

---

# Parité en politique : Évolution des candidatures féminines aux élections législatives et accès aux circonscriptions gagnables (2002-2024)

---

Josephine Mayans  
ENSAE  
josephine.mayans@ensae.fr

Kenza Miousset  
ENSAE  
kenza.miousset@ensae.fr

## Résumé

Depuis la promulgation de la loi du 6 juin 2000 sur la parité, les partis français doivent présenter autant de femmes que d'hommes aux élections législatives, sous peine de sanctions financières. Vingt-cinq ans plus tard, cet article examine l'évolution des candidatures féminines aux élections législatives de 2002 à 2024 et analyse les stratégies de nomination des partis, c'est-à-dire dans quelle mesure les femmes accèdent aux circonscriptions "gagnables". Nous mobilisons un jeu de données couvrant six scrutins, avec des informations détaillées sur chaque candidat (sexe, parti, circonscription, probabilité de victoire du parti dans la circonscription, etc.). Après un rappel du contexte politique et légal de la parité en France, nous présentons des statistiques descriptives montrant la progression du nombre de candidates, mais aussi la persistance d'une sous-représentation des femmes parmi les députés élus. Une attention particulière est portée à la distribution genrée des circonscriptions favorables : nos analyses suggèrent que les partis tendent à investir les femmes dans des circonscriptions plus difficiles à remporter, limitant ainsi l'accès des femmes aux sièges "sûrs". Nous proposons une stratégie empirique rigoureuse pour tester l'existence d'un biais systématique défavorisant les candidates dans l'attribution des circonscriptions à forte probabilité de victoire. Les résultats, comparés entre les principaux partis, confirment une discrimination persistante malgré la loi sur la parité : toutes choses égales par ailleurs, les candidates sont en moyenne moins susceptibles que leurs homologues masculins d'être investies dans des circonscriptions favorables à leur parti. En retraçant l'évolution de ces pratiques sur plus de vingt ans, notre étude met en évidence la persistance d'un usage stratégique du non-respect de la parité, qui limite de fait l'accès des femmes aux fonctions électives.

## 1 Introduction

L'adoption de la loi du 6 juin 2000, dite "loi sur la parité", a marqué un tournant historique pour la représentation politique des femmes en France. Cette loi vise à garantir un accès égal des femmes et des hommes aux mandats électoraux. Elle oblige les partis politiques, pour certains scrutins, à présenter un nombre égal de candidats des deux sexes. Cependant, plus de deux décennies après son entrée en vigueur, la parité réelle, notamment à l'Assemblée nationale, demeure un objectif inachevé. Les femmes représentent encore à peine plus d'un tiers des députés, et cette proportion a même reculé lors des dernières élections législatives. Ce paradoxe, une parité formelle en progrès, mais une parité effective encore éloignée, soulève des questions quant aux stratégies de mise en œuvre de la loi par les partis politiques.

La question de la féminisation de la représentation politique fait aujourd'hui l'objet d'une littérature abondante, qui met en évidence l'importance des facteurs institutionnels, culturels et sociaux dans la dynamique d'accès des femmes aux mandats électifs. Les premières études menées après l'adoption de la loi sur la parité en France ont souligné l'effet catalyseur de cette réforme, notamment en accroissant la proportion de femmes candidates et élues (Bereni and Revillard (2007)). Toutefois, ces recherches ont également montré qu'une avancée législative ne saurait, à elle seule, briser les logiques de cantonnement que subissent les élues. Les analyses de Krook (2009),

centrées sur les dispositifs de quotas dans différents pays, confirment ainsi que, même lorsque la législation impose un certain taux de femmes parmi les candidats, l'accès effectif à des circonscriptions "gagnables" et à des rôles de premier plan au sein des assemblées reste tributaire des pratiques internes des partis politiques, souvent façonnées par des normes genrées de longue durée. Un enjeu crucial pour évaluer le succès de la loi sur la parité réside donc dans la manière dont les partis politiques sélectionnent stratégiquement les circonscriptions attribuées à leurs candidats masculins et féminins. Sineau (2008) a mis en évidence ce phénomène de contournement de l'esprit de la loi dans le contexte des élections législatives françaises : les partis respecteraient ainsi la lettre de la loi (le nombre de candidatures féminines) tout en continuant de réserver les sièges les plus sûrs à des hommes. Ce comportement détourne en partie l'objectif de la loi sur la parité et pourrait expliquer pourquoi l'augmentation du nombre de femmes candidates ne se traduit pas proportionnellement en sièges remportés par des femmes à l'Assemblée nationale. Comme le soulignent Achin and Lévêque (2014), cette répartition inégale des chances de victoire entretient une prophétie auto-réalisatrice : en réservant les circonscriptions les plus sûres à des hommes, les partis contribuent à produire un taux de succès inférieur pour les femmes, tout en s'appuyant sur ce même écart pour justifier leur moindre éligibilité. Si les travaux cités précédemment ont permis de documenter cette inégalité, ils reposent souvent sur des statistiques descriptives ponctuelles, sans véritable stratégie causale. Notre étude propose de prolonger ces analyses en mobilisant une base de données couvrant plus de vingt ans d'élections législatives et en recourant à des méthodes économétriques pour identifier plus rigoureusement les déterminants de l'attribution des circonscriptions gagnables selon le genre.

Dans cet article, nous examinons l'évolution des candidatures féminines aux élections législatives françaises depuis 2002, et nous analysons dans quelle mesure les candidates ont eu accès, ou non, aux circonscriptions les plus favorables à leur parti. Nous cherchons à répondre aux questions suivantes : (1) La part de femmes parmi les candidats et parmi les élus a-t-elle progressé depuis 2002, et à quel rythme ? (2) Les candidates sont-elles moins susceptibles que les candidats d'être investies dans des circonscriptions à fort enjeu (forte probabilité de victoire) ? (3) Observe-t-on des différences de comportement entre les principaux partis politiques français dans l'application de la parité ?

Nous débutons notre étude par un rappel du contexte politique et légal de la parité en France, afin de comprendre le cadre dans lequel les partis opèrent depuis 2000. Nous présentons ensuite une analyse descriptive des données électorales de 2002 à 2024, illustrant l'évolution de la part des femmes candidates et élues, ainsi que la distribution des circonscriptions gagnables entre hommes et femmes. Une attention particulière est portée aux stratégies de partis mettant en lumière d'éventuels bastions masculins. Dans la section sur la stratégie empirique, nous détaillons notre approche économétrique pour évaluer l'existence d'un biais de sélection défavorable aux femmes : nous introduisons un modèle de régression linéaire avec effets fixes (au niveau de la circonscription et de la législature) pour tester l'effet du genre du candidat sur la "gagnabilité" de sa circonscription, ainsi qu'un modèle logistique examinant la probabilité pour une candidature d'être placée sur un siège très sûr. La section de résultats présente les estimations obtenues et leur interprétation : nous y discutons l'ampleur du déficit de circonscriptions gagnables pour les femmes, et comment celui-ci varie selon les années et les partis.

