

RESEARCH ARTICLE

« Nouvelle Laïcité » en France et Pression Normative Envers les Minorités Musulmanes

[Secularism in France and Normative Pressure Against Muslim Minorities]

Armelle Nugier*, Marlène Oppin*, Medhi Cohu†, Rodolphe Kamiejski†, Elodie Roebroek* and Serge Guimond*

Des travaux récents ont montré que la conception actuelle de la laïcité pouvait être reliée aux préjugés envers les minorités ethniques et religieuses (Kamiejski et al., 2012). Notre étude propose d'examiner ce lien de façon expérimentale afin de vérifier dans quelle mesure le climat social actuel peut légitimer l'exercice de pression normative à l'encontre des personnes d'origine maghrébine. Dans cette perspective, deux études ont été menées en France auprès de 334 participants ayant des préjugés plus ou moins élevés envers les personnes d'origine maghrébine. Les participants devaient évaluer et rapporter leur intention d'exercer de la pression normative sur une cible d'origine maghrébine adoptant ou non une attitude allant à l'encontre de la nouvelle laïcité (Etude 1) et sur une cible d'origine musulmane ou catholique adoptant une attitude allant à l'encontre de la laïcité (Etude 2). Les résultats de l'étude 1 montrent que les personnes ayant de forts préjugés évaluent plus négativement et exercent plus de pression normative à l'encontre de la cible contre-normative que de la cible normative. Par ailleurs, les résultats de l'étude 2 montrent que les personnes à forts préjugés évaluent plus négativement et exercent plus de pression à l'encontre d'une cible musulmane qu'à l'encontre d'une cible catholique. Ces premiers résultats soutiennent l'idée que la laïcité est susceptible d'être mobilisée afin de légitimer des attitudes préjudiciables envers les personnes d'origine maghrébine par les personnes ayant initialement de forts préjugés.

Mots clés: laïcité; préjugés; modèle républicain d'intégration; influence sociale

Recent research has shown that French secularism (*laïcité*) could be linked to prejudice against ethnic and religious minorities (Kamiejski et al. 2012). This study provides an experimental test of this relation and investigates the impact of *laïcité* on the tendency to exert normative pressures on minority group members. 334 French participants with low or high prejudice against North Africans were asked, in Study 1, to report their intention to express normative pressure on a North African target adopting (or not) a deviant attitude regarding *laïcité*. In Study 2, Muslim vs. Catholic target adopted a deviant attitude regarding *laïcité*. Results from Study 1 showed that people with strong prejudice evaluate more negatively and exert more normative pressure against the deviant target than against the normative target. Results from Study 2 showed that people with strong prejudice evaluate more negatively and exert more pressure against a Muslim target than against a Catholic target. These results support the idea that *laïcité* is likely to be mobilized by people who are high in prejudice in order to legitimize negative attitudes towards North Africans.

Keywords: secularism; prejudice; Republican model of integration; social influence

* Laboratoire de Psychologie Sociale et Cognitive (CNRS-UMR 6024), Université Clermont Auvergne, France
armelle.nugier@univ-bpclermont.fr

† LAUREPS (CRPCC, EA 1285), Université Rennes 2, France
Corresponding author: Armelle Nugier

Le modèle d'intégration Français est un modèle basé sur le principe d'indivisibilité qui considère que le citoyen est l'unité de base de la République. Le modèle républicain prône ainsi l'égalité citoyenne des individus devant les valeurs démocratiques (i.e., droits et devoirs) en fai-

sant abstraction de l'origine ethnique, culturelle ou religieuse de chacun et combat toute forme de ségrégation (Bénichou, 2006, Schnapper, 2007). Depuis la Révolution française et la loi de 1905, séparant les églises de l'Etat, la notion de laïcité s'est totalement intégrée au principe d'indivisibilité républicain en prônant la liberté de conscience et la garantie du libre exercice des cultes pour tous. À titre d'exemple, l'article dix de la Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen stipule que « nul ne doit être inquiété pour ses opinions, même religieuses, pourvu que leur manifestation ne trouble pas l'ordre public établi par la Loi ». Le modèle républicain français n'est ainsi, en principe, pas un modèle anti-religieux. Au contraire, il vise la tolérance et le respect de la pratique du culte et positionne l'Etat comme un élément neutre qui se doit d'être respectueux vis-à-vis des religions et de n'en favoriser aucune au détriment des autres (Reynier, 2000). Adhérer au modèle républicain d'intégration dans ses dimensions de citoyenneté et de laïcité, c'est donc procéder à l'élimination des catégories se référant aux appartenances groupales d'une part, et respecter les différences culturelles et religieuses d'autre part. Le modèle républicain français devrait donc favoriser une bonne entente sociale entre les concitoyens et une plus grande tolérance vis-à-vis des minorités ethniques et religieuses (Guimond, 2010, Kamiejski, Guimond, De Oliveira, Er-Rafiy, & Brauer, 2012).

Pourtant, les travaux récents de Kamiejski et collaborateurs (2012) remettent en question l'efficacité du modèle républicain dans son rôle de garant de l'acceptation, du respect et de l'intégration pour ses citoyens. Dans un ensemble de quatre études corrélationnelles visant à étudier l'adhésion aux principes reliés au modèle républicain d'intégration et les attitudes envers la diversité culturelle en France, Kamiejski et coll. (2012) ont montré que la représentation du modèle républicain qu'ont les Français se structure autour de deux dimensions majeures que les auteurs ont appelées la citoyenneté et la laïcité. La citoyenneté renverrait davantage à la banalisation des appartenances d'origine (race, religion, etc.) au profit d'une égalité citoyenne (i.e., on ne doit pas tenir compte des appartenances groupales car nous sommes tous égaux), alors que la laïcité renverrait davantage au désir de confiner à la sphère privée les manifestations d'appartenance religieuse (i.e., la religion n'a rien à faire dans l'espace public). Fait important, ces deux dimensions s'avèrent totalement distinctes, indépendantes et reliées de façon opposée aux attitudes envers la diversité culturelle. En effet, alors que l'adhésion à la citoyenneté est reliée négativement aux préjugés envers les minorités, l'adhésion à la laïcité y est reliée de façon positive. Une explication de ce résultat réside dans l'idée que la conception actuelle que peut avoir la population de ce principe de laïcité s'écarte de manière plus ou moins importante de la définition historique de la laïcité présentée plus haut (Baubérot, 2012; Kamiejski et al., 2012; Maclure & Taylor, 2010). Baubérot (2012) utilise l'expression de « nouvelle laïcité » pour caractériser la tendance qui semble s'être développée récemment en France, dans la foulée de la loi interdisant le port de signes religieux visibles dans les écoles publiques en 2004 (voir Freedman, 2004). C'est justement à l'adhésion à cette « nouvelle laïcité » à laquelle les travaux de Kamiejski et al. renvoient.

Alors que la définition initiale de la laïcité s'appuie sur l'idée que l'Etat doit être neutre en vue de garantir la liberté de conscience pour tous et l'égalité de toutes les convictions, impliquant par là même que leur expression relève du droit commun, la nouvelle laïcité se centre, au contraire, sur l'idée que la religion doit être exclue de la sphère publique, renvoyée à une affaire privée, et met l'accent sur la séparation entre l'Etat et les Eglises (i.e., tout corps religieux). Ceci a pour conséquence de restreindre l'idée de liberté de culte en déplaçant la neutralité de l'Etat vers l'obligation de neutralité religieuse de tous les citoyens dans la sphère publique. Ainsi, par extension, porter des signes religieux en public peut être vu comme allant à l'encontre de la nouvelle laïcité. Concrètement, cette « nouvelle laïcité » véhicule par exemple la norme qu'une femme musulmane ne devrait pas porter son foulard islamique dans la sphère publique alors même que ceci n'est pas interdit par la loi.

Les résultats de Kamiejski et coll. (2012) sont importants car ils se situent dans un contexte sociopolitique justement marqué par la volonté de l'Etat de réaffirmer cette valeur républicaine (p.ex., vote de loi interdisant le port de symboles religieux dans les écoles publiques en 2004, vote pour l'interdiction du voile intégral dans les espaces publics en 2010, Charte de la Laïcité en 2013). Or, si l'adhésion à la nouvelle laïcité est réellement liée aux préjugés, son renforcement par des instrumentalisation politiques risque d'augmenter les conflits entre les groupes plutôt que de les atténuer et ainsi, d'aller à l'encontre des objectifs que se propose d'atteindre le contrat républicain français. La présente recherche vise, d'une part, à répliquer les travaux de nature corrélationnelle de Kamiejski et coll. (2012) en examinant expérimentalement le lien entre la norme de laïcité et les préjugés envers la population musulmane et, d'autre part, à en étendre les résultats en montrant que les conduites individuelles de régulation sociale reflètent, si ce n'est l'adhésion aux normes véhiculées par le modèle républicain, le résultat de l'opportunité qu'elles offrent d'exprimer des préjugés envers la minorité maghrébine.

La nouvelle laïcité semble donc devenir une norme culturelle véhiculée à travers le modèle républicain (Guimond, 2010). Comme toutes les normes, pour exister et être maintenue dans la société, elle doit être partagée et renforcée par les citoyens (Sherif, 1936). Un des moyens de renforcer les normes est d'exercer une pression normative à l'encontre des individus qui s'en écartent (Gibbs, 1981). Ces pressions s'expriment le plus souvent au travers des différentes réactions utilisées par un individu pour manifester à autrui sa désapprobation vis-à-vis de l'un de ses comportements (Gibbs, 1981). Elles incluent par exemple, le regard désapprobateur ou le commentaire négatif (Chekroun & Brauer, 2002), la délation à une autorité compétente (Guéguen & Pascual, 2002), l'ignorance par les membres du groupe du point de vue du déviant dans le cadre d'une tâche de décision (Janis, 1982), la discrimination dans l'allocation de ressources monétaires (Dedrick, 1978), et même l'exclusion du contrevenant de son groupe d'appartenance (Schachter, 1951). Elles représentent une forme de sanction sociale en rendant visible l'incompatibilité existante entre le comportement émis et les normes défendues, et en conférant au comportement une dimension hautement négative

et indésirable (Nugier, Niedenthal, Brauer, & Chekroun, 2007). Les individus réagissent donc à la transgression des normes et des valeurs auxquelles ils adhèrent et qu'ils jugent important de respecter.

Dans le cadre de notre recherche, la question est de savoir si la transgression de la nouvelle laïcité fait l'objet de pressions normatives d'une part et si ces pressions sont fonctions des préjugés préexistants envers les minorités ethniques et religieuses d'autre part. Si tel est le cas, il devient possible d'affirmer que les comportements individuels reflètent effectivement l'existence de la nouvelle norme véhiculée par le modèle républicain – ce qui, à notre connaissance n'a jamais été étudié en psychologie sociale – et de compléter les résultats de Kamiejski et al. (2012) en montrant que les tentatives de régulations sont particulièrement le fait des personnes ayant de forts préjugés. En d'autres termes, s'il y a un bien un lien entre préjugés et la nouvelle laïcité, les personnes ayant de forts préjugés envers les minorités devraient davantage désapprouver l'écart à la nouvelle norme de laïcité que les personnes ayant de faibles préjugés et exercer ainsi plus de pression normative.

Pré-tests

Les manipulations expérimentales des études principales consistent en la présentation d'une cible maghrébine dont le comportement dévie ou non par rapport à la nouvelle laïcité (Etude 1) et d'une cible musulmane ou catholique dont le comportement dévie de la nouvelle laïcité (Etude 2). Afin de vérifier nos manipulations de la déviance par rapport à la norme de la nouvelle laïcité nous avons réalisé un pré-test sur des échantillons indépendants des études principales.

