

# Structure latente et validation de la version française de l'Ambivalent Sexism Inventory : l'échelle de sexisme ambivalent

Benoit Dardenne<sup>\*1</sup>, Nathalie Delacollette<sup>1</sup>, Christine Grégoire<sup>1,2</sup>  
et Delphine Lecocq<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> Université de Liège

<sup>2</sup> Fonds National Belge de la Recherche Scientifique

## RÉSUMÉ

L'Ambivalent Sexism Inventory de Glick et Fiske (1996) est une mesure du sexisme hostile (antipathie sexiste) et du sexisme bienveillant (attitude subjectivement positive envers les femmes). Cet article propose une version française de cette mesure, l'Échelle de Sexisme Ambivalent (ESA). Trois études sont proposées afin d'établir la validité de cette nouvelle échelle de sexisme. La première étude est une application du modèle étendu de Rasch qui confirme les qualités psychométriques de l'ESA. La seconde étude établit les validités structurale et prédictive de l'échelle, grâce à une analyse de covariance. Enfin, les validités discriminante et convergente de l'ESA sont évaluées dans la troisième étude, par comparaison à l'Échelle de Néosexisme (Tougas, Brown, Beaton et Joly, 1995) et à l'Échelle de Dominance Sociale (Sidanius et Pratto, 1999). Nous discuterons ensuite des implications pratiques et théoriques de cette échelle.

## Latent Structure of the French Validation of the Ambivalent Sexism Inventory : Échelle de Sexisme Ambivalent

### ABSTRACT

Glick and Fiske's (1996) Ambivalent Sexism Inventory is a measure of hostile sexism (sexist antipathy) and benevolent sexism (a subjectively positive attitude toward women). This paper proposes a French version of this scale, the Échelle de Sexisme Ambivalent (ESA). Three studies on more than 1 000 participants established the validity of this new scale. The first one is the application of Rasch's extended model that confirmed the psychometrical qualities of the ESA, for both male and female participants. The second study established the structural and predictive validity in a covariance analysis. This study again showed that both male and female participants displayed the same structural pattern. Next, both discriminant and convergent validity were assessed, by comparison to the Neosexism Scale (Tougas, Brown, Beaton and Joly, 1995) and the Social Dominance Scale (Sidanius and Pratto, 1999). Finally, practical and theoretical implications are discussed.

---

\*Psychologie sociale – Département des Sciences Cognitives,  
Université de Liège, 5, Boulevard du Rectorat (B-32), 4000 Liège, Belgique.  
b.dardenne@ulg.ac.be

Les préjugés s'expriment sous la forme d'antipathie et d'hostilité. Telle est la conception généralement admise par le monde scientifique comme par la communauté au sens large. Il ne fait guère de doute, en effet, que le sexisme et le racisme constituent des formes négatives de discrimination et de stéréotypisation. Cependant, la vraie nature du préjugé contient sans doute également une orientation « bienveillante », subjectivement positive, faite de protection, d'idéalisation et d'affection.

La notion de sexisme hostile demande peu d'explication. Cette forme de préjugé correspond à la définition classique (Allport, 1954) et est basée sur une idéologie de domination et de supériorité masculine ainsi que sur une forme hostile de sexualité. Les exemples de sexisme hostile sont nombreux. Ils incluent le harcèlement sexuel, l'humour et les remarques sexistes, les violences physiques, etc. Dans presque toutes les cultures, les femmes ont un statut inférieur à celui des hommes et n'ont pas le même accès au marché du travail (voir, par exemple, Benokraitis, 1997 ; De Meyer, Ceulemans et Meulders, 1999). Selon l'INSEE<sup>1</sup>, en France, à temps de travail égal, près de la moitié de l'écart salarial entre hommes et femmes peut s'interpréter comme résultant d'une discrimination sexuelle. Même lorsqu'elles occupent un poste de direction de société, les françaises gagnent en moyenne 50 % de moins que leurs homologues masculins ! Des lois ont été promulguées dans de nombreux pays afin de remédier à cette forme très visible de sexisme (e.g., Dardenne, 2000).

L'idée que le sexisme puisse aussi s'exprimer sous une forme bienveillante et charitable semble presque paradoxale ! Nous définissons le sexisme bienveillant comme une attitude subjectivement positive, teintée de chevalerie, d'idéalisation et de condescendance envers les femmes, mais objectivement négative car maintenant celles-ci dans un rôle et un statut inférieurs. Cette discrimination sexuelle subtile transparait sous différentes formes. La « chevalerie condescendante » est une attitude paternaliste et protectrice envers les femmes, qui mène par exemple un patron à ne pas critiquer une employée, comme s'il s'agissait d'une enfant qu'il ne faut pas perturber. Une autre forme de sexisme bienveillant consiste à idéaliser la « pureté » morale de la femme en la plaçant sur un piédestal tel un objet précieux et fragile qu'il faut donc à tout prix protéger.

La sociologie a particulièrement bien documenté cette forme de sexisme et ses conséquences négatives dans l'enseignement, à l'armée, ou en politique (e.g., Kahn, 1996 ; Benokraitis, 1997). La recherche empirique en psychologie sociale a également étayé cette idée de sexisme bienveillant. Eagly et Mladinic (1993) ont montré que les hommes et les femmes ont

<sup>1</sup> Disponible à l'adresse internet suivante : <http://www.insee.fr>

une attitude très positive envers les femmes en général, leur attribuant de nombreuses caractéristiques et traits de personnalité positifs. Cependant, à y regarder de plus près, on s'aperçoit que ces caractéristiques favorables sont principalement du type « communal », c'est-à-dire qu'elles dénotent un stéréotype d'amabilité, de sociabilité et de gentillesse associé généralement à un rôle et à un statut de subordonné (e.g., Ridgeway, 1992).

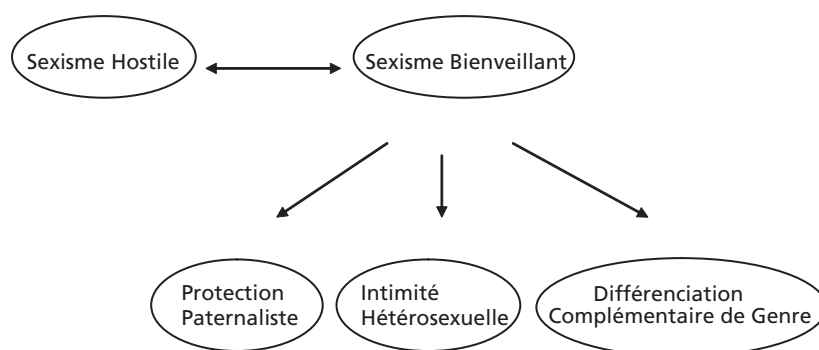
La coexistence de ces deux formes de sexisme, tant au niveau individuel que sociétal, serait la marque d'une légitimation idéologique visant à justifier et maintenir l'inégalité entre groupes sexuels (Glick et Fiske, 2001b). La concomitance d'hostilité et de bienveillance et leur influence réciproque permettraient au groupe masculin d'assurer de manière particulièrement « efficace » sa domination sur le groupe féminin, conservant ainsi les avantages liés à un statut élevé tout en recevant les faveurs du groupe dominé (Guttentag et Secord, 1983 ; Jost et Banaji, 1994 ; Sidanius et Pratto, 1999 ; Jost et Major, 2001 ; Jost et Hunyady, 2002). Selon Jackman (1994), les groupes dominants préfèrent agir de manière bienveillante envers les subordonnés, car ainsi ces derniers s'accommodent de leur statut et acceptent leur rôle d'infériorité (Haines et Jost, 2000 ; Rudman et Heppen, 2003), et vont même parfois jusqu'à soutenir idéologiquement le système social et les autorités (Jost, Pelham, Sheldon et Sullivan, 2003). L'hostilité est réservée aux subordonnés qui ne se conformeraient pas à leur rôle ou remettraient trop en question l'inégalité sociale.

L'Ambivalent Sexism Inventory (ASI) de Glick et Fiske (1996, 2001a ; Glick, Fiske et al., 2000) a été conçu pour mesurer les différences individuelles à la fois de sexisme hostile et de sexisme bienveillant. Cette échelle est constituée de 22 items de type Likert et a été validée dans une série d'études, à la fois sur un public américain (Glick et Fiske, 1996) et international (Glick, Fiske et al., 2000). Onze items constituent la sous-échelle de Sexisme Hostile (SH) et évaluent dans quelle mesure les personnes ont une vue conflictuelle des relations de genre dans lesquelles les femmes rechercheraient le contrôle sur les hommes. Les items de Sexisme Bienveillant (SB), quant à eux, présentent la femme comme une créature pure qui doit être respectée et adorée mais également aidée et protégée. Cette sous-échelle de SB est elle-même composée de 3 dimensions : la Protection Paternaliste (PP), l'Intimité Hétérosexuelle (IH) et la Différenciation Complémentaire de Genre (DCG). Ces trois dimensions évaluent différentes formes que peut prendre le sexisme bienveillant<sup>1</sup>. Après avoir

<sup>1</sup> D'après Glick et Fiske (1996; 2001a), ces trois dimensions sous-tendent également la sous-échelle de SH même si, empiriquement, cette sous-échelle est apparue unidimensionnelle.

décrit les caractéristiques et avantages principaux de cette échelle, nous précisons les objectifs de notre étude.

