

Comment le succès symbolique affecte-t-il la redistribution des électeurs de gauche? Zoom sur l'élection présidentielle française de 2017

Vincent Berthet, Camille Dorin, Jean-Christophe Vergnaud, Vincent de Gardelle

Publié: 16 mars 2020 • <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096>

Correction

21 mai 2020: Le personnel de PLOS ONE (2020) Correction: Comment le succès symbolique affecte-t-il la redistribution chez les électeurs de gauche? Zoom sur l'élection présidentielle française de 2017. PLOS ONE 15 (5): e0233868. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0233868> **Voir la correction**

Abstrait

Les préférences de redistribution dépendent de facteurs tels que l'intérêt personnel et les opinions politiques. Récemment, Deffains et al. (2016) ont rapporté que le comportement redistributif est également sensible à l'expérience réelle de réussite ou d'échec dans une tâche d'effort réel. Alors que les participants qui réussissent ("surperformants") sont plus susceptibles d'attribuer leur succès à leurs efforts plutôt qu'à la chance et optent pour moins de redistribution, les participants qui ne réussissent pas ("sous-performants") ont tendance à attribuer leur échec à des facteurs externes et à opter pour plus de redistribution. Le but de la présente étude était de tester comment l'expérience du succès (succès symbolique) et les opinions politiques interagissent dans la production d'un comportement redistributif dans un cadre expérimental. L'étude a été menée lors de l'élection présidentielle française de 2017. Notre échantillon était biaisé en faveur de la gauche, et la plupart des participants ont déclaré avoir voté pour Mélenchon, Hamon ou Macron. Nos résultats révèlent que 1) les électeurs de Macron redistribuent moins que les électeurs de Hamon qui eux-mêmes redistribuent moins que les électeurs de Mélenchon, 2) les plus performants redistribuent moins que les moins performants uniquement parmi les électeurs de Mélenchon. Cela suggère que le comportement redistributif est principalement régi par les opinions politiques et que l'influence de la manipulation exogène du succès symbolique n'est pas homogène entre les groupes politiques de gauche.

Citation: Berthet V, Dorin C, Vergnaud JC, de Gardelle V (2020) Comment le succès symbolique affecte-t-il la redistribution chez les électeurs de gauche? Zoom sur l'élection présidentielle française de 2017. PLoS ONE 15 (3): e0229096. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096>

Editeur: Valerio Capraro, Middlesex University, ROYAUME-UNI

Reçu: 19 septembre 2019; **Accepté:** 15 janvier 2020; **Publié:** 16 mars 2020

Copyright: © 2020 Berthet et al. Il s'agit d'un article en libre accès distribué sous les termes de la [licence d'attribution Creative Commons](#), qui permet une utilisation, une distribution et une reproduction sans restriction sur tout support, à condition que l'auteur et la source d'origine soient crédités.

Disponibilité des données: Tous les fichiers de données sont disponibles à partir de la base de données Mendeley (DOI: [10.17632/nkx7z2zfmn.2](https://doi.org/10.17632/nkx7z2zfmn.2)).

Financement: Les auteurs n'ont reçu aucun financement spécifique pour ce travail.

Intérêts concurrents: les auteurs ont déclaré qu'il n'y avait pas d'intérêts concurrents.

introduction

Le soutien à la redistribution varie considérablement d'un individu à l'autre au sein d'une société et constitue un élément majeur de leur positionnement politique. Les partis politiques proposent différentes politiques de redistribution dans leurs agendas respectifs. Par conséquent, la compréhension des déterminants du soutien à la redistribution a été un sujet d'intérêt majeur pour les chercheurs en économie et en sciences politiques.

On peut distinguer deux principaux facteurs contribuant à ce soutien, à savoir l'intérêt personnel et l'équité [1]. D'une part, l'attitude individuelle envers un système plus redistributif ou moins redistributif est façonnée par l'intérêt économique propre de l'individu, c'est-à-dire l'effet que le système redistributif a sur le revenu net de l'individu. De toute évidence, l'intérêt personnel pousse moins les individus riches à soutenir la redistribution que les individus pauvres. D'un autre côté, le soutien à la redistribution dépend également de considérations d'équité [2, 3]. La politique de redistribution choisie dans une société reflète les croyances sur les déterminants de l'inégalité des revenus et les principales causes de la pauvreté [1]. Si la richesse est principalement déterminée par le hasard ou par des facteurs qui ne sont pas sous le contrôle des individus, alors le soutien à la redistribution augmente [4, 5], conformément au principe de responsabilité [6].

Des enquêtes ont montré que ces croyances sur les déterminants de l'inégalité ne sont pas homogènes dans la population [par exemple 7]. De même, le soutien aux politiques de redistribution varie selon les groupes sociaux définis par la race, le sexe, l'âge ou le statut socio-économique [8]. Aux États-Unis, les blancs sont plus opposés à la redistribution que les noirs, même après avoir pris en compte les caractéristiques individuelles telles que le revenu, l'éducation, etc. [par exemple, 9, 10]. La mobilité ascendante passée diminue également le soutien à la redistribution [par exemple, 10, 11]. Certaines de ces observations ont été confirmées

par des données expérimentales. Par exemple, lorsque les participants se voient présenter des articles de presse simulés faisant état de taux élevés (par opposition à faibles) de mobilité sociale, leur tolérance à l'égard des inégalités a augmenté [12]. Fournir aux adultes américains des informations factuelles sur la montée des inégalités aux États-Unis (par rapport aux informations de contrôle) a accru leur croyance que les inégalités économiques sont dues à des facteurs structurels plutôt qu'individuels et un soutien accru à la redistribution [13 , 14].

