

Université de Montréal

Représentation proportionnelle et participation électorale : l'hétérogénéité des populations importe-t-elle?

par Grégoire Saint-Martin-Audet

Département de science politique
Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté
en vue de l'obtention du grade de Maîtrise ès sciences
en science politique

Mai 2018

Résumé

Les plus récentes études ont mis en doute l'idée reçue selon laquelle les systèmes de représentation proportionnelle augmentent systématiquement la participation électorale (Cancela et Geys 2016). Cette relation semble en fait se concrétiser seulement dans les pays d'Europe (Blais 2006), mais aucune étude n'avait jusqu'à maintenant pu expliquer pourquoi l'impact des systèmes électoraux sur le vote diffère selon les régions du monde. Notre analyse empirique, portant sur 572 élections législatives tenues dans 87 pays entre 1970 et 2013, révèle que les systèmes de représentation proportionnelle stimulent effectivement le taux de participation dans les pays ethniquement homogènes comme c'est le cas de la plupart des pays d'Europe, mais qu'ils n'ont cependant aucun effet lorsque les populations sont hétérogènes. Cela est attribuable au fait que la réduction des distorsions électorales engendrée par la représentation proportionnelle n'accroît pas la propension à voter dans les populations ethniquement divisées, possiblement parce que les minorités ethniques peuvent parfois tirer profit de distorsions électorales élevées pour remporter davantage de sièges que sous un système qui en produit peu (Norris 2002). De plus, nos résultats montrent que les systèmes proportionnels favorisent une hausse du nombre de partis indépendamment de l'hétérogénéité ethnique des populations et que cette fragmentation partisane amoindrit la propension à voter dans les populations ethniquement homogènes, mais n'a aucun impact lorsque les sociétés sont hétérogènes.

Mots-clés : participation électorale, représentation proportionnelle, hétérogénéité ethnique, systèmes électoraux, institutions politiques, comportement électoral

Abstract

Recent studies have challenged the conventional wisdom that proportional representation systematically increases voter turnout (Cancela and Geys 2016). In fact, this relation doesn't seem to hold outside of Europe (Blais 2006), although no study has yet been able to explain why the impact of electoral systems differs from one region to another. Using a dataset of 572 legislative elections that took place in 87 countries between 1970 and 2013, our analysis reveals that while proportional representation heightens turnout in ethnically homogeneous countries like most of those in Europe, it doesn't have an impact when populations are heterogeneous. Furthermore, we find that this is caused by the fact that lower electoral distortions entailed by proportional representation don't generate better propensity to vote in ethnically divided societies, probably because ethnic minorities can sometimes benefit from disproportional systems to secure more legislative seats than they could otherwise win in fully proportional systems (Norris 2002). Finally, we show that proportional representation increases the number of parties independently of population heterogeneity and while this political fragmentation has a reductive effect on turnout in ethnically homogeneous countries, it has no impact when populations are heterogeneous.

Keywords : voter turnout, proportional representation, ethnic heterogeneity, electoral systems, political institutions, electoral behavior

Table des matières

Résumé	i
Abstract	ii
Liste des tableaux	iv
Liste des figures	v
Liste des équations	vi
Liste des sigles	vii
Remerciements	ix
1. Introduction au mémoire	1
2. Article	6
Introduction.....	7
Revue de la littérature et raisonnement théorique.....	10
<i>Fragmentation du système de partis</i>	14
<i>Distorsions électorales</i>	18
Données et variables	23
Méthodologie	32
Analyse	35
<i>Fragmentation du système de partis</i>	39
<i>Distorsions électorales</i>	45
<i>Tests supplémentaires</i>	49
Discussion.....	55
3. Conclusion du mémoire	60
Bibliographie	64
Annexe A : Contenu de l'échantillon	78
Annexe B : Tableaux et figures liés à l'analyse	82

Liste des tableaux

Tableau I : Statistiques descriptives (N=572).....	24
Tableau II : Sources des données.....	24
Tableau III : Pays, élections et hétérogénéité ethnique par continent.....	27
Tableau IV : Représentation proportionnelle et participation électorale	36
Tableau V : Représentation proportionnelle et fragmentation partisane	39
Tableau VI : Fragmentation, distorsions et participation électorale	42
Tableau VII : Représentation proportionnelle et distorsions électorales	44
Tableau VIII : Tests de médiation	48
Tableau IX : Élections analysées et hétérogénéité ethnique des pays	78
Tableau X : Représentation proportionnelle et participation électorale (résultats pour l'ensemble des paramètres).....	82
Tableau XI : Remplacement de variables de contrôle	87
Tableau XII : Retrait des variables de contrôle <i>Suisse</i> et <i>États-Unis</i>	88
Tableau XIII : Représentation proportionnelle et modes de scrutin mixtes compensatoires ...	89
Tableau XIV : Participation électorale en proportion de la population en âge de voter.....	90
Tableau XV : Distorsions électorales, hétérogénéité ethnique et santé démocratique	91
Tableau XVI : Observations influentes (DFFITS).....	92
Tableau XVII : Résultats obtenus en excluant les observations influentes (DFFITS)	93

Liste des figures

Figure 1 : Hétérogénéité ethnique des pays du monde	2
Figure 2 : Raisonnement théorique	14
Figure 3 : Hétérogénéité ethnique des pays et des élections.....	28
Figure 4 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale (Modèle 2).....	38
Figure 5 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur la fragmentation partisane (Modèle 4).....	41
Figure 6 : Effet marginal de la fragmentation partisane sur la participation électorale (Modèle 6).....	44
Figure 7 : Effet marginal des distorsions électorales sur la participation électorale (Modèle 7).....	46
Figure 8 : Effet marginal des distorsions électorales sur la participation électorale selon le niveau de santé démocratique	52
Figure B.1 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur les distorsions électorales (Modèle 9).....	83
Figure B.2 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale (Modèle 10).....	84
Figure B.3 : Graphiques d'effets marginaux des interactions du Modèle 11	85
Figure B.4 : Graphiques d'effets marginaux des interactions du Modèle 12	86
Figure B.5 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale (Modèle 2) en excluant les observations influentes (DFFITS).....	94
Figure B.6 : Graphiques d'effets marginaux des interactions du Modèle 12 en excluant les observations influentes (DFFITS).....	95

