCLELLAND D. C. (1987): *Human motivation*. Cambridge, Cambridge University Press.
- McCLELLAND D. C., ATKINSON J. W., CLARK R. A. et LOWELL E. L. (1953): *The achievement motive*. New York, Appleton-Century-Crofts.
- MOSCOVICI S. (1961): *La psychanalyse, son image et son public. Étude sur la représentation sociale de la psychanalyse*. Paris, Presses Universitaires de France, (2e édition 1976).
- OBERLÉ D. (1995): Le leadership. In G. Mugny et D. Oberlé et J.-L. Beauvois (Dir.), *Relations humaines, groupes et influence sociale* (Vol. 1, pp. 111-126).: Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble.
- PARSONS T. et BALES R. F. (1955): *Family, Socialization and Interaction Process*. Glencoe, Free Press.
- POWELL G. N., BUTTERFIELD D. A. et PARENT J. D. (2002): Gender and managerial stereotypes: Have the times changed? *Journal of Management*, 28, p. 177-193.
- PRENTICE D. A. et CARRANZA E. (2002): What women should be, shouldn't be, are allowed to be, and don't have to be: The contents of prescriptive gender stereotypes. *Psychology of Women Quarterly*, Vol. 26, N°4, p. 269-281.
- SANCHEZ-MAZAS M. et CASINI A. (2005): Égalité formelle et obstacles informels à l'ascension professionnelle: les femmes et l'effet "plafond de verre". *Social Science Information/sur les sciences sociales*, Vol. 44, N°1, p. 141-173.
- SCHEIN V. E. (1973): The relationship between sex-role stereotypes and requisite management characteristics. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 57, p. 95-100.
- SCHEIN V. E. (2001): A global look at psychological barriers to women's progress in management. *Journal of Social Issues*, Vol 57, N°4, p. 675-688.
- SCHEIN V. E., MUELLER R., LITUCHY T. et LIU J. (1996): Think manager-think male: A global phenomenon? *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 17, N°1, p. 33-41.
- SCHMITT M. T., ELLEMERS N. et BRANSCOMBE N. R. (2003): Perceiving and responding to gender discrimination in organizations. In S. A. Haslam et D. Van Knippenberg et M. J. Platow et N. Ellemers (Dir.), *Social identity at work: Developing theory for organizational practice* (pp. xvi, 374). New York, Psychology Press.
- SID A. K. et Lindgren H. C. (1982): Achievement and affiliation motivation and their correlates. *Educational and Psychological Measurement*, Vol. 42, N°4, p. 1213-1218.
- SIDANIUS J., VAN LAAR C., LEVIN S. et SINCLAIR S. (2003): Social hierarchy maintenance and assortment into social roles: A social dominance perspective. *Group Processes and Intergroup Relations*, Vol. 6, N°4, p. 333-352.
- SIEHL C. et MARTIN J. (1984): The role of symbolic management: How can managers effectively transmit organizational culture? In J. G. Hunt et D. Hosking et C. Schriesheim et R. Stewart (Dir.), *Leaders and Managers: International Perspectives on Managerial Behavior and Leadership* (Vol. 7, p. 227-239). New York, Pergamon Press.
- SIMMONS W. W. (11 janvier 2001): *When it comes to choosing a boss, Americans still prefer men. Even women prefer a male boss by two-to-one margin*. Gallup Pool. Consulté le 21 septembre 2004 à l'adresse <http://gallup.com/poll/content/login.aspx?ci=2128>.
- SPENCE J. T. (1993): Gender-related traits and gender ideology: Evidence for a multifactorial theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 64, N°4, p. 624-635.
- STOGDILL R. M. (1974): *Handbook of Leadership. A survey of theory and research*. New York, Free Press.
- TAJFEL H. (1972): Experiments in a vacuum. In H. Tajfel (Dir.), *The context of social psychology : A critical assessment* (p. 69-119). Londres, Academic Press.
- TAJFEL H. (1975): The exit of social mobility and the voice of social change: Notes on the social psychology of intergroup relations. *Social Science Information/sur les sciences sociales*, Vol. 14, N°2, p. 101-118.
- TAJFEL H. et TURNER J. C. (1979): An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin et S. Worchel (Dir.), *The Social Psychology of Intergroup Relations* (p. 33-47). Monterey, Brooks-Cole.
- TAJFEL H. et TURNER J. C. (1986): The social identity theory of intergroup behavior. In S. Worchel et W. G. Austin (Dir.), *Psychology of intergroup relations* (p. 7-24). Chicago, Nelson-Hall.
- VAN VIANEN A. E. M. et FISCHER A. H. (2002): Illuminating the glass ceiling: The role of organizational culture preferences. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, Vol. 75, N°3, p. 315-337.
- WOOD W., CHRISTENSEN P. N., HEBL M. R. et ROTHGERBER H. (1997): Conformity to sex-typed norms, affect, and the self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 73, N°3, p. 523-535.
- WRIGHT S. C. et TAYLOR D. M. (1998): Responding to Tokenism: Individual action in the face of collective injustice. *European Journal of Social Psychology*, Vol. 28, N°4, p. 647-667.
- WRIGHT S. C., TAYLOR D. M. et MOGHADDAM F. M. (1990): Responding to membership in a disadvantaged group: From acceptance to collective protest. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 58, N°6, p. 994-1003.