Le présent travail fait suite à une étude récente de Deffains, Espinosa et Thöni [15] qui a introduit une manipulation exogène du statut et a trouvé que cette manipulation affectait le comportement redistributif des participants, même lorsque l'intérêt personnel n'était pas en jeu. Après une tâche d'effort réel, chaque sujet a reçu au hasard un statut de «surperformant» (performance supérieure à la médiane) ou de «sous-performant» (performance inférieure à la médiane). Dans un jeu de dictateur désintéressé qui a suivi, les participants ont été invités à réaffecter de l'argent entre deux personnes choisies au hasard dans leur session, du plus riche au plus pauvre. Il s'est avéré qu'en moyenne, les surperformants redistribuent moins que les sous-performants. Les informations fournies aux sujets sur les déterminants de la performance des tâches (c'est-à-dire la chance ou l'effort) étaient très vagues, et les auteurs ont constaté que les surperformants mettaient également davantage l'accent sur le rôle de l'effort dans leurs résultats que les sous-performants. À noter, Deffains et al. a suggéré que les participants manifestent un parti pris intéressé [16] en adoptant des croyances qui leur sont favorables. Plus précisément, les individus qui réussissent attribuent leur propre succès à l'effort et l'échec des autres à un manque d'effort et, conformément au principe de responsabilité, ils croient qu'aucune redistribution ne devrait avoir lieu. Au contraire, les individus qui échouent attribuent leur propre échec à la malchance et le succès des autres à des circonstances favorables, ils soutiennent donc la redistribution vers les plus défavorisés.

Puisque les croyances sur le rôle de la chance peuvent être affectées à la fois par des manipulations exogènes [15] et des opinions politiques [par exemple 17], on pourrait prévoir que ces deux facteurs peuvent interagir dans leur influence sur le comportement redistributif. Le but de la présente étude est d'évaluer cette interaction. Pour ce faire, nous avons testé une manipulation exogène de statut à l'instar de Deffains et al., Tout en évaluant les opinions politiques des participants, dans le cadre de l'élection présidentielle française de 2017.

L'effet du statut est-il uniforme parmi les différents électeurs? Plus précisément, nous avons émis l'hypothèse que la manipulation exogène de Deffains et al. aurait un effet sur le comportement redistributif pour les sujets qui ont des opinions politiques modérées, mais aucun effet pour les sujets qui ont des opinions politiques extrêmes. L'élection présidentielle française de 2017 a été une occasion unique de comparer les électeurs extrêmes aux modérés. En effet, en 2017, la plupart des électeurs se sont éloignés des candidats des deux grands partis traditionnels (Hamon pour le «Parti socialiste» de gauche contre Fillon pour le parti de droite «Les Républicains»), qui réunis seulement 25% des voix au premier tour. Au contraire, les électeurs ont soutenu le candidat modéré Macron (qui a finalement remporté l'élection) et les candidats des partis radicaux (Mélenchon pour l'extrême gauche et Le Pen pour l'extrême droite).

Méthode

Les participants

Au total, 649 participants non rémunérés ont terminé l'expérience (voir «Description de notre échantillon» ci-dessous). Les participants étaient essentiellement des Français qui ont répondu à une annonce que nous avons publiée sur le portail Parisian Experimental Economics Laboratory (LEEP), le portail Paris School of Economics et les principaux réseaux sociaux (Facebook et Twitter) les invitant à participer à une enquête en ligne sur le élections présidentielle. Le site Web qui a hébergé l'expérience a fourni aux participants toutes les informations sur la recherche (le but et la nature de l'étude, le caractère volontaire de la participation et la possibilité de se retirer de l'expérience à tout moment sans aucune pénalité ni conséquence). Cette recherche a été revue et approuvée par l'Institutional Review Board – Ecole d'économie de Paris (numéro d'agrément: IRB00010601).

Procédure et mesures

L'expérimentation s'est déroulée pendant les deux semaines séparant les deux tours de scrutin de l'élection présidentielle française de 2017 (23 avril-7 mai). Les participants ont d'abord effectué une tâche d'effort informatisée sans récompense monétaire liée à la performance. Cette tâche était un test d'association implicite (TIA) visant à mesurer leur attitude implicite à l'égard de la France (dans sa version préliminaire, cette étude visait à examiner dans quelle mesure les attitudes implicites et explicites prédisent l'intention de vote des participants. En raison de notre échantillon biaisé, cependant, nous n'avons pas vraiment pu évaluer correctement l'intention de vote envers Marine Le Pen. Ainsi, la variable «intention de vote pour le second tour» n'a pas été prise en compte dans l'analyse. Nous avons ensuite concentré notre analyse essentiellement sur les déterminants du comportement redistributif). Les participants ont été invités à répondre aussi rapidement et précisément que possible, et ils ont été informés que leur performance serait leur temps de réaction moyen pendant la tâche. Une fois la tâche terminée, les participants ont reçu une (fausse) rétroaction sur leurs performances et ont été assignés au hasard aux groupes de surperformants ou de sous-performants (statut). Ensuite, ils ont terminé un jeu de dictateur désintéressé dans lequel on leur a demandé de réaffecter de l'argent entre deux individus fictifs, un riche et un pauvre. Le jeu était scénarisé comme suit: «Imaginez que 100 euros soient alloués à deux participants A et B en fonction de leur performance sur la tâche précédente de réponse accélérée. A a reçu 80 euros sur la base de sa bonne performance, B a reçu 20 euros sur la base de sa faible performance. Si vous pouviez réallouer les 100 euros à A et B, comment les réattribueriez-vous? » Les participants ont choisi le montant d'argent (entre 50 et 100) qu'ils alloueraient à A, B recevant le reste. Ensuite, les participants ont répondu à cinq items d'auto-évaluation sur une échelle de Likert de 7 points mesurant le fatalisme («dans quelle mesure reliez-vous votre performance à 1: chance ou 7: effort); leurs opinions sur l'inégalité des revenus (1: égalitaire, 7: libéral); leurs attitudes à l'égard du patriotisme économique («Pensez-vous que le gouvernement français devrait prendre des mesures plus patriotiques dans le domaine économique et social?», 1: défavorable, 7: favorable); leur attitude envers la France («Aimez-vous la France?» 1: positive, 7: négative); et leur position politique sur le continuum gauche-droite (1: extrême gauche, 7: extrême droite). Ensuite, les participants ont rendu compte de leur vote au premier tour. Ici, les modalités de réponse comprenaient les 11 candidats concernés plus les deux options «Je n'ai pas voté au premier tour» et «J'ai voté blanc ou nul au premier tour». Enfin, les participants ont fait part de leur intention de vote pour le second tour. A ce stade, quatre modalités de réponse ont été présentées: «Je voterai pour Macron», «Je voterai pour Le Pen», «Je voterai blanc ou nul» et «Je ne voterai pas».