## **2 Contexte politique et légal de la parité**

La France a été pionnière dans l'inscription du principe de parité dans son dispositif législatif. La réforme constitutionnelle du 8 juillet 1999 a permis d'introduire que "la loi favorise l'égal accès des femmes et des hommes aux mandats électoraux", ouvrant la voie à la loi du 6 juin 2000. Cette dernière impose la parité des candidatures pour un grand nombre d'élections. Toutefois, contrairement aux scrutins de liste (élections municipales, régionales, sénatoriales, européennes), pour lesquelles la contrainte est coercitive, pour les élections législatives, la loi prévoit une sanction financière pour les partis ne respectant pas la parité. Concrètement, une pénalité proportionnelle de l'écart au 50/50 s'applique sur la dotation publique des partis n'atteignant pas la parité parfaite parmi leurs candidats investis.

Dans les faits, de nombreux partis ont préféré payer des amendes plutôt que de risquer de perdre des sièges acquis en investissant de nouvelles candidates. Durant la décennie qui a suivi l'entrée en vigueur de la loi, la proportion de femmes candidates a certes augmenté, mais lentement. Malgré le renforcement des dispositifs, tels que le doublement des pénalités financières prévu par la loi du 4 août 2014, la progression est restée très modeste. Une étude du Haut Conseil à l'Égalité entre les femmes et les hommes (2017) montre qu'entre 2012 et 2017, les partis politiques ont consenti à perdre au total 28 millions d'euros de financement public en sanctions pour non-respect de la parité. Ce choix budgétaire illustre les réticences persistantes de certains appareils politiques à investir des femmes en nombre suffisant.

### 3 Description des données et statistiques descriptives

#### 3.1 Données et variables d'intérêt

L'analyse repose sur un ensemble de données publiques disponibles via l'explorateur de données de la plateforme data.gouv.fr, qui recense les candidatures et les résultats pour les deux tours des élections législatives françaises. Nous avons mobilisé les fichiers correspondants aux scrutins de 2002, 2007, 2012, 2017, 2022 et 2024.

Un travail d'harmonisation a été nécessaire pour mettre en cohérence les informations issues des différentes années, en raison des variations de structure ou de nomenclature entre les fichiers. Une fois ce travail effectué, nous avons obtenu une base contenant, pour chaque candidat, les variables suivantes :

- la législature, identifiant l'année du scrutin ;
- le `code_departement`, le nom du département et le `libellé_circonscription`, permettant de localiser précisément chaque candidature ;
- le `sexe_candidat`, variable binaire codée 1 pour les femmes et 0 pour les hommes ;
- les nom et prénom du candidat, ainsi que sa `date_de_naissance`, permettant de calculer l'âge au moment du scrutin ;
- la profession, renseignée à travers les libellés figurant dans les dépôts de candidature ;
- la `nuance_candidat`, identifiant l'étiquette politique ou la nuance attribuée par le ministère de l'Intérieur ;
- une variable binaire `sortant`, égale à 1 si le candidat est un député sortant (et 0 sinon) ;
- une variable binaire `selection_second_tour`, égale à 1 si le candidat s'est qualifié pour le second tour.

Deux variables centrales ont été construites à partir des résultats du premier tour de l'élection présidentielle précédant chaque législative :

- Le score de favorabilité (`score_favorabilite`) : il mesure l'ancrage territorial d'un parti dans une circonscription, indépendamment des autres partis. Pour chaque parti, il est défini comme une normalisation du score obtenu dans la circonscription par rapport aux scores minimum et maximum obtenus nationalement. Il prend une valeur continue entre 0 et 1. Il s'interprète comme un indicateur du caractère historiquement favorable de la circonscription pour un parti donné.
- Le score de gagnabilité (`score_gagnabilite`) : il reflète la position concurrentielle du parti dans la circonscription. Il est défini comme le rapport entre le score du parti dans la circonscription et le score du parti arrivé en tête. Il permet d'estimer les chances comparées de victoire dans une circonscription donnée.

#### 3.2 Évolution des candidatures féminines de 2002 à 2024

##### (a) Évolution de la représentation des femmes à chaque étape électorale

Le graphique 1 ci-dessous met en évidence l'évolution contrastée de la représentation des femmes aux élections législatives françaises sur la période 2002-2024, en distinguant trois étapes clés du processus électoral : la part de femmes candidates au premier tour, celle des femmes qualifiées pour le second tour, et enfin la part de femmes élues.

Entre 2002 et 2022, la part de femmes parmi les candidats au premier tour progresse régulièrement, passant de 38,9% à 44,1%, avant de redescendre à 41,1% en 2024. Cette tendance reflète clairement l'impact des lois sur la parité, qui ont contraint les partis à équilibrer mécaniquement leurs listes sous peine de pénalités financières.

Pourtant, l'effet de ces lois reste inégalement réparti tout au long du scrutin. La proportion de femmes parmi les qualifiés au second tour progresse elle aussi de 23,9% en 2002 à 43% en 2022, et atteint 40% en 2024. Ces chiffres traduisent une forte réduction du déficit de représentation au passage du premier au second tour. Le taux de qualification des femmes au second tour, mesuré comme le ratio entre la part de femmes qualifiées et la part de femmes candidates, a fortement progressé au fil des scrutins, passant de 61% en 2002 à 98% en 2022. La part de femmes qualifiées au second tour reste cependant systématiquement inférieure à la part de femmes au premier tour.

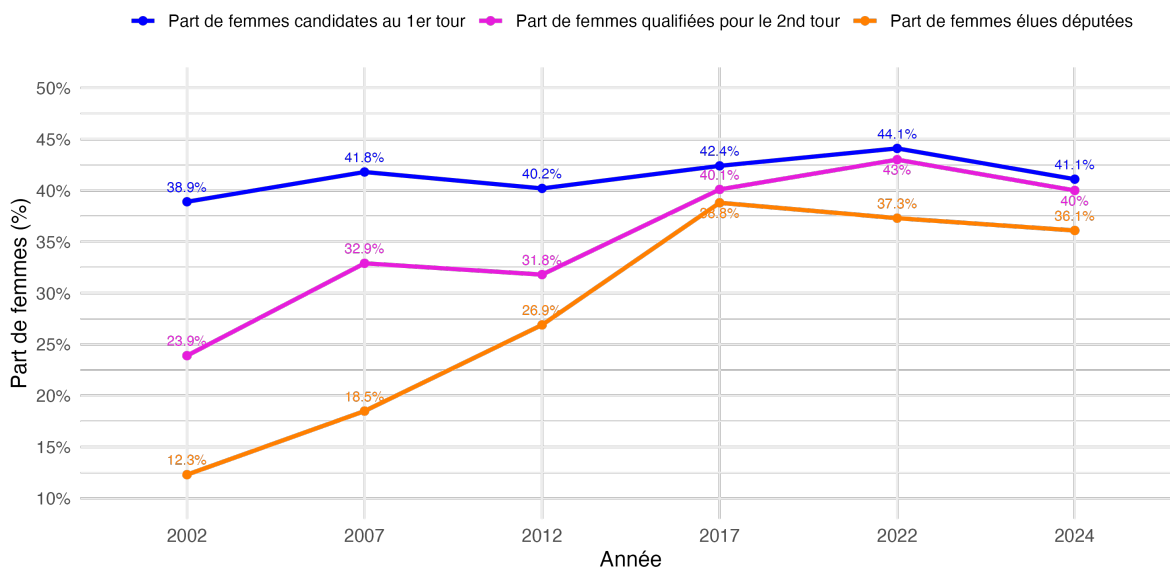


Figure 1: Évolution de la part des femmes à chaque étape électorale

Cette érosion est davantage visible dans l'accès à l'hémicycle : bien que la part de femmes élues ait fortement augmenté (de seulement 12,3% en 2002 à un maximum de 38,8% en 2017), elle marque un plafond dès 2017, puis régresse légèrement (36,1% en 2024).

