

Congrès AFSP Paris 2013

ST 27 « Le « nouveau » Front national en question »

**Barisione Mauro, Université de Milan, mauro.barisione@unimi.it
Mayer Nonna, CEE-Sciences Po-CNRS, nonna.mayer@sciences-po.fr**

Marine Le Pen et les femmes : la fin du Radical Right Gender Gap en France et en Europe?

Hans-Georg Betz (1994:142-148) a été le premier à mettre en lumière le soutien différentiel des hommes et des femmes aux droites dites extrêmes, populistes ou radicales qui se développent électoralement en Europe depuis les années 80 (On les appellera ici PDR : partis de droite radicale, pour simplifier). Et toute une littérature s'est penchée sur ce que Terri Givens a proposé d'appeler le "Radical Right Gender Gap ou RRGG" (Givens, 2004; Norris, 2005; Rippeyoung, 2007, Immerzeel et al., 2011; de Bruijn, Veenbrink, 2012; Coffé, 2013) distinct tant du gender gap traditionnel (quand les femmes étaient plus conservatrices en moyenne que les hommes) que du *gender gap* moderne ou inversé qui a vu dans certains pays comme les Etats-Unis, à partir des années Reagan, les femmes se mettre à voter plus à gauche que les hommes.

La France jusqu'ici n'échappait pas à la règle. Dès ses premiers succès électoraux dans les années 80, le Front national a plus attiré les suffrages des électeurs que des électrices. Ce n'est plus le cas en 2012. Pour la première fois dans un scrutin présidentiel, il n'y a quasiment plus de différences selon le sexe. Si ce phénomène se confirmait, il ouvrirait au Front national une marge de progression considérable. Ce serait effectivement une nouveauté par rapport à la situation qui prévalait du temps du père.

Cette communication cherche donc à confirmer l'érosion voir la disparition du RRGG en France, et si tel est le cas à l'expliquer, dans une perspective comparative. Elle s'appuie sur deux types de données. Dans un premier temps on cherchera à mesurer l'impact du genre sur le vote Le Pen, de père en fille, lors des scrutins présidentiels depuis 1988, à partir des enquêtes post électorales du CEVIPOF (1988-2007) et du CEE (French Election Study 2012)¹.

Dans un second temps on s'appuiera sur les EES (European Election Studies)² pour tester l'existence de l'évolution d'un RRGG dans 5 pays (le FN en France, le Vlaams Belang en Flandre, La Lega Nord en Italie, le FPÖ en Autriche, le Dansk Folksparti au Danemark), de 1994 à 2009) sur un autre type de scrutin puisqu'il s'agit de scrutins européens, moins mobilisateurs sauf pour les électeurs les plus convaincus, et en prenant comme indicateur non plus le vote, mais les probabilités de vote, mesurées sur échelle de zéro à dix. On a souvent noté une sous estimation du vote déclaré pour les partis classés à l'extrême droite comme le FN, les probabilités de vote permettent de mesurer leur attraction électorale de manière moins directe.

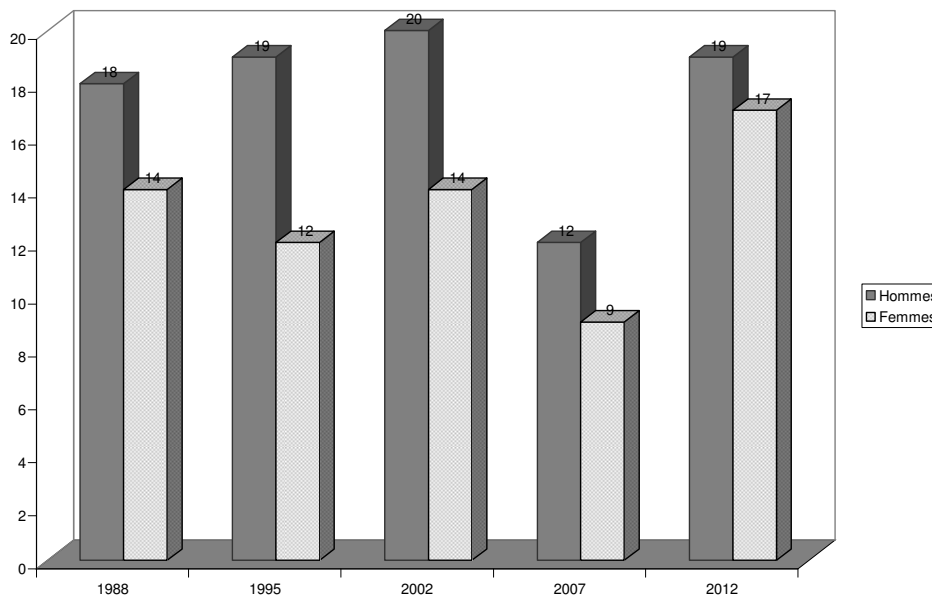
¹ Pour les enquêtes du Cevipof voir au CIDSP <http://cdsp.sciences-po.fr/enquetes.php?idTheme=1&idRubrique=enquetesFR> et pour l'enquête FES « French Election Study » voir sur le site du CEE : <http://www.cee.sciences-po.fr/fr/elections-2012.html>

² <http://www.ees-homepage.net/>.

1. L'érosion du radical Right Gender Gap en France (1988-2012)

De 1988 à 2007 inclus, à toutes les élections présidentielles, pour s'en tenir à des scrutins de même nature, on note que Jean Marie Le Pen fait un meilleur score auprès des hommes que des femmes, comme les candidats de la plupart des partis de droite extrême en Europe. Et ce différentiel se maintient si l'on contrôle par le diplôme, l'âge, la proximité partisane, la pratique religieuse, l'ethnocentrisme et le rapport à la démocratie de la personne interrogée, comme le montre par exemple une série de régressions logistiques cherchant à expliquer le vote lepéniste au premier tour des élections présidentielles de 1988 et 1995 et législatives de 1997 à partir de ces variables (Mayer, 2002, p.220).

Figure 1. Votes Le Pen aux 1ers tours présidentiels (1988-2012)



Plusieurs explications ont été avancées pour rendre compte de cette réticence des électrices à l'égard des partis de la droite extrême. La première serait la position différente des femmes sur le marché du travail, moins souvent à l'usine, plus souvent employées dans le commerce, les bureaux, les services auprès des particuliers. Or ce sont les ouvriers qui cumulent les facteurs favorisant le vote Le Pen : travailleurs manuels, au bas de la hiérarchie des salaires et des diplômes, plus au contact des immigrés, et particulièrement exposés au chômage. Le second facteur serait le rapport à la religion. On compte encore chez les femmes, surtout les plus âgées, plus de catholiques pratiquantes que chez les hommes, et le programme du Front national, l'Eglise de France le rappelle régulièrement, est contraire au message universaliste des Evangiles. Or à pratique religieuse égale les femmes se soumettraient plus à cette injonction (Sineau, 2004). Inversement la diffusion des idées féministes, particulièrement chez les plus jeunes, est difficilement compatible avec la vision traditionnelle de la femme véhiculée par Le Pen et son parti. Du côté des hommes cette fois-ci la diffusion même de ces valeurs, et l'entrée massive des femmes sur le marché du travail et leurs revendications émancipatrices seraient perçues comme une atteinte à la suprématie masculine. Le vote Le Pen aurait une dimension anti-féministe (Perrineau, 1997). Tandis qu'inversement l'image de violence physique et verbale qui entoure l'extrême droite rebuterait tout particulièrement les femmes (Mossuz-Lavau 1997, Mayer 2002:129-144). Il y a enfin le rapport différent des femmes à la politique, un monde d'hommes, auquel elles ont eu accès tardivement, surtout en France où elles n'ont obtenu le droit de vote qu'un siècle après ces derniers. Cela favoriserait

un comportement conformiste, elles se détourneraient des extrêmes et des outsiders (Immerzeel, Coffé, van der Lippe, 2011).