Population

109 participants de nationalité française ($M_{age} = 26.08$, $ET = 7.10$; 80.7% de femmes; 6.5% issus de la seconde génération d'immigrants (au moins un de leurs deux parents étant né à l'étranger); 59.6% athées ou sans religion) ont participé volontairement à ce pré-test.

Matériel et procédure

Les participants étaient sollicités pour participer à une « enquête de société sur la vie en France ». Ils prenaient connaissance d'un extrait tiré d'un article rapportant les propos d'une jeune étudiante de 23 ans, par un journal local, sur la vie en France et les pratiques religieuses des citoyens. L'étudiante était prénommée Yasmina et présentée comme musulmane (condition musulmane) ou Bénédicte et présentée comme catholique (condition catholique). La cible était par ailleurs présentée comme adoptant une attitude normative (condition normative) versus contre-normative (condition déviance) par rapport à la nouvelle norme de laïcité. Lesdits propos de la cible étaient les suivants:

« [...] Je considère que c'est [ce n'est pas] normal que l'on ne puisse pas mettre en avant son appartenance religieuse et je ne porte jamais [je ne me prive pas de porter] mon voile [*ma croix*] dans les lieux publics. Je pense qu'il est important de s'adapter à la culture et à l'environnement dans

lequel on vit [Je pense que c'est mon droit de manifester la religion que j'ai choisie]. [...] »

Après avoir été exposés à l'un des quatre scénarios les participants devaient remplir l'échelle de laïcité en 6 items (*p.ex.*, Yasmina/Bénédicte est d'accord avec l'idée qu'autant que possible, les pratiques religieuses devraient être à caractère privé et non public, $\alpha = .87$, $M = 4.44$, $ET = 1.82$) de Kamiejski et al. (2012). Les participants devaient également estimer la déviance du comportement de la cible par rapport à la laïcité en rapportant à quel point ils estimaient que l'attitude de Yasmina/Bénédicte allait à l'encontre des coutumes et du système culturel français; de la laïcité française; et à quel point la laïcité était un principe qui tenait beaucoup à cœur à Yasmina/Bénédicte (renversé; $\alpha = .80$, $M = 3.49$, $ET = 1.81$). Toutes les réponses étaient mesurées sur des échelles en 7 points (1 = *pas du tout d'accord* à 7 = *tout à fait d'accord*).

Avant d'être débriefés et remerciés pour leur participation les participants devaient indiquer leur sexe, leur âge, leur nationalité, celle de leurs deux parents et leur confession religieuse.

Résultats et conclusion

L'ANCOVA réalisée sur le score d'adhésion à la laïcité avec la religion du participant, le pays d'origine des parents, le sexe et l'âge comme covariants, révèle l'existence de différences significatives entre les 4 scénarios,¹ $F(1, 100) = 54.56$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .62$. Les comparaisons multiples de Bonferroni (95% CI, seuil .05) confirment que les cibles contre-normatives sont perçues comme adhérant significativement ($ps < .001$) moins à la laïcité ($M_{adj-Yasmina} = 2.86$, $SE = 0.22$ et $M_{adj-Bénédicté} = 3.14$, $SE = 0.23$) que les cibles normatives ($M_{adj-Yasmina} = 5.95$, $SE = 0.23$ et $M_{adj-Bénédicté} = 5.74$, $SE = 0.21$). La même analyse réalisée sur le score de déviance perçue révèle également l'existence de différences significatives entre les 4 scénarios, $F(1, 100) = 38.22$, $p < .001$, $\eta^2 = .53$. Dans la lignée des résultats précédents, les comparaisons de Bonferroni confirment que les cibles contre-normatives sont significativement perçues ($ps < .001$) comme plus déviantes vis-à-vis de la laïcité ($M_{adj-Yasmina} = 5.07$, $SE = 0.24$ et $M_{adj-Bénédicté} = 4.43$, $SE = 0.25$) que les cibles normatives ($M_{adj-Yasmina} = 1.87$, $SE = 0.25$ et $M_{adj-Bénédicté} = 2.05$, $SE = 0.24$). En revanche, les comparaisons ne révèlent pas de différences significatives entre les deux cibles, Yasmina et Bénédicte, lorsqu'elles sont présentées comme normatives, et lorsqu'elles sont présentées comme contre-normatives et ce, pour la mesure de laïcité de Kamiejski et pour la mesure de déviance perçue par rapport à la laïcité (tous les $p > .42$).

Ces résultats nous confortent donc dans la validité de nos manipulations de la déviance par rapport à la nouvelle laïcité. Les cibles présentées comme contre-normatives sont bien perçues comme moins laïques et davantage déviantes par rapport au principe de la nouvelle laïcité que les cibles normatives.

Étude 1

Afin d'examiner comment les individus réagissent face à un comportement allant clairement à l'encontre de la nouvelle laïcité et comment les préjugés affectent ces réactions,

nous avons exposé des participants à une cible d'origine maghrébine revendiquant ou non la manifestation de son appartenance religieuse dans l'espace public (condition contre-normative versus normative). Les participants devaient ensuite rapporter leur intention de communiquer à la cible leur désapprobation vis-à-vis de son comportement. Notre hypothèse est que, d'une part, la transgression de la laïcité devrait entraîner une forte pression normative à l'encontre de la cible si cette norme est importante pour les participants et, d'autre part, que la défense de la laïcité devrait être d'autant plus élevée que les participants ont de forts préjugés anti-maghrébins.

Méthode

Participants

Cent quatre-vingt-onze habitants de la ville de Clermont-Ferrand ($M = 25.74$, $ET = 8.12$) ont participé volontairement à cette étude. L'échantillon contenait 60.2% de femmes. Bien que tous les participants soient de nationalité française, 6.8% sont issus de la deuxième génération d'immigrants, 71.2% des participants se déclarent athées ou sans religion. Les participants étaient assignés aléatoirement à une des deux conditions expérimentales de l'étude: condition normative versus condition contre-normative.

Procédure

Les participants étaient sollicités pour participer à deux études, l'une portant sur une « validation de matériel expérimental pour un mémoire de fin d'étude » et l'autre sur une « enquête de société sur la vie en France ». Les participants, interrogés individuellement, avaient pour consigne de répondre aux questionnaires de manière spontanée et sincère en se positionnant sur les échelles d'opinion situées en dessous des questions. L'ordre de présentation des questionnaires était toujours le même et commençait par « la validation de matériel ». Le premier questionnaire servait à mesurer le niveau de préjugés des participants alors que le second introduisait les manipulations expérimentales et les variables dépendantes.

À la fin de chaque étude, les participants devaient indiquer leur nationalité, celle de leurs deux parents et leur confession religieuse. Après avoir rempli les deux questionnaires, ils étaient débriefés et remerciés pour leur participation.

Matériel

Niveau de préjugés. Le niveau de préjugés des participants vis-à-vis des personnes étrangères d'origine maghrébine a été mesuré à l'aide de deux mesures différentes. La première mesure était obtenue grâce à l'échelle de préjugés de Dambrun et Guimond (2001). Les participants devaient indiquer à quel point ils étaient d'accord avec 15 affirmations (p.ex., « Il est insensé d'attribuer aux Algériens et aux Marocains les problèmes économiques de la France » (renversé)) sur des échelles de type Likert en 7 points (de 1 = *pas du tout d'accord*, à 7 = *tout à fait d'accord*). Après renversement des items inversés, un score élevé à l'échelle indique un fort niveau de préjugés ($\alpha = .87$, $M = 3.88$, $ET = 1.09$). Pour la seconde mesure de préjugés, les participants remplissaient une mesure d'attitude de

type *feeling thermometer* envers 15 groupes sociaux parmi lesquels étaient présentés 3 groupes cibles de préjugés et de discriminations en France (p. ex., les maghrébins, les musulmans, les Turcs). Les participants devaient indiquer leur attitude vis-à-vis des groupes sur une échelle en 9 points allant de 1 = *attitude très défavorable* à 9 = *attitude très favorable*. Les scores pour les 3 groupes cibles ont été renversés et moyennés pour obtenir une mesure de préjugés ($\alpha = .90$, $M = 3.93$, $ET = 2.03$).

Manipulation expérimentale. Les participants étaient assignés de façon aléatoire à l'une des deux conditions expérimentales (condition normative versus contre-normative) présentant Yasmina comme cible (voir prétest).

Mesure de pression normative. La pression normative exercée envers Yasmina était mesurée par 3 items. Sur une échelle en 7 points allant de 1 = *pas du tout* à 7 = *totalemment*; les participants devaient rapporter dans quelle mesure ils communiqueraient leur soutien à Yasmina s'ils avaient l'opportunité de discuter avec elle (renversé), dans quelle mesure ils essaieraient de la faire changer d'avis, et dans quelle mesure ils lui communiqueraient ou lui feraient comprendre qu'ils ne sont pas d'accord avec ses opinions ($\alpha = .84$, $M = 3.08$, $ET = 1.87$).

Mesure d'évaluation de la cible. Une échelle de 4 items ($\alpha = .85$, $M = 4.86$, $ET = 1.42$) permettait d'évaluer dans quelle mesure les participants appréciaient Yasmina (« Dans quelle mesure trouvez-vous que Yasmina est une personne sympathique? est un exemple à suivre? est quelqu'un de bien? pourrait être votre amie? »). Les réponses étaient recueillies par des échelles en 7 points (1 = *pas du tout* à 7 = *totalemment*).

Mesure de contre-normativité de la cible. Afin de contrôler notre manipulation de la déviance de Yasmina, les participants devaient rapporter à quel point ils estimaient que l'attitude de Yasmina allait à l'encontre des coutumes et du système culturel français; de la laïcité française; et à quel point la laïcité était un principe qui tenait beaucoup à cœur à Yasmina (renversé; $\alpha = .83$, $M = 3.69$, $ET = 2.05$). Toutes les réponses étaient mesurées sur des échelles en 7 points (1 = *pas du tout d'accord* à 7 = *tout à fait d'accord*).

Adhésion au modèle républicain. L'adhésion des participants à l'idéologie républicaine était mesurée grâce à l'échelle en 10 items de Kamiejski et al. (2012). Cette échelle comprend 6 items mesurant l'adhésion à la laïcité (p. ex., « Autant que possible, les pratiques religieuses devraient être à caractère privé et non public »; $\alpha = .60$, $M = 5.43$, $ET = 1.02$) et 4 mesurant l'adhésion à la citoyenneté (p. ex., « La société française est composée de citoyens avant toute chose et non pas de communautés »; $\alpha = .68$, $M = 5.95$, $ET = .97$). Les réponses étaient mesurées sur des échelles en 7 points (1 = *pas du tout d'accord* à 7 = *tout à fait d'accord*).

Résultats

Contrôle des manipulations

L'ANCOVA réalisée sur le score de contre-normativité de la cible par rapport à la norme de laïcité, avec le sexe, l'âge, la religion du participant et le pays d'origine des parents, comme covariants a révélé que Yasmina était perçue comme adoptant une attitude allant plus à l'encontre de

la laïcité et donc moins laïque dans la condition contre-normative ($M = 5.24$, $ET = 1.53$), que dans la condition normative ($M = 2.15$, $ET = 1.4$), $F(1, 185) = 245.94$, $p < .001$, $\eta_p^2 = .57$. Ces résultats suggèrent que notre manipulation de la contre-normativité de la cible a été efficace dans la présente étude.