L'ASI possède une très bonne validité convergente, discriminante et prédictive (Glick et Fiske, 1996). Les analyses confirmatoires menées sur des échantillons issus de 19 pays (Glick, Fiske et al., 2000) établissent que la structure de l'ASI, présentée dans la Figure 1, est très satisfaisante et produit un meilleur ajustement aux données que d'autres structures plus simples (i.e., un seul facteur de sexisme ou les deux sous-échelles de SH et SB considérées comme unidimensionnelles). Les sous-échelles SH et SB sont positivement corrélées, aussi bien pour les hommes que pour les femmes, mais prédisent indépendamment l'une de l'autre l'attitude envers le groupe des femmes (ce qui explique le caractère ambivalent du sexisme, voir Glick, Diebold, Bailey-Werner et Zhu, 1997). Par ailleurs, les femmes ont un score inférieur à celui des hommes sur les deux sous-échelles, particulièrement sur l'échelle de SH.



**Figure 1.** Représentation des composantes et de la structure de l'Ambivalent Sexism Inventory.

**Figure 1.** Factor structure of the Ambivalent Sexism Inventory.

De nombreuses études ont récemment démontré que la distinction entre SH et SB ainsi qu'entre les scores à chacune de ces sous-échelles n'est pas que conceptuelle ou psychométrique. Sakalli et Glick (2003) ont montré que le SB, mais pas le SH, prédisait une attitude négative envers des jeunes filles ayant eu des rapports sexuels avant le mariage. Dans le même ordre d'idée, une étude de Abrams, Viki, Masser et Bohner (2003) indique que les individus hauts en SB sont particulièrement enclins à

blâmer la victime d'un viol commis lors d'une relation consentante au départ. Dans cette étude, comme dans la précédente, le niveau de SH des participants n'influence pas leur jugement. Il semble que les individus hauts en SB ne soient pas prêts à tolérer qu'une femme ne se conforme pas à la norme de « pureté ». Les personnes ayant un score élevé en SH, quant à elles, sont plus tolérantes vis à vis des blagues sexistes que ne le sont les personnes ayant un score bas en SH (Ford, Wentzel et Lorion, 2001) ainsi que plus promptes à dénier aux femmes la possibilité de ressentir des émotions uniquement « humaines » (Viki et Abrams, 2003 ; voir Leyens, Desert, Croizet, et Darcis, 2000).

Malgré les qualités psychométriques indéniables de l'ASI, plusieurs questions importantes restent pour l'instant en suspens. L'objectif de cette recherche, outre l'évaluation de la validité « classique » d'une version en langue française de l'ASI, appelée Échelle de Sexisme Ambivalent (ESA), est de tenter de répondre à trois interrogations principales. La première interrogation concerne les qualités psychométriques de l'ESA ; la seconde touche aux validités structurale et prédictive de cette échelle ; enfin, la troisième porte sur les validités convergente et discriminante de cet outil. La qualité d'un instrument de mesure est traditionnellement évaluée par sa seule fidélité, souvent via l'alpha de Cronbach, ainsi que par une analyse factorielle qui permet d'établir le nombre de dimensions du construit. Ces pratiques sont cependant critiquables. Ainsi, bien que très souvent utilisé, l'alpha de Cronbach est un indice de consistance interne qui ne mesure ni l'homogénéité des corrélations inter-items ni l'unidimensionnalité d'une échelle (John et Benet-Martinez, 2000). Quant à l'analyse factorielle, elle est souvent biaisée car elle se fonde sur des variables ordinales et les facteurs identifiés sont très sensibles aux fluctuations accidentelles dans la mesure de la variance d'erreurs (Wright, 1996). De plus, et c'est le cas des deux sous-échelles de l'ASI, l'analyse factorielle peut devenir problématique lorsque les facteurs sont corrélés entre eux. Afin de mieux établir les qualités de mesure de notre Échelle de Sexisme Ambivalent et de répondre ainsi à notre première interrogation, nous avons donc préféré opter pour l'utilisation de la théorie de réponse à un item, et plus particulièrement du modèle de Rasch. Initialement développé pour des données dichotomiques, le modèle de Rasch a été récemment appliqué aux données de type Likert ayant ou non le même format de réponse (dans ce dernier cas, on parle du « rating scale model » ; voir King et Bond, 1996 ; Fox et Jones, 1998). Les trois avantages principaux de ce modèle sont les suivants (voir partie Méthode pour une présentation plus technique) : la transformation de données ordinales en une échelle d'intervalle, le test d'hypothèse concernant l'ajustement

des données à la structure théorique de l'échelle, et l'indépendance des paramètres des items aux échantillons utilisés.

L'application du modèle étendu de Rasch permet de répondre à chacun des critères d'établissement de la validité et de la fidélité d'une mesure tels que proposés par Wright et Masters (1982 ; Waugh et Addison, 1998). En particulier, ce modèle permet d'évaluer, premièrement, si chacun des items fonctionne comme prévu ; deuxièmement, si la difficulté de chaque item valide sur une échelle est identique pour tous les répondants ; troisièmement, si les réponses d'une personne forment un pattern valide ; quatrièmement, si le score d'une personne sur l'échelle peut être correctement évalué ; cinquièmement, si les scores des personnes et des items s'étalent de manière identique sur une échelle commune, définie par les items, de telle manière que les scores constituent des intervalles constants s'étalant linéairement ; sixièmement, si la précision des mesures sur l'échelle est suffisante, telle qu'évaluée par des valeurs numériques accompagnées de leur erreur standard ; septièmement, si les items conservent une fonction et une signification identiques de personne à personne et de groupe à groupe. Ce dernier élément nous semble particulièrement important puisque l'ESA est supposée être pertinente pour les hommes mais également pour les femmes.

La seconde interrogation concerne, d'une part, la structure de l'échelle ainsi que les relations entre sous-échelles et, d'autre part, la validité prédictive du SH et du SB. Il s'agit tout d'abord de confirmer la validité de la structure proposée dans la Figure 1 en la comparant à des structures alternatives (e.g., un seul facteur constitué de 22 items). Nous désirons également éprouver la validité structurelle de l'échelle pour les hommes et les femmes séparément. D'après l'analyse de Jost et Banaji (1994 ; voir aussi Sidanius et Pratto, 1999), les groupes subordonnés (i.e., les femmes) tendent à accepter et à partager l'idéologie du groupe dominant (i.e., les hommes). Cela devrait se traduire par une structure identique de l'échelle pour les hommes et les femmes mais aussi par un score de SB relativement semblable entre hommes et femmes. Nous nous attendons évidemment à ce que les femmes expriment un moindre sexisme que les hommes surtout sur la sous-échelle de SH, mais que ce sexisme ait la même structure que celui exprimé par les hommes.

Il s'agira ensuite de vérifier que les sous-échelles de SH et de SB permettent de prédire l'évaluation générale du groupe des femmes sur une échelle de positivité. Bien que le SH et le SB soient des idéologies complémentaires de la justification de l'inégalité entre hommes et femmes, nous pensons cependant qu'elles influencent séparément l'attitude envers les femmes. Le SB devrait ainsi corrélérer positivement avec l'attitude générale envers les femmes. Le SH, quant à lui, devrait corrélérer négativement avec

cette attitude. Selon l'analyse de Jost et Banaji (1994), ce résultat devrait être identique pour les hommes et les femmes.

La dernière interrogation concernera la validité discriminante et convergente de l'ESA. À cette fin, nous utiliserons l'Échelle de Néosexisme de Tougas (Tougas, Brown, Beaton et Joly, 1995) ainsi que l'Échelle de Dominance Sociale de Sidanius et Pratto (1999). L'Échelle de Néosexisme est inspirée du concept de racisme moderne (McConahay, 1986) et évalue une forme moderne de sexisme qui consiste à nier que les femmes soient de nos jours la cible de discrimination et donc à affirmer qu'il est inutile, voire néfaste, de proposer des politiques de remédiation. Cette échelle porte donc davantage sur une attitude politique que sur les relations entre hommes et femmes. Tougas et coll. (1995) ont montré que le score de néosexisme est positivement corrélé à celui de « old-fashioned sexism » (Rombough et Ventimiglia, 1981) et négativement corrélé avec l'attitude envers les actions de remédiation et l'évaluation de la compétence professionnelle des femmes. À ce titre, nous nous attendons donc à une corrélation positive uniquement entre le SH et le néosexisme (ceci confirmerait les observations de Glick et Fiske, 1996).

L'Échelle de Dominance Sociale est destinée à évaluer la préférence pour des relations non-égalitaires et hiérarchiques entre groupes sociaux. L'Échelle de Dominance Sociale utilisée ici est la version 6 (SDO6 ; Pratto, Sidanius, Stallworth et Malle, 1994 ; Sidanius et Pratto, 1999). Cette version met l'accent sur les relations intergroupes, en insistant à la fois sur la dominance et l'égalité dans ces relations, plutôt que sur des relations non-spécifiées ou interpersonnelles. Bien que Sidanius et Pratto (1999, mais voir Jost et Thompson, 2000) soutiennent l'unidimensionnalité de l'échelle, il nous semble important de distinguer la composante égalitaire (e.g., « L'égalité entre groupes devrait être notre idéal ») de celle de dominance (e.g., « Certains groupes sont simplement inférieurs à d'autres »). Dans ce cadre, le SH devrait corrélérer positivement avec la composante de dominance de la SDO6 et négativement avec la composante d'égalité. Si le SB n'est qu'une apparence d'égalité, nous nous attendons à une corrélation positive avec cette même composante de dominance mais à aucune corrélation avec la composante d'égalité.