Mais le 22 avril l'écart entre le vote Marine Le Pen des électeurs et des électrices s'est réduit à un point et demi de pourcentage, contre 3 en 2007, 6 en 2002, 7 en 1988 et 1995 (figure 1). Surtout une analyse de régression logistique sur le vote en sa faveur, introduisant successivement dans le modèle le sexe, l'âge, le diplôme, la pratique religieuse et l'orientation politique montre que toutes ces variables ont un effet statistiquement significatif sur le vote Marine Le Pen du 22 avril, sauf le genre, alors qu'il était un facteur déterminant du vote pour son père (Annexe 1). Et cette même régression montre que les probabilités de voter pour Marine Le Pen chez les jeunes femmes tout comme chez les femmes âgées catholiques pratiquantes, hier les plus réticentes à soutenir son père, ne diffère plus de celles des hommes à profil égal.

Reprenant les facteurs censés expliquer l'écart hier on peut faire trois hypothèses. La première, la plus évidente, tient à l'offre politique et à l'accession de Marine Le Pen à la présidence du parti lepéniste. C'est une femme, jeune, plus moderne sur les questions de société (avortement, homosexualité, mariage), qui présente le message frontiste sous une forme plus policée. Elle a lancé une grande campagne de « dédramatisation » du parti. Elle tient un discours plus social que son père, appelant de ses vœux un Etat protecteur, un renforcement des services publics, thème susceptible de séduire l'électorat féminin. A l'appui de cet « effet Marine » on note que sur une échelle de sympathie celle-ci fait un meilleur score chez les femmes (tableau 1) alors que jusqu'ici c'était chez les hommes que son image était la meilleure. Et d'autres enquêtes (Mayer, 2013) montrent qu'elle a une meilleure image que les hommes (tableau 2).

Tableau 1. Notes sur une échelle de sympathie pour Marine Le Pen chez ses électeurs par genre (%)

« Pourriez-vous donner à chacune des personnalités politiques suivantes une note de 0 à 10, où 0 signifie que vous n'aimez pas du tout cette personnalité et 10 signifie que vous l'appréciez beaucoup. Si vous ne connaissez pas l'une des personnalités, n'hésitez pas à le dire. »		
	Hommes	Femmes
N'aime pas (0-4)	11	5
(5)	12	14
Apprécie (6-10)	77	82

Tableau 2. Image de Marine Le Pen chez ses électeurs du 22 avril 2012 selon le genre (%)

Traits d'image	Hommes	Femmes	Ecart
Vous inquiète (ne s'applique pas bien du tout)	63	53	-10
A l'étoffe d'une présidente de la république (s'applique très bien, assez)	80	83	+3
Veut vraiment changer les choses (s'applique très bien)	65	76	+11
Comprend bien les problèmes des gens comme vous (s'applique très bien)	56	67	+11

Source : TNS-Sofres/TriElec Jour du vote 22 avril 2012

La seconde piste explicative est celle de la religion. Sur la base du sondage annuel sur le racisme, l'antisémitisme et la xénophobie réalisé tous les ans depuis 1990 pour la Commission nationale consultative des droits de l'homme, on observait que la pratique

religieuse n'avait pas d'effet particulier sur le niveau de préjugé. Tout change en 2006, après l'affaire des caricatures de Mahomet. A partir de cette date, plus une personne pratique, plus elle est intégrée à l'univers du catholicisme, plus elle a des scores élevés sur les échelles d'ethnocentrisme et d'aversion à l'Islam, plus elle rejette les minorités et tout particulièrement les Musulmans et leurs pratiques. Tout se passe comme si la plus grande visibilité de l'Islam dans l'espace public, les débats autour du voile puis de la burqa, l'éventualité de l'entrée de la Turquie dans l'Union européenne, la progression internationale d'un fondamentalisme musulman, avaient provoqué un réveil identitaire et une crispation ethnocentriste chez les catholiques français (Mayer, Michelat, Tiberj, 2007). Les fidèles les plus pratiquants se montrent les plus méfiants à l'égard des musulmans et au-delà, des immigrés, des minorités, dans un contexte global d'exacerbation des identités religieuses. Dans ces conditions la religion ne devrait plus jouer, même chez les femmes, le rôle dissuasif envers le vote FN qu'elle jouait auparavant. D'autant que Marine Le Pen s'attaque à l'Islam au nom des valeurs républicaines, au nom de la laïcité et de la tolérance. C'est une tendance générale, parmi les droites extrêmes européennes³, à modifier leur discours en se présentant en championnes de la défense des libertés, des minorités sexuelles, des droits des femmes, contre la menace que représenterait l'immigration et particulièrement les minorités musulmanes (Akkerman, Hagelund, 2007). Le cas le plus emblématique de ce retournement est celui des Pays Bas, où la Liste Pim Fortuyn hier, le Parti pour la liberté de Geert Wilders aujourd'hui incarnent un populisme « identitaire et libéral », philosémita, féministe, et défenseur de l'homosexualité, mais violemment hostile à l'Islam présenté comme un nouveau fascisme» (Reynié, 2011. 139). Depuis qu'elle a succédé à son père à la tête du FN au Congrès de Tours (janvier 2011), Marine le Pen semble prendre le même chemin, et manifestement avec succès.

La troisième piste est celle des transformations de la structure socioprofessionnelle. Dans toutes les professions, les femmes se montrent plus réticentes à soutenir Marine le Pen, sauf une, celle des employées, essentiellement les employées de commerce et des services (tableau 3). Caissières de supermarché, vendeuses, elles incarnent un nouveau prolétariat, peu représenté, peu reconnu, mal payé, dont les conditions de précarité n'ont rien à envier à celle des ouvriers. Elles rentrent tout autant qu'eux dans la catégorie des « perdants de la mondialisation », clientèle potentielle pour les droites radicales extrêmes appelant à fermer les frontières et défendre l'identité nationale (Kriesi et al., 2008).

Tableau 3. Vote Le Pen 2012 par catégorie socioprofessionnelle et sexe (%)

	Hommes	Femmes
Employés		
Fonction publique	31	17
Entreprise	6	15
Commerce	-	40
Services aux particuliers	-	27
Ouvriers		
Qualifiés	32	23
Non qualifiés	23	33
Total	19	17.5

French Election Study 2012. Le tiret indique des effectifs insuffisants.

On voit ainsi s'effacer la barrière du genre et se dessiner plusieurs pôles de soutien privilégié à Marine Le Pen le 22 avril. Chez les hommes, c'est celui des ouvriers, et plus particulièrement les ouvriers qualifiés, où son score atteint 32%, suivis par les fonctionnaires

³ Sauf dans les démocraties post communistes où l'extrême droite est ouvertement raciste et antisémite.

(31%) où depuis plusieurs mois déjà on discernait une percée de la candidate du FN (Rouban 2012). Mais c'est chez les femmes employées de commerce que Marine Le Pen fait son meilleur score, 40%. Et elle perce également chez les femmes ouvrières, mais à la différence des hommes, chez les non qualifiées (33%)/

Il faut prendre ces résultats avec prudence, les effectifs par profession sont faibles. Et le décalage entre le soutien différentiel des hommes et des femmes à la candidate du Front national varie beaucoup d'un institut de sondage, d'une enquête à l'autre. Mais si sa progression au sein d'un électorat féminin populaire, peu qualifié, en situation de précarité se confirme dans les élections à venir, ce serait le principal changement par rapport à son père, et le point de départ d'une nouvelle dynamique électorale pour son parti.