Test de l'hypothèse de modération

Afin de tester notre hypothèse, nous avons réalisé deux grands ensembles d'analyses de modération via des analyses de régressions hiérarchiques linéaires (Aiken & West, 1991). Un avec pour prédicteur le niveau de préjugés tel que mesuré par l'échelle de Dambrun et Guimond (2001) (voir **Tableau 1**) et l'autre avec pour prédicteur le niveau de préjugés tel que mesuré par le feeling thermometer (voir **Tableau 2**). Les tests de Student indépendants ne révèlent aucun lien significatif entre notre manipulation expérimentale de la contre-normativité et les mesures de préjugés ($t < 1$). Les deux mesures de préjugés sont reliées entre elles positivement, $r(189) = .53$, $p < .001$. Pour chaque ensemble d'analyse, nous avons d'abord codé notre manipulation de la contre-normativité du comportement de Yasmina par rapport à la nouvelle laïcité ($-1 =$ normative, $+1 =$ contre-normative), puis centré autour de la moyenne le niveau de préjugé, et finalement multiplié les deux pour créer l'interaction. Dans une première étape du modèle, les variables sexe, âge, religion du participant et pays d'origine des parents, étaient entrées comme variables contrôles. La deuxième étape introduisait la manipulation et les préjugés et la dernière étape l'interaction des deux. Les **Tableaux 1** et **2** reportent les résultats des analyses effectuées avec chacune des deux mesures de préjugés sur les 3 variables d'intérêt (c-à-d., pression normative, évaluation de la cible, adhésion à

la nouvelle laïcité). Les statistiques rapportées ci-après présentent toujours les effets obtenus dans les analyses avec le feeling thermometer en premier et avec la mesure de préjugés de Dambrun et Guimond (2001) en second.

Pression normative. Des résultats similaires sont observés pour les deux ensembles d'analyses hiérarchiques. En effet, un effet principal de la manipulation était observé selon lequel les participants rapportaient plus d'intention d'exercer de la pression normative sur la cible lorsqu'elle adoptait une attitude allant à l'encontre de la laïcité. Un effet principal du niveau de préjugés était également observé selon lequel les participants ayant de forts préjugés rapportaient une plus grande tendance à vouloir exercer de la pression normative envers la cible. Enfin, un effet d'interaction était observé entre les deux variables (voir **Figure 1**). Les analyses de régressions simples montrent que le niveau de préjugés était relié positivement à la pression normative lorsque la cible était présentée comme adoptant une attitude antilaïque (condition contre-normative, respectivement pour le feeling thermometer et l'échelle de Dambrun & Guimond (2001): $\beta = .32$, $t(93) = 3.21$, $p = .002$ et $\beta = .49$, $t(93) = 5.47$, $p = .001$). En revanche, aucun effet du niveau de préjugés n'était observé dans la condition normative lorsque les préjugés étaient mesurés à l'aide du feeling thermometer ($\beta = .13$, $t(94) = 1.27$, $p = .20$) et un effet tendanciellement négatif était observé lorsque les préjugés étaient mesurés à l'aide de la mesure de Dambrun et Guimond (2001) ($\beta = -.20$, $t(94) = -1.95$, $p = .054$).

Évaluation de la cible. Pour les deux ensembles d'analyses (voir **Tableaux 1** et **2**), un effet principal de la manipulation était observé. Les participants ont évalué plus positivement la cible dans la condition normative que contre-normative. De même, les participants

	Pression Normative			Évaluation de la cible			Adhésion à la laïcité		
	Étape 1	Étape 2	Étape 3	Étape 1	Étape 2	Étape 3	Étape 1	Étape 2	Étape 3
Sexe	-.06	-.06	-.06	.18*	.18**	.18**	.02	.02	.01
Age	.02	-.05	-.06	-.13†	-.07	-.06	.01	-.01	-.01
Religion	-.08	-.07	-.08	-.01	-.02	-.01	-.20**	-.20**	-.21**
Pays d'origine	-.12	-.07	-.06	.08	.04	.04	-.16*	-.16*	-.15*
Contrenormativité		.69***	.69***		-.50***	-.50***		-.03	-.03
Préjugés		.19***	.19***		-.15*	-.15*		.07	.08
Contrenormativité x préjugés			.11*			-.09			.18*
<i>ddl</i> modèle <i>F</i>	(4, 186)	(6, 184)	(7, 183)	(4, 186)	(6, 184)	(7, 183)	(4, 186)	(6, 184)	(7, 183)
<i>R</i> ² change	.02	.50	.01	.05	.27	.009	.07	.006	.03
<i>F</i> change	1.17	99.20***	4.41*	2.70*	37.15***	2.37	3.46**	.59	6.23*

Tableau 1: Analyses de régression hiérarchique avec la pression normative, l'évaluation de la cible et l'adhésion à la laïcité en variables dépendantes et la manipulation de la contre-normativité de la cible (-1 normative vs $+1$ contre-normative) et le niveau de préjugés tel que mesuré par la *feeling thermometer* (forme centrée) en variables indépendantes. Coefficients de régression standardisés (Beta). (Étude 1).

†.05 < p < .10. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001.

	Pression Normative			Évaluation de la cible			Adhésion à la laïcité		
	Étape 1	Étape 2	Étape 3	Étape 1	Étape 2	Étape 3	Étape 1	Étape 2	Étape 3
Sexe	-.06	-.05	-.05	.18*	.16**	.15**	.02	.04	.04
Age	.02	-.04	-.04	-.13†	-.06	-.06	.01	-.02	-.02
Religion	-.08	-.07	-.06	-.01	-.01	-.02	-.20**	-.21**	-.21**
Pays d'origine	-.12	-.05	-.06	.08	.01	.01	-.16*	-.13†	-.14*
Contrenormativité		.69***	.69***		-.49***	-.49***		-.03	-.03
Préjugés		.17**	.15**		-.33***	-.32***		.27***	.26**
Contrenormativité x préjugés			.26***			-.20***			.15*
ddl modèle F	(4, 186)	(6, 184)	(7, 183)	(4, 186)	(6, 184)	(7, 183)	(4, 186)	(6, 184)	(7, 183)
R ² change	.02	.50	.07	.05	.35	.04	.07	.07	.02
F change	1.17	96.25***	30.54***	2.70*	54.88***	12.67***	3.46**	7.64***	5.16*

Tableau 2: Analyses de régression hiérarchique avec la pression normative, l'évaluation de la cible et l'adhésion à la laïcité en variables dépendantes et la manipulation de la contre-normativité de la cible (-1 normative vs +1 contre-normative) et le niveau de préjugés tel que mesuré par l'échelle de Dambrun et Guimond (2001) (forme centrée) en variables indépendantes. Coefficients de régression standardisés (Beta). (Étude 1).

†.05 < p < .10. *p < .05. **p < .01. ***p < .001.

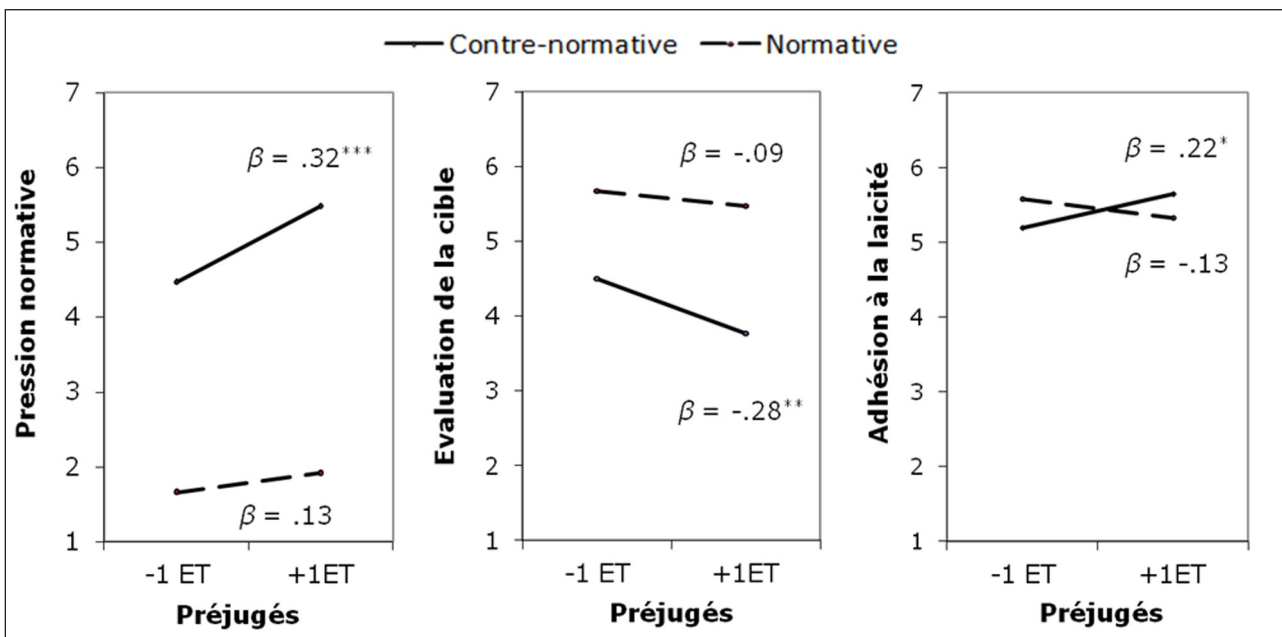


Figure 1: Intention de pression normative, évaluation de la cible et adhésion à la laïcité selon l'attitude de la cible (normative versus contre-normative) et le niveau de préjugés (*feeling thermometer*) des participants (Étude 1).

ayant de faibles préjugés ont évalué la cible plus positivement que les participants ayant de forts préjugés. Alors que l'effet d'interaction entre la manipulation et la mesure de préjugés du *feeling thermometer* n'était pas significative, celui entre la manipulation et la mesure de préjugés de Dambrun et Guimond l'était (voir **Figure 2**). Les analyses de régressions simples pour cette interaction montrent que le niveau de préjugés était relié négativement à l'évaluation dans la condition contre-normative ($\beta = -.60, t(93) = -7.19, p = .001$), mais n'avait pas d'effet dans la condition normative ($\beta = -.16, t(94) = -1.62, p = .11$).

Adhésion à la laïcité.² La manipulation expérimentale de contre-normativité n'a pas affecté l'adhésion à la laïcité des participants. En revanche, les personnes ayant de forts préjugés sur la mesure de Dambrun et Guimond (2001) se montraient plus laïcs que les personnes ayant de faibles préjugés, ce qui est conforme à la littérature (Kamiejski et al., 2012). Un effet d'interaction entre les manipulations et les préjugés était observé avec les deux mesures de préjugés. Les analyses de régressions simples (**Figure 1** et **2**) révèlent qu'en condition normative, le niveau de préjugés des participants n'était pas relié à une augmentation de l'adhésion à la laïcité (*feeling*