## Méthode

Dans cet article, nous présentons les résultats de plusieurs études visant à valider l'adaptation en langue française de l'Ambivalent Sexism Inventory. Ces résultats ont été groupés en 3 études pour des raisons de simplicité conceptuelle et de pertinence empirique et théorique. Nous avons traduit et adapté au contexte

francophone les 22 items de l'échelle originale, ainsi que les deux échelles utilisées dans l'Étude 3, en suivant les recommandations habituelles dans ce domaine (Vallerand, 1989). Un prétest concernant la compréhension de l'échelle a été effectué auprès d'une vingtaine de participants. Pour toutes les études, nous utilisons une échelle de réponse de type Likert en 6 points, de 0 (pas du tout d'accord) à 5 (tout à fait d'accord). Il n'y a pas d'items à renverser<sup>1</sup>, comme préconisé par Glick et Fiske (2001a, voir Annexe).

**Participants et procédure** Les études décrites ci-après ont nécessité la participation de plus de 1000 participants. La procédure de recrutement a varié selon les études et les échantillons. L'échantillon 1a est constitué de 312 étudiants en première ou seconde année à la Faculté de Psychologie et des Sciences de l'Éducation de l'Université de Liège ( $N$  de départ = 192) ou de l'Université Catholique de Lille ( $N$  de départ = 120). L'échantillon 1b est formé d'étudiants en dernière année secondaire dans différents établissements de la région de Liège ( $N$  de départ = 195). L'échantillon 1c est composé d'employés d'un ministère de la Communauté française de Belgique ( $N$  de départ = 157). L'échantillon 1d est constitué de 405 étudiants en première ou seconde année à la Faculté de Psychologie et des Sciences de l'Éducation de l'Université de Liège. Pour ces participants, nous avons également obtenu l'évaluation générale du groupe des femmes<sup>2</sup>, telle qu'expliquée dans l'étude 2 ci-dessous. L'échantillon 2 est à nouveau formé d'étudiants en première ou seconde année à la Faculté de Psychologie et des Sciences de l'Éducation de l'Université de Liège ( $N$  = 43). La passation de l'échelle était collective pour les échantillons 1a, 1b, 1d et 2 et individuelle pour l'échantillon 1c.

## ÉTUDE 1 : LE MODÈLE ÉTENDU DE RASCH APPLIQUÉ À L'ESA

Le but de cette première étude est de valider l'ESA à l'aide des critères établis par Wright et Masters (1982). À cette fin, nous avons utilisé le logiciel QUEST (Adams et Khoo, 1993) et procédé en 3 étapes. La première étape permet d'évaluer si les réponses des participants s'ajustent au modèle de mesure spécifié. Lorsque les données récoltées s'ajustent correctement au modèle théorique, les statistiques d'ajustement (les carrés moyens pondérés ou non, INFIT et OUTFIT, les premiers réduisant l'influence des réponses moins informatives, avec peu de variance ou irrégulières) s'approchent de 1, avec une tolérance variable selon la taille de l'effectif (cf. Fox et Jones, 1998). Ces statistiques peuvent être

<sup>1</sup> Nos premières études ont parfois utilisé des scores renversés à l'item 21. En général, la structure de l'échelle est plus satisfaisante lorsque l'on n'utilise pas de proposition inversée.

<sup>2</sup> Les résultats d'une partie de ces participants ont été publiés dans Glick, Fiske, et al. (2000).



approximativement normalisées et prennent alors la forme d'une valeur  $t$  (qui doit être proche de 0 en cas d'ajustement correct). Les écarts-types associés à ces différentes statistiques permettent d'évaluer la précision de l'ajustement. Si l'échelle considérée est véritablement unidimensionnelle, alors les écarts-types associés aux statistiques d'ajustement devraient être inférieurs à 0.2 et ceux associés aux valeurs  $t$  devraient être inférieurs à 1.

Les mêmes indices que ceux cités plus haut peuvent être obtenus pour chaque item isolément et non plus pour l'échelle ou la sous-échelle considérée. Dans ce cas, on considère traditionnellement que chaque item doit avoir un ajustement compris dans une fourchette de 30 % (i.e., carré moyen) autour de la valeur attendue (i.e., 1). Cette fourchette permet à la fois aux items d'être différents entre eux (certains étant à +25 % de la valeur attendue, d'autres à -15 %, par exemple) sans être dissemblables au point qu'ils pourraient mesurer des structures latentes très différentes. Pour les items se trouvant à l'extérieur de cette fourchette, une décision doit être prise quant à leur rejet ou maintien dans l'échelle.

Une seconde analyse concerne le coefficient de fidélité de l'estimation ou indice de séparabilité des items. Il s'agit d'une mesure de la proportion de variance vraie expliquée par l'estimation. Une valeur de 1 représente une haute séparabilité, ce qui signifie que les erreurs sont faibles et que la difficulté des items et les scores des participants sont bien étalés le long de l'échelle.

Une dernière analyse nous permet d'estimer la consistance des réponses des participants aux items. Les items sont ordonnés sur une échelle graduée par le score nécessaire pour avoir 50 % de chance de passer d'une catégorie de réponse à la suivante, par exemple de 2 (légèrement pas d'accord) à 3 (légèrement d'accord). Ces scores, ou valeurs seuil, sont calculés en « logits » et doivent être ordonnés afin qu'une attitude forte (i.e., plus sexiste) soit nécessaire pour répondre aux catégories croissantes de réponses. Les items ayant une valeur seuil négative sont les items faciles à endosser, c'est-à-dire ceux avec lesquels la plupart des participants sont d'accord. À l'opposé, les items ayant une valeur seuil positive sont les items les plus difficiles à endosser, c'est-à-dire ceux avec lesquels seules les personnes ayant un haut score de sexisme sont d'accord. De cette manière, les items sont rangés en ordre croissant de difficulté. Les items pour lesquels les valeurs seuil ne sont pas ordonnées (parce que les catégories de réponses ne sont pas utilisées de manière consistante) ne sont pas considérés comme s'ajustant au modèle. Dans ce cas, une décision doit être prise quant à leur élimination éventuelle.

## Résultats

Pour cette analyse, nous avons utilisé l'ensemble des participants issus des différents échantillons 1, soit un effectif de 1069 personnes. Afin de répondre à notre première interrogation concernant les qualités psychométriques de l'ESA, nous avons décidé d'analyser l'échelle entière (22 items) ainsi que les sous-échelles SH et SB (11 items chacune), ceci pour tous les participants ainsi que pour les hommes ( $N = 351$ ) et femmes ( $N = 718$ ) séparément<sup>1</sup>.

La première étape permet d'évaluer si les réponses des participants s'ajustent au modèle de mesure spécifié. Les indices INFIT et OUTFIT étant très semblables (ce qui indique qu'il y a peu ou pas d'influence de la pondération des OUTFIT), nous ne présenterons que les premiers afin de faciliter la lisibilité du Tableau I ainsi que la présentation des résultats ci-dessous. Le Tableau I indique un bon ajustement des items, à la fois lorsque l'ESA est considérée comme unidimensionnelle (les 22 items ne forment qu'une seule et unique dimension) et lorsque l'on considère séparément les sous-échelles de SH et SB. Les indices de séparabilité sont très satisfaisants, voire excellents lorsqu'il s'agit des items. On peut cependant reprocher un faible niveau de précision des ajustements (i.e., des écarts-types assez importants). L'analyse de chaque item particulier indique que les items 9 et 10 sortent de la fourchette des 30 % d'écart par rapport à la valeur attendue lorsque l'analyse est effectuée sur l'échelle unidimensionnelle (22 items, INFIT item 9 = 1.45 et INFIT item 10 = 1.53). C'est également le cas pour l'item 13 lorsque l'analyse porte sur la sous-échelle SB (INFIT = 1.35). Tous les items de la sous-échelle de SH sont à l'intérieur de la fourchette.

Comme nous l'avons souligné plus haut, il est important d'estimer l'ajustement du modèle en considérant séparément les hommes et les femmes. Selon notre analyse, l'expression du sexisme devrait être identique chez ces deux groupes (cf. Jost et Banaji, 1994). À cette fin, nous avons décidé d'estimer les statistiques d'ajustement pour ces deux groupes sur l'échelle entière ainsi que sur les deux sous-échelles de SH et SB (Tableau I). À nouveau, ces statistiques révèlent un ajustement satisfaisant, voire excellent, lors de l'analyse des hommes et des femmes aussi bien sur l'échelle totale que sur les deux sous-échelles. En particulier, les indices de séparabilité, les indices INFIT et les  $t$  associés sont tous proches de leur valeur attendue (i.e., lorsque les données sont conformes au modèle théorique).

<sup>1</sup> L'analyse étendue de Rasch n'a pas été effectuée sur les facteurs constituant la sous-échelle de SB. Bien qu'il ne nous semble exister aucun critère concernant le nombre minimal d'items nécessaire pour mener cette analyse, nous avons identifié qu'en général 10 items sont utilisés. Or, les facteurs PP, IH, DCG ne comportent que 3 ou 4 items.

**Tableau I.** Statistiques d'ajustement de l'ESA et des sous-échelles de SH et de SB, avec les femmes et les hommes ensemble, ensuite les femmes et les hommes, respectivement.

**Table I.** Fit statistics for the ESA as well as HS and BS sub-scales, with female and male together and then female and male separately.