Les femmes sont de plus en plus nombreuses à figurer parmi les candidats mais leur probabilité d'être qualifiées puis élues reste inférieure à celle des hommes. Le graphique 1 illustre clairement cet écart systématique entre les trois courbes : à chaque législature, la part des femmes diminue d'un palier à l'autre du processus électoral. Ce décalage soulève une série de questions que notre analyse cherchera à documenter : les femmes sont-elles surreprésentées dans des circonscriptions peu gagnables ? Sont-elles plus souvent investies dans des candidatures symboliques ou perdantes ?

#### (b) Évolution de la part de femmes candidates aux élections législatives par parti

Le graphique 2 retrace l'évolution de la part de femmes parmi les candidats aux élections législatives pour plusieurs grandes formations politiques, entre 2002 et 2024. Cette perspective longitudinale met en évidence des niveaux de féminisation variables selon les partis, ainsi que des dynamiques contrastées au fil des scrutins.

Certains partis se caractérisent par une part de femmes systématiquement proche de la parité. C'est notamment le cas des partis écologistes, qui présentent entre 40% et 48% de candidates selon les années. On observe également des niveaux élevés de féminisation au sein des coalitions de gauche, comme la NUPES (2022) et le Nouveau Front Populaire (2024), toutes deux regroupées ici sous l'étiquette NUP. Ces formations incluent notamment La France Insoumise, qui présentait déjà 47,8% de femmes en 2017. Le Parti socialiste affiche une proportion relativement élevée de femmes dès les années 2000, avec une stabilisation autour de 45%.

Le parti de la majorité depuis 2017 (La République en Marche, puis Ensemble, désignés ici sous l'acronyme ENS) dépasse également la barre de 50% en 2017, avant de redescendre à 45,6% en 2024, signe d'un effet d'annonce fort au moment de sa création, suivi d'un retour à un équilibre moins paritaire.

D'autres formations politiques présentent également des taux élevés de féminisation, comme le Rassemblement national (noté FN), dont la proportion de femmes candidates se situe de manière constante entre 47% et 49% sur l'ensemble de la période. Le parti Reconquête (REC), présent depuis 2022, suit une trajectoire similaire, avec environ 44% à 49% de femmes parmi ses candidats.

À l'inverse, certains partis affichent des taux plus faibles, notamment Les Républicains (LR, ex-UMP). En 2002, moins de 20% des candidats LR sont des femmes. Bien que cette part ait nettement progressé en 2017 (39,1%), elle redescend à 32,7% en 2024, ce qui en fait le parti avec la plus faible proportion de femmes candidates à cette date.

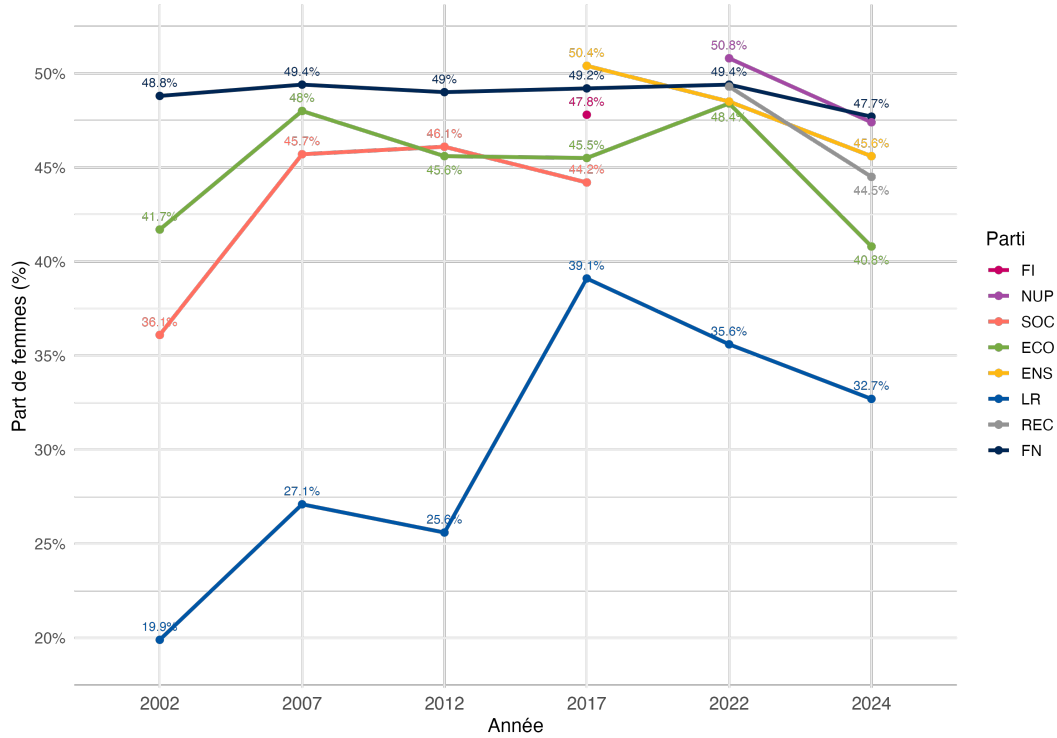


Figure 2: Évolution de la part de candidates par partis

Ces écarts entre formations politiques reflètent des modalités différenciées d’appropriation du principe de parité, selon les cultures organisationnelles, les incitations internes et les stratégies électorales adoptées. Le respect numérique de la parité ne garantit toutefois pas, à lui seul, une égalité réelle d’accès aux mandats.

### 3.3 Circonscription favorable au parti : une répartition inégale entre hommes et femmes

Notre objectif principal est de tester si, à caractéristiques comparables, une candidature féminine est associée à une circonscription moins gagnable (ou plutôt moins favorable) qu’une candidature masculine.

Pour analyser si les femmes sont systématiquement investies dans des circonscriptions moins favorables que les hommes, nous définissons la variable `score_favorabilite`, qui mesure à quel point une circonscription est historiquement favorable à un parti donné. Ce score est construit à partir du score obtenu par le parti lors du premier tour de l’élection présidentielle, comparé à ses performances dans l’ensemble des autres circonscriptions. Il prend une valeur continue entre 0 et 1, où 1 correspond aux circonscriptions les plus favorables au parti (celles où il a réalisé ses meilleurs résultats), et 0 aux moins favorables.

Concrètement, le score de favorabilité du parti  $j$  dans la circonscription  $i$  est défini comme suit :

$$\text{score\_favorabilite}_{i,j} = \frac{\text{score}_{i,j} - \min_i(\text{score}_{i,j})}{\max_i(\text{score}_{i,j}) - \min_i(\text{score}_{i,j})}$$

où  $\min_i(\text{score}_{i,j})$  et  $\max_i(\text{score}_{i,j})$  correspondent respectivement aux scores minimum et maximum observés pour le parti  $j$  sur l’ensemble des circonscriptions lors de l’élection présidentielle précédant les législatives. Cette transformation permet de construire un indicateur interprétable comme une mesure de l’ancrage territorial du parti dans la circonscription  $i$ . Une valeur proche de 1 indique que le parti  $j$  y a historiquement réalisé un de ses meilleurs scores (circonscription favorable ou bastion électoral), tandis qu’une valeur proche de 0 traduit un territoire historiquement peu favorable à ce parti.