Liste des équations

Équation 1	25
Équation 2	26
Équation 3	26
Équation 4	33
Équation 5	33
Équation 6	34
Équation 7	53

Liste des sigles

ELF : Ethnolinguistic Fractionalization index

IDEA : International Institute for Democracy and Electoral Assistance

PIB : Produit intérieur brut

RP : Représentation proportionnelle

SMU : Système majoritaire uninominal

À Raphaël

Remerciements

Mon premier remerciement est destiné à mon directeur de recherche André Blais, qui a été d'une aide inestimable et qui m'a sans cesse soutenu tout au long de la réalisation de ce mémoire. Je remercie aussi grandement mon codirecteur Jean-François Godbout pour ses judicieux conseils et pour m'avoir appuyé durant toute ma maîtrise. Merci en outre à Ruth Dassonneville, qui m'a apporté son aide à plusieurs reprises et surtout puisque c'est grâce à son séminaire *Les élections* que j'ai développé une passion pour les études électorales et que j'ai pu trouver le sujet de mon mémoire. J'exprime aussi ma gratitude envers Jean-Benoit Pilet pour son appui lors de mon séjour de recherche au Centre d'Étude de la Vie Politique de l'Université libre de Bruxelles, de même qu'envers Michel et Dany pour leur soutien et leur gentillesse durant mon passage en Belgique. Finalement, merci au Fonds de recherche du Québec – Société et culture et au Conseil de recherches en sciences humaines du Canada pour leur soutien financier.

1. Introduction au mémoire

Il était autrefois communément admis que les systèmes de représentation proportionnelle¹ (RP) engendrent une augmentation de la participation électorale (Cancela et Geys 2016; Endersby et Kriekhaus 2008). Deux arguments sont généralement avancés pour expliquer cette influence positive². D'une part, les systèmes de RP réduisent les distorsions entre le nombre de votes et de sièges qu'obtiennent les partis politiques, ce qui amoindrit la quantité de votes « gaspillés » et réduit ainsi l'aliénation des électeurs envers le système électoral (Blais et Carty 1990, 167; Gallagher 1991; Geys 2006; Jackman 1987). D'autre part, la RP peut entraîner une hausse du nombre de partis, ce qui accroît la probabilité que l'électeur trouve un parti qui correspond à ses préférences politiques, mais peut aussi favoriser la formation de coalitions gouvernementales et donc diminuer l'influence directe qu'ont les électeurs sur la composition du gouvernement (Blais et Carty 1990; Brockington 2004).

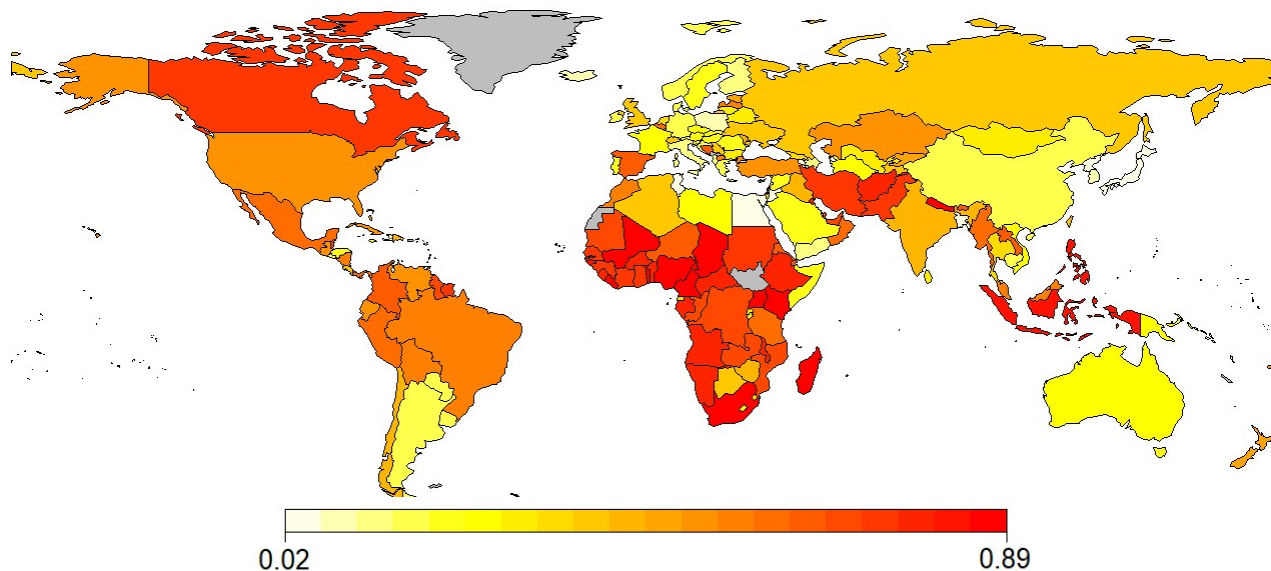
L'analyse d'une plus grande diversité de pays dans les études empiriques plus récentes semble cependant indiquer que la relation positive entre la RP et le taux de participation est un phénomène propre à l'Europe et aux démocraties établies, mais qui ne se concrétise pas véritablement dans le reste du monde (Blais 2006; Cancela et Geys 2016). Néanmoins, aucune explication n'a jusqu'à maintenant été identifiée pour justifier pourquoi l'impact des systèmes électoraux varie selon les régions du monde.

¹ Les modes de scrutin sont traditionnellement regroupés en deux catégories, soit d'une part les systèmes majoritaires et pluralitaires dans lesquels il n'y a qu'un seul élu par district et, d'autre part, les systèmes de représentation proportionnelle par lesquels, dans chaque district, plusieurs sièges sont répartis entre les partis selon la proportion des votes qu'ils remportent (Blais et Aarts 2006; Endersby et Kriekhaus 2008).