Statistiques	ESA 22 items	SH 11 items	SB 11 items
<i>Moyenne (items)</i>	0.00 / 0.00 / 0.00	0.00 / 0.00 / 0.00	0.00 / 0.00 / 0.00
<i>Moyenne (participants)</i>	-1.01 / -1.04 / -0.31	-0.83 / -1.43 / -0.21	-1.15 / -1.93 / -0.35
<i>Écart-type (items)</i>	1.07 / 1.63 / 0.62	1.02 / 1.54 / 0.64	1.08 / 1.61 / 0.60
<i>Écart-type (participants)</i>	0.91 / 0.87 / 0.82	0.93 / 0.89 / 0.87	1.03 / 0.99 / 0.96
<i>Séparabilité (items)</i>	0.95 / 0.92 / 0.72	0.95 / 0.91 / 0.72	0.94 / 0.90 / 0.65
<i>Séparabilité (participants)</i>	0.90 / 0.90 / 0.86	0.80 / 0.80 / 0.74	0.82 / 0.80 / 0.79
<i>INFIT (items)</i>	1.00 / 1.00 / 0.99	1.00 / 0.99 / 0.99	0.99 / 0.99 / 0.98
<i>INFIT (participants)</i>	1.04 / 1.04 / 1.03	1.01 / 1.01 / 1.00	1.00 / 1.00 / 0.99
<i>Écart-type INFIT (items)</i>	0.21 / 0.17 / 0.25	0.19 / 0.14 / 0.20	0.19 / 0.12 / 0.22
<i>Écart-type INFIT (participants)</i>	0.61 / 0.59 / 0.66	0.72 / 0.69 / 0.80	0.76 / 0.73 / 0.80
<i>t INFIT (items)</i>	-0.15 / -0.02 / -0.20	-0.12 / -0.08 / -0.20	-0.24 / -0.07 / -0.26
<i>t INFIT (participants)</i>	-0.07 / -0.05 / -0.14	-0.05 / -0.05 / -0.13	-0.13 / -0.11 / -0.20
<i>Écart-type t INFIT (items)</i>	3.26 / 2.32 / 2.24	3.20 / 2.51 / 1.95	2.45 / 1.39 / 1.84
<i>Écart-type t INFIT (participants)</i>	1.40 / 1.36 / 1.52	1.19 / 1.18 / 1.31	1.32 / 1.27 / 1.41

Cela signifie que l'échelle totale et les deux sous-échelles sont valides et fonctionnent de la même manière pour les hommes et les femmes. Sur l'échelle unidimensionnelle (22 items), l'analyse de chaque item particulier indique que les items 9 et 10 sortent de la fourchette des 30 % d'écart par rapport à la valeur attendue lorsque l'analyse est effectuée sur le groupe des femmes (INFIT item 9 = 1.37 et INFIT item 10 = 1.36). C'est également le cas des items 9, 10 et 22 lorsque l'analyse est effectuée sur le groupe des hommes (22 items, INFIT item 9 = 1.53, INFIT item 10

= 1.59 et INFIT item 22 = 1.40). Concernant les deux sous-échelles, alors que tous les items sont groupés à l'intérieur de la fourchette de 30 % pour les femmes, les items 13 et 17 (sous-échelle de SB, INFIT de 1.45 et 0.65, respectivement) sont en dehors de cette fourchette pour les hommes.

Le dernier résultat que nous présenterons nous permet d'estimer la consistance des réponses des participants aux items. Pour rappel, l'analyse de Rasch ne conservera que les items pour lesquels les valeurs seuil sont ordonnées (indiquant que les catégories de réponses sont utilisées de manière consistante). Pour des raisons de concision, et parce que les scores aux sous-échelles de SH et de SB sont théoriquement indépendants, nous ne présenterons que les résultats issus des analyses ayant porté sur les participants masculins et féminins ensemble mais sur les deux sous-échelles séparément.

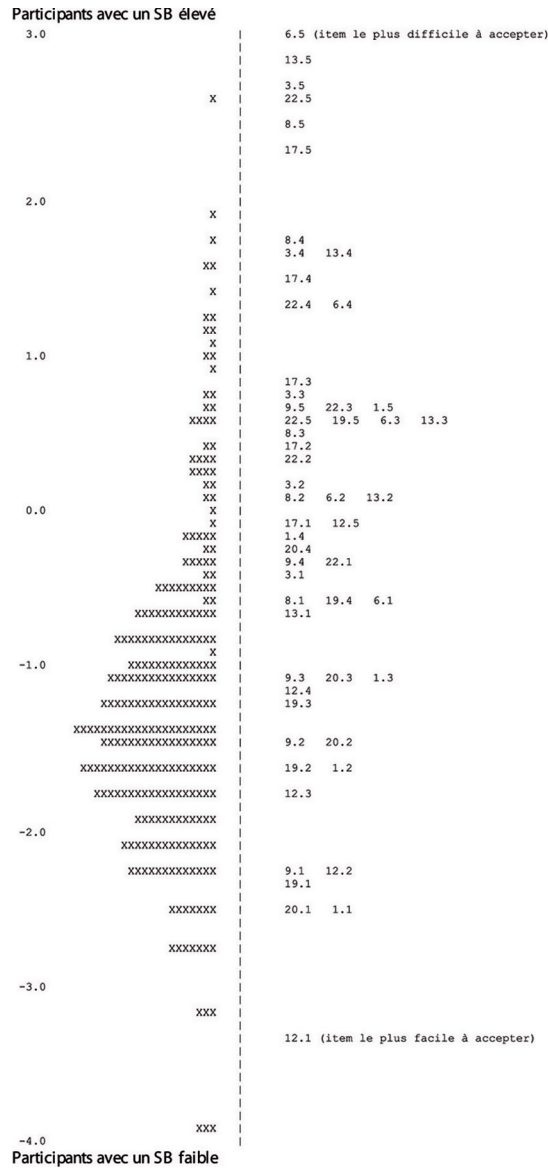
Comme le montrent les Figures 2 et 3, les réponses à chaque item s'ordonnent correctement du niveau le plus difficile (seuil 5, passer de la réponse 4 à la réponse 5) au niveau le plus facile (seuil 1, passer de la réponse 0 à la réponse 1). Le niveau de difficulté 0 n'est pas représenté sur les Figures 1 et 2 puisque l'échelle logit représente le niveau de difficulté pour passer d'un niveau de réponse au niveau immédiatement supérieur. Ainsi, 6 niveaux de réponse (de 0 à 5) correspondent à 5 seuils de difficulté (passer de 0 à 1, 1 à 2, 2 à 3, 3 à 4, 4 à 5). Cette difficulté est indiquée à la droite du point qui suit le numéro de l'item.

Les participants ont donc bien utilisé l'ordre des catégories de réponses associées aux items, à l'exception des réponses aux items numérotés 2 et 4 du SH (voir Figure 2). Les items eux-mêmes sont bien répartis sur l'échelle, ce qui montre que chaque item reflète un niveau particulier de sexisme. Pour le SH, l'item 7 est l'item le plus difficile à accepter alors que l'item 10 est le plus facilement accepté. Pour la sous-échelle SB, l'item 6 est le plus difficilement accepté et l'item 12 le plus facilement accepté.

## Conclusion

Même si certains items soit se situent hors fourchette et semblent donc ne pas s'ajuster suffisamment au modèle théorique (items 9 et 10) soit ont des catégories de réponses non rangées en ordre croissant de difficulté (items 2 et 4), nous recommandons leur utilisation lors de la passation de l'ESA. Tout d'abord, la fourchette de 30 % d'ajustement par rapport à la valeur attendue est un critère relativement strict et qui n'est basé que sur une convention implicite. D'autre part, toutes analyses confondues, ces items s'écartent en moyenne de seulement 34.6 % de la valeur attendue. Ensuite, les différentes statistiques d'ajustement ainsi que les valeurs  $t$





## ÉTUDE 2 : ANALYSE STRUCTURALE CONFIRMATOIRE ET VALIDITÉ PRÉDICTIVE DE L'ESA

Dans cette étude, nous désirons évaluer la validité de structure du modèle théorique proposé à la Figure 1. Pour rappel, les sous-échelles de SH et de SB sont corrélées et seule la sous-échelle de SH est unidimensionnelle, la sous-échelle de SB étant composée de trois facteurs. Cette structure sera comparée à d'autres structures alternatives plus simples (i.e., un modèle n'envisageant que l'échelle totale composée de 22 items et un modèle ne comportant que les deux sous-échelles, chacune étant considérée comme unidimensionnelle). Nous évaluerons ensuite la structure proposée séparément pour les hommes et pour les femmes. À nouveau, il s'agira de vérifier la validité de construit du modèle dans ces deux groupes (cf. Wright et Masters, 1982). Enfin, nous mesurerons la validité prédictive de l'ESA.

Afin de juger la validité de construit de l'ESA, nous suivrons la logique des analyses de covariances. À l'instar de l'analyse étendue de Rasch, les analyses de covariances permettent d'évaluer l'ajustement des données empiriques (concernant les relations entre structures) aux différents modèles théoriques alternatifs. La méthode d'estimation sera celle du maximum de vraisemblance. Différents indices permettent de jauger cet ajustement. Nous retiendrons les indices les plus communément utilisés : le chi-carré ( $\chi^2$ ) d'ajustement, l'AIC (Akaike Information Criterion), le « Goodness of Fit Index » (GFI), l'« Adjusted Goodness of Fit Index » (AGFI), et enfin le « Root Mean Square of Approximation » (RMSEA).