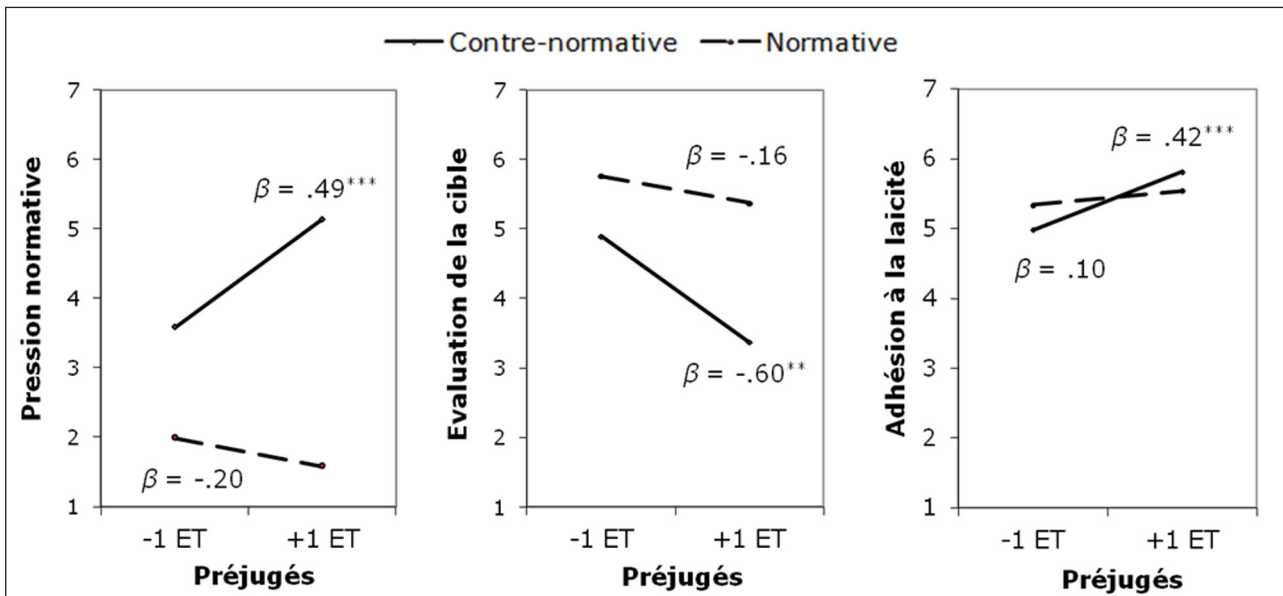


Figure 2: Intention de pression normative, évaluation de la cible et adhésion à la laïcité selon l'attitude de la cible (normative versus contre-normative) et le niveau de préjugés (Dambrun et Guimond, 2001) des participants (Étude 1).

thermometer: $\beta = -.13$, $t(94) = -1.23$, $p = .22$, et l'échelle de Dambrun et Guimond: $\beta = .10$, $t(94) = .95$, $p = .34$). En revanche, lorsque la cible était présentée comme adoptant des attitudes allant à l'encontre de la laïcité, plus les participants avaient de préjugés plus ils rapportaient adhérer à la nouvelle laïcité (feeling thermometer: $\beta = .22$, $t(93) = 2.20$, $p = .03$, et l'échelle de Dambrun et Guimond: $\beta = .42$, $t(93) = 4.44$, $p = .001$).

Test de l'hypothèse de médiation médiatisée

Les résultats des analyses précédentes montrent que plus les participants avaient de forts préjugés, plus ils avaient tendance à évaluer négativement Yasmina et à vouloir exercer de la pression sur elle lorsque son attitude allait à l'encontre de la nouvelle laïcité et plus ils adhéraient personnellement à la nouvelle laïcité dans cette même condition. Nous avons donc décidé d'explorer la possibilité que l'adhésion à la nouvelle laïcité puisse médier l'effet des préjugés sur la pression normative et l'évaluation en condition contre-normative.

Pour tester cette hypothèse nous avons suivi les recommandations de Muller, Judd et Yzerbyt (2005). Les analyses ont été effectuées séparément pour les deux variables dépendantes (c-à-d., 'pression normative' et 'évaluation'). Après transformation des variables, nous avons régressé la variable dépendante sur les covariants dans une première étape et, dans une deuxième étape, sur les prédicteurs (c-à-d., 'manipulation' et 'préjugés'), leur interaction, l'adhésion à la nouvelle laïcité et l'interaction entre l'adhésion à la nouvelle laïcité et la manipulation.

Pression normative. Une fois les effets de la nouvelle laïcité contrôlés, les analyses effectuées révèlent la persistance de l'effet du niveau de préjugés (respectivement pour l'analyse avec les préjugés tels que mesurés par le feeling thermometer et par Dambrun et Guimond: $\beta = .14$, $t(181) = 2.97$, $p = .003$, et $\beta = .21$, $t(181) = 2.57$, $p = .011$) et de l'effet des manipulations ($\beta = .69$, $t(181) = 15.21$,

$p = .001$, et $\beta = .68$, $t(181) = 15.57$, $p = .001$) sur la pression à la conformité. Aucun effet principal de la nouvelle laïcité n'était cependant observé ($\beta = .01$, $t(181) = .28$, $p = .78$ et $\beta = -.03$, $t(181) = -.58$, $p = .56$). Bien que l'interaction entre la manipulation et les préjugés restait significative ($\beta = .09$, $t(181) = 1.91$, $p = .058$, et $\beta = .20$, $t(181) = 4.34$, $p = .001$), l'interaction entre la nouvelle laïcité et les manipulations s'avérait également significative ($\beta = .30$, $t(181) = 6.55$, $p = .001$, et $\beta = .26$, $t(181) = 5.56$, $p = .001$). Les analyses subséquentes ont révélé que l'effet médiateur de l'adhésion à la laïcité entre le niveau de préjugés et la pression à la conformité était significatif dans la condition contre-normative ($z = 1.96$, $p = .05$ et $z = 2.55$, $p = .01$) mais pas dans la condition normative ($z = 1.19$, $p = .23$ et $z = .93$, $p = .35$, voir **Figure 3**).

Évaluation de la cible. Les analyses de médiation (voir **Tableau 2**) n'avaient pas permis de mettre en évidence un effet d'interaction des manipulations et des préjugés tels que mesurés par le feeling thermometer sur l'évaluation de Yasmina. Ne sont donc reportés ici que les analyses de médiation médiatisée effectuées avec les préjugés mesurés par l'échelle de Dambrun et Guimond (2001). Après contrôle des effets de la nouvelle laïcité, l'effet des manipulations ($\beta = -.49$, $t(181) = -10.31$, $p = .001$) et celui du niveau de préjugés ($\beta = -.25$, $t(181) = -4.89$, $p = .001$) restaient significatifs. Il n'y avait pas d'effet principal de la nouvelle laïcité ($\beta = -.02$, $t(181) = -.47$, $p = .64$). L'effet d'interaction entre les manipulations et les préjugés devenait tendanciel ($\beta = -.09$, $t(181) = 1.82$, $p = .07$) tandis que l'interaction entre la nouvelle laïcité et la manipulation de la contre-normativité s'avérait significative ($\beta = -.39$, $t(181) = -7.79$, $p = .001$) suggérant une médiation partielle de la médiation. Les analyses subséquentes ont révélé que l'effet médiateur de l'adhésion à la laïcité entre le niveau de préjugés et l'évaluation était significatif dans la condition contre-normative ($z = 3.54$, $p = .001$) mais pas dans la condition normative ($z = .94$, $p = .35$, voir **Figure 4**).

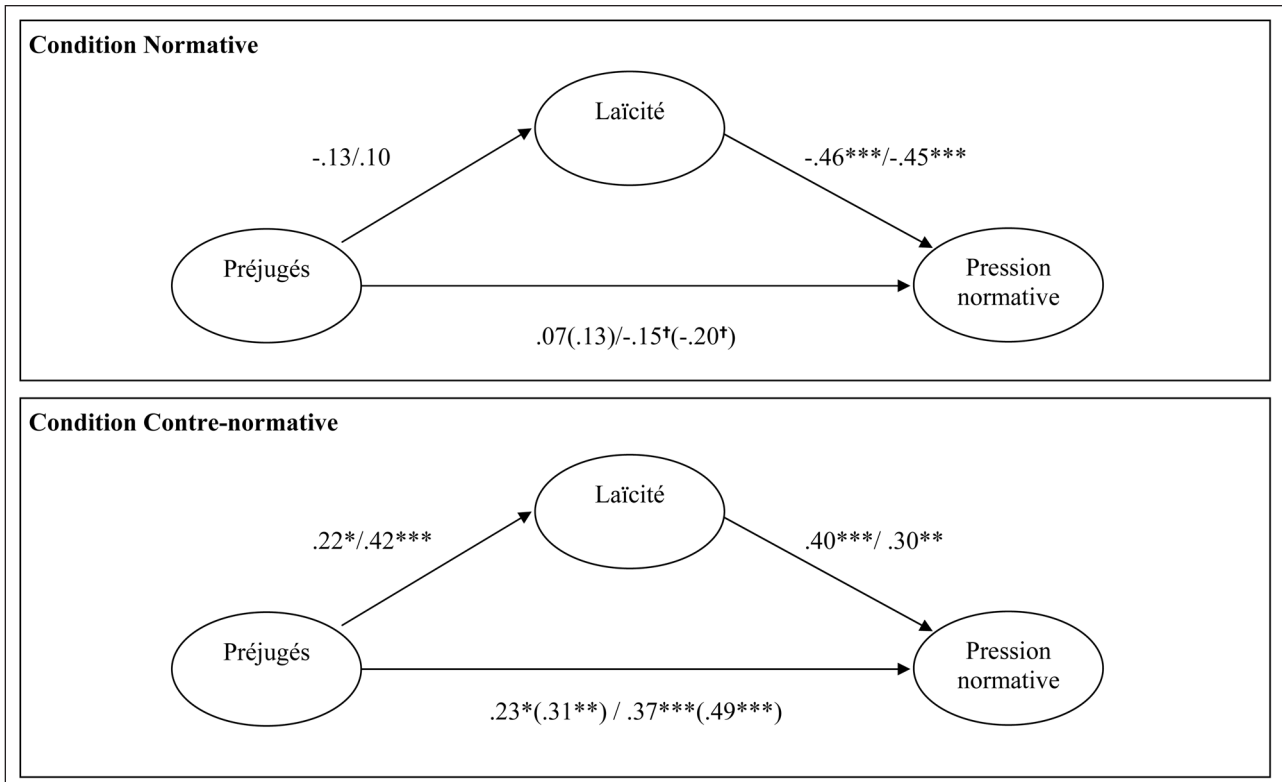


Figure 3: Modèle de médiation pour l'intention d'exercer de la pression normative à chaque niveau des manipulations de la contre-normativité. Les bêtas standardisés pour les analyses utilisant le *feeling thermometer* comme prédicteur sont présentés en premier et sont suivis de ceux des analyses incluant l'échelle de Dambrun et Guimond comme prédicteur. $^{\dagger}.05 < p < .10$. $^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$. (Etude 1).

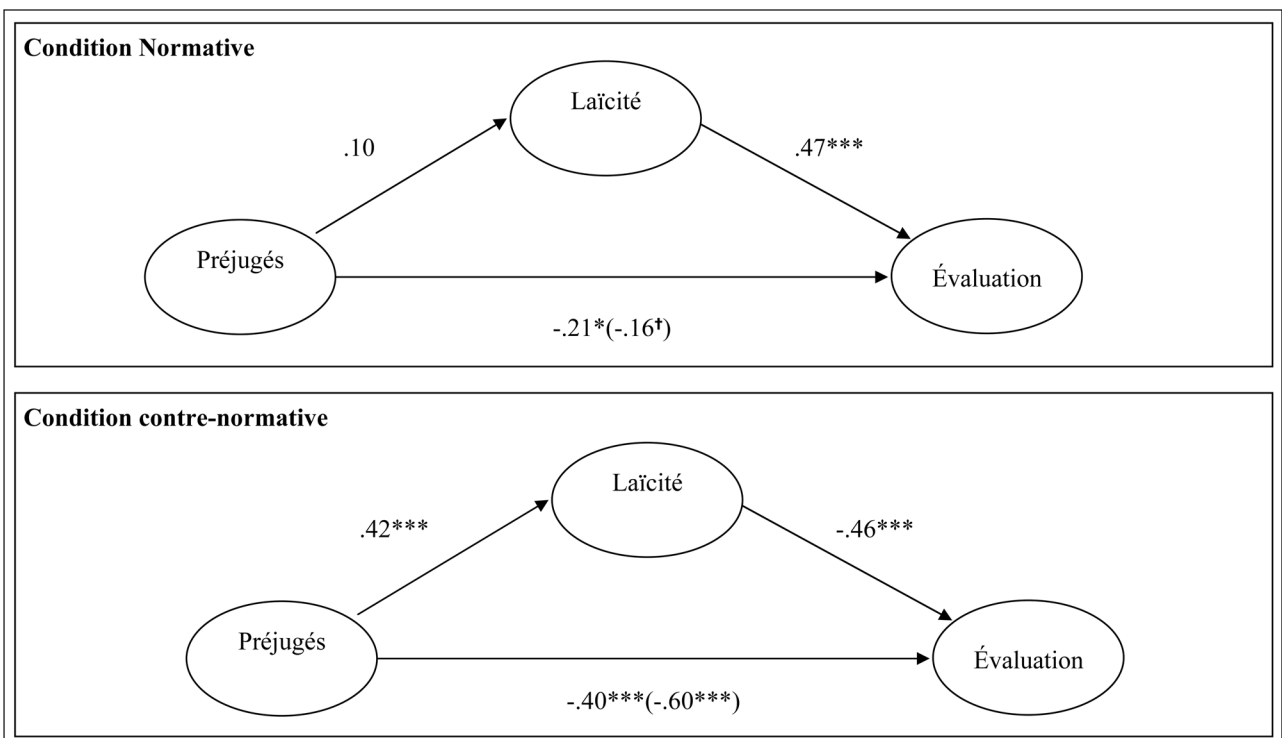


Figure 4: Modèle de médiation pour l'évaluation de la cible à chaque niveau des manipulations de la contrenormativité. Les bêtas standardisés présentés sont ceux des analyses Dambrun et Guimond comme prédicteur. $^{\dagger}.05 < p < .10$. $^{*}p < .05$. $^{**}p < .01$. $^{***}p < .001$. (Etude 1).