² Blais et Lago (2009) ont mis en doute l'argument selon lequel la RP augmente la participation électorale en rendant les élections plus serrées. En examinant la compétitivité des élections au niveau des districts plutôt qu'uniquement à l'échelle nationale comme l'avaient fait les précédentes études, Blais et Lago déterminent que les élections ne sont pas plus compétitives avec la RP que sous un système majoritaire.

Dans cette étude, nous cherchons à déterminer si l'influence des systèmes électoraux sur la participation électorale dépend du degré d'hétérogénéité ethnique des populations, parce qu'il a été démontré à maintes reprises que l'impact des systèmes électoraux dépend des contextes sociaux dans lesquels ils sont implantés (Clark et Golder 2006; Lublin 2017; Ordeshook et Shvetsova 1994, 100). Comme en témoigne la Figure 1, le degré d'hétérogénéité ethnique des pays varie grandement d'un continent à l'autre, mais on constate surtout que les pays d'Europe ont dans l'ensemble des populations bien plus homogènes que dans le reste du monde.

Figure 1 : Hétérogénéité ethnique des pays du monde



Note: Le degré d'hétérogénéité ethnique des pays (niveaux de 2013) a été calculé à partir de l'*Ethnolinguistic fractionalization index* et des données du *Composition of Religious and Ethnic Groups Project* (Nardulli et al. 2012). En raison de certaines valeurs manquantes, les niveaux d'hétérogénéité pour certains pays ont été tirés de Alesina et al. (2003) et de Fearon (2003), alors qu'aucune donnée n'était accessible pour les pays identifiés en gris. L'indice d'hétérogénéité ethnique s'échelonne de 0 (parfaite homogénéité) à 1 (parfaite hétérogénéité). Le niveau d'hétérogénéité le plus bas est de 0.02 (Japon et Corée du Nord) alors que le plus élevé est de 0.89 (Libéria).

La division ethnique des populations a elle-même influencé le choix des systèmes électoraux mis en place dans certains pays. En effet, la RP est souvent considérée comme un outil institutionnel pour atténuer les risques associés aux profonds clivages ethniques (Lijphart 1994; Reilly 2006) puisqu'en favorisant le multipartisme et les coalitions gouvernementales

(Katz 1997), elle permet une dispersion du pouvoir politique entre les différents groupes au sein des populations (Lijphart 1994) et favorise des relations interethniques plus harmonieuses et moins conflictuelles (Freitag et Bühlmann 2009, 1547, 1554; Lijphart 2012, 274). Par exemple, l'existence de tensions ethniques et religieuses a grandement contribué à l'adoption de la représentation proportionnelle dans les pays d'Europe de l'Ouest au début du 20^e siècle (Lijphart 1994; Rokkan 1970). La RP est en outre l'option habituellement choisie par l'Organisation des Nations Unies dans le cadre de ses missions d'assistance électorale et démocratique, comme ce fut entre autres le cas au Cambodge, en Mozambique, au Libéria, en Bosnie, en Sierra Leone et au Rwanda (Reilly 2006, 814).

L'hétérogénéité ethnique a de multiples autres conséquences sur les sociétés. Elle nuit par exemple à la croissance économique et à la production de biens publics (Alesina et al. 2003; Alesina, Baqir, et Easterly 1999; Alesina, Glaeser, et Sacerdote 2001; Alesina et La Ferrara 2000; Bossert, D'ambrosio, et La Ferrara 2011; Easterly 2001) et constitue un obstacle à la consolidation démocratique (Merkel et Weiffen 2012). Les sociétés ethniquement hétérogènes sont de surcroît caractérisées par des niveaux d'engagement civique et de confiance sociale moindres (Alesina et La Ferrara 2000; Anderson et Paskeviciute 2006; Costa et Kahn 2003; Glaeser 2001; Mutz 2002; Putnam 1995) en plus d'être plus susceptibles de souffrir de conflits internes et d'instabilité politique (Annett 2000; Easterly 2001; Horowitz 1985; Reilly 2000).

Nous avançons l'hypothèse que la RP engendre une augmentation de la participation électorale dans les sociétés ethniquement homogènes, mais pas dans les populations hétérogènes. La raison derrière cela est que la diminution des distorsions électorales occasionnée par la RP (Blais et Carty 1990; Geys 2006; Ladner et Milner 1999) ne se répercute point par une hausse du taux de participation dans les populations hétérogènes. Cela peut s'expliquer par le

fait que des distorsions plus faibles ne garantissent pas une meilleure représentation politique des minorités ethniques, en particulier lorsque celles-ci sont territorialement regroupées (Lublin 2017; Moser 2008; Norris 2002). Par conséquent, dans les sociétés ethniquement divisées, la propension à voter des individus est peu influencée par les distorsions électorales puisque l'ampleur de ces disparités n'affecte pas nécessairement la représentation politique de leur groupe ethnique.

Notre analyse empirique, réalisée à partir d'une nouvelle base de données portant sur 572 élections législatives tenues dans 87 pays entre 1970 et 2013, soutient essentiellement notre raisonnement théorique. Nos résultats démontrent que la relation positive entre la RP et la participation électorale ne se concrétise en réalité que dans les sociétés ethniquement homogènes. L'inexistence d'une telle relation dans les populations hétérogènes découle du fait que dans ces dernières, les électeurs ne sont pas plus susceptibles de prendre part aux scrutins lorsque les distorsions électorales sont faibles. Néanmoins, contrairement à nos attentes, la RP favorise une augmentation du nombre de partis indépendamment de la diversité ethnique des populations et cette fragmentation partisane nuit au taux de participation dans les pays ethniquement homogènes, bien qu'elle n'ait pas d'effet lorsque les populations sont hétérogènes. Cette étude démontre qu'il est primordial de tenir compte de la composition des populations afin de mieux comprendre de quelle façon les institutions électorales affectent la propension des électeurs à exercer leur droit de vote.