Le chi-carré d'ajustement est un indice qui évalue la mesure dans laquelle le modèle structural testé est capable de reconstruire la matrice de corrélations empiriques (Bollen, 1989). Dans ce type d'analyse, le meilleur modèle explicatif est celui qui produit le plus faible  $\chi^2$ , si possible voire seulement si non statistiquement significatif et le plus proche de 3 pour les échantillons supérieurs à 200 s'il est divisé par le degré de liberté du modèle (puisque'il y a inflation du  $\chi^2$  lorsque l'effectif est grand, Carmines et McIver, 1981 ; Kline, 1998). Cet indice permet également de comparer le gain d'un modèle sur l'autre. L'AIC est un autre indice utile lors de la comparaison de modèles. Cet indice combine le chi-carré et le nombre de paramètres utilisés dans le modèle testé. Le meilleur modèle est simplement celui ayant le plus faible AIC. Le GFI et l'AGFI sont, par contre, des indices standardisés sur une échelle de 0 à 1, la valeur 1 indiquant un ajustement parfait du modèle aux données. Jöreskog et Sörbom (1993) considèrent qu'un GFI et un AGFI de .85 et au-delà sont satisfaisants, une

valeur de .90 étant cependant préférable (Hoyle et Panter, 1995). L'indice RMSEA, quant à lui, a une valeur limite de 0, représentant un modèle s'ajustant parfaitement aux données. Kline (1998) recommande une valeur inférieure à .05 mais Browne et Cudek (1993) ainsi que Steiger (1989) proposent qu'un RMSEA de .08 indique que le modèle testé contient une erreur d'approximation tout à fait raisonnable.

## Résultats

Dans cette étude, nous utiliserons successivement les échantillons 1a, 1b, 1c et 1d. Cette stratégie permettra une réplication successive des tests d'ajustement du modèle structural. Nous effectuerons ensuite une analyse sur les échantillons combinés ( $N$  de départ = 1 069)<sup>1</sup>. Enfin, nous évaluons l'adéquation du modèle complet séparément pour les participants masculins ( $N$  de départ = 351) et féminins ( $N$  de départ = 718). Le logiciel LISREL 8.30 de Jöreskog et Sörbom (1999) sera l'outil statistique utilisé pour ces différentes analyses. La matrice de covariances a été construite avec PRELIS 2 et les données manquantes n'ont pas été imputées (d'où la perte de certains participants). Les résultats sont présentés dans les Tableaux II, III et IV.

Dans chacun des quatre sous-échantillons, ainsi que pour l'analyse sur l'échantillon complet, il apparaît (Tableau II) que le modèle à deux facteurs (SH et SB) est meilleur que le modèle à un seul facteur. Ce meilleur ajustement suggère que le SH est en effet un sous-facteur nettement distinct du SB. De plus, le modèle complet, distinguant non seulement SH et SB mais également les 3 sous-facteurs de SB, représente un gain d'ajustement non négligeable et statistiquement significatif par rapport au modèle à 2 facteurs. Afin d'améliorer l'adéquation du modèle complet, nous avons fait appel aux indices de modification si ceux-ci concernaient des items du même facteur ou sous-facteur (afin de garder la cohérence du modèle). Ces indices représentent des corrélations entre items dues aux causes exogènes communes influençant la réponse à ces items. Ces indices suggèrent d'autoriser la corrélation entre les erreurs de mesure de certains items, principalement entre les items 4 - 5, 4 - 15 et 14 - 15 pour la sous-échelle de SH et les items 17 - 20 pour le facteur PP de la sous-échelle de SB. L'ajout de ces corrélations permet de diminuer le chi-carré de, respectivement, 69.4, 31.8, 23.3 et 38.4. Ce modèle amélioré permet d'obtenir un RMSEA inférieur à .055 ainsi qu'un GFI de .94 et un AGFI de .92.

<sup>1</sup> Les données sont disponibles sur simple demande auprès du premier auteur.



**Tableau II.** Statistiques d'ajustement pour les différents modèles théoriques testés (sur 4 échantillons différents et sur l'échantillon total)

Table II. Fit statistics for the 3 theoretical models tested (4 samples separately and total sample).

Indices d'ajustement	Échantillons				
	1a	1b	1c	1d	Complet
<i>Un seul facteur</i>					
$\chi^2$ (209)	1 264*	755*	1 087*	1 003*	2 680*
$\chi^2 / d.l.$	6.05	3.61	5.20	4.80	12.82
AIC	1 924	1 118	1 307	1 304	4 492
GFI	.64	.65	.58	.78	.72
AGFI	.56	.58	.50	.73	.66
RMSEA	.16	.15	.18	.11	.14
<i>Deux facteurs (SH et SB)</i>					
$\chi^2 / d.l.$	3.43	2.69	4.07	3.41	6.25
Diminution $\chi^2$ (vs. un seul facteur) <sup>a</sup>	550*	200*	251*	294*	1 350*
AIC	774	649	819	819	1 601
GFI	.83	.77	.70	.85	.88
AGFI	.79	.73	.64	.82	.86
RMSEA	.09	.10	.13	.08	.08
<i>Modèle complet</i>					
$\chi^2 / d.l.$	2.17	2.04	3.57	2.58	4.58
Diminution $\chi^2$ (versus deux facteurs) <sup>b</sup>	312*	177*	174*	231*	483*
AIC	488	452	631	568	934
GFI	.89	.84	.75	.90	.93
AGFI	.86	.80	.69	.87	.91
RMSEA	.07	.08	.11	.07	.06
<i>N<sup>c</sup></i>	297	176	157	389	1 017

Notes :

<sup>a</sup> Distribué comme un  $\chi^2$  avec 1 degré de liberté

<sup>b</sup> Distribué comme un  $\chi^2$  avec 2 degrés de liberté

<sup>c</sup> Avec « listwise deletion »

\*  $p < .01$

Conformément à nos hypothèses, les femmes obtiennent un score de SH inférieur à celui des hommes alors que leur score de SB est équivalent à celui des hommes (Tableau III). Il est intéressant de remarquer que les hommes ont un niveau de PP plus élevé que les femmes alors que c'est

l'inverse pour le DCG. Aucune différence entre les hommes et les femmes n'émerge pour le score de IH. Dans l'ensemble, les hommes ont un score à l'Échelle de Sexisme Ambivalent plus élevé que celui des femmes. Pour les hommes comme pour les femmes, les scores de SH et de SB corrélaient positivement,  $r(351) = .46, p < .001$  et  $r(718) = .28, p < .001$ , respectivement, la première corrélation étant significativement plus élevée que la seconde,  $p < .01$ . Ce dernier résultat, cependant, pourrait être dû au fait que les écarts-types concernant la plus faible corrélation (pour les femmes, .75 et .85 pour le SH et le SB) sont inférieurs à ceux de la plus forte corrélation (pour les hommes, 1.02 et .98 pour le SH et le SB). Le Tableau IV indique que la qualité de l'ajustement du modèle complet, sans avoir inclus les indices de modification (ceci afin de mieux comparer le modèle pour les hommes et les femmes, voir ci-dessus), est semblable lorsqu'elle est estimée séparément pour les hommes et les femmes. Elle est même plus satisfaisante pour les participants féminins que masculins.

**Tableau III.** Moyennes des scores et écarts-types (entre parenthèses) aux composantes de l'Échelle de Sexisme Ambivalent en fonction du sexe des participants

**Table III.** Means and standard deviations on the sub-scales of the ESA depending on participants gender.

Participants			
ESA	Masculins	Féminins	
<i>ESA</i>	2.35 (0.85)	2.19 (0.64)	$t(1\ 067) = -3.47, p < .001$
<i>SH</i>	2.45 (1.02)	2.06 (0.75)	$t(1\ 067) = -7.00, p < .001$
<i>SB</i>	2.26 (0.98)	2.32 (0.85)	$t(1\ 067) = 1.07, n.s.$
<i>PP</i>	2.02 (1.13)	1.79 (0.98)	$t(1\ 067) = -3.42, p < .001$
<i>DCG</i>	1.95 (1.23)	2.33 (1.21)	$t(1\ 067) = 4.88, p < .001$
<i>IH</i>	2.73 (1.30)	2.84 (1.15)	$t(1\ 067) = 1.44, n.s.$

Note : de 0 (pas du tout d'accord) à 5 (tout à fait d'accord)

Afin d'évaluer la validité prédictive de l'ESA, nous avons à nouveau utilisé l'échantillon 1d pour lequel nous disposons également de l'évaluation subjective du groupe des femmes. Nous avons demandé à ces participants de générer 10 traits de personnalité qu'ils attribuaient généralement au groupe des femmes. Après cela, les participants étaient invités à évaluer

**Tableau IV.** Statistiques d'ajustement pour le modèle complet séparément pour les participants masculins et féminins, sans indice de modification

**Table IV.** Fit statistics for the full model depending on participants gender, without modification indices.

Indices d'ajustement	Participants	
	Masculins	Féminins
<b>Modèle complet</b>		
$\chi^2$	523*	583*
$\chi^2 / d.l.$	2.83	3.15
<i>GFI</i>	.88	.93
<i>AGFI</i>	.84	.91
<i>RMSEA</i>	.08	.06
<i>N</i>	336	681

Note : \* Avec « listwise deletion »

\*  $p < .01$

chacun des traits sur une échelle allant de 1 (très négatif) à 7 (très positif). La moyenne de cette évaluation nous permet de vérifier si le SH et le SB prédisent séparément la valence de l'attitude générale envers les femmes. Tout d'abord, les hommes ( $N = 108$ ) ont une évaluation du groupe des femmes qui ne se différencie pas de l'évaluation réalisée par les femmes elles-mêmes ( $N = 292$ ) ( $M_s = 5.64$  et  $5.84$ , resp.,  $t(398) = 1.52$ ,  $p > .13$ , avec des écarts-types de 1.24 et 1.18 respectivement). Une analyse de régression linéaire montre que, comme prédit par nos hypothèses, que ce soit pour les hommes ou pour les femmes, le SH est corrélé négativement avec l'évaluation du groupe des femmes ( $\beta = -.24$  et  $-.20$ , resp.,  $t(105) = -2.53$ ,  $p < .05$  et  $t(291) = -3.53$ ,  $p < .001$ , resp.). De la même manière, le SB est corrélé positivement avec l'évaluation du groupe des femmes ( $\beta = .21$  et  $.30$ , resp.,  $t(105) = -2.27$ ,  $p < .05$  et  $t(291) = 2.85$ ,  $p < .01$ , resp.). Afin de tester plus directement notre hypothèse de l'indépendance du sexe des participants sur la prédiction de l'évaluation générale du groupe des femmes à partir de SH et SB, nous avons introduit la variable indépendante Sexe des participants ainsi que les différentes interactions dans une analyse de régression stepwise (Judd, 2000). Confirmant les analyses

précédentes, SH et SB influencent indépendamment l'évaluation ( $\beta = -.22$  et  $\beta = .17$ , resp.,  $ts(395) > 3.59$ ,  $ps < .001$ ), aucun autre effet n'étant significatif. En particulier, l'effet du sexe des participants et l'interaction triple sont non significatifs,  $ts(395) < 1$ , n.s. Enfin, lorsque l'évaluation spécifique de chaque trait est utilisée pour créer une variable latente qui est ensuite introduite dans le modèle structurel complet (voir plus haut), les  $\beta$  pour le SH et le SB sont respectivement de  $-.60$  et de  $.48$ .