2. La France en perspective : le Radical Right Gender Gap (RRGG) dans les élections européennes (1994-2009)

Si l'on cherche maintenant à resituer le cas français dans une perspective comparative, on note qu'il y a à ce jour peu de travaux explorant de manière systématique le RRGG en Europe et ses causes, et les rares qui existent ont leurs limites. Certaines se contentent d'évaluer l'écart électoral hommes/femmes à partir d'analyses bivariées, parfois à partir d'une seule enquête, sans contrôler pour l'effet éventuel d'autres variables et des effets de composition. Les auteurs qui font ces contrôles de manière systématique comme par exemple Immerzeel, Coffé, and van der Lippe (2011) explorant l'effet du genre sur les votes d'extrême droite dans 12 pays européens, ou Pippa Norris (2005), le font sur la base d'enquêtes internationales (European Values Study, European Social Survey) non adaptées à cet objectif, qui donnent une image faussée du phénomène. Il ne s'agit pas d'enquêtes électorales, elles interrogent sur des intentions de vote ou les votes passés hors contexte, souvent très loin dans le temps de l'élection considérée. Et dans ce type d'enquête les échantillons nationaux sont souvent petits (aux alentours de 1000) et le nombre d'électeurs déclarés pour les partis d'extrême droite, compte tenu de la réprobation morale qui s'y attache, est trop faible pour en tirer des conclusions solides. Quant aux enquêtes électorales nationales elles sont plus fiables mais difficilement comparables, et les résultats apparaissent peu concluants, comme par exemple l'étude pionnière de Terri Givens (2004). Testant les facteurs individuels et contextuels susceptibles d'expliquer le RRGG en France, au Danemark et en Autriche, sur la base d'analyses de régression et des logit, elle montre que l'écart entre hommes et femmes résiste aux contrôles mais varie énormément d'un pays à l'autre et s'efface quasiment au Danemark. Une autre étude utilisant les Eurobaromètres aboutit aux mêmes conclusions. C'est pour remédier aux limites des études existantes que l'on a opté pour les Enquêtes Electorales européennes, et pour la question non sur les intentions de vote mais sur les probabilités de vote, ainsi formulée :

« Nous avons un certain nombre de partis politiques et chacun voudrait obtenir votre vote. Quelle est la probabilité que vous votiez un jour pour les partis suivants? Veuillez préciser votre opinion sur une échelle de 0 à 10, 0 voulant dire "pas du tout probable" et 10 voulant dire "très probable" »

Les enquêtes post-électorales européennes European Election Studies (EES), qui sont menées à l'occasion de chaque élection pour le parlement européen, permettent de mettre le cas du

Front National en perspective. Dans ces enquêtes, les probabilités de vote pour chaque parti européen sont recueillies sur des échantillons représentatifs de chacun des pays membres. Les données concernant les partis dits radicaux, populistes ou d'extrême droite existent à partir de 1994 et jusqu'en 2009, sauf pour la France (manquent les années 1994 et 2004 pour le FN).

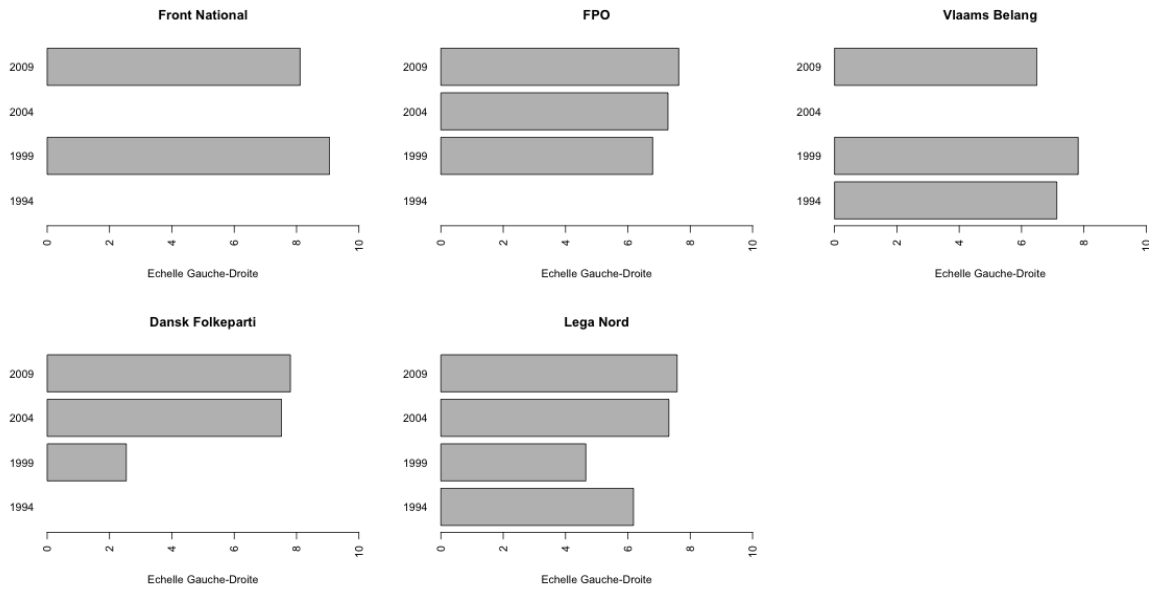
Notre analyse, à la fois comparative et longitudinale, retient outre le FN quatre partis politiques déjà bien établis dans les années 90 et existant toujours en 2009: le FPÖ (Freiheitliche Partei Österreichs, Parti Libéral Autrichien) en Autriche ; le Vlaams Blok/Vlaams Belang (Intérêt Flamand) en Belgique ; le Dansk Folkeparti (Parti Populaire Danois) au Danemark ; la Lega Nord (Ligue du Nord) en Italie.

Malgré leurs différences idéologiques, ces partis nationalistes ou ethno-régionalistes partagent un message identitaire, un discours anti-immigration, une attitude islamophobe et un style populiste qui les situent généralement à l'extrémité droite de l'échiquier politique et permettent de les classer parmi les « *populist radical right parties* » en Europe, tels que les définit Cas Mudde (2007).

Parmi ces partis, le Front National apparaît comme le plus à droite (figure 2), avec un score moyen de 8,6 sur l'échelle gauche-droite (standardisée de 0 à 10) dans l'ensemble des différentes enquêtes, suivi par le FPÖ (7,5), le Vlaams Blok/Belang (7,0), le Dansk Folkeparti (6,6) et la Lega Nord (6,3).

Le positionnement de ces partis a évolué au cours du temps, mais tous, au moins dans une phase de leur vie politique, ont eu un profil de droite radicale. C'est le cas de la Ligue du Nord dans les années '2000, marquées par sa participation à plusieurs gouvernements Berlusconi – tandis qu'à la fin des années '90 le parti de Umberto Bossi se proposait comme une troisième force de « centre » alternative tant au centre-gauche qu'au centre-droit. C'est le cas du Dansk Folkeparti, un parti fondé en 1995, mais dont la première véritable affirmation électorale date de 2001 et va de pair avec une connotation d'extrême droite. Quant au FPÖ, il était perçu comme moins extrémiste en 1999, lorsqu'il gagnait les élections législatives inaugurant un cycle (2000-2005) de présence dans des gouvernements de coalition avec l'ÖVP (Parti Populaire Autrichien), avant de connaître une nouvelle radicalisation idéologique à partir de l'élection législative de 2006, après le départ de son leader Jörg Haider, qui fondait en 2005 le nouveau parti du BZÖ (Alliance pour l'Avenir de l'Autriche). Enfin, le Vlaams Belang flamand en 2009 est perçu comme un parti moins à l'extrême droite qu'il ne l'était quand il s'appelait encore Vlaams Blok, nom abandonné en 2004 afin d'éviter une condamnation possible pour racisme et xénophobie par la justice belge (Erk 2005).

Figure 2. Le positionnement moyen des partis PDR sur l'échelle gauche-droite (1994-2009)



S'il apparaît évident que la perception idéologique de chacun de ses partis est relativement contingente et variable, dépendant dans une certaine mesure des opportunités du contexte politique et du soutien plus ou moins étendu dont ils bénéficient dans la société à un moment donné (Arzheimer et Carter 2006), le Front National reste, parmi les partis retenus dans ces enquêtes, celui qui obtient les scores moyens les plus extrêmes, tant en 1999 (9,1) que, dans une moindre mesure, en 2009 (8,1). Même dans une perspective européenne comparée, le cas du FN semble incarner une droite plus radicale, plus extrême dans la famille des « néo-populismes » européens.