Ce mémoire a été écrit sous la forme d'un article scientifique. Ainsi, son contenu représente le manuscrit d'un article qui, une fois traduit, sera par la suite soumis à une revue spécialisée en comportement électoral, telle que *Electoral Studies* ou le *Journal of Elections, Public Opinion, and Parties*, en vue de sa publication. La prochaine section de ce mémoire

correspond donc à l'article lui-même, composé d'une introduction, d'une revue de la littérature, de la présentation de la méthodologie et des données utilisées, de l'analyse empirique et finalement d'une discussion à propos de nos résultats et de leurs implications. La dernière section est une conclusion au mémoire.

2. Article

Représentation proportionnelle et participation électorale :
l'hétérogénéité des populations importe-t-elle?

Introduction

So in learning the influence of institutions on outcomes, we should consider the possibility that similar institutions in different social contexts yield different outcomes.

Ordeshook et Shvetsova (1994, 100)

La participation électorale est souvent considérée comme un baromètre de la santé démocratique d'un pays, parce que les individus sont plus enclins à exercer leur droit de vote s'ils sentent que leurs préférences sont prises en compte par leurs gouvernants et qu'ils ont confiance en leurs institutions politiques (Jackman 1987; Karp et Banducci 2008; Norris 2002; Stockemer 2016). Cependant, la propension à voter d'une population dépend avant tout de la nature des institutions électorales en place (Jackman 1987; Powell 1986). Powell (1986) démontre par exemple que même si les Américains affichent des attitudes pourtant propices au vote telles que des niveaux élevés d'intérêt politique et d'identification partisane, la complexité du système électoral américain et des règles d'enregistrement fait en sorte que la participation électorale aux États-Unis est l'une des plus faibles parmi les démocraties industrialisées (Blais et Dobrzynska 1998; Jackman 1987; Lijphart 1994).

Le système électoral constitue le facteur institutionnel le plus fondamental dans l'étude des déterminants de la participation électorale. S'il était autrefois communément admis que les systèmes de représentation proportionnelle (RP) engendrent une augmentation du taux de participation, cette idée reçue a été mise en doute par les études plus récentes dont les analyses ont porté sur une plus grande diversité de pays que les seules démocraties établies (Cancela et Geys 2016; Geys 2006). Non seulement l'effet positif des institutions électorales sur le vote s'avère plus faible dans les démocraties moins consolidées (Endersby et Krieckhaus 2008), mais il semble que cette relation positive ne se concrétise pas en dehors de l'Europe (Blais 2006;

Cancela et Geys 2016; Stockemer 2016). Aucune étude n'a cependant déterminé précisément pourquoi l'effet de la RP sur la participation électorale diffère selon les régions du monde.

Dans cette recherche, nous soutenons que l'impact des systèmes proportionnels sur la participation électorale dépend du niveau d'hétérogénéité ethnique des populations. Il est effectivement bien connu que des institutions politiques semblables peuvent entraîner des conséquences différentes dans des contextes sociaux distincts (Ordeshook et Shvetsova 1994, 100). Par exemple, alors que les systèmes de représentation proportionnelle ont une influence limitée sur le nombre de partis politiques dans les sociétés ethniquement homogènes, ils favorisent une fragmentation partisane dans les populations hétérogènes puisque les clivages sociaux à représenter y sont plus nombreux, créant ainsi une demande pour de nouveaux partis (Clark et Golder 2006, 694). Le fait que les pays européens ont des populations qui sont dans l'ensemble bien plus homogènes que dans le reste du monde (Alesina et al. 2003; Fearon 2003) pourrait donc expliquer pourquoi c'est seulement en Europe que les systèmes de RP sont en mesure d'augmenter la propension à voter.

Notre hypothèse centrale est que la RP accroît la participation électorale dans les sociétés ethniquement homogènes, mais qu'elle n'a aucun impact dans les populations hétérogènes. La raison pour laquelle, selon nous, la RP n'augmente pas le taux de participation dans les populations ethniquement hétérogènes est qu'au sein de ces dernières, la réduction des distorsions électorales engendrée par la RP (Blais et Carty 1990; Geys 2006; Ladner et Milner 1999) n'accentue pas l'inclination au vote. Cela pourrait être attribuable au fait qu'un système électoral plus proportionnel ne procure pas nécessairement une meilleure représentation politique des minorités ethniques, en particulier lorsque celles-ci sont géographiquement concentrées (Lijphart 1986; Lublin 2017; Moser 2008).

Cette étude fait d'importantes contributions à la littérature portant sur les déterminants de la participation électorale. Tout d'abord, notre analyse empirique, réalisée à partir d'un échantillon de 572 élections législatives tenues dans 87 pays entre 1970 et 2013, démontre que l'influence des systèmes électoraux sur la propension à voter dépend fondamentalement de la composition des populations. Notre analyse révèle en outre que les mécanismes intermédiaires par lesquels la RP influence la participation électorale, soit à travers une fragmentation du système de partis et une diminution des distorsions électorales, sont eux aussi affectés par la diversité ethnique des sociétés. Ces résultats soulignent l'importance de prendre en considération les facteurs contextuels propres à chaque pays lors d'une réforme ou de la mise en place de nouvelles institutions électorales, particulièrement si l'atteinte d'une participation électorale élevée est souhaitée.

La prochaine section est vouée à la recension de la littérature pertinente de même qu'au développement de notre raisonnement théorique. Nous exposons ensuite les variables et les données utilisées, de même que la méthodologie sur laquelle repose notre analyse. Cela est suivi de la présentation de l'analyse empirique, puis d'une discussion portant sur l'interprétation de nos résultats ainsi que de leurs implications.