Résultats

Description de notre échantillon

Les participants étaient 357 femmes et 292 hommes (âge moyen 33,62 ans, $ET = 15,44$ ans) (en raison d'une erreur technique dans la collecte des données, les choix de redistribution n'ont pu être analysés que pour 626 participants). Concernant la catégorie socioprofessionnelle, il s'est avéré que les cadres et les professions libérales (34,36%) et les étudiants (41,60%) étaient surreprésentés dans notre échantillon (les deux catégories représentant 75% de l'échantillon). Concernant les votes rapportés pour le premier tour, notre échantillon était clairement orienté vers la gauche, et les électeurs des deux principaux candidats de droite (Fillon et Le Pen) étaient sous-représentés, alors que les électeurs de Mélenchon, Hamon et Macron étaient surreprésentés (Fig 1). Par conséquent, dans les analyses ultérieures, nous nous concentrons sur les participants ayant déclaré avoir voté pour Mélenchon, Hamon ou Macron au premier tour de l'élection ($N = 506$, 78% de l'échantillon initial), compte tenu du manque de données pour les autres cas. Ainsi, dans ce qui suit, la variable «Vote au premier tour» est une variable catégorielle avec 3 valeurs possibles, à savoir Mélenchon, Hamon et Macron. Le tableau 1 présente l'âge, le sexe, la catégorie socio-économique et le statut moyen des différents groupes d'électeurs de notre échantillon.

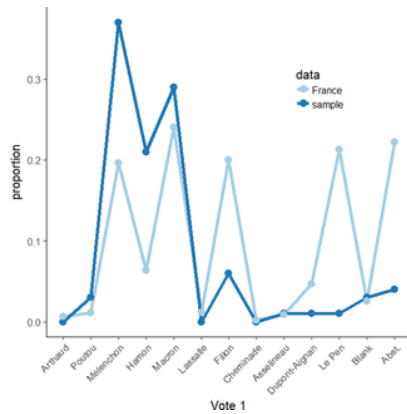


Fig 1. Répartition du vote au premier tour et comparaison avec les résultats réels au niveau national.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.g001>

First round vote	N	Age (SD)	Gender (% women)	Occupation (% White Collar)	Occupation (% Student)	State (% nonstudent)
Mélenchon	219	32.21 (12.432)	0.42	0.29	0.45	0.46
Hamon	132	32.57 (14.436)	0.47	0.33	0.43	0.57
Macron	144	32.22 (14.732)	0.45	0.47	0.32	0.47
Other	129	32.46 (14.671)	0.46	0.33	0.36	0.43

Tableau 1. Caractéristiques sociodémographiques des participants ayant déclaré avoir voté pour Mélenchon, Hamon ou Macron au premier tour de l'élection dans notre ensemble de données.

Les participants qui ont déclaré un autre vote sont regroupés dans ce tableau et n'ont pas été analysés plus en détail dans la présente étude.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.t001>

Cette sélection entraînant une restriction de la variance de la variable Position politique (figure 2), nous avons considéré le vote rapporté pour le premier tour (ci-après Vote du premier tour) comme la seule mesure des opinions politiques dans l'analyse. A noter qu'au moment de cette expérience, Mélenchon, Hamon et Macron étaient tous considérés comme des candidats de gauche. Plus précisément, Mélenchon était considéré comme le principal candidat de la gauche radicale, Hamon était le candidat officiel du principal parti de gauche français («Parti socialiste»), et Macron était associé à la fois à un gouvernement de gauche sous l'ancien président Hollande et avec une position social-libérale avec une composante libérale prononcée.

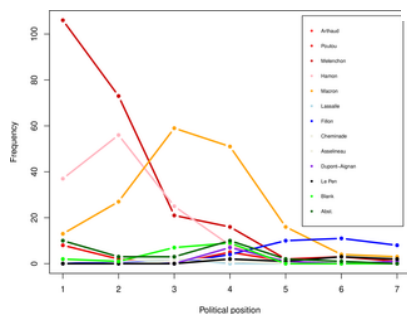


Fig 2. Relation entre le vote au premier tour et la position politique (1: extrême gauche, 7: extrême droite).
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.g002>

Manipulation de statut

Le tableau 2 rapporte l'âge, le sexe, la catégorie socio-économique et le vote au premier tour des surperformants et des sous-performants, montrant que notre manipulation aléatoire du statut n'a pas créé de biais indésirable entre les surperformants et les sous-performants.