Discussion

Pris dans leur ensemble, les résultats soutiennent notre hypothèse principale. Il s'avère tout d'abord que la transgression de la norme laïque fait l'objet de réprobation de la part des participants. Il semble donc que cette norme soit importante pour les participants de notre étude ce qui confirme les premiers résultats de Kamiejski et coll. (2012) montrant une forte adhésion des français à la nouvelle laïcité. Les résultats mettent également en évidence une relation positive entre préjugés tels que mesurés par l'échelle de Dambrun et Guimond (2001) et adhésion à la laïcité. Par ailleurs, il s'avère que le niveau de préjugés envers les minorités maghrébines influence l'expression de pression normative et l'évaluation de la cible. En effet, les participants ayant le plus de préjugés sont aussi ceux qui désapprouvent et dévaluent le plus la cible non conforme à la nouvelle laïcité. Ces résultats confortent encore ceux de Kamiejski et coll. (2012) attestant d'une relation positive entre préjugés et laïcité dans la mesure où la norme est plus renforcée par les personnes ayant de forts préjugés.

Les analyses exploratoires visant à examiner la nature du lien entre préjugés et laïcité suggèrent que la déviance active la nouvelle laïcité chez les personnes à forts préjugés. En effet, lorsque la cible transgresse la norme de la laïcité, les participants qui ont le plus de préjugés sont ceux qui ont des scores de laïcité les plus élevés. D'autre part, les analyses suggèrent que la déviance amplifie l'effet de la nouvelle laïcité sur l'évaluation et l'intention d'exercer de la pression envers la cible. En effet, l'adhésion à la nouvelle laïcité a un effet différent selon que la cible est présentée comme endossant ou non la nouvelle laïcité. En particulier, une forte adhésion à la laïcité semble être liée à une évaluation plus négative et une plus grande intention d'exercer de la pression normative à l'égard de la cible mais uniquement quand cette dernière transgresse la norme de laïcité.

En raison de la nature corrélationnelle des mesures de laïcité, d'évaluation et de pression normative, une explication alternative quant au lien entre les préjugés et la nouvelle laïcité peut être émise. En effet, il est possible que l'augmentation de l'adhésion à la nouvelle laïcité chez les personnes à forts préjugés envers les maghrébines soit la conséquence de leur évaluation négative et de leur intention d'exercer de la pression normative à l'encontre de la cible maghrébine plutôt que leur cause. Les analyses complémentaires qui ont été réalisées supportent cette alternative. En effet, pour l'ensemble des analyses de modérations médiatisées dans lesquelles nous avons considéré la pression et l'évaluation comme des médiateurs potentiels, l'effet d'interaction entre les manipulations et les préjugés diminuait quand les autres variables et leur interaction étaient contrôlées (pour l'ensemble des analyses: $-.05 < \beta_s < .14$, $-.75 < t_s < 2.04$, $.043 < p_s < .45$). Par ailleurs, l'interaction entre le médiateur (c-à-d., la pression ou l'évaluation) et le modérateur (c-à-d., la manipulation) était significative ($-.50 < \beta_s < .45$, $-7.89 < t_s < 6.15$, $p_s < .001$). Enfin, les analyses de médiation à chaque niveau du modérateur ont révélé que les mesures de pression normative et d'évaluation pouvaient

également être considérées comme des médiateurs de la relation entre préjugés et nouvelle laïcité dans la condition contre-normative ($2.58 < z_s < 4.63$, et $.001 < p_s < .01$) mais pas dans la condition normative ($-1.54 < z_s < 1.82$, et $.07 < p_s < .39$).

Si les résultats de ces analyses exploratoires ne nous permettent pas de trancher quant au modèle explicatif pouvant rendre compte de la relation entre préjugés et laïcité, ils permettent néanmoins de montrer qu'il existe un lien entre la nouvelle laïcité, l'évaluation négative et la pression normative dont peut faire l'objet une personne maghrébine. Notre étude avait pour objectif principal de vérifier que les personnes à hauts préjugés à l'égard des minorités maghrébines avaient tendance à vouloir exercer plus de pression envers une cible maghrébine quand cette dernière transgressait les normes de la nouvelle laïcité. Les résultats précédents nous permettent de constater que tel est bien le cas pour notre échantillon. La seconde étude vise à examiner si la nouvelle laïcité rend légitime l'expression de pression normative et l'évaluation négative de la minorité maghrébine pour les personnes à hauts préjugés ou si les personnes à hauts préjugés tentent de renforcer les valeurs laïques quelles que soient les personnes qui les transgressent.

Étude 2

D'après le modèle de justification-suppression des préjugés de Crandall et Eshleman (2003), les préjugés sont soumis à des facteurs de « suppression », c'est-à-dire des motivations internes ou externes destinées à réduire leur expression et permettant dans le même temps de maintenir et de refléter une image positive de soi. Or, selon Crandall et Eshleman, les préjugés non exprimés créeraient une tension chez les individus que ces derniers pourraient libérer en exprimant leurs préjugés sous couvert d'une bonne justification. Dans notre cas, la violation des valeurs (i.e., de la nouvelle laïcité) peut faire office de justification car elle entraîne l'expression légitime de l'opposition ou de la sanction. Ainsi, la nouvelle laïcité ne serait qu'un alibi idéologique pour justifier des attitudes négatives qu'il ne serait pas possible de mobiliser dans le cas de l'adoption par la cible d'un comportement normatif. Dès lors, les personnes à forts préjugés ne défendraient pas tant la laïcité que le rejet de minorités religieuses.

Pour tester cette hypothèse, les participants d'une nouvelle étude ont été exposés à une cible contre-normative revendiquant la manifestation de son appartenance religieuse dans l'espace public mais dont la religion était soit musulmane soit catholique. Comme dans l'étude précédente, les participants devaient ensuite évaluer la cible et exprimer leur intention de désapprouver ouvertement cette dernière pour son attitude. Notre hypothèse est que les participants à forts préjugés, sous couvert de la laïcité, devraient faire une différence qualitative entre les cibles en fonction de leur religion bien qu'elles adoptent le même comportement contre-normatif à l'égard de la laïcité. En d'autres termes, si les individus à forts préjugés mobilisent la nouvelle laïcité comme prétexte pour exprimer leurs préjugés envers la minorité maghrébine, ils devraient davantage avoir l'intention d'exercer de la

pression normative et de dévaluer la cible musulmane que catholique.

Méthode

Participants

Cent quarante-trois habitants de la ville de Clermont-Ferrand ($M_{age} = 23.90$, $ET = 5.75$) ont participé volontairement à cette étude. Les enquêtrices, étudiantes en psychologie, ont recruté les participants parmi leur connaissance dans le cadre d'un enseignement de méthodologie. L'échantillon contenait 99.3 % de femmes. Bien que tous les participants soient de nationalité française, 7% sont issus de la deuxième génération d'immigrants. 70.6% des participants se déclarent athées ou sans religion. Les participants étaient assignés aléatoirement à une des deux conditions expérimentales de l'étude (condition cible musulmane versus condition cible catholique).

Matériel et procédure

La même procédure et les mêmes mesures que celle de l'étude 1 ont été utilisées. La seule différence réside dans l'induction expérimentale lors du second questionnaire. Les participants étaient assignés de façon aléatoire à l'une des deux conditions expérimentales présentant Yasmina (cible musulmane) ou Bénédicte (cible catholique) adoptant une attitude contre-normative par rapport à la nouvelle norme de laïcité (voir prétest).

Résultats

Fiabilité des mesures. Dans leur ensemble, les échelles utilisées dans l'étude se sont avérées fiables: échelle de préjugés de Damburn et Guimond (2001), $\alpha = .91$, $M = 3.72$, $ET = 1.27$; feeling thermometer, $\alpha = .92$, $M = 3.73$, $ET = 2.19$; pression normative, $\alpha = .76$, $M = 4.49$, $ET = 1.51$; évaluation de la cible, $\alpha = .77$, $M = 4.26$, $ET = 1.15$; adhésion des participants à la laïcité, $\alpha = .66$, $M = 5.37$, $ET = 1.07$; adhésion du participant à la citoyenneté, $\alpha = .71$,

$M = 6.10$, $ET = .94$. L'échelle de contre-normativité de la cible était de faible fiabilité, $\alpha = .56$, $M = 4.84$, $ET = 1.48$.

Contrôle des manipulations

L'ANCOVA réalisée sur le score de contre-normativité de la cible par rapport à la norme de laïcité, avec la religion du participant, l'origine du pays des parents, et l'âge comme covariants a révélé que la cible musulmane ($M = 4.76$, $ET = 1.52$) n'était pas perçue comme adoptant une attitude moins laïque que la cible catholique ($M = 4.95$, $ET = 1.43$), $F(1,138) = .69$, $p = .40$, $\eta_p^2 = .005$. Ces résultats suggèrent que notre manipulation de la contre-normativité de la cible a été efficace dans la présente étude et que les deux cibles étaient perçues comme identiquement déviantes.