## Conclusion

Le modèle complet, distinguant le SH et les 3 sous-facteurs du SB, apparaît comme le plus satisfaisant, et ceci aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Les deux composantes principales de l'échelle, SH et SB, corrélaient significativement mais influencent séparément l'évaluation générale du groupe des femmes. À nouveau, ce dernier résultat est obtenu à la fois chez les participants masculins et féminins de nos échantillons.

## ÉTUDE 3 : VALIDITÉ DISCRIMINANTE DE L'ESA

Les participants à cette étude (échantillon 2) ont répondu à l'ESA, à l'Échelle de Néosexisme (Tougas et al., 1995) et à la SDO6 (Sidanius et Pratto, 1999) dans un ordre aléatoire. L'Échelle de Néosexisme est unidimensionnelle ( $\alpha = .72$ , item 2 exclu). Une analyse factorielle<sup>1</sup> menée sur la SDO6 complète révèle la présence de deux facteurs expliquant respectivement 22 % et 19 % de la variance (après rotation oblimin révélant une corrélation de  $-.24$  entre ces deux facteurs). Une seconde analyse confirmatoire ne conservant que les items dont la saturation est supérieure à  $.50$  confirme cette structure bifactorielle (expliquant respectivement 22 % et 19 % de la variance, après rotation oblimin révélant une corrélation de  $-.22$  entre ces deux facteurs). La consistance interne de ces deux facteurs est satisfaisante ( $\alpha = .87$  et  $.73$ ). Le premier facteur regroupe des items de la dimension égalité et le second des items de la dimension dominance (items 9, 10, 12, 13 et 14 ; items 1, 3, 5, 6 et 8, respectivement, cf. Sidanius et Pratto, 1999, p. 67).

Les corrélations entre le SH, le SB, l'Échelle de Néosexisme et les deux dimensions de la SDO6 sont présentées dans le Tableau V. En accord avec

<sup>1</sup> Bien que critiquée dans l'introduction, nous utilisons ici une analyse factorielle afin d'identifier les deux facteurs relevés dans la littérature et non dans une optique de validation d'une échelle.

nos hypothèses, l'Échelle de Néosexisme ne corrèle qu'avec le SH alors que le SH et le SB ont une corrélation positive avec le SDO6 dominance. Le SB n'est par ailleurs absolument pas lié à la composante égalité de la SDO6. Cependant, il n'y a pas de relation entre le SH et le SDO6 égalité. Afin d'estimer la relation « pure » entre les facteurs SH et SB, d'une part, et le score de SDO6 dominance, d'autre part, nous avons utilisé des corrélations partielles dans lesquelles les deux facteurs SH et SB sont successivement contrôlés à la fois dans le SDO6 dominance et dans le facteur de sexisme restant (e. g., contrôler SH à la fois sur SB et SDO6 lorsque l'on obtient la corrélation entre SB et SDO6). Ces corrélations partielles sont respectivement de .41 entre SH et SDO6 dominance et .59 entre SB et SDO6 dominance,  $ts(37) > 4.08$ ,  $ps < .001$ .

**Tableau V.** Corrélations entre le SH, le SB, l'Échelle de Néosexisme (NS), la SDO6 dominance (SDO6d) et la SDO6 égalité (SDO6e)

**Table V.** Correlations between HS, BS, Neosexism Scale, SDO6 dominance and SDO6 equality.

	SH	SB	NS	SDO6d
SB	.39*			
NS	.59**	.18		
SDO6d	.64**	.75**	.33°	
SDO6e	-.00	.04	-.10	-.07

Note :

°  $p < .06$

\*  $p < .05$

\*\*  $p < .001$

## Discussion générale

L'ensemble des études présentées dans cet article montre la valeur psychométrique de la version française de l'Ambivalent Sexism Inventory. Dans la première étude, le modèle étendu de Rasch appliqué à l'Échelle de Sexisme Ambivalent confirme les qualités psychométriques de cette échelle. Globalement, il semble que l'ESA soit à la fois une mesure adéquate d'un concept unidimensionnel (une mesure du sexisme) tout en étant composée de deux sous-échelles valides de Sexisme Hostile et de Sexisme Bienveillant. La seconde étude établit la validité structurelle de l'échelle, grâce à une analyse de

covariances. Le modèle complet, avec les facteurs SH et SB, ce dernier étant composé lui-même de 3 sous-facteurs, apparaît comme le plus satisfaisant. Les deux facteurs SH et SB prédisent indépendamment l'évaluation générale du groupe des femmes. Enfin, les validités discriminante et convergente de l'ESA sont évaluées dans la troisième étude, par comparaison à l'Échelle de Néosexisme et à la SDO6. Si le SH corrèle positivement à la fois avec l'Échelle de Néosexisme et avec le facteur dominance de la SDO6, le SB ne corrèle qu'avec le facteur dominance. Il est important de remarquer que la composante égalité de la SDO6 ne corrèle pas avec le SB.

D'aucuns pourront reprocher certaines faiblesses de notre modèle. De fait, l'analyse de Rasch révèle que certains items peuvent être problématiques (e.g., items 9 et 10) et l'analyse de covariances dévoile certains indices d'ajustement relativement insatisfaisants (e.g., le RMSEA en regard des critères de Kline). D'un autre côté, les répliques successives sur différents échantillons, les restrictions relativement fortes imposées au modèle ou encore le gain appréciable du modèle complet face à ses compétiteurs plus simples sont indéniablement des arguments en faveur de la robustesse de celui-ci. Il n'en reste pas moins, cependant, que l'adaptation au monde francophone de cette échelle, originalement publiée en 1996 par Glick et Fiske, peut avoir modifié la structure latente du modèle. De même, le contenu de certains items peut être relativement lié à un contexte spatio-temporel anglo-saxon<sup>1</sup>. Ceci montre qu'il pourrait être utile de développer, à partir de la théorisation actuelle du sexisme, une échelle destinée spécifiquement au monde francophone.

## Différences hommes-femmes

Les qualités psychométriques de l'ESA, telles qu'évaluées par le modèle étendu de Rasch (Étude 1), ainsi que l'ajustement des données à la structure théorique de cette échelle (Étude 2), sont peu voire pas influencées par le sexe des participants. De même, la prédiction de l'évaluation générale du groupe des femmes par le SH et le SB est identique pour les participants masculins et féminins. Ceci est primordial puisque l'ESA est destinée à mesurer le SH et le SB de la même manière chez les hommes et les femmes. Malgré cela, certaines différences émergent selon le sexe des participants, notamment les différences de scores au SH et aux sous-facteurs de SB.

Conformément aux études précédentes (voir Glick et Fiske, 2001a), le score de SH des hommes est supérieur à celui des femmes. Par contre, nous n'obtenons pas de différence entre hommes et femmes sur l'échelle de SB.

<sup>1</sup> Comme le fait très justement remarquer un expert anonyme, certains items font référence à une « pureté » féminine qui pourrait bien être lié au contexte Nord Américain.

Puisque le SB représente une attitude subjectivement positive envers les femmes et peut amener certains bénéfices pour ce groupe, cette forme de sexisme est sans doute plus facilement acceptée et endossée par les femmes, ou du moins, par certaines d'entre elles. Encore faut-il remarquer que ces bénéfices sont acceptés sous la forme d'une différenciation complémentaire des genres mais sont refusés sous la forme d'une protection paternaliste.

D'un côté, les participants féminins reconnaissent plus que les participants masculins la dépendance dyadique entre hommes et femmes (e.g., dans une relation romantique ou comme épouse et mère) ainsi que la complémentarité des rôles selon le sexe. Ceci va de pair avec l'idée que les femmes possèdent de nombreuses caractéristiques positives (« women are wonderful », Eagly et Mladinic, 1993). De fait, des analyses additionnelles confirment le rôle unique du sous-facteur Différenciation Complémentaire de Genre dans la prédiction de l'évaluation générale du groupe des femmes. Lorsque les 3 sous-facteurs du SB sont introduits dans une analyse de régression avec le SH afin de prédire l'évaluation du groupe des femmes, seul le sous-facteur DCG et le SH prédisent l'évaluation, et ceci aussi bien pour les participants féminins que masculins ( $\beta = .16$  et  $\beta = -.19$ ,  $ts(292) > 2.48$ ,  $ps < .05$ , pour les femmes ;  $\beta = .23$  et  $\beta = -.19$ ,  $ts(108) > 1.93$ ,  $ps < .06$ , pour les hommes).