Condition	N	Age (M)	Gender (% women)	First round vote (Mélanchon / Hamon / Macron)
Underperformer	208	32.53 (11.93)	0.50	0.61 (0.20 / 0.19)
Underperformer	208	32.28 (14.86)	0.50	0.60 (0.20 / 0.19)
Surfer	1 + 8.268		$\chi^2 = 1.66$	$\chi^2 = 1.93$ / 1.67 / 0.28
χ^2	9.770		0.5	0.20 / 0.06 / 0.08

Tableau 2. Comparaison du vote au premier tour et des caractéristiques sociodémographiques des participants aux conditions de surperformance et de sous-performance dans notre échantillon final (c'est-à-dire en incluant uniquement les participants ayant déclaré avoir voté pour Mélenchon, Hamon ou Macron).
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.t002>

Comportement redistributif et mesures d'auto-évaluation

Le **tableau 3** indique les statistiques descriptives (moyennes et écarts types) et les corrélations entre les différentes mesures comportementales et de personnalité. Nous notons que presque toutes les mesures de corrélation par paires étaient significatives, à l'exception de la corrélation entre le fatalisme et la position politique. En particulier, la part donnée à l'acteur le plus riche dans le jeu du dictateur désintéressé, qui quantifie l'attitude des participants à l'égard des inégalités de revenus dans un simple test comportemental, était corrélée positivement avec l'attitude explicite à l'égard des inégalités ($r = 0,24, p < 0,001$), qui était le plus corrélée avec la position politique déclarée ($r = 0,60, p < 0,001$).

	Mean	SD	1	2	3	4	5	6
1. Disposition à redistribuer	48.69	13.19						
2. Fatalisme	4.76	1.74	0.12**					
3. Revenu moyen	1.98	1.79	0.14**	0.07*				
4. Attitude envers les inégalités	1.86	1.91	0.24**	0.07*	0.12**			
5. Attitude envers la France	1.72	1.34	0.14**	0.07*	0.12**	0.12**		
6. Position politique	1.68	1.33	0.12**	0.06	0.07*	0.12**	0.60**	

Tableau 3. Statistiques descriptives et corrélations d'ordre zéro entre mesures individuelles: La part laissée à l'agent le plus riche dans un jeu de dictateur désintéressé, le fatalisme (rapportant la performance à 1: chance 7: effort), égalité des revenus (de 1: égalitaire à 7: libéral), patriotisme économique (de 1: défavorable à 7: favorable), attitude envers la France (de 1: négatif à 7: positif) et position politique (de 1: extrême gauche à 7: extrême droite) (N = 649).
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.t003>

Effet du statut sur la redistribution

Le principal point d'intérêt de l'analyse était de savoir comment le montant d'argent (entre 50 et 100) réaffecté à «l'agent le plus riche» A dans le jeu du dictateur désintéressé était affecté par la manipulation de Status et par le vote rapporté par les participants. Pour évaluer cela, nous avons effectué une ANOVA 2 (vote au premier tour) × 2 (statut) pour des échantillons indépendants sur la part donnée à A comme variable dépendante. Cette analyse a donné un effet principal significatif du vote au premier tour ($F(1, 500) = 8,65, p = .0002, \eta_p^2 = 0,0334$), sans effet principal du statut ($F(1, 500) = 1,72, p = .19, \eta_p^2 = .0034$), mais une interaction entre le vote au premier tour et le statut ($F(2, 500) = 3,16, p = 0,043, \eta_p^2 = 0,0124$). Le principal effet du vote au premier tour a confirmé nos attentes selon lesquelles les participants qui ont déclaré avoir voté pour plus de candidats de gauche feraient également preuve d'une plus grande redistribution. En effet, les électeurs de Mélenchon ont alloué un montant moyen de 58,45 à A ($SD = 11,50$), les électeurs de Hamon 60,54 ($SD = 12,04$) et les électeurs de Macron 63,65 ($SD = 13,18$). La manipulation de Status n'a pas produit d'effet statistiquement significatif, bien que la tendance observée soit dans la direction attendue. En effet, les surperformants allouent un peu plus à A ($M = 61,39, SD = 12,81$) qu'aux sous-performants ($M = 59,95, SD = 11,94$). Ceci est comparable à ce qui a été rapporté par Deffains et al. [15] (convertis à notre mesure, ils ont respectivement obtenu $M = 61,46, SD = 14,8$ pour les surperformants et $M = 59,95, SD = 11,94$ pour les sous-performants). En ce qui concerne l'interaction, nous nous attendions à ce que Status ait un effet sur le comportement redistributif pour les participants ayant des opinions politiques modérées (électeurs Hamon et Macron), mais pas nécessairement pour ceux ayant des opinions politiques extrêmes (électeurs Mélenchon), que nous nous attendions à redistribuer fortement indépendamment de notre manipulation de statut. Inspection des différents groupes (Tableau 4) ont cependant révélé un schéma différent, et des analyses séparées pour chaque groupe d'électeurs ont indiqué que l'effet du statut était significatif pour les électeurs de Mélenchon ($F(1, 217) = 6,30, p = 0,0128, \eta_p^2 = 0,0282$), mais pas pour les électeurs Hamon ($F(1, 119) = 1,99, p = .16, \eta_p^2 = .0164$) ou les électeurs de Macron ($F(1, 164) = 0,50, p = .47, \eta_p^2 = .0030$). En d'autres termes, nous avons trouvé le schéma opposé à celui attendu.