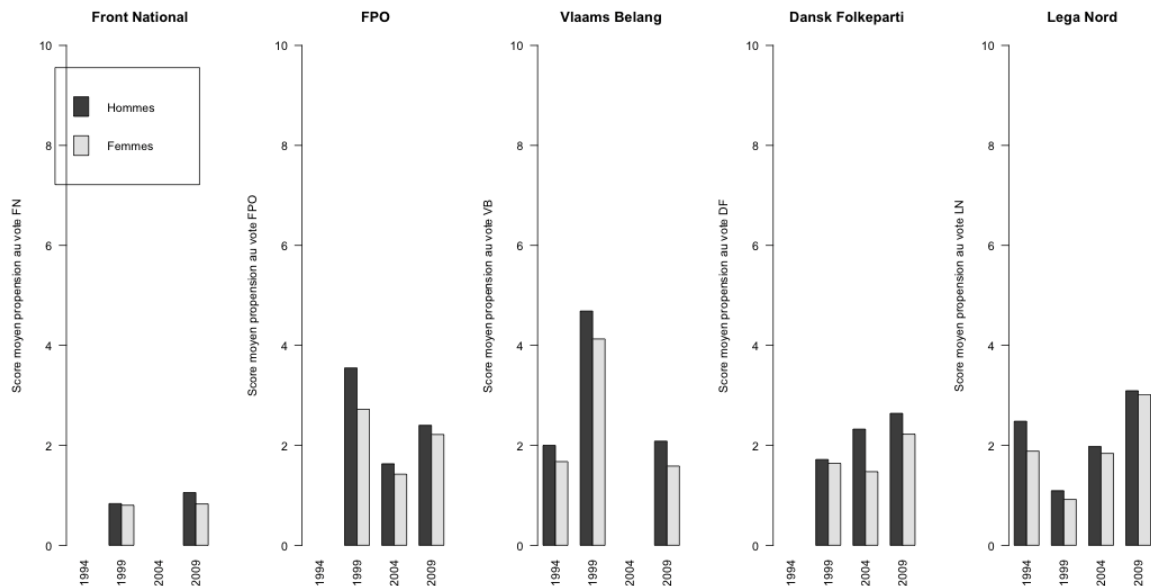
Afin de comparer les attitudes politiques à l'égard de ces partis dans une perspective genrée, nous utilisons la variable relative à la probabilité de voter pour un certain parti sur une échelle de 0 à 10 (ou de 1 à 10 avant 2009), connue dans la littérature internationale sous le nom de 'PTVs' (*propensities to vote*) (Van der Eijk et al. 2006). Cette variable permet non seulement d'analyser plus efficacement la façon dont se structurent les préférences partisans des électeurs, mais aussi de prédire la distribution de ces préférences par sous-groupes d'électeurs pour tous les partis, y compris pour les plus petits et/ou ceux dont les électeurs et électrices sont d'ordinaire très peu représentés dans les échantillons des enquêtes d'opinion.⁴

Si l'on observe les scores moyens obtenus par les cinq partis sur cette échelle des probabilités de vote (figure 3), le Front National présente les scores les plus faibles. Perçu comme le parti le plus proche de l'extrémité droite de l'axe, il recueille un minimum de préférences, avec un score moyen inférieur à 1 sur notre échelle (0,82 en 1999, 0,92 en 2009).⁵ Ce résultat témoigne de la réticence, parmi les électeurs du Front National, à avouer leur préférence dans les sondages d'opinion, vote qui apparemment reste perçu comme socialement non désirable, et difficile à avouer dans le cadre de l'interaction entre interviewer et interviewé. La

⁴ La taille des échantillons nationaux des EES est d'environ 1000 individus, dont seulement quelques dizaines affirment avoir voté pour l'un des partis considérés. Toute analyse reposant sur le vote exprimé pour les partis de l'extrême droite populiste serait donc insatisfaisante du point de vue de la fiabilité statistique des résultats.

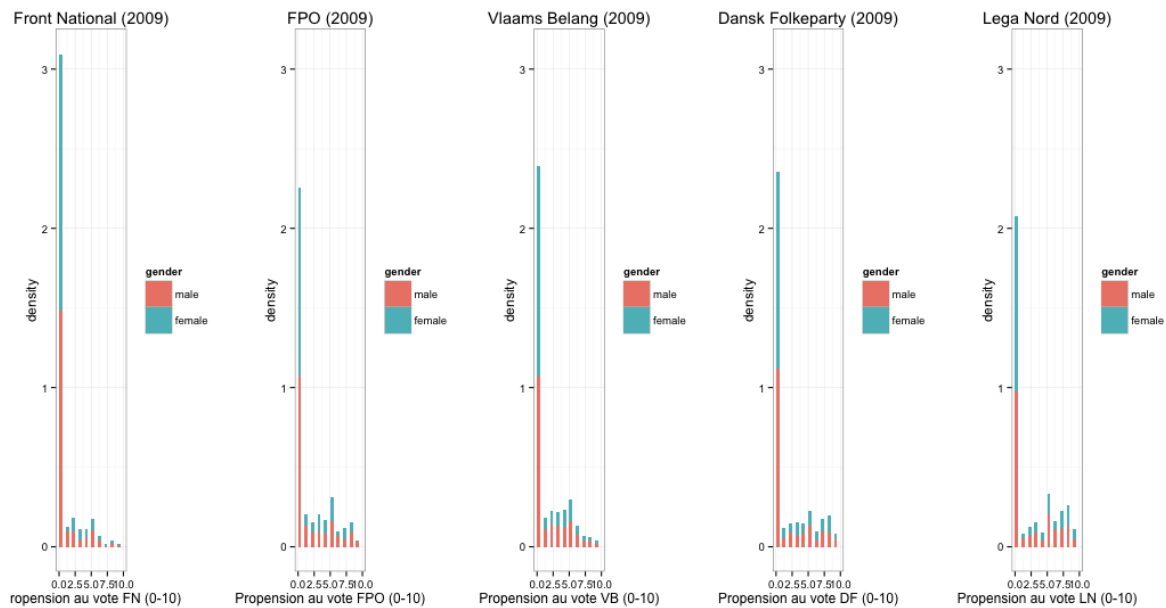
propension des électeurs français à voter pour le Front National est donc certainement sous-estimée dans ces données. Ce résultat en lui-même est toutefois significatif dans la mesure où il indique qu'une propension explicite à voter pour un parti de droite radicale et populiste est davantage stigmatisée en France que dans les autres pays européens considérés.

Figure 3. Les probabilités moyennes de voter pour les partis PDR par sexe (1994-2009)



Par delà l'analyse des valeurs moyennes, une autre indication en ce sens provient de la distribution des réponses tout au long de l'échelle des probabilités (figure 4). Si la concentration des réponses sur la valeur « 0 » (aucune chance de voter un jour pour ce parti) est fréquente pour la plupart des partis politiques, pas seulement pour les partis perçus comme extrêmes (Tiberj, Denni et Mayer 2013), le cas du Front National se distingue encore une fois par la proportion massive (77,7%) du rejet qu'il suscite au sein de l'opinion publique française. Ceci dit, les électeurs autrichiens, belges, danois et italiens n'incluent pas non plus, dans leur très grande majorité, le FPÖ, le Vlaams Belang, le Dansk Folkeparti et la Lega Nord dans leur « espace des possibles électoraux » (Tiberj et Cautrès 2009).