Test de l'hypothèse de modération

Deux grands ensembles d'analyses de modération via des analyses de régression hiérarchiques linéaires (Aiken & West, 1991) ont été réalisés. Un avec pour prédicteur le niveau de préjugés tel que mesuré par le feeling thermometer (voir **Tableau 3**) et l'autre avec pour prédicteur le niveau de préjugés tel que mesuré par l'échelle de Damburn et Guimond (2001) (voir **Tableau 4**). Les tests de Student pour échantillons indépendants ne révèlent aucun lien significatif entre notre manipulation expérimentale de la religion et les mesures de préjugés ($t < 1$). Les deux mesures de préjugés sont reliées positivement, $r(141) = .59$, $p < .001$. Pour chaque ensemble d'analyses, nous avons d'abord recodé notre manipulation expérimentale ($-1 =$ cible catholique, $+1 =$ cible musulmane), centré autour de la moyenne le niveau de préjugés, et finalement multiplié les deux pour créer l'interaction. Dans une première étape du modèle, les variables âge, pays d'origine des parents et religion du participant, étaient entrées comme variables contrôles. La deuxième étape introduisait la manipulation et les préjugés, et la dernière, l'interaction des deux. Les

	Pression Normative			Évaluation de la cible			Adhésion à la laïcité		
	Étape 1	Étape 2	Étape 3	Étape 1	Étape 2	Étape 3	Étape 1	Étape 2	Étape 3
Age	-.02	-.04	-.01	-.08	-.02	-.070	.12	.10	.12
Religion	-.17*	-.19*	-.20*	.10	.13	.15 [†]	-.19*	-.21*	-.21*
Pays d'origine	-.10	-.08	-.08	.07	.04	.03	-.23**	-.22**	-.22**
Religion de la cible		.10	.10		.10	.10		-.02	-.02
Préjugés		.09	.08		-.20*	-.18*		.07	.06
Religion de la cible x préjugés			.17*			-.26**			.11
ddl modèle F	(3, 139)	(5, 137)	(6, 136)	(3, 139)	(5, 137)	(6, 136)	(3, 139)	(5, 137)	(6, 136)
R ² change	.04	.02	.03	.02	.05	.06	.11	.005	.01
F change	2.00	1.21	3.93*	1.04	3.25*	10.33**	5.64***	.35	1.90

Tableau 3: Analyses de régression hiérarchique avec la pression normative, l'évaluation de la cible et l'adhésion à la laïcité en variables dépendantes et la manipulation de la religion de la cible (-1 catholique vs $+1$ musulmane) et le niveau de préjugés tel que mesuré par le *feeling thermometer* (forme centrée) en variables indépendantes. Coefficients de régression standardisés (Beta). (Étude 2).

[†].05 < p < .10. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001.

Tableaux 3 et 4 reportent les résultats des analyses effectuées avec chacune des deux mesures de préjugés sur les 3 variables d'intérêt (p. ex., pression normative, évaluation de la cible, adhésion à la nouvelle laïcité).

Pression normative. Des résultats similaires sont observés pour les deux ensembles d'analyses hiérarchiques. Aucun effet de la religion de la cible n'était observé sur la pression normative ni aucun effet des préjugés mesurés à l'aide du feeling thermometer (**Tableau 3**). Un effet tendanciel des préjugés mesurés via l'échelle de Dambrun et Guimond (2001) s'est avéré significatif selon lequel un fort niveau de préjugés était tendanciellement relié à l'intention d'exercer de pression sur la cible

déviante (**Tableau 4**). L'interaction entre les préjugés et la cible s'est avérée significative avec les deux mesures de préjugés (voir **Figures 5 et 6**). Les analyses de régression simple montrent que le niveau de préjugés était relié positivement à la pression normative lorsque la cible était de religion musulmane (respectivement pour le feeling thermometer et l'échelle de Dambrun & Guimond: $\beta = .21$, $t(73) = 1.87$, $p = .07$ et $\beta = .28$, $t(73) = 2.48$, $p = .015$). En revanche, aucun effet du niveau de préjugés n'était observé lorsque la cible était catholique (respectivement pour le feeling thermometer et l'échelle de Dambrun et Guimond: $\beta = -.10$, $t(66) = -.84$, $p = .40$ et $\beta = -.03$, $t(66) = -.27$, $p = .78$).

	Pression Normative			Évaluation de la cible			Adhésion à la laïcité		
	Étape 1	Étape 2	Étape 3	Étape 1	Étape 2	Étape 3	Étape 1	Étape 2	Étape 3
Age	-.02	-.05	-.04	-.08	-.03	-.03	.12	.06	.06
Religion	-.17*	-.20*	-.21*	.10	.14†	.15†	-.19*	-.24**	-.24**
Pays d'origine	-.10	-.05	-.06	.07	.01	.02	-.23**	-.17*	-.17*
Religion de la cible		.09	.09		.12	.12		-.03	-.03
Préjugés		.16†	.15†		-.24*	-.23*		.25**	.25**
Religion de la cible x préjugés			.17*			-.17*			.002
ddl modèle F	(3, 139)	(5, 137)	(6, 136)	(3, 139)	(5, 137)	(6, 136)	(3, 139)	(5, 137)	(6, 136)
R ² change	.04	.03	.03	.02	.06	.03	.11	.05	.00
F change	2.00	2.41†	4.18*	1.04	4.55*	4.36*	5.64***	4.22*	<1

Tableau 4: Analyses de régression hiérarchique avec la pression normative, l'évaluation de la cible et l'adhésion à la laïcité en variables dépendantes et la manipulation de la religion de la cible (-1 catholique vs +1 musulmane) et le niveau de préjugés tel que mesuré par l'échelle de Dambrun et Guimond (2001) (forme centrée) en variables indépendantes. Coefficients de régression standardisés (Beta). (Étude 2).

†.05 < p < .10. *p < .05. **p < .01. ***p < .001.

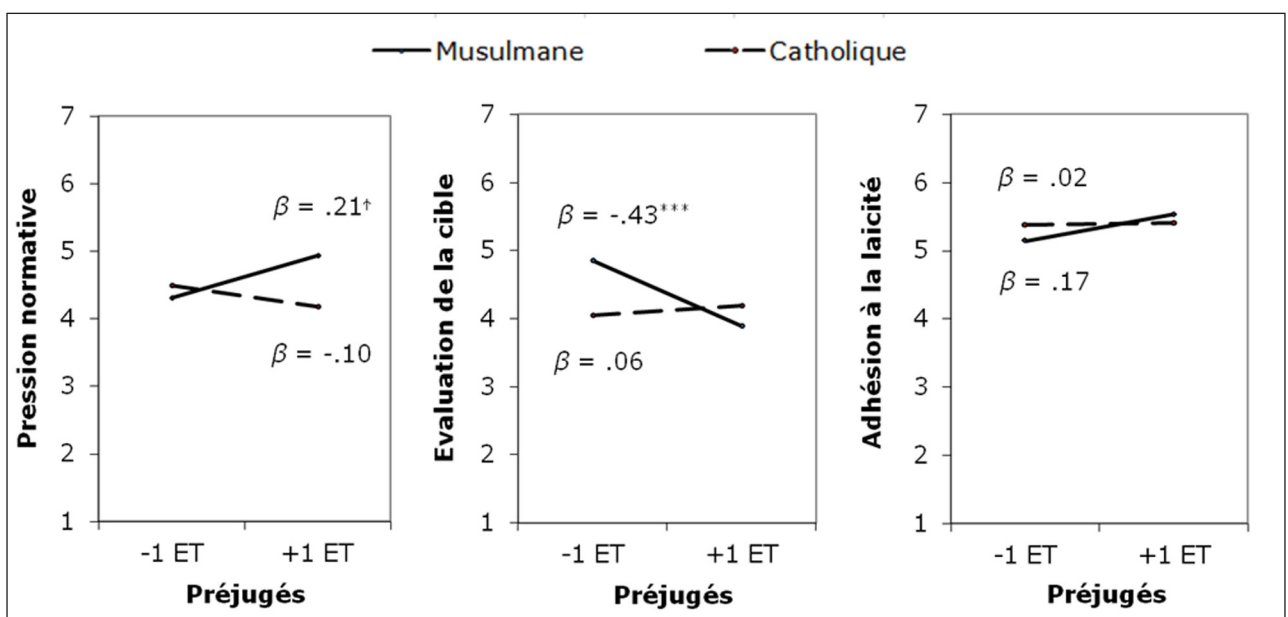


Figure 5: Intention de pression normative, évaluation de la cible et adhésion à la laïcité selon la religion de la cible (catholique versus musulmane) et le niveau de préjugés (feeling thermometer) des participants (Étude 2).

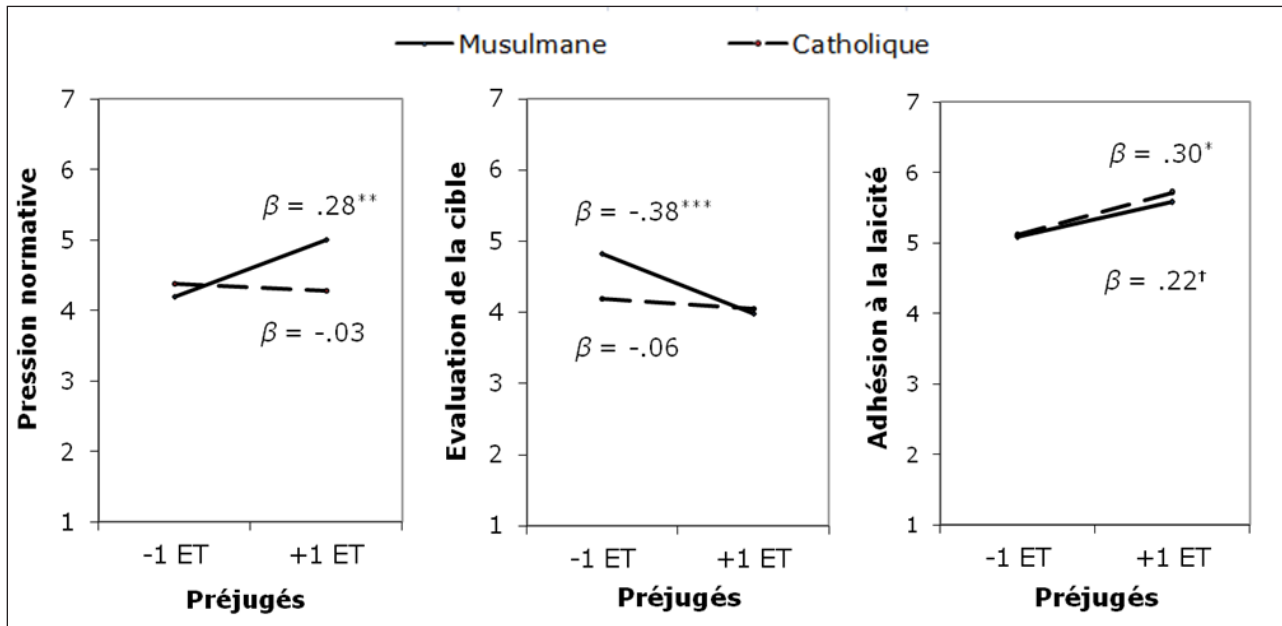


Figure 6: Intention de pression normative, évaluation de la cible et adhésion à la laïcité selon la religion de la cible (catholique versus musulmane) et le niveau de préjugés (Dambrun et Guimond, 2001) des participants (Étude 2).

Évaluation de la cible. Aucun effet de la manipulation de la religion de la cible n'était observé sur l'évaluation qu'en ont faite les participants. L'effet principal des préjugés sur l'évaluation de la cible était qualifié par la manipulation de la religion de la cible (voir **Figure 5** et **6**). Les participants ayant de forts préjugés évaluaient plus négativement la cible musulmane que les participants ayant de faibles préjugés (respectivement pour le feeling thermometer et l'échelle de Dambrun et Guimond: $\beta = -.43$, $t(73) = 4.02$, $p = .001$ et $\beta = -.38$, $t(73) = -3.53$, $p = .001$) mais ce n'était pas le cas lorsque la cible était catholique (respectivement pour le feeling thermometer et l'échelle Dambrun et Guimond: $\beta = .06$, $t(66) = .51$, $p = .61$ et $\beta = -.06$, $t(66) = .47$, $p = .64$).

Adhésion à la laïcité.³ Aucun effet n'était observé sur l'adhésion des participants à la nouvelle laïcité à l'exception d'un effet principal des préjugés lorsqu'ils étaient mesurés par l'échelle de Dambrun et Guimond (2001). Cet effet montre que les personnes qui ont de forts préjugés sont aussi celles qui adhèrent le plus à la nouvelle laïcité comme l'ont montré Kamiejski et coll. (2012).

Test de l'hypothèse de médiation médiatisée

Les résultats des analyses précédentes ne montrent ni d'effet principal de la manipulation, ni d'effet d'interaction sur l'adhésion à la laïcité, ce qui rejette la possibilité d'une médiation médiatisée par la laïcité dans cette seconde étude.