First round vote Status	Mélanchon	Hamon	Macron
Charismatic	68.11 (20)	59.21 (19)	68.11 (20)
Underperformer	58.17 (20)	62.11 (20)	63.11 (20)

Tableau 4. Moyennes et erreurs types de la somme d'argent allouée à A dans le jeu du dictateur désintéressé en fonction du vote au premier tour et du statut.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.t004>

Il convient de noter que pour évaluer si nos résultats étaient robustes aux changements de spécification du modèle, nous avons effectué une nouvelle analyse de régression, dans laquelle nous avons ajouté le sexe et l'âge comme covariables (tableau 5). Cette régression a révélé que le sexe affectait la redistribution, les femmes redistribuant plus que les hommes, reproduisant les résultats précédents [par exemple, 2, 18]. Cette analyse a également indiqué un effet principal du vote au premier tour et a confirmé l'interaction entre le statut et le vote au premier tour. En examinant séparément l'effet du statut pour les 3 groupes d'électeurs, en ajoutant à nouveau le sexe et l'âge comme covariables, nous avons constaté que le comportement redistributif n'était affecté par le statut que pour les électeurs de Mélenchon ($F(1, 215) = 5,54, p = 0,020, \eta_p^2 = .0251$), mais pas pour les électeurs Hamon ($F(1, 117) = 2,09, p = .151, \eta_p^2 = .0176$) ou pour les électeurs Macron ($F(1, 162) = 0,454, p = .502, \eta_p^2 = .0028$) reproduisant notre principale constatation. Par souci d'exhaustivité, nous rapportons également dans l'annexe S1 les résultats d'une régression sur tous les participants, y compris ceux qui ont déclaré un vote différent au premier tour.

	η^2	S.S.	d.f.	F	p
Gender	0.0080	584	1	4.001	.046
Age	0.0051	373	1	2.553	.111
Status	0.0026	188	1	1.291	.256
Vote1	0.0339	1781	2	6.101	.002
Status*Vote1	0.0119	874	2	2.992	.051
Residuals		72701	498		

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.t005>

Tableau 5. Tableau ANOVA du comportement redistributif dans le jeu du dictateur désintéressé.

Les différents facteurs inclus dans le modèle sont les effets du sexe, de l'âge, du statut dans l'expérience (surperformant vs sous-performant), le vote au premier tour et l'interaction entre le statut et le vote au premier tour.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.t005>

Enfin, nous avons évalué l'effet du statut sur la mesure du fatalisme, c'est-à-dire la mesure dans laquelle les participants ont lié leur performance au hasard ou à l'effort. Nous n'avons trouvé aucune preuve que le fatalisme était affecté par le statut, $F(1, 504) = 0,40$, *NS*. En d'autres termes, nous n'avons trouvé aucune preuve de partialité intéressée chez nos participants, contrairement à Deffains et al. [15]. Notez que la tâche utilisée dans la présente étude était un IAT, qui était objectivement moins difficile que la tâche de comptage utilisée par Deffains et al. Par conséquent, contrairement à leurs participants, les participants à notre étude n'auraient peut-être pas cru que leurs performances pouvaient être affectées par la quantité d'efforts déployés.

Discussion

La présente étude a capitalisé sur une élection politique majeure (l'élection présidentielle française de 2017) afin d'étudier comment le comportement redistributif est affecté par les opinions politiques et - induit expérimentalement - le succès symbolique [15]. Nous avons trouvé un effet global du vote au premier tour sur la redistribution de telle sorte que le montant moyen redistribué par les trois principaux groupes d'électeurs de notre échantillon était cohérent avec leurs positions respectives sur le continuum gauche-droite. Alors que les participants qui ont déclaré avoir voté pour Mélenchon (vraisemblablement les plus gauchistes) étaient les plus redistributifs, les électeurs de Macron (les plus libéraux) étaient moins redistributifs, les électeurs de Hamon se situant entre les deux. Ce résultat confirme des recherches antérieures selon lesquelles les préférences en matière de redistribution et de taxation progressive sont cohérentes avec le choix du vote: lors des élections présidentielles françaises de 2012, les fervents partisans de la redistribution ont voté pour le candidat de gauche Hollande, tandis que les partisans d'une taxe forfaitaire ont voté pour la droite - le candidat Sarkozy [11].

Notre principal résultat est que le comportement redistributif est influencé par la manipulation exogène de Status uniquement dans un sous-groupe de participants, en particulier ceux qui ont déclaré avoir voté pour Mélenchon. Par conséquent, notre étude a partiellement reproduit les conclusions de Deffains et de ses collègues [15]. Cet écart partiel entre notre étude et celle de Deffains pourrait être dû à des incitations. Dans l'étude de Deffains, les choix de redistribution des participants dans le jeu du dictateur ont eu des conséquences réelles sur les gains des autres joueurs, alors que dans notre paradigme, les choix de redistribution n'étaient que hypothétiques. Il est possible que les incitations aient influencé nos résultats indépendamment du biais de désirabilité. Les participants qui ont déclaré avoir voté pour Hamon ou Macron pourraient être plus sensibles à la présence d'incitations réelles que les électeurs de Mélenchon. Ainsi, inciter les choix de redistribution pourrait être une caractéristique nécessaire pour obtenir l'effet du Statut chez les électeurs de Hamon ou de Macron, alors que les électeurs de Mélenchon montreraient l'effet de Statut même en l'absence d'incitations. Pour évaluer ces possibilités,