Dans les faits, très peu de partis disposent de circonscriptions qu’ils sont assurés de remporter. Il serait donc réducteur d’employer une mesure stricte de “gagnabilité”, qui suppose un avantage comparatif décisif sur les autres partis. À l’inverse, le score de favorabilité se concentre sur l’ancrage électoral d’un parti dans une

circonscription donnée, indépendamment de la concurrence locale. En se référant aux résultats de l'élection présidentielle précédant les législatives, les partis peuvent ainsi identifier les territoires où ils disposent d'un socle de soutien particulièrement fort.

Ce score offre donc un outil pertinent pour analyser les stratégies d'investissement. Il permet notamment d'évaluer si les femmes sont davantage investies dans les circonscriptions les moins favorables au parti (dans des territoires où le parti performe historiquement mal) ce qui pourrait traduire une stratégie implicite de relégation ou de contournement de l'objectif de parité réelle.

Chaque boîte de la figure 3 représente la distribution du score de favorabilité électorale dans les circonscriptions attribuées aux candidates et aux candidats, pour chaque élection législative entre 2012 et 2024. Cette figure permet ainsi de comparer, à chaque échéance, les types de circonscriptions (plus ou moins favorables) dans lesquelles les femmes et les hommes sont investis.

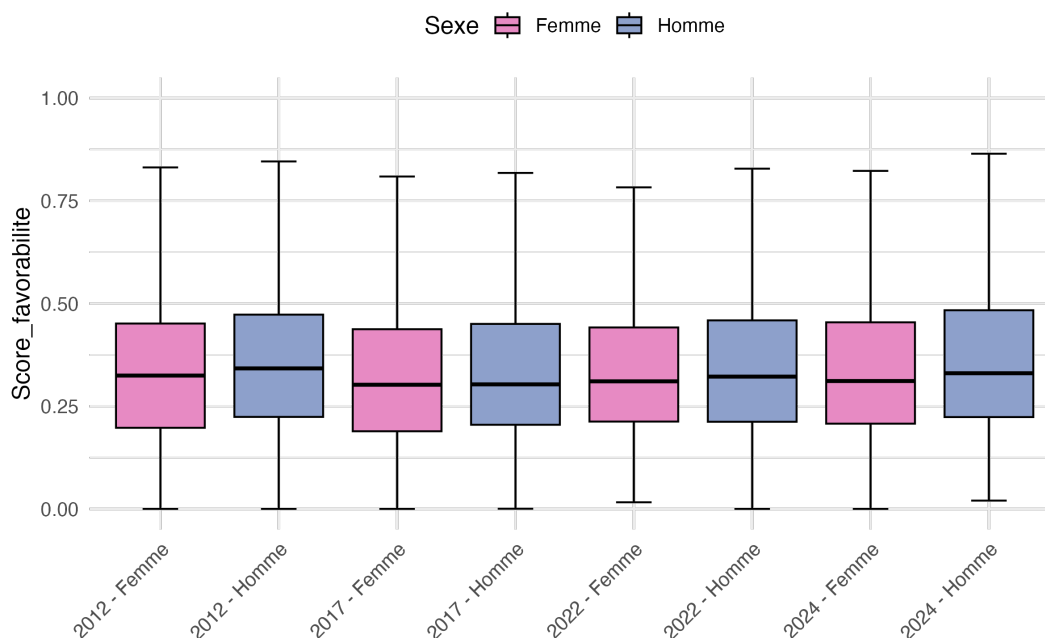


Figure 3: Distribution de score\_favorabilite par sexe et année

Pour chaque année observée, la médiane du score de favorabilité est systématiquement légèrement plus basse pour les femmes que pour les hommes. Cela signifie que, dans l'ensemble, les femmes sont investies dans des circonscriptions historiquement moins favorables à leur parti que les hommes. Et malgré les évolutions réglementaires ou les discours en faveur de la parité, la différence entre les hommes et les femmes reste constante entre 2012 et 2024.

Par ailleurs, l'amplitude des distributions est relativement similaire, ce qui suggère que les femmes ne sont pas systématiquement cantonnées aux cas extrêmes (circonscriptions totalement défavorables), mais qu'elles sont légèrement désavantagées sur l'ensemble de la distribution.

Ce graphique confirme de manière visuelle ce que nos modèles économétriques établiront plus rigoureusement : les femmes sont structurellement moins bien positionnées que les hommes au regard de l'histoire électorale de leur parti. Cela traduit une forme de relégation stratégique par les partis politiques, qui peut limiter significativement les chances de succès électoral des candidates.

## 4 Stratégie empirique

### 4.1 Modèle de régression linéaire pour la “favorabilité” des circonscriptions

On souhaite évaluer si, toutes choses égales par ailleurs, les femmes sont investies dans des circonscriptions moins favorables à leur parti que les hommes, c'est-à-dire si elles sont davantage reléguées, à caractéristiques

comparables, dans des territoires considérés comme “perdus d’avance”. Pour cela, nous spécifions un modèle de régression linéaire où l’unité d’analyse est une candidature (un candidat pour une année d’élection et une circonscription données). L’équation de base peut s’écrire comme suit :

$$\text{score\_favorabilite}_i = \alpha + \beta \cdot \text{Femme}_i + \gamma \cdot \mathbf{X}_i + \delta_{d[i]} + \lambda_{t[i]} + \varepsilon_i \quad (1)$$

où, pour chaque candidat  $i$  :

- $\text{score\_favorabilite}_i$  est l’indice (continu entre 0 et 1) de favorabilité de la circonscription pour le parti du candidat, tel que défini précédemment. Il mesure le degré d’ancrage électoral du parti dans cette circonscription, relativement à ses performances nationales au premier tour de l’élection présidentielle.
- $\text{Femme}_i$  est une variable indicatrice valant 1 si le candidat est une femme, 0 s’il s’agit d’un homme. Le coefficient  $\beta$  est donc le paramètre d’intérêt : il mesure la différence moyenne de favorabilité des circonscriptions attribuées aux femmes, toutes choses égales par ailleurs.
- $\mathbf{X}_i$  désigne un vecteur de variables de contrôle, incluant l’âge (et son carré), le fait d’être député sortant, ainsi qu’une série de variables indicatrices pour la catégorie socioprofessionnelle du candidat. Le vecteur  $\gamma$  regroupe les coefficients associés à ces variables de contrôle.
- $\delta_{d[i]}$  est un effet fixe de circonscription, dépendant de  $d[i]$  (le code de la circonscription du candidat  $i$ ). Il capte les spécificités locales, telles que les bastions historiques d’un parti, et permet de comparer les candidats à l’intérieur d’un même territoire électoral.
- $\lambda_{t[i]}$  est un effet fixe de législature, en fonction de l’année de l’élection  $t[i]$  (2012, 2017, 2022 ou 2024). Il neutralise les différences de contexte politique global entre élections, par exemple, la vague LREM en 2017, en absorbant les variations temporelles communes à tous les candidats.
- Toutes les régressions sont estimées avec des erreurs standards robustes aux hétéroscédasticités. L’utilisation d’erreurs clusterisées par candidat ou par groupe parti  $\times$  année, bien qu’envisagée, s’est révélée peu pertinente en raison du faible nombre d’observations dans les clusters, ou bien du trop faible nombre de clusters potentiels.