Revue de la littérature et raisonnement théorique

Les premières études s'étant intéressées à l'impact des systèmes électoraux sur la participation électorale en sont pour la plupart venues à la conclusion que les modes de scrutins proportionnels engendrent une plus grande participation aux élections. À cet effet, Powell (1986) et Jackman (1987) ont étudié les déterminants de la participation électorale dans un peu moins d'une vingtaine de démocraties industrialisées entre 1971 et 1980. Ils déterminent que les systèmes de RP sont associés à une participation électorale plus élevée respectivement d'environ deux et quatre points de pourcentage quand la magnitude des districts est faible, puis de quatre et sept points lorsque la magnitude est grande. Blais et Carty (1990), qui s'intéressent à l'impact des systèmes électoraux sur le vote dans 20 démocraties industrialisées entre 1947 et 1988, observent de leur côté que la RP engendre une participation électorale d'environ sept points de pourcentage plus élevée que les systèmes pluralitaires.

Cet effet positif de la représentation proportionnelle sur le vote est traditionnellement justifié par deux principaux arguments³. En premier lieu, les systèmes de RP réduisent les écarts entre la proportion de votes reçus par les partis et le nombre de sièges qu'ils remportent, ce qui amenuise l'aliénation des électeurs envers le système électoral et les incite à se rendre aux urnes (Blais et Carty 1990; Gallagher 1991; Geys 2006). En deuxième lieu, la RP augmente le nombre

³ Il est parfois avancé que la RP peut aussi stimuler la participation électorale en augmentant le nombre de districts où l'issue du scrutin est serrée, ce qui incite les partis à faire campagne dans davantage de districts et encourage les électeurs à voter puisqu'ils perçoivent que leur vote a plus de chances d'être décisif (Blais et Aarts 2006, 184; Blais et Carty 1990, 167). S'il a été empiriquement démontré que la propension à voter est plus élevée quand les élections sont compétitives (Blais et Dobrzynska 1998, 251; Cancela et Geys 2016, 267; Kaniovski et Mueller 2006, 407), Blais et Lago (2009) déterminent néanmoins qu'en analysant la compétitivité électorale directement au niveau des districts plutôt qu'à l'échelle nationale comme l'ont fait les études précédentes, les élections ne s'avèrent pas plus serrées avec la RP que sous un système majoritaire. Ajoutant à cela que la diversité sociale a une influence limitée sur le niveau de compétitivité des scrutins (Zimmer 1976, 696), la compétitivité électorale ne devrait donc pas influencer la relation entre la RP et le vote ni dans les sociétés ethniquement hétérogènes, ni dans celles homogènes.

de partis politiques, ce qui peut stimuler la participation électorale en bonifiant l'offre de partis, mais aussi lui nuire en favorisant la formation de coalitions gouvernementales suite aux élections, car cela amoindrit l'influence directe qu'a l'électorat sur la composition du gouvernement (Blais et Carty 1990; Blais et Dobrzynska 1998; Brockington 2004; Jackman 1987; Tillman 2015).

Les plus récentes études empiriques, dont les analyses ont porté sur une plus grande variété de pays, ont cependant mis en doute l'universalité de la relation positive entre la RP et la participation électorale. Lorsque l'on ne se limite pas à analyser uniquement des démocraties établies, l'influence des systèmes proportionnels sur le vote s'avère effectivement plus faible, voire inexistant (Cancela et Geys 2016; Geys 2006). En ce sens, Blais et Dobrzynska (1998) offrent la première analyse agrégée qui ne porte pas exclusivement sur des démocraties établies puisque leur échantillon contient des élections tenues dans 91 pays entre 1972 et 1995. Ils observent que l'effet positif de la RP sur la participation électorale n'est en moyenne que de moins de trois points de pourcentage. Endersby et Kriekhaus (2008) constatent quant à eux que la RP a un impact important sur le vote dans les démocraties établies, soit de huit points de pourcentage, mais qu'elle n'a peu ou pas d'effet dans les pays partiellement démocratiques.

Les études qui se sont intéressées à des régions spécifiques autres que l'Europe de l'Ouest, où se trouvent la presque totalité des démocraties établies ayant un système de RP, en sont venues à des conclusions à la fois intéressantes et contradictoires. Kostadinova (2003) a analysé la participation électorale dans 15 démocraties post-soviétiques et note que les systèmes proportionnels ont un effet positif sur le vote qui est tout aussi fort que ce qui a été observé dans le cas des démocraties occidentales (Blais et Aarts 2006; Kostadinova 2003). Deux études, soit celles de Pérez-Liñán (2001) et de Fornos, Power, et Garand (2004), répliquent le modèle utilisé

par Jackman (1987), mais analysent cette fois uniquement des élections ayant eu lieu en Amérique latine. Tandis que Pérez-Liñán ne détecte pas de différence significative entre les taux de vote obtenus avec des systèmes majoritaires/pluralitaires et avec des modes de scrutin proportionnels, Fornos, Power, et Garand (2004) déterminent quant à eux que la participation électorale s'avère en réalité plus importante en présence d'un système majoritaire qu'avec un système proportionnel.

Tout compte fait, il ne semble pas y avoir de relation positive entre la représentation proportionnelle et la participation électorale en dehors de l'Europe, comme l'exprime bien Blais (2006) :

« There are two possible interpretations of the available evidence. The more optimistic view is that PR increases turnout except perhaps in Latin America, a region where there is some dose of proportionality in every country. The more pessimistic view is that once one moves outside Europe there is no generalized correlation between the electoral system and turnout. I lean toward the second, more skeptical position. » (Blais 2006, 114)