Il a été proposé [par exemple, 19] qu'en l'absence d'incitations, les participants pourraient essayer de plaire à l'expérimentateur ou de se conformer à certaines normes sociales, par exemple en étant généreux dans les jeux de dictateurs. Ce biais de désirabilité pourrait-il expliquer nos résultats ou la différence entre notre étude et celle de Deffains? Nous pensons qu'une telle explication est peu probable pour plusieurs raisons. Premièrement, si un biais de désirabilité était plus présent dans notre étude que dans l'étude de Deffains, alors nous aurions dû observer plus de redistribution chez nos participants. Cependant, dans notre expérience, les participants ont moins redistribué que dans l'étude de Deffains: notre allocation moyenne à A était de 60,08 tandis que la valeur correspondante dans l'étude de Deffains serait de 57,56. Deuxièmement, et plus généralement, il ne nous est pas clair pourquoi ce biais de désirabilité conduirait à une interaction spécifique entre le statut et le vote au premier tour. Troisième (S2 Annexe) ne faisait pas référence à l'objectif de notre expérience, les participants étaient donc naïfs quant à notre hypothèse. S'ils avaient tenté de deviner nos attentes, nous aurions trouvé un effet du statut sur le fatalisme, que nous n'avons observé ni dans l'échantillon complet ($p = 0,52$) ni chez les électeurs de Mélenchon ($p = 0,35$), dont le comportement redistributif était touché par le statut cependant. Enfin, notre expérience a été menée en ligne et les réponses étaient anonymes, les participants n'ont donc aucune pression pour plaire à l'expérimentateur ou se conformer aux normes sociales.

Notre étude a fourni une image nuancée de la façon dont le comportement redistributif est conjointement influencé par les opinions politiques et l'expérience réelle des individus (ici, l'expérience du succès ou de l'échec dans une tâche de décision simple). En fait, nous avons émis l'hypothèse que la manipulation exogène du Statut aurait un effet sur les comportements redistributifs pour les sujets ayant des opinions politiques modérées (électeurs Hamon ou Macron), mais aucun effet pour les sujets qui ont des opinions politiques extrêmes (électeurs Mélenchon) qui seraient plus susceptibles de résister à toute manipulation expérimentale. Nos résultats ont révélé une interaction significative entre le statut et le vote au premier tour, mais le modèle que nous avons trouvé est le contraire de nos attentes, car le seul groupe d'électeurs qui a été significativement affecté par le statut était les électeurs de Mélenchon. Être les électeurs les plus à gauche de notre échantillon, endossant une vision égalitaire prononcée de la société, ces électeurs étaient censés être les plus redistributifs dans l'ensemble (ce qui a été effectivement observé) mais aussi les moins sensibles aux informations concernant le statut (ce qui était le contraire de ce que nous avons observé). Ce résultat est d'autant plus surprenant qu'ils rapportent les opinions les plus égalitaires sur le revenu ($M = 2,07$) par rapport aux électeurs Hamon ($M = 2,60$) et aux électeurs Macron ($M = 3,86$), $F(2, 503) = 69$, $p < 0,001$. Les explications de ce résultat en termes d'âge, de sexe ou de statut socio-économique sont peu probables dans notre ensemble de données car les électeurs de Mélenchon et les électeurs de Hamon ne différaient pas de manière significative sur ces variables (tableau 1). En outre, nous avons vérifié que notre manipulation du statut était vraiment aléatoire en ce qui concerne l'âge, le sexe ou le statut socio-économique, qui ne différaient pas entre les surperformants et les sous-performants (tableau 2).

Ici, nous suggérons une explication à notre constat que les électeurs de Mélenchon ont été les plus affectés par la manipulation du statut. Il est à noter que ces électeurs étaient également les plus polyvalents à la fin de la campagne électorale. En effet, la dynamique des intentions de vote telle que mesurée par les sondages au cours du mois précédant le premier tour a révélé que les intentions de vote pour Macron sont restées stables autour de 23%, celles de Hamon sont passées de 12% à 6%, tandis que celles de Mélenchon sont passées de 11% à 18%. En tant que candidat, Mélenchon a également utilisé une stratégie de communication basée sur l'influence sociale, avec une forte présence sur les réseaux sociaux, et une attitude populiste mettant l'accent sur la proximité de sa base («le peuple»). Les individus très sensibles à l'influence sociale étaient alors plus susceptibles de devenir des

électeurs de Mélenchon, et dans notre étude, ils étaient également plus susceptibles d'être influencés par la manipulation du statut. Ainsi, notre résultat pourrait s'expliquer par la susceptibilité à l'influence sociale comme cause commune du comportement électoral et par l'effet de la manipulation du statut.

Avant de conclure, nous devons reconnaître plusieurs limites importantes de notre étude. Premièrement, notre échantillon était limité et n'était pas représentatif de la population française. En particulier, nos données ne pourraient nous permettre d'étudier la sensibilité du comportement de redistribution à une manipulation expérimentale du succès pour les électeurs de droite. L'une des principales raisons de cette limitation était probablement la procédure de recrutement utilisée, qui reposait sur les médias sociaux, les réseaux locaux et le bouche à oreille. En conséquence, selon leurs rapports, nos participants étaient pour la plupart de jeunes partisans de gauche et étroitement liés au secteur universitaire. En particulier, nous n'avions pas assez de partisans de droite ou d'extrême droite pour effectuer des analyses significatives sur cette partie du spectre politique. Par contre [20]. Il est possible que le comportement redistributif et sa sensibilité à notre manipulation aient été différents pour les électeurs de droite et d'extrême droite.