Figure 4. La distribution des probabilités de voter pour les partis PDR (0-10) par sexe (2009)

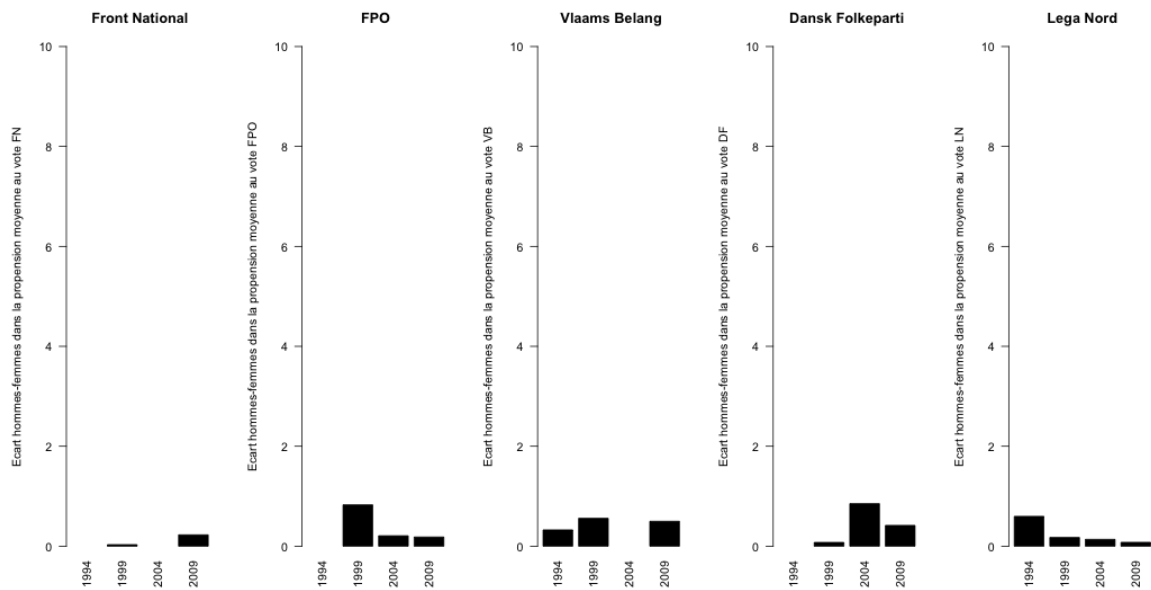


C'est dans le cadre de ce dispositif méthodologique que l'on peut chercher à saisir les différences de genre dans une perspective à la fois comparative et longitudinale.

La figure 3, qui compare les scores moyens dans les probabilités de voter pour les 5 partis considérés parmi les hommes et les femmes, donne une première indication. Ces scores sont systématiquement plus élevés chez les hommes, ce qui semblerait confirmer, à première vue, la thèse d'un « RRG » consistant. Cependant, cette première observation souffre de deux limites fondamentales. Elle s'appuie sur des écarts à la moyenne qui sont presque toujours très modestes, et se contente d'une simple relation bivariée. On ne peut tirer de conclusions solides avant d'avoir mené une analyse plus systématique (annexes 2-6).

A la deuxième question – le RRG pour les partis concernés a-t-il diminué au long des deux dernières décennies ? – la figure 5 apporte un élément de réponse, montrant l'évolution des écarts entre hommes et femmes dans les probabilités de vote pour ces partis. Avec les mêmes limites que pour la figure précédente, ces barres suggèrent qu'un changement a pu avoir lieu en ce qui concerne les probabilités de voter pour la Ligue du Nord et la FPÖ, qui présentent des écarts décroissants, notamment au cours des années '2000. Tandis qu'aucune dynamique claire ne semble se dégager dans les trois autres cas (FN, DF, VB).

Figure 5: L'écart hommes-femmes dans les probabilités de voter pour les PDR (1994-2009)



La dernière partie de ce papier présente des modèles de régression linéaire, qui nous permettent de contrôler les effets du genre sur le vote par d'autres variables sociologiques et politiques, et de saisir les effets d'interaction significatifs entre genre et année de l'élection.

3. La disparition du Radical Right Gender Gap en France et en Europe

La méthode choisie pour analyser le « RRGG » tout en cherchant à surmonter certaines limites des résultats précédents, consiste à tester trois modèles de régression linéaire pour chacun des partis considérés, avec pour variable dépendante la probabilité de voter pour celui-ci (« PTV », ou *propensity to vote*). Dans un premier modèle, on testera l'interaction simple entre genre et année de l'élection, avec pour seul objectif de cerner l'érosion possible du RRGG dans le vote pour ces partis au cours du temps. Dans les deux modèles suivants on vérifiera d'abord la persistance du soutien différentiel hommes-femmes une fois que l'on contrôle par d'autres variables sociologiques et politiques ; puis on identifiera les variables qui sont les plus prédictives d'une inclination à voter pour ces partis dans les cinq pays. On approfondira enfin les interactions entre le sexe et les autres variables introduites dans les modèles, dans l'hypothèse que l'effet du sexe sur le vote pour les PDR agisse moins directement qu'indirectement, à travers la médiation d'autres facteurs sociologiques et politiques.

En suivant cette méthode, c'est une autre histoire du « radical right gender gap » en France et en Europe qui apparaît, dont les éléments centraux sont les suivants. Déjà au milieu des années 90, le genre soit n'était plus un facteur de différenciation pour le vote en faveur des PDR, soit quand on notait une petite différence elle déclinait d'une élection à l'autre jusqu'à disparaître, dans tous les cas analysés, en fin de période. En revanche d'autres facteurs sociaux et politiques – notamment le niveau d'études et l'idéologie gauche-droite – sont solidement et systématiquement associés au vote pour ces partis. Enfin, dans le cas spécifique du Front National, lors de l'enquête européenne la plus récente (2009), si le genre seul n'a pas

d'influence sur les probabilités de vote, on note en revanche un effet d'interaction significatif du genre avec l'auto-positionnement idéologique. Les hommes qui se situent à droite présentent, toutes choses égales par ailleurs, une propension plus forte que les femmes qui se situent à droite à voter FN.

Si l'on observe d'abord les modèles (1) pour chaque parti (annexes 2-6), on note que le signe de la variable « sexe » est toujours négatif, ce qui confirme les indications des figures précédentes : les femmes auraient moins tendance que les hommes à voter pour ces cinq partis.⁶ Cependant, dans trois cas sur cinq, les coefficients ne sont pas significatifs, et là où ils le sont (FPÖ et Ligue Nord), cela indique simplement la présence d'un gender gap significatif dans l'ensemble des enquêtes, toutes années confondues, quand on n'introduit aucune autre variable de contrôle.

Si on regarde maintenant l'interaction entre sexe et année de l'élection, on constate que pour ces mêmes partis où on notait un RRG, les coefficients de ces interactions sont toujours significatifs (quoique faiblement) et positifs : cela signifie qu'à chaque nouvelle élection, les femmes ont eu tendance à voter davantage pour ces partis que dans l'élection précédente, ce qui tendrait ainsi à progressivement éliminer l'écart hommes-femmes.

En d'autres termes, même pour la Ligue du Nord et le FPÖ, les seuls partis qui semblaient présenter les signes d'un gender gap relatif dans les années 90, celui-ci a fini par disparaître au fil des quinze années suivantes.

Les modèles (2) et (3) (annexes 2-6) introduisent les principales variables de contrôle que la littérature internationale citée en introduction met en avant pour expliquer l'existence d'un RRG.⁷ La présence de ces variables a tendance, comme prévu, à affaiblir l'effet à la fois du sexe et de l'interaction entre sexe et élection pour les deux seuls partis qui présentaient des coefficients significatifs. Ceci dit, ces mêmes variables sont généralement utilisées comme prédicteurs possibles du vote PDR. La question devient donc : au delà des effets liés au sexe, quels sont les autres facteurs sociologiques et politiques qui semblent le mieux prédire un vote pour les PDR? Dans l'ensemble des enquêtes 1994-2009, les trois facteurs les plus significatifs pour expliquer la propension à voter pour le Front National, sont (1) le niveau d'éducation (plus il monte plus la propension à voter FN diminue) ; (2) la position sociale (plus elle s'élève plus la propension diminue); (3) le positionnement politique (plus la personne se situe à droite plus la propension à voter FN augmente, culminant à l'extrême droite).