La raison pour laquelle l'effet de la RP sur le vote diffère d'une région à l'autre n'a toutefois pas été identifiée jusqu'à ce jour. Alors qu'il aurait été légitime d'attribuer l'absence de lien entre la RP et la propension à voter dans les pays d'Amérique latine à leur niveau de consolidation démocratique moindre, l'existence d'une telle relation dans les démocraties post-soviétiques nous indique que la RP peut influencer l'ampleur du taux de vote même dans les démocraties non établies. Nous soutenons plutôt dans cette étude que la capacité de la RP à accroître la participation électorale est affectée par le degré d'hétérogénéité ethnique des populations, et ce, même en sachant que l'hétérogénéité ethnique n'a en soi aucune incidence

directe sur le taux de participation (Geys 2006, 650)⁴. Il est effectivement bien connu que des institutions semblables peuvent avoir des effets distincts dans des contextes sociaux différents (Ordeshook et Shvetsova 1994, 100). Par exemple, la nature du système électoral ne détermine pas à elle seule le nombre de partis politiques, puisque celui-ci est plutôt déterminé par l'interaction entre le système électoral et l'hétérogénéité ethnique des populations (Clark et Golder 2006; Lublin 2017; Ordeshook et Shvetsova 1994). L'existence d'un effet de modération de l'hétérogénéité ethnique dans la relation entre les systèmes électoraux et la participation électorale expliquerait ainsi pourquoi ce n'est qu'en Europe que la RP semble stimuler la propension à voter, car les populations d'Europe sont dans l'ensemble nettement plus homogènes que celles du reste du monde (Alesina et al. 2003; Fearon 2003). Notre première hypothèse est donc la suivante :

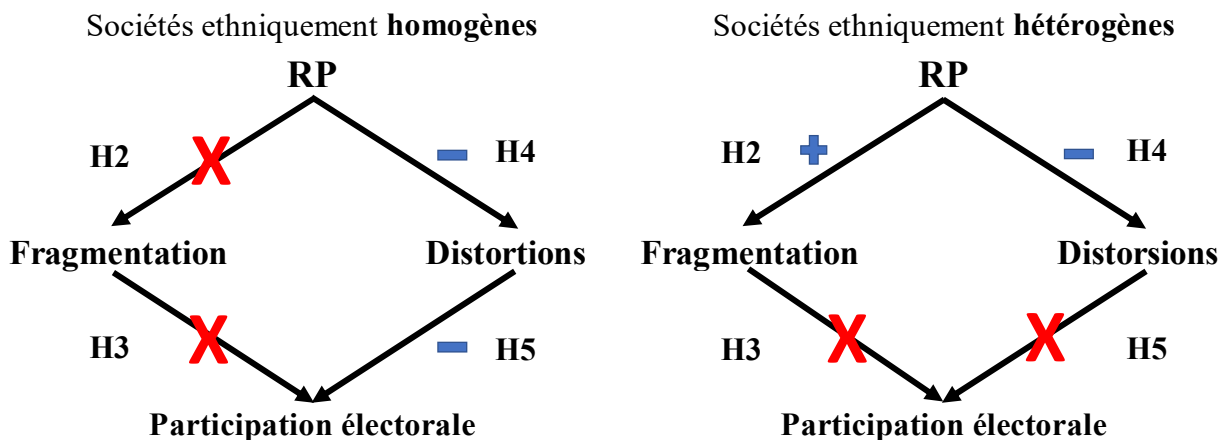
Hypothèse 1 : La représentation proportionnelle augmente la participation électorale seulement dans les sociétés ethniquement homogènes.

Dans ce qui suit, nous détaillons de quelle manière l'hétérogénéité ethnique pourrait modérer l'influence des systèmes électoraux sur la participation électorale. Nous pensons que cela s'opère à travers les mécanismes intermédiaires par lesquels la RP influence la propension au vote, c'est-à-dire par une plus grande fragmentation partisane et une réduction des distorsions électorales. Notre raisonnement théorique, schématisé à la Figure 2 (page 14), se résume de la façon suivante. Dans un premier temps, la RP favorise le multipartisme seulement dans les

⁴ Le courant dominant dans la littérature prétend que l'hétérogénéité ethnique entraîne une baisse de l'engagement civique des individus, ce qui se solde par une fragilisation du capital social et une participation politique plus faible (Alesina et La Ferrara 2000; Anderson et Paskeviciute 2006; Putnam 1995; Togeby 2004). D'autres affirment à l'inverse qu'il existe dans les sociétés ethniquement hétérogènes une compétition entre les groupes ethniques pour le contrôle des ressources de l'État (Anderson et Paskeviciute 2006; Bobo et Hutchings 1996; Reilly 2000; Rubenson 2005), ce qui accentue la participation électorale puisque les électeurs perçoivent leur vote comme un moyen pour maximiser ce contrôle (Geys 2006; Rubenson 2005). Geys (2006) conclut cependant de sa méta-analyse qu'il n'existe pas de lien entre l'hétérogénéité ethnique des populations et leur propension à voter.

sociétés ethniquement hétérogènes parce que les clivages sociaux à représenter y sont plus nombreux (Birnie et Van Cott 2007; Clark et Golder 2006). Cependant, puisque la fragmentation partisane peut à la fois favoriser la participation électorale en donnant plus de choix aux électeurs et lui nuire en facilitant l'émergence de coalitions gouvernementales, une augmentation du nombre de partis n'affectera pas dans l'ensemble la participation électorale (Cancela et Geys 2016), peu importe le degré d'hétérogénéité ethnique des populations. Dans un deuxième temps, la RP engendre une réduction des distorsions électorales (Blais et Carty 1990; Geys 2006) sans égard à la composition des populations. En revanche, cela n'occasionne pas d'augmentation du taux de participation dans les sociétés ethniquement hétérogènes, car des disparités électorales plus faibles ne sont pas nécessairement associées à une meilleure représentation politique des minorités ethniques (Lublin 2017; Moser 2008; Norris 2002).

Figure 2 : Raisonnement théorique



Note: H2, H3, H4 et H5 réfèrent respectivement aux hypothèses 2, 3, 4 et 5 qui seront développées ci-dessous. Chaque hypothèse est associée à l'une des flèches qui figurent sur le schéma.