D'un autre côté, les femmes refusent plus largement que les hommes la Protection Paternaliste. L'idée que la « faiblesse » des femmes nécessite une protection de la part des hommes semble particulièrement rejetée par les femmes. Il s'agit ici d'un refus de la vision traditionnelle du mâle comme protecteur de la femme. Cependant, ce résultat pourrait être lié au fait que les participantes des différents échantillons sont soit des étudiantes qui s'apprentent à s'assumer économiquement, soit des femmes qui ont un travail rémunéré. Un autre échantillon contenant des femmes au foyer ou sans travail, par exemple, aurait peut-être donné un score féminin plus élevé au sous-facteur PP.

### Le sexisme bienveillant est-il du sexisme ?

Une remarque très souvent faite à l'encontre d'échelles du type de l'ESA est qu'elles ne laissent que peu de place à des positions non sexistes. On peut cependant considérer, comme le font Glick et Fiske (1996), qu'une personne ayant des scores peu élevés en sexisme hostile et bienveillant pourrait être qualifiée de non sexiste. D'autre part, une attitude ne peut véritablement être qualifiée de sexiste qu'en fonction des mécanismes sous-jacents ou de ses effets. À cet égard, les sexistes bienveillants expriment une tendance à prendre soin des femmes, à les protéger et à les placer sur un piédestal. Étant donné cette teneur subjectivement positive du SB, pourquoi parle-t-on de sexisme ? Plusieurs réponses peuvent être apportées à cette question.

La première réponse consiste à mettre en relation, au niveau d'un pays, le niveau de SB moyen d'une part, et divers indices reflétant l'inégalité entre hommes et femmes, d'autre part. Les Nations-Unies publient depuis quelques années un indice de développement humain (Human Development Index, HDI) basé notamment sur la longévité et le taux d'alphabétisation<sup>1</sup>. La Belgique se classe au 6<sup>e</sup> rang, les États-Unis au 7<sup>e</sup> rang et la France au 17<sup>e</sup> rang. Lorsque l'on tient compte des inégalités entre les sexes (e.g., une moindre alphabétisation pour les femmes), la Belgique perd 2 places, les États-Unis restent 7<sup>e</sup> et la France gagne 2 places. Un autre indice, le Gender Empowerment Measure (GEM) évalue la participation au monde économique et politique des femmes comparativement à celle des hommes. Le GEM classe la Belgique au 15<sup>e</sup> rang et les États-Unis au 10<sup>e</sup> rang (les données pour la France ne sont pas disponibles). Glick, Fiske et al. (2000) ont montré que le niveau de SB moyen d'hommes et de femmes d'un pays (N pays = 19) est positivement lié à ces mesures objectives d'inégalité entre sexes, principalement le GEM.

Une seconde réponse nous vient des études montrant que les personnes hautes en SB ne sont pas prêtes à tolérer qu'une femme ne se conforme pas à la norme de « pureté ». Abrams et al. (2003) suggèrent par exemple que les sexistes bienveillants peuvent blâmer la victime d'un viol (lors d'une relation au départ consentante) parce qu'ils considèrent que, ne s'étant pas comportée comme une femme le devrait, la victime n'a donc « que ce qu'elle mérite » ! Cette attribution pourrait permettre aux sexistes bienveillants de conserver leur croyance en un monde juste.

Notre troisième étude apporte également quelques éléments de réponse à la question de la « réalité » du sexisme bienveillant. Dans cette étude, le score de SB est fortement corrélé positivement avec la sous-échelle de dominance de la SDO6 mais il n'y a aucun lien entre le score de SB et la sous-échelle d'égalité de la SDO6. L'attitude sexiste bienveillante fonctionnerait comme une idéologie de justification de la dominance du groupe des hommes sur celui des femmes et non comme une idéologie égalitaire. Si l'utilisation de la force (i.e., sexisme hostile) est souvent nécessaire au début de la construction d'une hiérarchie entre groupes, le maintien de cette hiérarchie est plus sûrement assuré par la création d'une idéologie de supériorité d'un groupe sur l'autre (Jackman, 1994 ; Jost et Major, 2001). Dans les rapports entre groupes ayant un pouvoir l'un sur l'autre, comme c'est le cas des rapports entre hommes et femmes, une forme douce et subjectivement positive de l'idéologie de supériorité pourrait être particulièrement efficace. Cette forme d'idéologie pourrait être notamment bien acceptée par le groupe inférieur (voir plus haut

<sup>1</sup> Disponible à l'adresse internet suivante : <http://www.undp.org>



le rôle unique de la Différenciation Complémentaire de Genre dans la prédiction de la positivité du groupe des femmes en général). Des études que nous avons récemment menées (Dardenne, Liégeois et Bollier, 2003 ; Dardenne, Bollier et Dumont, 2006) montrent également qu'un comportement sexiste bienveillant est particulièrement efficace pour diminuer la performance objective de femmes à des tests d'intelligence spatiale. Dans les termes de la Théorie de la Dominance Sociale, le sexisme bienveillant serait une idéologie subjectivement « hierarchy attenuating » qui servirait en fait à accroître cette hiérarchie.

Ce raisonnement pourrait également expliquer pourquoi les participants issus du groupe dominant (i.e., les hommes) montrent la plus forte ambivalence, c'est-à-dire la plus forte corrélation entre les scores de SH et SB. En effet, les hommes ont intérêt à camoufler cette dominance sous des dehors bienveillants. Nos données peuvent sembler en contradiction avec celles de Glick et Fiske (2001a) qui constatent eux que la corrélation SH – SB est plus faible pour les hommes que les femmes ainsi que dans les pays les plus sexistes par rapport aux moins sexistes. Cependant, lorsque nos participants masculins et féminins sont classés en haut et bas SH en fonction d'un median-split approprié à chaque groupe (médiane = 2.55 pour les hommes et 2.09 pour les femmes), la corrélation SH – SB est plus élevée pour les participants bas en SH que pour ceux classés haut en SH ( $r(175) = .49$  et  $r(176) = .16$ ,  $ps < .05$ , pour les hommes ;  $r(388) = .28$  et  $r(330) = .13$ ,  $ps < .05$ , pour les femmes). Pour les hommes comme pour les femmes, l'effet du median-split est statistiquement significatif,  $ps < .05$ . Ceci confirme donc les observations de Glick et Fiske (2001a).

D'un côté le groupe dominant montre une plus forte propension à utiliser à la fois le SH et le SB, ou à les rejeter ensemble, mais d'un autre côté ce sont les membres les moins sexistes hostiles de ce groupe qui montrent cette plus forte tendance. Comment expliquer cette apparente contradiction ? Une possibilité pourrait être que les hommes et, dans une moindre mesure, les femmes, les moins sexistes hostiles reconnaissent que le sexisme bienveillant est bel et bien une forme de sexisme et donc le rejettent (comme ils et elles le font du sexisme hostile). Une autre possibilité serait que les hommes peu sexistes hostiles sont particulièrement enclins à camoufler toute apparence de sexisme hostile sous une apparence de sexisme bienveillant ! Ces deux explications ne sont évidemment pas incompatibles.

## Conclusion

Les études présentées dans cet article établissent la validité d'une échelle de sexisme distinguant une forme hostile d'une forme bienveillante d'atti-

tude envers le groupe des femmes. Des études doivent être menées afin de mieux établir la validité prédictive de cette échelle et de mieux comprendre les relations entre le SH et le SB pour les hommes et pour les femmes. S'il se confirmait que le sexisme bienveillant est une forme particulièrement « insidieuse » de sexisme (e.g., Abrams et al., 2003 ; Dardenne et al., 2003, 2006), les sociétés et les individus pour qui l'égalité est primordiale devraient particulièrement redoubler de vigilance.

## BIBLIOGRAPHIE

- Abrams, D., Viki, G. T., Masser, B. & Bohner, G. (2003). Perceptions of stranger and acquaintance rape: The role of benevolent and hostile sexism in victim blame and rape proclivity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 111-125.
- Adams, R. J. & Khoo, S.-T. (1993). *Quest : The Interactive Test Analysis System*. Camberwell, Victoria: ACER.
- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Reading (MA): Addison-Wesley.
- Benokraitis, N. V. (1997). *Subtle sexism. Current practices and prospects for change*. Thousand Oaks (CA): Sage.
- Bollen K., A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Browne, M. W. & Cudek, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen et J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation Models*. Sage Publications.
- Carmines, E. & Mciver, J. (1981). Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures. In G. Bohrnstedt et E. Borgatta (Eds.), *Social measurement : Current issues*. Beverly Hills (CA) : Sage.
- De Meyer, T., Ceulemans, E. & Meulders, D. (1999). *Ségrégation sexuelle sur le marché de l'emploi en Belgique*. Bruxelles (Belgique) : Ministère fédéral de l'Emploi et du Travail, Direction de l'égalité des chances.
- Dardenne, B. (2000). Réflexions sur les actions de remédiation en politique : les quotas de femmes. *Réflexions*, 42, 24-29.
- Dardenne, B., Bollier, T. & Dumont, M. (2006). Manuscrit en préparation.
- Dardenne, B., Liegeois, A., & Bollier T. (2003). Is benevolent sexism an effective way to decrease women objective performance? *XXIth Meeting of the European Association of Work and Organizational Psychology* (communication à Lisbonne, Portugal).
- Eagly, A. H. & Mladinic, A. (1993). Are people prejudiced against women? Some answers from research on attitudes, gender stereotypes, and judgments of competence. In W. Stroebe et M. Hewstone (Eds.), *European Review of Social Psychology*, Vol. 5, New York: Wiley.
- Ford, T. E., Wentzel, E. R. & Lorion, J. (2001). Effects of exposure to sexist humor on perceptions of normative tolerance of sexism. *European Journal of Social Psychology*, 31, 677-691.
- Fox, C. M. & Jones, J. A. (1998). Uses of Rasch modeling in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 45, 30-45.
- Glick, P., Diebold, J., Bailey-Werner, B., & Zhu L. (1997). The two faces of Adam: Ambivalent sexism and polarized attitudes toward women. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23, 1323-1334.