Dans ce modèle, le paramètre  $\beta$  constitue le cœur de l’analyse. Une valeur négative et statistiquement significative de  $\beta$  indiquerait que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes sont investies dans des circonscriptions moins favorables à leur parti que les hommes. Cela traduirait une logique de relégation ou de contournement stratégique des exigences de parité. À l’inverse, un coefficient  $\beta$  proche de zéro et non significatif suggérerait une absence de discrimination dans l’allocation des circonscriptions, ce qui serait le signe d’une mise en œuvre effective et équitable de la parité.

#### 4.2 Modèle de régression logistique pour les circonscriptions “très gagnables”

En complément du modèle linéaire exploitant une mesure continue de la favorabilité des circonscriptions, nous estimons un modèle logistique centré sur la probabilité qu’un candidat soit investi dans une circonscription jugée “gagnable” (ou très favorable) par son parti.

Dans cette perspective, nous utilisons une variable binaire `circo_gagnable`, qui vaut 1 si le candidat appartient au parti arrivé en tête lors du premier tour de l’élection présidentielle précédente dans la même circonscription, et 0 sinon. Cette variable identifie donc les circonscriptions historiquement les plus propices à chaque parti, que l’on peut assimiler à des sièges a priori “sûrs”.

L’équation logistique estimée est la suivante :

$$\text{Pr}(\text{circo\_gagnable}_i = 1) = \text{logit}^{-1} \left( \alpha' + \beta' \cdot \text{Femme}_i + \gamma' \cdot \mathbf{X}_i + \delta'_{d[i]} + \lambda'_{t[i]} \right) \quad (2)$$

Les variables explicatives sont identiques à celles du modèle linéaire présenté en équation (1).

Le coefficient  $\beta'$  est le paramètre d’intérêt principal : il mesure l’effet du genre sur la probabilité (log-odds) d’être investi dans une circonscription très favorable. L’interprétation du coefficient  $\beta'$  est facilitée en utilisant l’odds ratio :  $\exp(\beta')$ . Par exemple, si  $\exp(\beta') = 0.5$ , cela indique que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes ont deux fois moins de chances qu’un homme d’être investies dans une circonscription gagnable.

## 5 Résultats et interprétation

### 5.1 Moins de circonscriptions favorables pour les femmes : résultats des modèles linéaires

Le tableau 1 présente les résultats de cinq spécifications successives estimant l'effet du genre sur le score de favorabilité de la circonscription. La variable dépendante est le `score_favorabilite`, qui mesure dans quelle mesure une circonscription est historiquement favorable au parti du candidat, tel que défini précédemment.

La variable explicative principale, *Femme*, est une variable binaire qui prend la valeur 1 si la candidate est une femme. Dans toutes les spécifications, le coefficient associé à cette variable est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Cela suggère que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes sont systématiquement investies dans des circonscriptions moins favorables à leur parti que les hommes.

Ce résultat est robuste à l'inclusion progressive de plusieurs blocs de variables de contrôle. Dans la spécification (1), le modèle ne comprend que le genre ; la spécification (2) ajoute les variables d'âge (et âge au carré), tandis que la spécification (3) introduit des contrôles pour l'expérience politique (le fait d'être député sortant) et la catégorie socioprofessionnelle. La spécification (4) ajoute des effets fixes de parti, ce qui permet de contrôler pour l'hétérogénéité des pratiques d'investiture entre partis. Enfin, la spécification (5) introduit également des effets fixes de circonscription et de législature, comparant ainsi les candidats à l'intérieur d'un même territoire électoral et d'un même cycle électoral.

Dans la spécification complète (colonne 5), les femmes sont en moyenne investies dans des circonscriptions dont le score de favorabilité est inférieur de 2,6 points de pourcentage à celui des hommes, toutes choses égales par ailleurs. Cette différence, bien que d'ampleur modérée, est statistiquement très significative. Elle suggère une persistance de stratégies d'allocation différenciée des circonscriptions selon le genre, même après contrôle de nombreux facteurs observables.

Par souci de lisibilité, le tableau ne reprend pas l'ensemble des variables de contrôle, notamment les catégories socioprofessionnelles, dont les coefficients ne sont pas significatifs. La version complète de la régression est disponible en annexe.

Table 1: Regression score de favorabilité sur femme

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Femme	-0.019*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.026*** (0.003)
Age		0.002* (0.001)	0.000 (0.001)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)
Député sortant			0.066*** (0.005)	0.112*** (0.005)	0.116*** (0.005)
Contrôles Âge et Âge <sup>2</sup>		Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles Profession			Oui	Oui	Oui
Contrôles Expérience politique			Oui	Oui	Oui
Parti FE				Oui	Oui
Circonscription FE					Oui
Législature FE					Oui
Observations	11621	11621	11621	11621	11621
R-squared	0.003	0.004	0.019	0.291	0.326

Significativité : \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

En complément du modèle général, nous avons estimé une série de régressions linéaires incluant des interactions entre le genre et l'année électorale, afin d'examiner si les biais observés à l'encontre des femmes se sont atténués ou renforcés au fil du temps. Ces spécifications permettent d'identifier un effet propre au fait d'être une femme pour chaque législature (2012, 2017, 2022, 2024), en prenant comme référence les hommes candidats en 2012. Les résultats sont robustes à l'ajout de contrôles et indiquent de manière systématique un biais défavorable envers les femmes. En 2012, les femmes sont en moyenne investies dans des circonscriptions environ 2,8 points moins



favorables que les hommes, et cet écart ne diminue pas significativement dans les scrutins suivants. L'interaction entre genre et année n'est jamais significative, ce qui suggère que les stratégies partisanes de contournement de la parité réelle persistent au fil du temps, malgré une parité formelle dans les candidatures. Le tableau présentant ces résultats se trouve en annexe.

## 5.2 Comparaison par parti : des écarts marqués

Pour mieux comprendre où se concentrent les inégalités entre les sexes dans l'allocation des circonscriptions, nous avons estimé le modèle général séparément pour plusieurs grands partis ou blocs politiques. Le tableau 2 présente, pour chaque groupe, le coefficient  $\beta$  associé à la variable *Femme*, dans la spécification la plus complète (contrôles + effets fixes de circonscription et de législature). Les résultats révèlent une hétérogénéité marquée entre les formations politiques.

Du côté des **Républicains (ex-UMP)**, le biais apparaît très fort : le coefficient estimé est de  $-0,035$  dans le modèle de base, et reste significatif autour de  $-0,008$  dans le modèle avec effets fixes. Cela suggère que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes investies par ce parti sont envoyées dans des circonscriptions moins favorables que les hommes. Cette différence, bien que plus faible une fois les effets fixes inclus, reste notable et statistiquement significative.

Pour le **Rassemblement National (ex-FN)**, on observe un écart comparable : le coefficient passe de  $-0,080$  à  $0,001$  entre les deux extrêmes de spécification. Dans le modèle de base, les femmes sont affectées à des circonscriptions historiquement moins favorables au RN, ce qui confirme un biais dans l'allocation des candidatures, particulièrement visible en 2022, où le parti disposait d'un plus grand nombre de circonscriptions "gagnables".