Si ces indications dessinent un profil déjà bien connu de l'électorat FN, le design comparatif de cette recherche nous permet de vérifier dans quel mesure ce même profil caractérise également les autres PDR européens. Les modèles (2) et (3) présentent des résultats intéressants et convergents à cet égard. Pour les cinq partis considérés, l'éducation (niveau d'études plus faible) et l'idéologie (positionnement vers la droite extrême) apparaissent comme les prédicteurs les plus forts, et statistiquement hautement significatifs, d'un vote

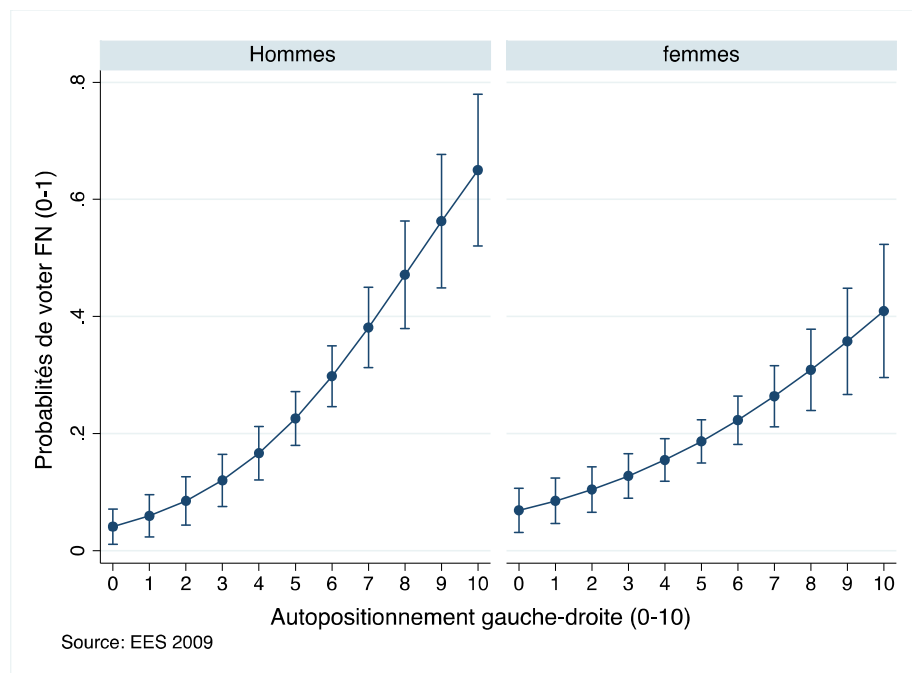
⁶ Plus précisément, les femmes auraient tendance à s'attribuer des probabilités de voter pour le FN plus faibles que les hommes. On parlera ici de "vote" par simple souci de brièveté.

⁷ Age et niveau d'études (âge à laquelle l'intervint l'arrêt des études) sont des variables continues. Dans ces modèles, on assume que les variables suivantes peuvent également être traitées comme continues: religion (fréquence à la messe en 5 positions – de « jamais » à « plusieurs fois par semaine »), classe sociale (perception subjective en 5 positions – de « *working class* » à « *upper class* »), idéologie (auto-positionnement sur l'échelle gauche droite en 10/11 positions). Les variables catégorielles (non continues) de ces modèles sont le sexe (homme, femme), année (1994, 1999, 2004, 2009) et l'occupation (actif, inactif).

potentiel en leur faveur. En revanche, la classe (un statut social plus faible) semble compter seulement dans les cas du FPÖ et du Dansk Folkeparti. Parmi les autres variables partiellement significatives, il y a l'âge. Un âge plus élevé fait diminuer les probabilités de voter pour le Vlaams Blok/Belang, la FPÖ et le Dansk Folkeparti, mais ce facteur n'a pas d'effets sur le vote pour le FN et la Ligue du Nord. Quant à la religion, elle ne semble généralement pas significative, mais elle indique dans certains cas une diminution des probabilités de vote pour ces partis parmi les personnes les plus pratiquantes, contrairement aux idées reçues.

S'il y a un trait commun aux électors, du moins potentiels, de ces partis de droite radicale et populiste, ce serait un capital culturel faible et un positionnement politique explicitement à droite, voire à l'extrême droite.⁸ Mais c'est justement par rapport au rôle joué par les orientations idéologiques que l'on trouve un dernier résultat concernant le différentiel hommes-femmes, notamment dans le cas du Front National.⁹ En effet, si l'on effectue une série de régressions pour tester les interactions possibles du sexe avec chacune des autres variables insérées dans les modèles, il y en a une seule qui présente un résultat significatif : celle qui fait interagir le sexe avec l'auto-positionnement sur l'échelle gauche-droite.¹⁰

Figure 6 : Probabilités prédites de voter FN par sexe et auto-positionnement gauche-droite (2009)



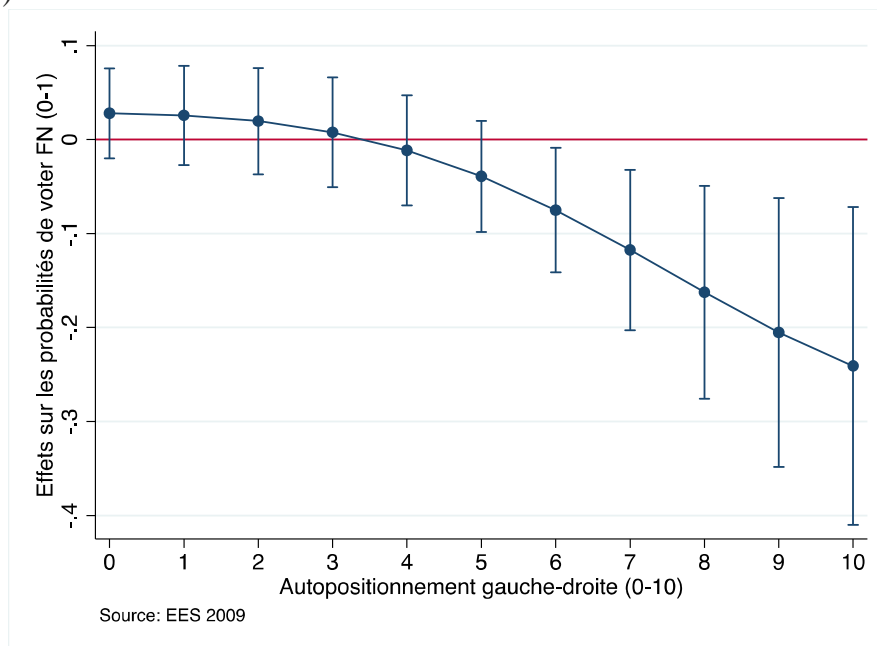
⁸ Si l'on insère dans les modèles la variable "autopositionnement" sous sa forme complète et catégorielle (non plus un score mais en testant chaque modalité de la variable), les résultats se prêtent aux mêmes conclusions et les électeurs ne souhaitant pas se positionner présentent des probabilités de voter pour les partis PDR comparables à celles des électeurs de centre.

⁹ Bien sûr, ces modèles retiennent les facteurs d'ordre sociologique ou ceux concernant les attitudes politiques fondamentales, et ne considèrent donc pas les attitudes et valeurs politiques plus spécifiques - comme celles à l'égard de l'UE, des élites politiques et sociales, des immigrés, de l'islam ou des juifs, des homosexuels, etc. - qui sont également susceptibles, mais à un autre niveau d'analyse, de prédire le vote pour les partis PDR.

¹⁰ On a choisi dans ce cas une régression logistique dont la variable dépendante dichotomique a valeur "0" pour ceux qui ne s'attribuent aucune probabilité de voter pour le parti, et valeur "1" pour tous les autres. Encore une fois, les résultats ne présentent pas de différences substantielles selon qu'on effectue une régression linéaire ou une régression ordinale.