Fragmentation du système de partis

Il a été démontré à de multiples reprises que la nature des systèmes électoraux et le degré de diversité ethnique des populations ont une influence sur le nombre de partis politiques, mais que l'ampleur de la fragmentation du système de partis dépend avant tout de l'interaction entre

ces deux variables (Brambor, Clark, et Golder 2007; Clark et Golder 2006; Lublin 2017; Mozaffar, Scarritt, et Galaich 2003; Neto et Cox 1997; Ordeshook et Shvetsova 1994; Taagepera et Grofman 1985). Étant donné que les partis tendent à représenter des clivages sociaux différents (Birnie et Van Cott 2007, 100), la plus grande quantité de clivages dans les populations ethniquement hétérogènes crée une demande pour davantage de formations politiques (Clark et Golder 2006, 694). L'hétérogénéité ethnique produit cependant une hausse du nombre de partis uniquement si le système électoral est assez permissif pour habiliter les petits partis à élire des représentants (Brambor, Clark, et Golder 2005; Clark et Golder 2006; Neto et Cox 1997), ce qui est le cas des systèmes de RP puisque ceux-ci permettent d'élire plusieurs députés par districts (Blais et Aarts 2006, 184)⁵. Néanmoins, une plus grande diversité ethnique peut tout de même accroître le nombre de formations politiques sous un système majoritaire si les groupes ethniques sont géographiquement concentrés et qu'ils votent en bloc, comme c'est le cas au Canada (Lublin 2017, 376; Mozaffar, Scarritt, et Galaich 2003, 380). Lorsqu'une population est trop homogène, un mode de scrutin proportionnel ne génère pas de fragmentation partisane parce que la quantité minimale de clivages sociaux ne crée pas de demande pour de nouveaux partis (Clark et Golder 2006). Par conséquent, notre seconde hypothèse est la suivante :

Hypothèse 2 : La représentation proportionnelle augmente le nombre de partis politiques seulement dans les sociétés ethniquement hétérogènes.

Tandis qu'il était autrefois postulé qu'un plus grand nombre de partis accroît la probabilité que les électeurs trouvent une formation politique qui correspond à leurs préférences

⁵ La permissivité d'un système électoral n'est pas exclusivement déterminée par la magnitude des districts, mais aussi entre autres par l'existence de seuils légaux que doivent atteindre les formations politiques pour obtenir des sièges (Lublin 2017, 378). Par exemple, les partis politiques en Israël doivent obtenir au moins 3.25% des voix pour pouvoir gagner des sièges (Cruz, Keefer, et Scartascini 2016; Lublin 2017; Reilly 2006).

et que cela les motive à aller voter (Blais et Aarts 2006; Blais et Carty 1990, 167; Ladner et Milner 1999), plusieurs études subséquentes ont à l'inverse observé que la fragmentation partisane nuit à la participation électorale (Blais 2006, 108). L'explication la plus commune à cette relation négative est que les systèmes de partis fragmentés sont plus susceptibles d'entraîner des coalitions gouvernementales, car il devient alors plus difficile pour un seul parti d'obtenir une majorité parlementaire (Blais 2006, 118; Geys et Heyndels 2006). Dans de telles situations, la composition du gouvernement n'est pas déterminée directement par l'issue de l'élection, mais est plutôt le fruit de négociations entre les partis suite au scrutin. Les électeurs ressentent alors que leur vote est moins décisif, ce qui les décourage à se rendre aux urnes (Blais et Dobrzynska 1998, 249; Jackman 1987, 408). En ce sens, il a été démontré que le nombre de formations politiques au sein du gouvernement est négativement corrélé avec le taux de participation (Karp et Banducci 2008, 328) et que la propension à voter est plus faible quand les coalitions gouvernementales sont fréquentes (Brockington 2004)⁶. Brockington (2004) détermine en outre qu'en contrôlant pour l'existence de gouvernements de coalition, l'augmentation de la taille du système de partis exerce désormais une pression à la hausse sur la participation électorale, ce qui suggère que l'influence positive sur le vote d'un plus grand choix de partis est surpassée par l'impact négatif de la formation de coalitions gouvernementales (Geys et Heyndels 2006)⁷.

⁶ Plusieurs études agrégées (Blais et Carty 1990; Blais et Dobrzynska 1998) n'ont pas été en mesure d'établir de lien entre la participation électorale et le fait que le gouvernement soit composé d'un seul parti ou bien d'une coalition de partis. Par contre, plutôt que de s'intéresser à l'existence de coalitions gouvernementales *avant* l'élection comme l'ont fait Brockington (2004) et Karp et Banducci (2008), ces études ont uniquement considéré la formation de coalitions *après* le scrutin, ce qui pour Tillman (2015, 728) « is problematic because there is no indication of whether voters anticipated this particular result when deciding to vote ».

⁷ Une explication alternative est qu'un plus grand nombre de partis complexifie le système partisan, ce qui rendrait le choix des électeurs plus difficile (Blais et Dobrzynska 1998, 248-49) et accentuerait leurs coûts d'information

Dans les populations ethniquement hétérogènes, le multipartisme et les coalitions gouvernementales pourraient avoir une influence positive supplémentaire sur la participation électorale en permettant de limiter la domination politique du groupe ethnique le plus important. Sachant que les intérêts d'un groupe ethnique sont considérés comme contraires à ceux des autres groupes (Anderson et Paskeviciute 2006; Easterly 2001; Reilly 2000, 164; Rubenson 2005), un système partisan peu fragmenté permet au groupe dominant de former à lui seul le gouvernement et ainsi « d'imposer sa volonté » aux autres communautés (Freitag et Bühlmann 2009, 1546). En revanche, une forte fragmentation du système de partis favorise la formation de gouvernements multiethniques (Erdmann et Basedau 2008; Lijphart 1977), ce qui pourrait faire en sorte que les gouvernements agissent dans l'intérêt d'un plus grand nombre de franges de la population et non pas uniquement en fonction des préférences du groupe ethnique au pouvoir (Eifert, Miguel, et Posner 2010; Karp et Bowler 2001; Persson, Roland, et Tabellini 2003). Ceci inciterait potentiellement davantage d'électeurs provenant des diverses communautés ethniques à prendre part aux scrutins. Cependant, Golder et Stramski (2009) démontrent que la congruence idéologique entre les gouvernements et les citoyens n'est pas meilleure avec des systèmes proportionnels qui, pourtant, favorisent l'émergence de coalitions gouvernementales⁸. Sachant de surcroît que l'atteinte de compromis sur les politiques publiques est encore plus ardue lorsque les systèmes de partis sont divisés en fonction de clivages ethniques (Birnie et Van Cott 2007, 100), la plus grande diversité des préférences dans les populations ethniquement hétérogènes fait qu'il y est d'autant plus difficile pour les

(Geys 2006, 650; Geys et Heyndels 2006, 372). Néanmoins, le fait que Brockington (2004) obtienne une relation positive entre le taux de vote et le nombre de partis lorsqu'il contrôle pour l'historique des coalitions gouvernementales indique que la complexité du système électoral n'entre pas réellement en jeu.