Nous notons que bien que nos résultats ne soient pas représentatifs des électeurs de droite, on pourrait imaginer qu'ils généraliseraient pour les électeurs de gauche dans certains autres pays. En effet, au cours de la dernière décennie, les démocraties occidentales ont connu une polarisation des opinions, avec une crise des partis traditionnels et une montée du soutien aux partis populistes extrêmes. Des exemples de partis d'extrême gauche populistes sont die Linke en Allemagne, Podemos en Espagne, Siriza en Grèce, La France Insoumise (parti de Jean-Luc Mélenchon) en France. Selon Rooduijn et Akkerman [21] ces partis de gauche radicale ont en commun qu'«ils ne se focalisent pas sur le« prolétariat », mais glorifient une catégorie plus générale: les« bons gens »», contrairement aux anciens partis communistes et qu'«ils ne rejettent pas le système des la démocratie en tant que telle, mais ne critiquer que les élites politiques et / ou économiques au sein de ce système ». Nos résultats concernant la sensibilité des électeurs de Mélenchon à la manipulation de statut pourraient ainsi être évalués et répliqués dans d'autres pays.

En outre, on pourrait soutenir qu'une deuxième limitation des travaux actuels est liée au calendrier précis de l'étude, qui a eu lieu lors de l'élection présidentielle française. Ce moment précis a été choisi exprès pour deux raisons. L'une des raisons était de profiter de l'intérêt accru pour les sujets politiques à cette époque. L'autre raison était de sonder le comportement redistributif des électeurs à un moment qui constitue une étape importante du processus démocratique. Cependant, nous reconnaissons qu'il est possible que le comportement des électeurs dans notre étude soit inhabituel en raison de ce moment inhabituel. Les électeurs peuvent recevoir plus d'informations dans le cadre d'une élection, et ils peuvent réagir plus fortement aux informations fournies dans ce contexte. La question de savoir si nos résultats se généraliseraient à un autre contexte sans rapport avec une élection particulière reste donc une question empirique ouverte.

La troisième limitation concerne la possible divergence entre les votes réels et les votes rapportés chez nos participants. Les estimations des sondages (basées sur les votes autodéclarés) et les votes réels peuvent en effet différer, comme illustré par l'élection présidentielle américaine de 2016, le référendum «Brexit» de 2016 ou l'élection présidentielle française de 2002, entre autres. On note cependant que dans le cas de l'élection étudiée ici (présidentielle française de 2017) les derniers sondages étaient très précis. L'une des raisons de l'écart entre les votes autodéclarés et les votes réels pourrait être un biais de désirabilité sociale par lequel les votes de droite ou d'extrême droite sont exprimés moins facilement et donc sous-estimés dans les sondages d'opinion [voir par exemple 22]. De manière critique, les instituts de sondage utilisent des procédures d'ajustement pour tenir compte de ce biais lors de la production de leurs estimations, mais nous ne l'avons pas fait. Par conséquent, les opinions / votes de droite dans notre échantillon pourraient avoir été sous-estimés. En résumé, bien que nous ayons suivi la pratique courante dans les études sur le comportement électoral, et utilisé les termes «électeurs Mélenchon», «électeurs Hamon» ou «électeurs Macron», il ne faut pas oublier que nos données concernent les votes autodéclarés, qui aurait pu différer des votes réels.

Pour conclure, nos résultats ont révélé que les électeurs d'extrême gauche autodéclarés se sont révélés les plus sensibles à la manipulation exogène du succès symbolique. Cela conduit à trois remarques. Premièrement, nous avons besoin de recherches supplémentaires pour mieux comprendre dans quelle mesure, et dans quels groupes, le comportement redistributif peut être manipulé par des manipulations exogènes de l'expérience du succès. En particulier, des études complémentaires sont nécessaires qui utiliseront une manipulation appropriée du succès symbolique et des échantillons représentatifs en termes de caractéristiques politiques et socio-économiques. Deuxièmement, nos résultats suggèrent que les différents groupes politiques traitent l'information différemment, c'est-à-dire qu'ils ne sont pas homogènes sur le plan cognitif [par exemple, 23 - 25]. Enfin, et plus largement, le fait que les électeurs de Mélenchon aient affiché un comportement différent de celui des électeurs de Hamon et de Macron prolonge les conclusions récentes montrant que les partisans de groupes politiques extrêmes ont des caractéristiques différentes de ceux qui ont des opinions plus modérées, même s'ils ne sont pas nécessairement différents sur le plan socio-démographique. des variables telles que l'âge ou le niveau d'éducation [par exemple 26]. Par exemple, Hanel, Zarzeczna et Haddock [27] ont rapporté que les partisans de l'extrême (de gauche ou de droite) sont généralement plus hétérogènes que les modérés en termes de valeurs humaines et de variables liées à la politique telles que les attitudes envers les immigrants et la confiance dans les institutions. Dans le contexte social et politique actuel, nous pensons que comprendre davantage ces différences, en particulier si certains groupes sont plus susceptibles d'être influencés que d'autres, semble un sujet intéressant pour les recherches futures. L'utilisation d'expériences contrôlées lors d'élections politiques peut être un outil utile dans une telle recherche.

Renseignements à l'appui

Annexe S1. Table ANOVA pour le comportement redistributif dans le jeu du dictateur désintéressé incluant tous les groupes d'électeurs.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.s001>

(DOCX)

Annexe S2. Instructions (capture d'écran et traduction).