Comme le montre la figure 6, les probabilités prédites moyennes des hommes – toute autre caractéristique sociodémographique égale par ailleurs – de voter pour le FN s’élèvent en 2009 à 47%, 56% et 65% quand ils se situent respectivement dans les cases 8, 9 et 10 de l’échelle gauche droite, tandis que pour les femmes ayant la même position les probabilités ne sont que 31%, 36% et 41%. Encore plus révélatrice est la figure suivante (fig. 7), car elle montre que ces effets d’interaction sont bel et bien significatifs: par rapport à la ligne de référence, qui indique l’absence d’effets marginaux significatifs, le passage de la catégorie « homme » à la catégorie « femme », par exemple à l’intérieur de la case « 10 » (extrême droite), fait augmenter de 24 points en pourcentage (avec un intervalle de confiance à 95%) les probabilités de voter pour le FN.¹¹

Figure 7: Effets marginaux du sexe (femmes) sur le vote FN par autopositionnement gauche-droite (2009)



Ainsi, le vote pour le Front National apparaît comme résultant d’une attitude idéologique d’extrême droite bien plus pour les hommes que pour les femmes, tandis que le rejet du FN est identique parmi les électeurs et les électrices de gauche. Cet effet d’interaction entre sexe et orientation idéologique est d’autant plus intéressant qu’on ne le retrouve dans aucun des autres cas européens considérés.

Pour en revenir à la question initiale concernant « l’effet Marine Le Pen » sur le soutien des femmes au Front National en 2012, on peut affirmer en conclusion que certes, une nouvelle image de leadership et un discours politique plus nuancé peuvent avoir contribué à lever la réticence spécifique des électrices à soutenir le FN. Cependant, l’analyse comparative nous montre que, si un « radical right gender gap » était bien visible en Europe jusqu’au milieu des années 90 (Arzheimer et Carter 2006)¹², celui-ci est déjà presque négligeable à la fin de la même décennie, et semble avoir complètement disparu en 2009.

¹¹ Ou, plus précisément, les probabilités d’être parmi ceux qui n’excluent pas de pouvoir voter pour le FN (catégorie « 1 » de la variable dépendante dichotomisée 0-1).

¹² Les trois quarts des cas européens analysés par ces auteurs se réfèrent à la période 1984-1995.

Si, en somme, la présence d'une femme à la tête du Front National a pu agir comme source de légitimation ultérieure et supplémentaire pour les électrices ayant voté pour Marine Le Pen en 2012, les prémisses sociologiques de ces comportements électoraux semblaient être déjà bien inscrites dans des changements plus profonds, de plus long terme et à une échelle géographique plus vaste.

Annexe 1. Régression logistique sur le vote Marine Le Pen 1^{er} tour

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
age5			16,000	4	,003	
age5(1)	1,249	,364	11,760	1	,001	3,488
age5(2)	,948	,296	10,276	1	,001	2,581
age5(3)	,705	,243	8,395	1	,004	2,024
age5(4)	,569	,220	6,663	1	,010	1,766
genre(1)	,119	,150	,627	1	,428	1,126
cathprat			18,485	4	,001	
cathprat(1)	-,900	,361	6,224	1	,013	,406
cathprat(2)	-,623	,283	4,870	1	,027	,536
cathprat(3)	-,203	,195	1,086	1	,297	,816
cathprat(4)	-1,376	,401	11,791	1	,001	,253
diplome6			44,472	5	,000	
diplome6(1)	1,577	,350	20,297	1	,000	4,842
diplome6 (2)	1,041	,379	7,550	1	,006	2,832
diplome6 (3)	1,725	,300	33,130	1	,000	5,610
diplome6 (4)	1,097	,317	12,005	1	,001	2,995
diplome6 (5)	,668	,337	3,922	1	,048	1,951
echellegd			132,893	4	,000	
echellegd(1)	-2,846	,407	48,877	1	,000	,058
echellegd(2)	-2,863	,294	94,802	1	,000	,057
echellegd(3)	-1,228	,251	23,860	1	,000	,293
echellegd(4)	-,727	,239	9,252	1	,002	,483
Constant	-1,707	,439	15,105	1	,000	,181

R2 0,25, données FES 2012

Annexe 2. Modèles de régression linéaire sur le vote Front National (2009)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Propensities to vote FN		
	(1)	(2)	(3)
Age		-0.002 (0.004)	-0.006 (0.004)
Education		-0.056*** (0.015)	-0.063*** (0.015)
Religion		0.079* (0.043)	-0.012 (0.045)
Work(non active)		0.008 (0.142)	0.063 (0.143)
L-R ideology			0.189*** (0.021)
Class		-0.147*** (0.054)	-0.185*** (0.056)
Gender(female)	-0.028 (0.142)	-0.010 (0.158)	0.077 (0.162)
Wave(2009)	-0.695*** (0.142)	-0.705*** (0.155)	-0.844*** (0.157)
Genderfemale by Wave(2009)	-0.199 (0.194)	-0.241 (0.209)	-0.252 (0.211)
Constant	1.750*** (0.101)	3.219*** (0.363)	2.994*** (0.366)
Observations	1, 718	1, 498	1, 401
R ²	0.041	0.069	0.119
Adjusted R ²	0.040	0.063	0.113
Residual Std. Error	1.990(<i>df</i> = 1714)	1.982(<i>df</i> = 1489)	1.930(<i>df</i> = 1391)
F statistic	24.596***(<i>df</i> = 3; 1714)	13.688***(<i>df</i> = 8; 1489)	20.790***(<i>df</i> = 9; 1391)
<i>Note:</i>			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Annexe 3. Modèles de régression linéaire sur le vote FPÖ (2009)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Propensities to vote FPO		
	(1)	(2)	(3)
Age		-0.011** (0.005)	-0.017*** (0.005)
Education		-0.130*** (0.017)	-0.110*** (0.017)
Religion		-0.014 (0.053)	-0.129** (0.053)
Work(non active)		0.192 (0.178)	0.141 (0.177)
L-R ideology			0.396*** (0.028)
Class		-0.116 (0.070)	-0.181*** (0.070)
Gender(female)	-0.745*** (0.268)	-0.809*** (0.278)	-0.656** (0.277)
Wave(2004)	-1.725*** (0.236)	-1.619*** (0.241)	-1.411*** (0.234)
Wave(2009)	-1.792*** (0.238)	-1.517*** (0.246)	-1.661*** (0.239)
Gender(female) by Wave(2004)	0.557* (0.327)	0.519 (0.334)	0.367 (0.329)
Genderfemale by Wave(2009)	0.562* (0.328)	0.487 (0.336)	0.568* (0.333)
Constant	4.193*** (0.195)	7.456*** (0.457)	5.923*** (0.456)
Observations	2,413	2,284	2,162
R ²	0.042	0.075	0.153
Adjusted R ²	0.040	0.071	0.149
Residual Std. Error	2.912(df = 2407)	2.875(df = 2273)	2.730(df = 2150)
F statistic	21.150***(df = 5; 2407)	18.323***(df = 10; 2273)	35.263***(df = 11; 2150)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Annexe 4. Modèles de régression linéaire sur le vote Vlaams Belang (2009)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Propensities to vote VB		
	(1)	(2)	(3)
Age		-0.029*** (0.005)	-0.031*** (0.006)
Education		-0.083*** (0.027)	-0.061** (0.028)
Religion		-0.052 (0.067)	-0.116* (0.070)
Work(non active)		0.259 (0.209)	0.374* (0.217)
L-R ideology			0.228*** (0.033)
Class		-0.050 (0.078)	-0.078 (0.082)
Gender(female)	-0.293 (0.239)	-0.323 (0.313)	-0.236 (0.323)
Wave(1999)	2.418*** (0.290)	2.642*** (0.334)	2.699*** (0.357)
Wave(2009)	-0.717*** (0.216)	-0.372 (0.289)	-0.297 (0.294)
Gender(female) by Wave(1999)	-0.209 (0.421)	-0.201 (0.468)	-0.430 (0.508)
Genderfemale by Wave(2009)	-0.205 (0.304)	-0.016 (0.374)	-0.071 (0.385)
Constant	2.800*** (0.171)	5.537*** (0.633)	4.169*** (0.675)
Observations	1,746	1,294	1,158
R ²	0.134	0.189	0.207
Adjusted R ²	0.131	0.183	0.199
Residual Std. Error	2.838(df = 1740)	2.755(df = 1283)	2.721(df = 1146)
F statistic	53.642*** (df = 5; 1740)	29.885*** (df = 10; 1283)	27.174*** (df = 11; 1146)
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Annexe 5. Modèles de régression linéaire sur le vote Dansk Folkeparti (2009)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Propensities to vote DF		
	(1)	(2)	(3)
Age		-0.013*** (0.004)	-0.014*** (0.004)
Education		-0.078*** (0.011)	-0.057*** (0.011)
Religion		-0.027 (0.058)	-0.081 (0.056)
Work(non active)		0.550*** (0.168)	0.451*** (0.162)
L-R ideology			0.323*** (0.021)
Class		-0.259*** (0.057)	-0.405*** (0.056)
Gender(female)	-0.068 (0.186)	-0.102 (0.199)	0.050 (0.193)
Wave(2004)	0.548*** (0.175)	0.567*** (0.184)	0.494*** (0.177)
Wave(2009)	0.095 (0.187)	0.207 (0.197)	0.255 (0.189)
Gender(female) by Wave(2004)	-0.698*** (0.248)	-0.612** (0.263)	-0.701*** (0.255)
Genderfemale by Wave(2009)	-0.348 (0.262)	-0.297 (0.277)	-0.354 (0.267)
Constant	2.544*** (0.132)	5.479*** (0.359)	3.824*** (0.363)
Observations	3, 232	2, 784	2, 695
R ²	0.010	0.047	0.127
Adjusted R ²	0.009	0.044	0.123
Residual Std. Error	2.902(df = 3226)	2.845(df = 2773)	2.700(df = 2683)
F statistic	6.660***(df = 5; 3226)	13.684***(df = 10; 2773)	35.452***(df = 11; 2683)
<i>Note:</i>			*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Annexe 6. Modèles de régression linéaire sur le vote Lega Nord (2009)