Discussion

Les résultats de cette étude accréditent l'hypothèse de l'utilisation de la transgression de la nouvelle laïcité comme d'une circonstance légitimant l'expression de pression normative à l'égard des minorités maghrébines par les personnes ayant de forts préjugés. En effet, les participants ayant de forts préjugés envers les minorités

maghrébines dévaluent et exercent plus de pression normative sur la cible musulmane que catholique. Les participants à forts préjugés font donc bien une différence qualitative à propos de la cible qui se base sur d'autres critères (i.e., l'appartenance à une minorité spécifique) que la déviance à la laïcité elle-même. Les participants à faibles préjugés en revanche, ne font pas de différence entre les deux cibles, ce qui atteste bien que, dans leur cas, l'évaluation négative s'appuie sur la déviance et que la pression exercée a pour but de renforcer la laïcité et non de stigmatiser la cible musulmane.

Cette étude n'a pas permis d'explorer la nature du lien explicatif entre les préjugés et l'adhésion à la laïcité comme nous avons pu le faire dans la première étude puisque la mesure de la nouvelle laïcité n'a pas été affectée par les autres variables (à l'exception d'un effet principal des préjugés tels que mesurés par l'échelle de Dambrun et Guimond, 2001). Les résultats de l'étude 1 montrent que la présence de la déviance ne suffit pas à elle seule à activer la norme de la nouvelle laïcité. Il semble en effet nécessaire que les participants possèdent des préjugés envers la cible déviante pour que ce soit le cas. Les résultats de la présente étude ne rejettent pas cette possibilité puisque l'on peut observer que les participants ayant le plus de préjugés sont aussi ceux qui adhèrent le plus fortement à la laïcité. Bien sûr, la présence de conditions contrôles dans lesquelles les cibles ne transgresseraient pas la norme serait nécessaire pour vérifier le rôle activateur de la déviance. Dans ces conditions, les participants à hauts et bas préjugés ne devraient pas différer.

Par ailleurs, les résultats de la présente étude montrent que la transgression de la laïcité a un effet différent selon que la cible est ou non maghrébine pour les personnes à hauts préjugés. On aurait pu supposer que la pression normative et l'évaluation négative de la cible entraîneraient une augmentation de l'adhésion à la laïcité de la

part des personnes à hauts préjugés spécialement quand la cible est maghrébine. Nous n'observons pas cela. Dans la présente étude, l'adhésion à la laïcité n'est pas affectée par le type de cible qui transgresse la norme. Ainsi, ce que l'on observe est que les participants à hauts préjugés ont davantage l'intention d'exercer de la pression normative et font des évaluations plus négatives lorsque la cible est musulmane mais que cela n'altère pas pour autant leur score d'adhésion à la laïcité comparativement aux autres conditions. Ce résultat est cohérent avec l'interprétation selon laquelle les personnes à hauts préjugés mobilisent la nouvelle laïcité comme prétexte légitime pour exprimer leur rejet des minorités religieuses au travers de la pression normative et l'évaluation négative indépendamment de leur affiliation. En effet, il laisse supposer que l'intérêt des personnes à hauts préjugés n'est pas tant porté sur la laïcité en elle-même que sur l'occasion qu'elle offre de manifester leur rejet de la cible minoritaire, et que les personnes à hauts préjugés n'éprouvent pas nécessairement le besoin d'utiliser la mesure d'adhésion pour justifier leur intention a posteriori puisque la transgression peut suffire en elle-même.

Discussion générale

Cette recherche visait à approfondir les résultats des études corrélationnelles de Kamiejski et ses collègues (2012) révélant des relations entre l'adhésion à une certaine conception de la laïcité et l'expression de préjugés à l'encontre des groupes minoritaires. Notre recherche a permis de montrer qu'il existe bel et bien un lien marqué entre les préjugés envers les minorités et la nouvelle laïcité ce qui n'avait jamais été mis en évidence expérimentalement auparavant. Par ailleurs, notre recherche fournit un premier support à l'idée que la laïcité est susceptible d'être mobilisée comme moyen de stigmatisation des personnes d'origine maghrébine par les personnes ayant initialement de forts préjugés à l'encontre des Maghrébins. En effet, l'étude 1 a permis de mettre en évidence que les personnes à hauts préjugés avaient plus tendance que les personnes à faibles préjugés à vouloir exercer de la pression normative et à dévaluer une personne maghrébine quand cette dernière n'endossait pas les valeurs de la nouvelle laïcité. L'étude 2 a permis, quand à elle, de montrer que les personnes à hauts préjugés font une différence qualitative entre les religions et ont davantage tendance à vouloir exercer de la pression et à dévaluer une personne qui n'endosse pas la nouvelle laïcité si cette dernière est musulmane, ce qui appuie le fait que la nouvelle conception de la laïcité offre l'opportunité d'exprimer des préjugés envers la minorité maghrébine.

D'un point de vue historique, la laïcité n'interdit pas le port de signe religieux dans l'espace public, qui est censé être un lieu de libre expression (voir Schnapper, 2007; Baubérot, 2012 ou Pena-Ruiz, 2003). Baubérot (2012) rappelle d'ailleurs « qu'en 1905, tous les amendements qui restreignaient cette liberté, y compris celui sur le port de vêtements religieux, ont été refusés ». Dans nos études, via le port du voile (ou de la croix) dans l'espace public, nous avons présenté un comportement qui va typiquement à l'encontre de la vision de la laïcité qui semble

s'être développée en France récemment et qui suppose que ce principe vise à restreindre les manifestations publiques de la religion. Nos résultats semblent attester de la présence, en France, d'un climat qui légitime l'expression d'évaluations négatives des Maghrébins et de confession musulmane (voir aussi Bouamama, 2004; Cerf & Horwitz, 2011; Guimelli, Lo Monaco, & Deschamps, 2010; Tévanian, 2005) et qui, par ailleurs, apparaît en même temps que l'augmentation des comportements xénophobes et islamophobes comme en attestent le dernier rapport de la Commission Nationale Consultative des Droits de l'Homme recensant l'évolution de l'opinion et des actes liés à la xénophobie (voir CNCDDH, 2013, voir aussi Observatoire national contre l'islamophobie, 2015). Compte tenu de la variabilité des pratiques et des signes ostentatoires propres à chaque religion, le fait d'interdire, ou du moins, de limiter leur manifestation à certains cadres, n'implique pas la même stigmatisation selon le culte considéré. Il est par exemple plus facile pour une femme catholique de dissimuler sa croix sous sa chemise que pour une femme musulmane de dissimuler son voile. En mettant en évidence le caractère légitimant de la nouvelle laïcité pour les personnes à forts préjugés, nos résultats supportent également les résultats des récents travaux de l'enquête de Barthélemy et Michelat (2007, voir aussi Baubérot, 2012 et Brubaker, 2001) qui suggèrent qu'une nouvelle appropriation politique de ce principe viserait à l'utiliser comme moyen de dissimulation de certains préjugés envers les Maghrébins et les Musulmans de France. Cette réappropriation est particulièrement le fait de certains partis à sensibilité politique de droite ou d'extrême droite dont les idéologies peuvent s'appuyer sur des visions ethnocentriques et des préjugés ethniques (voir Dambrun, Maisonneuve, Duarte & Guimond, 2002; Kamiejski et al. 2012; Mayer, 2002). En effet, la laïcité, principe qui, dans l'Histoire, a pu constituer un élément fondamental de l'identité politique de gauche, se trouve désormais l'objet central de l'intérêt des campagnes politiques menées en France par le Front national.

D'après Schachter (1951), l'exercice de pression à l'encontre de personnes déviantes vise la normalisation des conduites et la conformité. Dans ces travaux, les stratégies d'influence utilisées par les membres d'un groupe pour rallier un individu à la majorité se font en deux temps. Tout d'abord, les individus peuvent adopter une stratégie inclusive en essayant de persuader le déviant de changer de conduite pour qu'elle soit conforme à celles du groupe. Dans un second temps, ils peuvent adopter une stratégie de rejet les amenant à une redéfinition des frontières intergroupes facilitant l'exclusion du déviant. Dans nos études, les conduites impliquées font référence aux valeurs sociales qui fondent la définition de la république française et son modèle de gestion de la diversité. En effet, la nouvelle laïcité constitue l'un des aspects principaux du modèle républicain d'intégration et véhicule des normes prescrivant les comportements attendus de la part des immigrants pour s'intégrer. Par exemple, la loi interdisant le port du voile pour réaffirmer la laïcité encourage clairement les minorités maghrébines et musulmanes à l'assimilation. Par ailleurs, les travaux de Bourhis, Moise,

Perrault, et Sénécal (1997) suggèrent que les individus ayant des préjugés s'orienteraient plus vers des stratégies d'acculturation assimilationniste ou d'exclusion indiquant qu'ils exigent que les immigrants se conforment aux normes dominantes ou qu'ils veulent les exclure du groupe. Ainsi, à partir de ces travaux et au regard du paradigme de rejet du déviant de Schachter (1951), la forte pression normative, observée à l'égard de la cible déviante issue du groupe minoritaire chez les participants ayant de forts préjugés, pourrait être interprétée dans le sens d'une valorisation de la stratégie d'assimilation pour les personnes issues de l'immigration.

À l'heure actuelle, il reste difficile de savoir si la laïcité est réellement source de préjugés ou si elle n'en représente qu'un des multiples aspects. La conceptualisation de la laïcité par les citoyens n'est en effet pas aussi claire qu'il n'y paraît (voir Barthélémy et Michelat, 2007) et les outils de mesure qui sont aujourd'hui à disposition (Kamiejski et coll., 2012) prennent surtout en compte l'aspect de la nouvelle laïcité qui appuie l'interdiction du port de signes religieux ostensibles dans les espaces publics, et plus seulement dans les institutions publiques ou ses agents. En outre, si l'indicateur de consistance interne (c-à-d., Alpha de Chronbach) concernant l'échelle de Kamiejski dans les deux études s'est avéré satisfaisant, il reste relativement bas au regard des standards de Nunnally (1978) ce qui laisse supposer qu'une partie des items de l'échelle mesurent peut-être une autre facette de la laïcité (p.ex., la séparation de l'Eglise et de l'Etat) et qu'il faut prendre avec précaution les résultats de nos études concernant cette mesure. D'autres aspects de la laïcité, davantage susceptibles d'agir comme des inhibiteurs de préjugés, comme la liberté de conscience, l'égalité des religions devant la loi, ou encore le respect et la protection de la liberté de culte devraient également faire l'objet de mesures objectives de la part des recherches scientifiques. L'élaboration d'une nouvelle échelle de la laïcité pourrait, en effet, permettre de mieux cerner l'actuelle définition de la laïcité et ses liens, parfois contradictoires, avec les préjugés. Une fois les différentes dimensions de la laïcité établies, il deviendra possible d'examiner quel aspect spécifique de la laïcité est le plus susceptible d'être lié aux préjugés et/ou mobilisé comme justification à leur expression et d'identifier plus exactement les raisons pour lesquelles c'est le cas. Aussi, les futures recherches devront se pencher sur la question de savoir si les représentations de la laïcité qu'ont les individus et leur adhésion à ces représentations sont la cause, la conséquence des préjugés ou les deux.