Le **Parti Socialiste** présente également un effet négatif, autour de  $-0,020$  dans les premières spécifications, et  $-0,018$  dans le modèle complet. Cela reflète une stratégie d'investissement moins favorable aux femmes, bien que l'effet soit moins prononcé qu'à droite.

À l'inverse, dans les rangs de **LREM / Renaissance**, le coefficient est faible ( $-0,006$ ) et non significatif dans les modèles sans effets fixes. Il devient même légèrement significatif dans le modèle complet ( $-0,013$ ), mais reste d'ampleur modérée. Ce résultat suggère que le parti présidentiel a globalement réparti ses candidatures de manière équilibrée entre hommes et femmes, en cohérence avec sa communication sur la parité.

Du côté de **La France Insoumise**, on n'observe pas de différence significative une fois les effets fixes intégrés : le coefficient passe de  $-0,019$  à  $0$ , et perd toute signification statistique. Cela semble refléter une stratégie d'investiture plus égalitaire, en ligne avec l'engagement de LFI pour une stricte parité lors des dernières élections.

En résumé, les inégalités femmes-hommes dans la distribution des circonscriptions favorables varient fortement selon les partis : elles sont particulièrement marquées à droite (LR), modérées au PS, quasi nulles au centre (LREM) et à la gauche radicale (LFI). Ces écarts traduisent des cultures partisanes différentes face à la mise en œuvre de la parité : les partis les plus anciens semblent plus réticents à confier leurs "meilleures circonscriptions" à des femmes, tandis que les partis plus récents ou plus militants affichent une répartition plus égalitaire des opportunités électorales.

Table 2: Effet du genre sur la favorabilité des circonscriptions par parti

Parti / Bloc	Coefficient $\beta$ (femme)	Erreur standard	Significatif
Les Républicains (ex-UMP)	$-0.008$	(0.004)	*
Parti Socialiste (et alliés)	$-0.018$	(0.007)	**
LREM / Renaissance	$-0.013$	(0.006)	**
Rassemblement National (ex-FN)	$0.001$	(0.005)	n.s.
France Insoumise	$0.000$	(0.007)	n.s.
<b>Partis de gauche</b>	$-0.006$	(0.003)	*
<b>Partis de droite</b>	$-0.022$	(0.004)	***

Note : chaque ligne correspond à une régression OLS restreinte à un sous-échantillon partisan.

Spécification : modèle complet avec contrôles et effets fixes circonscription + législature.

Partis de gauche : PS, LFI, NUPES, FG et UG

Partis de droite : LR, RN, Reconquête

Significativité : \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ , n.s. : non significatif.

### 5.3 Chances d’obtenir un siège sûr : résultats du modèle logit

En complément de l’analyse en score continu, nous avons estimé un modèle logit afin d’identifier les facteurs associés à la probabilité pour un candidat d’être investi dans une circonscription “gagnable”, définie ici comme une circonscription où le parti du candidat est arrivé en tête lors du premier tour de l’élection présidentielle précédente. Cette mesure binaire permet de se focaliser sur l’accès aux sièges les plus favorables, assimilables à des circonscriptions stratégiques, voire “sûres”.

Le principal résultat concerne l’effet du genre : toutes choses égales par ailleurs, une candidature féminine n’est pas significativement moins susceptible qu’une candidature masculine d’être investie dans une circonscription gagnable. Le coefficient associé à la variable indiquant que le candidat est une femme est négatif mais non significatif, ce qui suggère l’absence d’un biais statistiquement mesurable contre les femmes en matière d’accès aux circonscriptions les plus favorables. Donc une fois les autres caractéristiques contrôlées (âge, profession, statut de sortant, législature, circonscription), le genre ne semble pas jouer de rôle décisif dans cette allocation.

Le modèle met en revanche en évidence deux effets fortement significatifs. Premièrement, l’âge a un effet concave : la probabilité d’être investi dans une circonscription gagnable augmente avec l’âge, mais à un rythme décroissant. Deuxièmement, être député sortant constitue un facteur très fortement associé à l’accès à un siège sûr. Ce résultat souligne la logique de reconduction stratégique par les partis : les sortants sont massivement reconduits dans les bastions de leur formation, consolidant ainsi leur avantage électoral.

Parce que l’effet d’être un député sortant tend à dominer les autres variables explicatives, nous estimons également le modèle logit sur les seuls candidats qui ne sont pas députés sortants. Cette restriction vise à neutraliser le poids de l’expérience parlementaire antérieure et de mieux identifier les autres facteurs associés à l’investiture dans une circonscription gagnable.

Encore une fois, le sexe du candidat n’a pas d’effet statistiquement significatif sur la probabilité d’obtenir une circonscription gagnable. L’âge joue un rôle significatif mais non linéaire : la probabilité d’obtenir une telle circonscription augmente avec l’âge, mais à un rythme décroissant, comme en témoigne la significativité du terme quadratique ( $\text{âge}^2$ ).

Concernant la profession, plusieurs groupes se distinguent positivement par rapport à la catégorie de référence (par exemple les professions intermédiaires ou les enseignants) : les agriculteurs, les professions libérales et scientifiques, les cadres et professions intellectuelles supérieures ont une probabilité significativement plus élevée d’être positionnés dans une circonscription gagnable. En revanche, les ouvriers, employés, commerçants ou inactifs précaires ne présentent pas d’effet significatif, suggérant une plus faible valorisation politique de ces profils.

Ces résultats suggèrent que, hors effet de sortant, les partis politiques continuent de favoriser certains profils socio-professionnels, sans que cela passe par un biais de genre apparent. Cela conforte l’idée d’un filtrage social important en amont de l’élection, même pour des candidats nouveaux.

## 6 Conclusion

Ce travail met en évidence la persistance d’inégalités de genre dans l’accès aux fonctions parlementaires, en dépit des dispositifs législatifs successifs visant à promouvoir la parité. Si la part des femmes parmi les candidats aux élections législatives a sensiblement progressé depuis 2002, cette évolution se traduit de manière incomplète en termes d’élus, et l’accès des femmes à l’hémicycle recule depuis 2017.

Au-delà de la parité formelle imposée aux partis, nos résultats montrent que les femmes continuent d’être désavantagées dans l’allocation des circonscriptions. Nos analyses économétriques mettent en évidence un biais significatif et robuste : à caractéristiques comparables, les femmes sont en moyenne investies dans des circonscriptions historiquement moins favorables à leur parti que les hommes. Dans notre spécification la plus complète, cet écart atteint 2,6 points de score de favorabilité. Il est stable au fil des législatures, et ne semble pas s’atténuer avec le temps. Ces résultats suggèrent une forme de relégation structurelle, dans laquelle les partis, tout en respectant les obligations de parité numérique, continuent de réserver les circonscriptions les plus stratégiques à des hommes.

Cette relégation n’est toutefois pas uniforme : elle varie sensiblement selon les partis. L’analyse révèle des écarts importants dans la mise en œuvre de la parité réelle. Les partis de droite, et en particulier Les Républicains (UMP puis LR), présentent les écarts les plus marqués entre hommes et femmes, tandis que les formations plus récentes de gauche et de centre-droit apparaissent plus égalitaires dans la répartition des circonscriptions.

Enfin, les résultats du modèle logistique portant sur l'accès aux circonscriptions "très gagnables" suggèrent que le genre du candidat n'est pas directement associé à une moindre probabilité d'obtenir une circonscription gagnable, une fois l'expérience parlementaire contrôlée. Ce résultat souligne que l'essentiel du biais s'exerce en amont, dans l'allocation des candidatures à l'intérieur du parti, et que ce sont surtout les députés sortants, majoritairement des hommes, qui concentrent les sièges les plus sûrs.