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229096.s002>

(DOCX)

Les références

1. Alesina A. et Angeletos G.-M. (2005). Équité et redistribution. *The American Economic Review*, 95, 960–980.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
2. Corneo G. et Grüner HP (2002). Préférences individuelles pour la redistribution politique. *Journal of Public Economics*, 83, 83–107.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)

3. Capraro V. et Rand DG (2018). Faites ce qu'il faut: Preuve expérimentale que les préférences pour le comportement moral, plutôt que l'équité ou l'efficacité en soi, motivent la prosocialité humaine. *Jugement et prise de décision*, 13, 99–111.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
4. Fong C. (2001). Préférences sociales, intérêt personnel et demande de redistribution. *Journal of Public Economics*, 82, 225–246.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
5. Boarini R. et Le Clainche C. (2009). Préférences sociales pour l'intervention publique: une enquête empirique basée sur des données françaises. *Le Journal of Socio-Economics*, 38, 115–128.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
6. Konow J. (2000). Partage équitable: responsabilité et dissonance cognitive dans les décisions d'allocation. *American Economic Review*, 90, 1072–1091.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
7. Cozzarelli C., Wilkinson AV et Tagler MJ (2001). Attitudes envers les pauvres et attributions à la pauvreté. *Journal of Social Issues* 57, 207-227
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
8. Keely LC et Tan CM (2008). Comprendre les préférences pour la redistribution des revenus. *Journal of Public Economics*, 92, 944–961.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
9. Gilens M. (1999). Pourquoi les Américains détestent l'aide sociale: race, médias et politique de lutte contre la pauvreté. Chicago: Presses de l'Université de Chicago.
- dix. Alesina A. et La Ferrara E. (2005). Préférences de redistribution au pays des opportunités. *Journal of Public Economics*, 89, 897–931.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
11. Guillaud E. et Sauger N. (2013). Redistribution, politique fiscale et vote: l'élection présidentielle française de 2012. *Affaires parlementaires*, 66, 87–105.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
12. Shariff AF, Wiwad D. et Aknin LB (2016). La mobilité du revenu engendre la tolérance à l'inégalité des revenus: preuves transnationales et expérimentales. *Perspectives sur la science psychologique* 11, 373–380. pmid: 27217250
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
13. McCall L., Burk D., Laperrière M. et Richeson JA (2017). L'exposition à l'inégalité croissante façonne les croyances des Américains en matière d'opportunités et leur soutien politique. *Actes de l'Académie nationale des sciences*, 114, 9593–9598.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
14. Boudreau C. et MacKenzie SA (2018). Vouloir ce qui est juste: comment les signaux des partis et les informations sur les inégalités de revenu affectent le soutien public aux impôts. *Le Journal of Politics* 80, 367–381.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
15. Deffains B., Espinosa R. et Thöni C. (2016). Préjugé politique et redistribution. *Journal of Public Economics*, 134, 67–74.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
16. Miller DT et Ross M. (1975). Préjugés égoïstes dans l'attribution de la causalité: réalité ou fiction? *Bulletin psychologique*, 82, 213–225.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
17. Gromet DM, Hartson KA et Sherman DK (2015). La politique de la chance: l'idéologie politique et la relation perçue entre chance et succès. *Journal of Experimental Social Psychology*, 59, 40–46.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
18. Capraro, V. (2019) Différences entre les sexes dans le compromis équité-efficacité. Disponible sur <https://ssrn.com/abstract=3386124>
19. Camerer CF et Hogarth RM (1999). Les effets des incitations financières dans les expériences: une revue et un cadre capital-travail-production. *Journal of Risk and Uncertainty*, 19, 7–42.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
20. Gaumont N., Panahi M. et Chavalarias D. (2018). Reconstruction des dynamiques socio-sémantiques des réseaux Twitter militants politiques - Méthode et application à l'élection présidentielle française de 2017. *PLoS ONE*, 13 (9): e0201879. pmid: 30231018
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)
21. Rooduijn M. et Akkerman T. (2017). Attaques de flanc: populisme et radicalisme gauche-droite en Europe occidentale. *Party Politics*, 23, 193–204.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
22. Brownback A. et Novotny A. (2018). Biais de désirabilité sociale et erreurs de sondage lors de l'élection présidentielle de 2016. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 74, 38–56
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)
23. Amodio DM, Jost JT, Master SL et Yee CM (2007). Corrélats neurocognitifs du libéralisme et du conservatisme. *Nature Neuroscience*, 10, 1246–1247. pmid: 17828253
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)

24. Rollwage M., Dolan RJ et Fleming SM (2018). Échec métacognitif comme caractéristique de ceux qui ont des croyances radicales. *Current Biology*, 28, 4014–4021. pmid: 30562522
[Voir l'article](#) • [PubMed / NCBI](#) • [Google Scholar](#)

25. Clarkson JJ, Chambers JR, Hirt ER, Otto AS, Kardes FR et Leone C. (2015). Les conséquences de la maîtrise de soi de l'idéologie politique. *Actes de l'Académie nationale des sciences*, 112, 8250–8253.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)

26. Rooduijn M. (2018). Qu'est-ce qui unit les bases électorales des partis populistes? Comparaison des électeurs de 15 partis populistes. *Revue européenne de science politique*, 10, 351–368.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)

27. Hanel PHP, Zarzeczna N., et Haddock G. (2019). Partageant la même idéologie politique tout en soutenant des valeurs différentes: les partisans politiques de gauche et de droite sont plus hétérogènes que les modérés. *Social Psychological and Personality Science*, 10, 874–882.
[Voir l'article](#) • [Google Scholar](#)