Les études présentées ici ont été réalisées avant l'attentat au siège de la rédaction du journal « Charlie Hebdo » de Janvier 2015. Cet attentat a eu pour conséquences de relancer plus fortement encore le débat sur la laïcité et arrive au même moment que le positionnement de l'Etat pour une « grande mobilisation de l'école pour les valeurs de la République ». Le sentiment de menace (Stephan & Stephan, 1996) qu'a engendré l'acte terroriste, c'est-à-dire la perception accrue d'un conflit entre les valeurs de la France et celle des Djihadistes, a également renforcé l'attachement des Français au modèle

républicain et particulièrement le recours au terme de laïcité comme en atteste les larges manifestations « *Je suis Charlie* ». Reste à savoir quel versant de la laïcité cet attentat aura finalement renforcé. Une réplication et extension des études présentées ici pourraient sans doute offrir des pistes de travail. D'un côté, les attentats ont porté le débat public autour de l'endoctrinement des jeunes et semblent orienter le débat des citoyens sur l'incompatibilité des valeurs de l'Islam avec celle des pays occidentaux (<http://www.stop-djihadisme.gouv.fr/>). D'un autre côté, la marche républicaine du 11 janvier, qui a rassemblé pas moins de 4 millions de personnes, tend à véhiculer un message de tolérance envers l'islam et d'unification face à la menace terroriste (« *nous n'avons pas peur* »; « *nous sommes tous Charlie* »). Ce message, plus en phase avec la laïcité historique dans la mesure où il s'agit de défendre l'égalité de toutes les religions, a pu impacter positivement les attitudes vis-à-vis des minorités maghrébines. Néanmoins nous n'avons pas suffisamment de recul pour constater ces éventuels effets positifs et il faut rester vigilant. Plus que jamais, la nouvelle laïcité, qui pose pour la plupart la question directe du religieux, risque d'être utilisée comme filtre unique de lecture aux comportements de chacun et ce, au détriment du principe d'indivisibilité.

Notre étude représente un pas important vers la démonstration des effets non désirés de la nouvelle laïcité sur les relations intergroupes en mettant en évidence que la laïcité peut faciliter l'émergence de pression normative et de dévaluation. Elle contribue aux travaux qui étudient les facteurs pouvant influencer l'évaluation des immigrants et des minorités et d'une façon plus générale leur acculturation en France. Si la citoyenneté et la laïcité sont deux composantes normatives d'un modèle républicain qui prône la tolérance envers les pratiques religieuses et les minorités ethniques, il semble que sous certaines circonstances leur influence s'avère contradictoire. Étudier les conditions sous lesquelles les effets attendus comme bénéfiques de la laïcité et la citoyenneté peuvent s'inverser apparaît comme un enjeu majeur pour notre société.

Déclaration de conflit d'intérêts

Les auteur(e)s déclarent qu'il n'ont aucun conflit d'intérêts.

Remerciements

Cette recherche est supportée par un financement de l'Agence Nationale de la Recherche (ANR-11-FRQU-004-01).

Notes

- Les moyennes brutes et écarts-types pour la mesure d'adhésion de la cible à la laïcité sont pour Yasmina et Bénédicte respectivement pour la condition contre-normative: $M_{Yasmina} = 2.91$ ($ET = 1.28$) et $M_{Bénédicte} = 3.09$ ($ET = 1.43$) et pour la condition normative: $M_{Yasmina} = 5.88$ ($ET = .71$) et $M_{Bénédicte} = 5.80$, ($ET = 1.05$). Pour la mesure de déviance à la laïcité: pour la condition contre-normative: $M_{Yasmina} = 5.06$ ($ET = 1.29$) et $M_{Bénédicte} = 4.45$ ($ET = 1.48$); pour la condition normative: $M_{Yasmina} = 1.88$ ($ET = 1.00$) et $M_{Bénédicte} = 2.49$ ($ET = 1.12$).

² La dimension de citoyenneté n'étant pas pertinente dans notre analyse dans la mesure où elle est indépendante de la perception de la nouvelle laïcité chez les individus (Kamiejski et al., 2012), nous ne rapportons dans l'article que les résultats pour la dimension laïque du modèle républicain. Les analyses de modération effectuées avec chacune des mesures de préjugés séparément sur la citoyenneté révèlent que les participants de la condition contre-normative adhèrent plus à la dimension citoyenne du modèle républicain que ceux de la condition normative (respectivement pour les analyses effectuées avec le feeling thermometer et l'échelle de Dambrun et Guimond (2001): $\beta = .17$, $t(181) = 2.39$, $p = .02$, et $\beta = .17$, $t(181) = 2.43$, $p = .02$), et ceux qui ont le plus de préjugés adhèrent moins à la citoyenneté que les autres (respectivement pour les analyses effectuées avec le feeling thermometer et l'échelle de Dambrun et Guimond (2001): $\beta = -.25$, $t(181) = 3.55$, $p = .001$, et $\beta = -.18$, $t(181) = 2.50$, $p = .02$). Aucun effet d'interaction n'était en revanche observé ($ps > .45$).

³ Les analyses de modération effectuées avec chacune des mesures de préjugés séparément sur la citoyenneté ne révèlent pas d'effet des manipulations (respectivement pour les analyses effectuées avec le feeling thermometer et l'échelle de Dambrun et Guimond (2001): $\beta = -.12$, $t(136) = -1.50$, $p = .13$, et $\beta = -.09$, $t(136) = -1.26$, $p = .21$). On observe en revanche que ceux qui ont le plus de préjugés adhèrent moins à la citoyenneté que les autres (respectivement pour les analyses effectuées avec le feeling thermometer et l'échelle de Dambrun et Guimond (2001): $\beta = -.30$, $t(136) = -3.37$, $p = .001$ et $\beta = -.46$, $t(136) = -5.59$, $p = .001$). Aucun effet d'interaction n'était observé ($ps > .12$).

Références

- Aiken, L. S., & West, S. G.** (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park: Sage.
- Barthélémy, M., & Michelat, G.** (2007). Dimension de la laïcité dans la France d'aujourd'hui. *Revue française de science politique*, 57, 649–698. DOI: <http://dx.doi.org/10.3917/rfsp.575.0649>
- Baubérot, J.** (2012). *La laïcité falsifiée*. Paris, France: La découverte.
- Bénichou, M.** (2006). *Le multiculturalisme*. Bréal.
- Bouamama, S.** (2004). *L'affaire du foulard islamique: la production d'un racisme respectable*. Roubaix, France: Éditions Le Geai Bleu.
- Bourhis, R. Y., Moïse, L. C., Perreault, S., & Sénécal, S.** (1997). Towards an interactive acculturation model: a social psychological approach. *International Journal of Psychology*, 32(6), 369–386. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/002075997400629>
- Brubaker, R.** (2001). The return of assimilation? Changing perspectives on immigration and its sequels in France, Germany and the United States. *Ethnic and Racial Studies*, 24, 531–548. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/01419870120049770>
- Cerf, M., & Horwitz, M.** (2011). *Le dictionnaire de la laïcité*. Paris, France: Armand Colin.
- Chekroun, P. & Brauer, M.** (2002). The bystander effect and social control behavior: The effect of the presence of others on people's reactions to norm violations. *European Journal of Social Psychology*, 32, 853–867. DOI: <http://dx.doi.org/10.1002/ejsp.126>
- Commission Nationale Consultative des Droits de l'Homme.** (2013). La lutte contre le racisme, l'antisémitisme et la xénophobie. Available at <http://www.cncdh.fr/fr/publications/la-lutte-contre-le-racisme-lantisemitisme-et-la-xenophobie-annee-2012>.
- Crandall, C. S., & Eshleman, A.** (2003). A justification-suppression model of the expression and experience of prejudice. *Psychological Bulletin*, 129, 414–446. DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.129.3.414>
- Dambrun, M., & Guimond, S.** (2001). La théorie de la privation relative et l'hostilité envers les Nord-Africains. *Revue Internationale de Psychologie Sociale*, 14, 57–89.
- Dambrun, M., Maisonneuve, C., Duarte, S., & Guimond, S.** (2002). Modélisation de quelques déterminants psychosociaux de l'attitude envers l'extrême droite. *Les Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale*, 55, 49–63.
- Dedrick, D. K.** (1978). Deviance and sanctioning with small groups. *Social Psychology*, 41, 94–104. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/3033569>
- Freedman, J.** (2004). Secularism as a Barrier to Integration? The French Dilemma. *International Migration*, 42, 5–27. DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/j.0020-7985.2004.00287.x>
- Gibbs, J. P.** (1981). *Norms, deviance, and social control: Conceptual matters*. New York, NY: Elsevier.
- Guéguen, N., & Pascual, A.** (2002). Effet du statut manifeste du voleur sur les réactions face à un comportement délictueux. *Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale*, 54, 125–135.
- Guimelli, C., Lo Monaco, G., & Deschamps, J. C.** (2010). The lawsuit against «Charlie Hebdo» and its effects on the social representations of the Muslim community. *International Review of Social Psychology*, 23, 5–36. DOI: <http://dx.doi.org/2011-08355-001>
- Guimond, S.** (2010). *Psychologie sociale: Perspective multiculturelle*. Mardaga.
- Janis, I.** (1982). *Groupthink* (2nd Ed.). Boston: Houghton Mifflin.
- Kamiejski, R., Guimond, S., De Oliveira, P., Er-Rafiy, A., & Brauer, M.** (2012). Le modèle républicain d'intégration: Implications pour la psychologie des relations entre groupes. *L'Année Psychologique*, 112, 51–85. DOI: <http://dx.doi.org/10.4074/S0003503312001030>
- Maclure, J., & Taylor, C.** (2010). *Laïcité et liberté de conscience*. Paris, France: La Découverte.
- Mayer, N.** (2002). *Ces Français qui votent Le Pen*. Document. Paris, France: Flammarion.

- Muller, D., Judd, C. M., & Yzerbyt, V. Y.** (2005). When moderation is mediated and mediation is moderated. *Journal of Personality and Social Psychology*, *89*, 852–863. DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.89.6.852>
- Nugier, A., Niedenthal, P. M., Brauer, M., & Chekroun, P.** (2007). Moral and angry emotions provoked by informal social control. *Cognition and Emotion*, *21*, 1699–1720. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/02699930601124738>
- Nunnally, J. C.** (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Observatoire national contre l'islamophobie** (2015). *Bilan annuel des actes antimusulmans*. Available at http://www.lecfcm.fr/?page_id=3523.
- Peña-Ruiz, H.** (2003). *Qu'est-ce que la laïcité?* Paris, France: Gallimar.
- Reynier** (2000). *Différents modèles d'intégration nationale*. Available at www.reynier.com/ANTHRO/Interethnique/Modele.html.
- Schachter, S.** (1951). Deviation, rejection, and communication. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, *46*, 190–207. DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/h0062326>
- Schnapper, D.** (2007). *Qu'est-ce que l'intégration?* Paris: Gallimard.
- Sherif, M.** (1936). *The psychology of social norms*. New York, NY: Harper.
- Stephan, W. G., & Stephan, C. W.** (1996). Predicting prejudice. *International Journal of Intercultural Relations*, *20*, 409–426. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0147-1767\(96\)00026-0](http://dx.doi.org/10.1016/0147-1767(96)00026-0)
- Tévanian, P.** (2005). *Le voile médiatique. Un faux débat: « l'affaire du foulard islamique »*. Paris, France: Éditions Raisons d'agir.

Comment citer cet article: Nugier, A., Oppin, M., Cohu, M., Kamiejski, R., Roebroek, E., & Guimond, S. (2016). « Nouvelle Laïcité » en France et Pression Normative Envers les Minorités Musulmanes [Secularism in France and Normative Pressure Against Muslim Minorities]. *International Review of Social Psychology*, *29*(1), pp. 15–30, DOI: <http://dx.doi.org/10.5334/irsp.11>

Publié le: 18 February 2016

Copyright: © 2016 Les Auteur(e)s. Ceci est un article en libre accès selon les termes de "Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC-BY 4.0)", qui permet un usage, une distribution et une reproduction illimités sur tout support à la condition que l'auteur de l'oeuvre originale et la source soient reconnus comme tels. Voir <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



International Review of Social Psychology est une revue en accès libre publiée par Ubiquity Press.

OPEN ACCESS