Ces résultats appellent à un renforcement des dispositifs de suivi et à une réflexion plus poussée sur les leviers à mobiliser pour parvenir à une parité véritable, non seulement en nombre de candidatures, mais aussi en chances de succès.

## References

- Achin, C. and Lévêque, S. (2014). La parité sous contrôle. Égalité des sexes et clôture du champ politique. *Actes de la Recherche en Sciences Sociales*.
- Bereni, L. and Revillard, A. (2007). Des quotas à la parité : féminisme d'État et représentation politique (1974-2007). *Genèses*, pages 5–23.
- Haut Conseil à l'Égalité entre les femmes et les hommes (2017). Parité des candidatures aux élections législatives de 2017 : une quasi-stagnation en dépit du renforcement des contraintes légales.
- Krook, M. L. (2009). Quotas for women in politics: Gender and candidate selection reform worldwide. *Oxford University Press*.
- Sineau, M. (2008). In *La force du nombre : Femmes et démocratie présidentielle*, Paris. Éditions de l'Aube.

## ANNEXE

### Quelques statistiques descriptives supplémentaires

(a) **L'âge.** Le graphique en moustaches ci-dessous représente la distribution de l'âge des candidatss aux élections législatives, par sexe et par législature, entre 2002 et 2024.

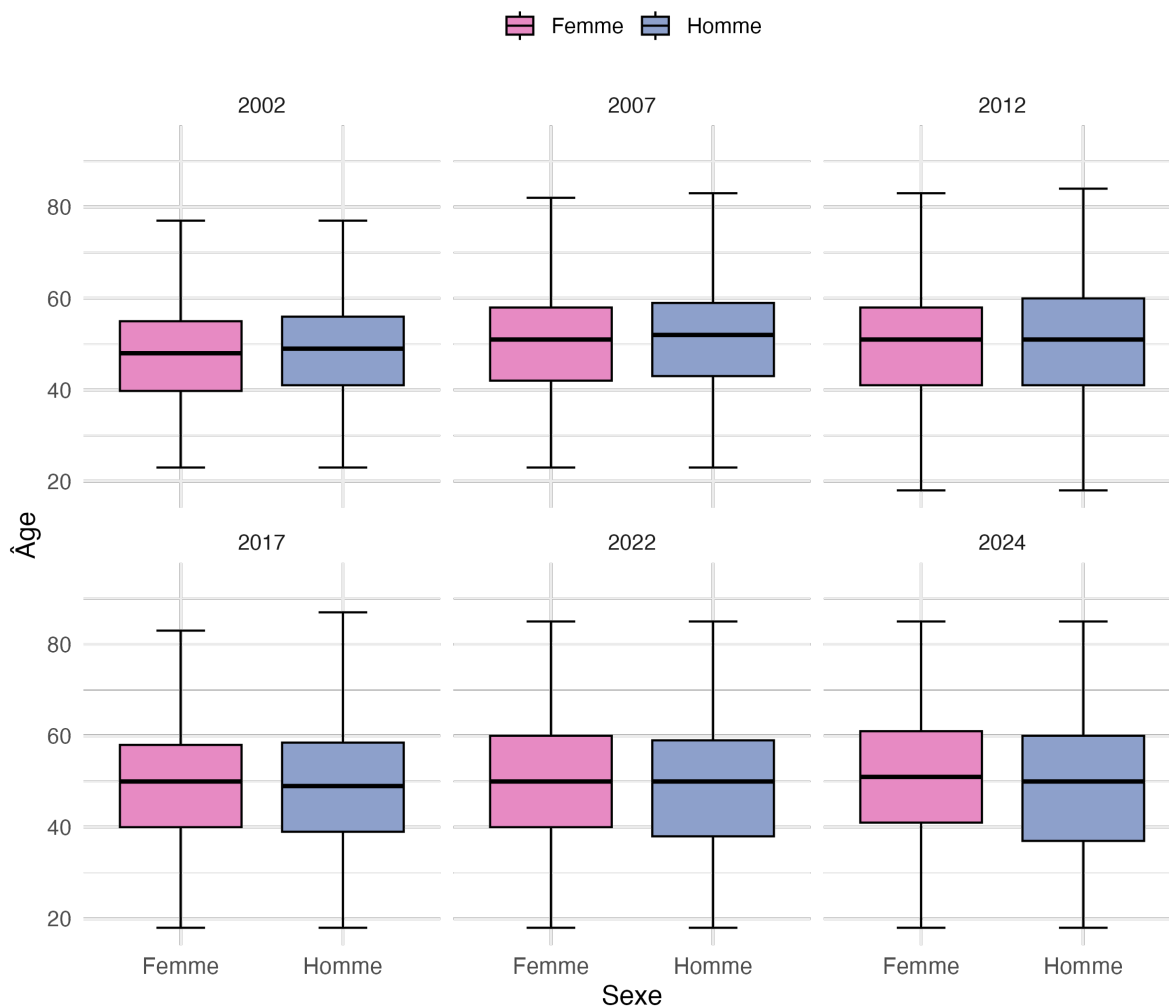


Figure 4: Distribution de l'âge des candidats par sexe et législature

Les écarts d'âge entre hommes et femmes sont relativement faibles sur l'ensemble de la période. À chaque législature, les distributions sont très proches, avec une médiane d'âge quasiment identique ou différant d'un an tout au plus. Par exemple, en 2012, la médiane est de 51 ans pour les deux sexes. En 2024, elle est de 51 ans pour les femmes et 50 ans pour les hommes. Les quartiles suivent la même tendance : les Q1 et Q3 varient peu entre les sexes, et les différences se situent dans une fourchette de 1 à 2 ans maximum.

Sur l'ensemble de la période, on remarque une légère augmentation de l'âge médian des candidats, en particulier chez les femmes : la médiane passe de 48 ans en 2002 à 51 ans en 2024. Chez les hommes, la progression est un peu moins régulière, mais on passe de 49 ans à 50 ans sur la même période. Le vieillissement est aussi visible dans l'élargissement de l'intervalle interquartile, surtout chez les femmes, dont le Q3 passe de 55 ans à 61 ans entre 2002 et 2024.

Ces résultats permettent d'écarter l'hypothèse selon laquelle une différence d'âge systématique entre hommes et femmes expliquerait un biais dans la répartition des circonscriptions.

**(b) La profession.**

Table 3: Distribution des candidats par profession, sexe et année (en %)

Profession	2012 F	2012 H	2017 F	2017 H	2022 F	2022 H	2024 F	2024 H
Agriculteurs	0.8	1.9	0.6	2.1	1.0	2.1	1.1	2.1
Cadres et PI sup	24.7	30.5	30.4	34.5	25.2	34.2	28.6	36.5
Commerçants/artisans	5.2	9.7	6.0	12.0	6.0	8.7	6.0	7.5
Employés	16.6	8.7	15.9	10.4	13.9	7.5	13.3	7.1
Ouvriers	0.8	2.9	0.5	2.8	2.0	4.4	1.5	4.9
Professions intermédiaires	26.1	19.1	18.3	14.0	19.1	13.5	17.2	11.0
Professions lib. et scient.	9.5	14.2	11.4	11.8	20.6	21.5	21.6	22.2

Les cadres et professions intellectuelles supérieures constituent la première catégorie socioprofessionnelle représentée parmi les candidats, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Toutefois, leur poids est systématiquement plus élevé chez les hommes. En 2024, 36,5% des hommes candidats sont issus de cette catégorie, contre 28,6% des femmes. L'écart était davantage marqué en 2012 (30,5% contre 24,7%), ce qui suggère un rattrapage progressif, sans toutefois parvenir à une égalité complète.