	<i>Dependent variable:</i>		
	Propensities to vote LN		
	(1)	(2)	(3)
Age		-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
Education		-0.034*** (0.009)	-0.029*** (0.009)
Work(non active)		-0.072 (0.106)	-0.028 (0.110)
L-R ideology			0.221*** (0.015)
Class		0.017 (0.044)	-0.016 (0.047)
Gender(female)	-0.537*** (0.167)	-0.435** (0.178)	-0.486*** (0.185)
Wave(1999)	-1.250*** (0.134)	-1.153*** (0.155)	-1.123*** (0.161)
Wave(2004)	-0.455*** (0.150)	-0.471** (0.205)	-0.280 (0.209)
Wave(2009)	-0.141 (0.175)	0.077 (0.196)	-0.013 (0.201)
Gender(female) by Wave(1999)	0.380** (0.188)	0.270 (0.208)	0.385* (0.217)
Gender(female) by Wave(2004)	0.415* (0.215)	0.375 (0.302)	0.343 (0.307)
Genderfemale by Wave(2009)	0.460* (0.244)	0.187 (0.268)	0.379 (0.275)
Constant	3.233*** (0.118)	3.827*** (0.266)	2.672*** (0.284)
Observations	6,186	3,891	3,453
R ²	0.041	0.048	0.107
Adjusted R ²	0.040	0.046	0.104
Residual Std. Error	2.466(df = 6178)	2.481(df = 3879)	2.424(df = 3440)
F statistic	38.032***(df = 7; 6178)	17.932***(df = 11; 3879)	34.407***(df = 12; 3440)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Références

- Akkerman T., Hagelund, A. (2007), "Women and children first!" Anti-immigration parties and gender in Norway and the Netherlands, *Patterns of prejudice*, 41(2): 197-214
- Arzheimer, K., Carter, E. (2006), « Political Opportunity Structures and Right-Wing Extremist Party Success », *European Journal of Political Research*, 45(3): 419-43.
- Betz H.G. (1994), *Radical Right-Wing Populism in Western Europe*, Palgrave MacMillan.
- Coffé, H. (2013) "The gender gap in radical right behaviour: introducing gendered personality traits and support for strict migration policies" <http://www.ecpg-barcelona.com/gender-gap-radical-right-voting-behaviour-introducing-gendered-personality-traits-and-support-strict> (European Conference on Politics and gender, Barcelona)
- de Bruijn, S. and Veenbrink, M. (2012). "The Gender Gap in Radical Right Voting: Explaining differences in the Netherlands", *Social Cosmos*, <http://socialcosmos.library.uu.nl/index.php/sc/article/viewFile/URN%3ANBN%3ANL%3AUI%3A10-1-113022/58> .
- Erk, J. (2005), « From Vlaams Blok to Vlaams Belang: The Belgian Far-Right Renames Itself », *West European Politics*, 28 (3), pp. 493–502.
- Givens T.E. (2004), "The Radical Right Gender Gap", *Comparative Political Studies*, 37(1), pp. 30-54.
- Immerzeel T., Coffé H., van der Lippe T. (2011), "Explaining the gender gap in radical right voting: a cross national investigation in 12 Western-European countries", Paper presented at ECPR conference, Reykjavik, 25 August.
- Mayer N. (2013), "De Jean-Marie à Marine Le Pen", in O.Duhamel, E.Lecerf (dir.), *L'état de l'opinion 2013*, Paris, TNS-Sofres/Seuil, p.81-97.
- Mayer N. (2002), *Ces Français qui votent Le Pen*, Paris, Flammarion.
- Mayer N., Michelat G. (2007), « Les transformations du rapport à l'Autre : le rôle des identités politiques et religieuses », Commission nationale consultative des droits de l'homme, *La lutte contre le racisme et la xénophobie. 2006*, Paris, La Documentation française, 2007, p. 122-138.
- Mossuz-Lavau, J. (1997), « Les Françaises et le Front national », in C.Lesselier, F.Venner (dir.), *L'extrême droite et les femmes*, Villeurbanne, Golias.
- Mudde, C. (2007) *Populist Radical Right Parties in Europe*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Perrineau, P. (1997). *Le symptôme Le Pen*, Paris, Fayard.
- Reynié, D.(2011), *Populismes : la pente fatale*, Paris, Plon.
- Rouban, L. (2012), "Le vote des fonctionnaires : Cinq ans après la RGPP », Note du Cevipof n°9, Janvier : <http://www.cevipof.com/rtefiles/File/AtlasE13/noteROUBAN2.pdf> (consulté le 8 mars 2013).
- Rippeyoung P. (2007), « When women are Right :the influence of gender, work and values on European far right party support", *International Feminist journal of Politics*, 9:3:379-397.
- Sineau, M. (2004), « Les paradoxes du gender gap à la française », in B.Cautrès, N.Mayer (dir.), *Le nouveau désordre électoral. Les leçons du 21 avril 2002*, Paris, Presses de Sciences Po, p.207-252.
- Tiberj, V., Cautrès, B. (2009), «L'espace des possibles électoraux », dans Cautrès, B., Muxel, A, *Comment les électeurs font-ils leur choix. Le panel électoral français 2007*, Paris, Presses de Sciences Po.

- Tiberj, V., Denni, B., Mayer, N. (2013), « Un choix, des logiques multiples : Préférences politiques, espace des possibles et votes en 2012 », *Revue Française de Science Politique*, 43(2), pp. 249-278.
- van der Eijk, C., Van der Brug, W., Kroh, M. and Franklin, M. (2006), « Rethinking the dependent variable in voting behavior: On the measurement and analysis of electoral utilities », *Electoral Studies*, 25(3), pp. 424-447.