- Glick, P. & Fiske, S. T. (1996). The ambivalent Sexism Inventory: Differentiating between hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 491-512.
- Glick, P. & Fiske, S. T. (2001a). Ambivalent sexism. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances of experimental social psychology*, Vol. 33. San Diego (CA): Academic Press.
- Glick, P. & Fiske, S. T. (2001b). Ambivalent stereotypes as legitimizing ideologies: Differentiating paternalistic and envious prejudice. In J. T. Jost et B. Major (Eds.), *The psychology of legitimacy. Emerging perspectives on ideology, justice, and intergroup relations*. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
- Glick, P., & Fiske, S. T. et al. (2000). Beyond prejudice as simple antipathy: Hostile and benevolent sexism across cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, 763-775.
- Guttentag, M. & Secord, P. (1983). *Too many women?* Beverly Hills (CA): Sage.
- Haines, E. L., & Jost, J. T. (2000). Placating the powerless: Effects of legitimate and illegitimate explanation on affect, memory, and stereotyping. *Social Justice Research*, 13, 219-236.
- Hoyle, R. H. & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (Edit.), *Structural equation models*. Thousand Oaks (CA): Sage.
- Jackman, M. (1994). *The Velvet Glove: Paternalism and conflict in gender, class and race relations*. Berkeley (CA): University of California Press.
- John, O. P. & Benet-Martinez, V. (2000). Measurement: reliability, construct validation, and scale construction. In H. T. Reis et C. M. Judd (Eds.), *Handbook of research methods in social and personality psychology*. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
- Jöreskog, K. & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale (NJ): Erlbaum.
- Jöreskog, K. & Sörbom, D. (1999). *LISREL 8*. Chicago (IL): Scientific Software International.
- Jost, J. T. & Banaji, M. R. (1994). The role of stereotyping in system-justification and the production of false-consciousness. *British Journal of Social Psychology*, 33, 1-27.
- Jost, J. T. & Hunyady, O. (2002). The psychology of system justification and the palliative function of ideology. In W. Stroebe et M. Hewstone (Eds.), *European Review of Social Psychology*, Vol. 13. New York: Psychology Press.
- Jost, J. T. & Major, B. (Eds.) (2001). *The psychology of legitimacy. Emerging perspectives on ideology, justice, and intergroup relations*. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
- Jost, J. T., Pelham, B. W., Sheldon, O. & Sullivan, B. (2003). Social inequality and the reduction of ideological dissonance on behalf of the system: Evidence of enhanced system justification among the disadvantaged. *European Journal of Social Psychology*, 33, 13-36.
- Jost, J. T. & Thompson, E. (2000). Group-based dominance and opposition to equality as independent predictors of self-esteem, ethnocentrism, and social policy attitudes among African Americans and European Americans. *Journal of Experimental Social Psychology*, 36, 209-232.
- Judd, C. M. (2000). Everyday data analysis in social psychology: Comparisons of linear models. In H. T. Reis et Judd, C. M. (Eds.), *Handbook of research methods in social and personality psychology*. New York: Cambridge University Press.
- Kahn, K. F. (1996). *The political consequences of being a woman*. New York: Columbia University Press.
- King, J. & Bond, T. (1996). A Rasch analysis of a measure of computer anxiety. *Journal of Educational Computing Research*, 14, 49-65.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.

- Leyens, J.-P., Desert, M., Croizet, J.-C. & Darcis, C. (2000). Stereotype threat: Are lower status and history of stigmatization preconditions of stereotype threat? *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26, 1189-1199.
- Mcconahay, J. B. (1986). Modern racism, ambivalence, and the Modern Racism Scale. In J. F. Dovidion et S. L. Gardner (Eds.), *Prejudice, discrimination, and racism*. Orlando (FL): Academic Press.
- Pratto, F., Sidanius, J., Stallworth, L. M. & Malle, B. F. (1994). Social dominance orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 93-103.
- Ridgeway, C. (1992). *Gender, interaction, and inequality*. New York: Springer-Verlag.
- Rudman, L. A. & Heppen, J. B. (2003). Implicit romantic fantasies and women's interest in personal power: A glass slipper effect? *Personality and Social Psychology Bulletin*, 29, 1357-1370.
- Rombough, S. & Ventimiglia, J. C. (1981). Sexism: A tridimensional phenomenon. *Sex Roles*, 7, 747-755.
- Sakalli, U. N. & Glick, P. (2003). Ambivalent sexism and attitudes toward women who engage in premarital sex in Turkey. *Journal of Sex Research*, 40, 296-302.
- Sidanius, J. & Pratto, F. (1999). *Social dominance: An intergroup theory of social hierarchy and oppression*. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
- Steiger, J. H. (1989). *EzPATH: Causal modeling*. Evanston (IL): SYSTAT.
- Tougas, F., Brown, R., Beaton, A. M. & Joly, S. (1995). Neosexism: Plus ça change, plus c'est pareil. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21, 842-849.
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques: implications pour la recherche en langue française. *Psychologie Canadienne*, 30, 662-680.
- Viki, G. T., & Abrams, D. (2003). Infrhumanization: Ambivalent sexism and the attribution of primary and secondary emotions to women. *Journal of Experimental Social Psychology*, 39, 492-499.
- Waugh, R. F. & Adisson, P. A. (1998). A Rasch measurement model analysis of the Revised Approaches to Studying Inventory. *British Journal of Educational Psychology*, 68, 95-112.
- Wright, B. D. (1996). Local dependency, correlations, and principal components. *Rasch Measurement Transactions*, 10, 509-511.
- Wright, B. D. & Masters, G. N. (1982). *Rating scale analysis*. Chicago: MESA Press.

## Remerciements

Les auteurs remercient Peter Glick et Susan T. Fiske ainsi que les nombreux volontaires qui ont participé à ces études.

## ANNEXE

Vous trouverez, ci-après, une série d'affirmations concernant les hommes et les femmes et les relations qu'ils/elles peuvent entretenir dans notre société. Indiquez dans quelle mesure vous êtes d'accord ou pas d'accord avec chacun des énoncés en utilisant la notation suivante :

0	pas du tout d'accord	3	légèrement d'accord
1	plutôt pas d'accord	4	plutôt d'accord
2	légèrement pas d'accord	5	tout à fait d'accord
<b>BS (IH)</b>	1. Quel que soit son niveau d'accomplissement, un homme n'est pas vraiment « complet » en tant que personne s'il n'est pas aimé d'une femme.		
<b>SH</b>	2. Sous l'apparence d'une politique d'égalité, beaucoup de femmes recherchent en fait des faveurs spéciales, comme un recrutement en entreprise qui les favorise.		
<b>SB (PP)</b>	3. Lors d'une catastrophe, les femmes doivent être sauvées avant les hommes.		
<b>SH</b>	4. La plupart des femmes interprètent des remarques ou des actes anodins comme étant sexistes.		
<b>SH</b>	5. Les femmes sont trop rapidement offensées.		
<b>SB (IH)</b>	6. Les gens ne sont pas vraiment heureux dans leur vie s'ils ne sont pas engagés dans une relation avec une personne de l'autre sexe.		
<b>SH</b>	7. Les féministes veulent que les femmes aient plus de pouvoir que les hommes.		
<b>SB(DCG)</b>	8. Beaucoup de femmes ont une espèce de pureté que la plupart des hommes n'ont pas.		
<b>SB (PP)</b>	9. Les femmes devraient être protégées et être aimées par les hommes.		
<b>SH</b>	10. En général, une femme n'apprécie pas à sa juste valeur ce qu'un homme fait pour elle.		
<b>SH</b>	11. Les femmes recherchent le pouvoir en ayant le contrôle sur les hommes.		
<b>SB (IH)</b>	12. Tout homme devrait avoir une femme qu'il adore.		
<b>SB (IH)</b>	13. Les hommes sont « incomplets » sans les femmes.		
<b>SH</b>	14. Les femmes exagèrent les problèmes qu'elles rencontrent au travail.		
<b>SH</b>	15. Quand une femme a réussi à faire en sorte qu'un homme s'engage envers elle, elle essaie souvent de le tenir en laisse.		
<b>SH</b>	16. Quand les femmes perdent une compétition honnête contre un homme, elles se plaignent pourtant d'être l'objet de discrimination.		
<b>SB (PP)</b>	17. Une femme parfaite doit être mise sur un piédestal par son compagnon.		
<b>SH</b>	18. Il y a beaucoup de femmes à qui cela plaît d'exciter les hommes en semblant sexuellement intéressées pour ensuite refuser leurs avances.		
<b>SB(DCG)</b>	19. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à faire preuve d'un plus grand sens moral.		
<b>SB (PP)</b>	20. Les hommes devraient subvenir financièrement aux besoins des femmes, quitte à sacrifier leur propre bien-être.		
<b>SH</b>	21. Les féministes ont des demandes tout à fait exagérées concernant les hommes.		
<b>SB(DCG)</b>	22. Les femmes, comparées aux hommes, ont tendance à être plus cultivées et à avoir plus de bon-goût.		

Note : SH = Sexisme Hostile, SB = Sexisme Bienveillant, PP = Protection Paternaliste, IH = Intimité Hétérosexuelle, DCG = Différenciation Complémentaire de Genre.