À l'inverse, les professions intermédiaires, qui regroupent notamment les enseignants et les professions de la fonction publique, sont surreprésentées chez les femmes tout au long de la période. Elles concernent entre 17,2 et 26,1% des candidates selon les années, contre seulement 11 à 19,1% des hommes. Ce déséquilibre reflète l'importance du secteur public, en particulier des fonctions éducatives et sociales, comme vivier de recrutement pour les femmes en politique.

Ces écarts de structure professionnelle illustrent la manière dont la féminisation des candidatures s'accompagne d'une reproduction sociale genrée. Les femmes viennent davantage du secteur public intermédiaire ou d'emplois subalternes, tandis que les hommes dominent les catégories les plus valorisées politiquement (cadres, professions libérales), ainsi que des groupes socioprofessionnels plus ancrés dans le monde rural ou commercial.

L'élection de 2017 (arrivée de Macron au pouvoir) marque un tournant dans la structure socioprofessionnelle des candidats. On observe notamment une hausse marquée de la part des cadres, tant chez les femmes (de 24,7% en 2012 à 30,4%) que chez les hommes (de 30,5% à 34,5%). Il s'agit de la progression la plus forte enregistrée pour cette catégorie sur toute la période. Ce changement traduit une stratégie explicite de recrutement au sein des élites administratives, économiques et technocratiques, en rupture avec les filières partisans classiques.

En parallèle, on observe une baisse nette de la proportion de professions intermédiaires chez les femmes (de 26,1% en 2012 à 18,3% en 2017), baisse également présente chez les hommes (de 19,1% à 14%). Enfin, la part des commerçants et artisans augmente sensiblement chez les hommes (de 9,7% à 12%), ce qui pourrait refléter une volonté de diversifier les profils en valorisant des ancrages terrain et des trajectoires hors des appareils partisans.

### Modèle OLS général (tableau complet)

Par souci d'exhaustivité, le tableau ci-dessous reprend la spécification complète du modèle OLS principal avec l'ensemble des variables de contrôle, y compris les catégories socioprofessionnelles. Toutefois, les coefficients associés aux professions ne sont globalement pas significatifs et n'affectent pas la robustesse ni l'interprétation de l'effet principal du genre.

Table 4: Regression circonscription gagnable sur femme

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Femme	-0.019*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.026*** (0.003)
Age		0.002* (0.001)	0.000 (0.001)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)
Age au carré		-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Député sortant			0.066*** (0.005)	0.112*** (0.005)	0.116*** (0.005)
Agriculteurs			-0.006 (0.025)	0.006 (0.020)	0.021 (0.020)
Profession libérale			-0.004 (0.023)	0.017 (0.018)	0.019 (0.019)
Cadres			-0.004 (0.022)	0.012 (0.018)	0.013 (0.018)
Inactifs/précaires			-0.020 (0.023)	-0.009 (0.019)	-0.006 (0.019)
Autres			0.009 (0.024)	0.025 (0.020)	0.039* (0.020)
Employés			-0.003 (0.023)	-0.023 (0.018)	-0.017 (0.019)
Ouvriers			0.011 (0.027)	-0.015 (0.022)	-0.012 (0.022)
Commerçants/artisans			-0.006 (0.023)	-0.003 (0.018)	0.006 (0.019)
Profession intermédiaire			-0.004 (0.023)	-0.005 (0.018)	-0.000 (0.019)
Contrôles Âge et Âge <sup>2</sup>		Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles Profession			Oui	Oui	Oui
Contrôles Expérience politique			Oui	Oui	Oui
Parti FE				Oui	Oui
Circonscription FE					Oui
Législature FE					Oui
Observations	11621	11621	11621	11621	11621
R-squared	0.003	0.004	0.019	0.291	0.326

### Spécification avec interactions genre × année

En complément du modèle principal estimant l'effet du genre sur la favorabilité des circonscriptions, nous testons ici une spécification alternative intégrant une interaction entre le genre du candidat et l'année électorale (2012, 2017, 2022, 2024). Cette extension permet d'évaluer si le biais constaté à l'encontre des femmes s'est atténué ou renforcé au cours du temps.

La variable dépendante reste l'indice de gagnabilité propre à chaque candidat, construit à partir du score du parti lors de la dernière élection présidentielle dans la même circonscription. La variable explicative principale est une interaction entre le genre et l'année (modélisée via `sexe_candidat x législature`). Les spécifications incluent progressivement des contrôles pour l'âge (et son carré), l'expérience politique (député sortant, profession), et absorbent les effets fixes de parti ainsi que de circonscription.

Table 5: Effet du genre sur la favorabilité des circonscriptions (interactions Femme × année)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Femme (réf. 2012)	-0.023*** (0.007)	-0.024*** (0.007)	-0.016** (0.007)	-0.025*** (0.006)	-0.028*** (0.006)
Année = 2017 (hommes)	-0.023*** (0.007)	-0.024*** (0.007)	-0.021*** (0.007)	-0.017** (0.008)	-0.016* (0.008)
Année = 2022 (hommes)	-0.013** (0.006)	-0.014** (0.006)	-0.011* (0.006)	0.077*** (0.008)	0.075*** (0.008)
Année = 2024 (hommes)	0.001 (0.007)	0.000 (0.007)	-0.003 (0.007)	0.077*** (0.009)	0.075*** (0.009)
Femme × 2017	0.008 (0.010)	0.009 (0.010)	0.005 (0.010)	-0.000 (0.008)	-0.001 (0.008)
Femme × 2022	0.010 (0.009)	0.011 (0.009)	0.005 (0.009)	0.009 (0.008)	0.008 (0.008)
Femme × 2024	0.001 (0.010)	0.003 (0.010)	-0.003 (0.010)	-0.001 (0.008)	-0.005 (0.009)
Âge		0.002** (0.001)	0.000 (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)
Âge <sup>2</sup>		-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Député sortant			0.065*** (0.005)	0.114*** (0.005)	0.116*** (0.005)
Contrôles Âge et Âge <sup>2</sup>		Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles Profession			Oui	Oui	Oui
Contrôles Expérience politique			Oui	Oui	Oui
Parti FE				Oui	Oui
Circonscription FE					Oui
Observations	11,621	11,621	11,621	11,621	11,621
R-squared	0.000	0.006	0.020	0.305	0.327

Les résultats confirment l'existence d'un biais défavorable aux femmes à chaque législature. En 2012, les femmes sont investies dans des circonscriptions en moyenne 2,8 points moins favorables que leurs homologues masculins. Les coefficients d'interaction pour les années postérieures ne sont pas statistiquement significatifs, ce qui indique que cet écart ne se réduit pas de manière significative au fil du temps. Ces résultats suggèrent que les partis

politiques, bien qu'obligés de respecter la parité numérique, continuent de pratiquer des formes de discrimination dans l'allocation stratégique des circonscriptions.