⁸ Katz (1997, 162) note que 70% des élections tenues avec la RP produisent des coalitions gouvernementales.

gouvernements de satisfaire les intérêts de tous les citoyens. Ainsi, malgré que la fragmentation partisane favorise l'émergence de coalitions gouvernementales, cela ne signifie pas forcément que les gouvernants agissent dans l'intérêt d'un plus grand nombre de groupes ethniques. Une augmentation du nombre de partis ne devrait donc pas avoir une influence positive additionnelle sur la participation électorale dans les sociétés ethniquement hétérogènes.

Bref, en accord avec la conclusion qu'ont tirée Cancela et Geys (2016, 267) de leur recension des études agrégées ayant abordé cette relation, la fragmentation partisane ne devrait pas avoir d'impact direct sur la participation électorale, et cela, tant dans les sociétés ethniquement homogènes que dans celles hétérogènes.

Hypothèse 3 : La fragmentation partisane n'a pas d'effet sur la participation électorale, peu importe le degré d'hétérogénéité ethnique des populations.

Distorsions électorales

Tous les systèmes électoraux produisent des distorsions électorales, c'est-à-dire des écarts entre la proportion des votes reçus par les partis politiques et la quantité de sièges qu'ils remportent (Blais et Carty 1990; Gallagher 1991; Geys 2006; Jackman 1987; Taagepera et Grofman 2003). En permettant d'élire plusieurs candidats par districts et d'abaisser le niveau minimal de votes qu'un parti doit recueillir pour remporter un siège⁹ (Blais et Aarts 2006; Lublin 2017; Norris 2002, 210), les systèmes de représentation proportionnelle génèrent moins de distorsions que les modes de scrutin majoritaires/pluralitaires et les systèmes mixtes (Blais et Carty 1990; Geys 2006; Ladner et Milner 1999; Lijphart 2012; Norris 2002). L'étendue des

⁹ Le seuil électoral effectif et la magnitude des districts constituent les principaux déterminants de l'ampleur des distorsions produites par les systèmes électoraux (Norris 2002, 210). D'autres facteurs influencent néanmoins l'étendue de ces disparités, dont le régime politique (présidentiel ou parlementaire), le nombre de sièges dans l'assemblée législative et l'existence d'un seuil électoral légal (Lijphart 2012; Norris 2002).

disparités électorales produites par des modes de scrutin de même nature varie tout de même énormément. Par exemple, tandis que le système de RP de l’Afrique du Sud est d’une proportionnalité quasi parfaite parce que la totalité des sièges y est répartie à partir d’une seule circonscription nationale (Barkan 1998; Bormann et Golder 2013; Gallagher et Mitchell 2005; Lublin 2017), celui de la Turquie occasionne d’importantes distorsions, car la magnitude des districts y est faible et que les partis doivent recevoir un minimum de 10% des suffrages pour obtenir des sièges (Anckar 1997; Bormann et Golder 2013; Gallagher et Mitchell 2005).

Considérant qu’il n’y a pas de raison de croire que la capacité des systèmes de RP à amoindrir les disparités électorales pourrait différer selon le degré d’hétérogénéité ethnique des populations, notre quatrième hypothèse s’articule comme suit :

Hypothèse 4 : La représentation proportionnelle réduit les distorsions électorales, peu importe le degré d’hétérogénéité ethnique des populations.

Lorsqu’un mode de scrutin produit peu de distorsions électorales, il minimise la proportion de votes gaspillés, c’est-à-dire des votes destinés à un parti qui ne parvient pas à obtenir de sièges dans un district (Anckar 1997, 503; Jackman 1987). Par exemple, sous un système majoritaire uninominal (SMU) comme au Québec et au Canada, tous les votes recueillis par un candidat autre que le vainqueur « ne comptent pas ». Par conséquent, les électeurs et spécialement les supporters des petits partis ont davantage l’impression que leur vote est important lorsque les distorsions électorales sont faibles et ils sont dès lors moins aliénés envers le système, ce qui les incite à se déplacer aux urnes (Blais et Carty 1990, 167; Jackman 1987; Karp et Banducci 2008; Ladner et Milner 1999).

Sachant que chaque groupe ethnique a tendance à former son propre parti (Birnie et Van Cott 2007; Reilly 2006), le plus grand nombre de minorités politiques dans les sociétés

ethniquement divisées implique qu'il y a davantage d'électeurs et de partis qui pourraient en théorie être désavantagés par un système qui génère de profondes disparités électorales. Dans ce contexte, l'approche « consociationnelle » (Lijphart 1977) soutient qu'en plus d'augmenter le nombre de partis au sein des assemblées législatives et des gouvernements, une baisse des distorsions faciliterait l'élection de représentants provenant des minorités ethniques et permettrait donc une meilleure représentation descriptive des divers groupes qui composent les populations (Lijphart 2012; Norris 2002). Les membres des minorités ethniques seraient alors moins aliénés envers un système générant peu de distorsions électorales puisqu'il entraînerait une répartition plus équitable des sièges (Lijphart 1984; Norris 2002).

Toutefois, les preuves empiriques appuyant la croyance générale selon laquelle un système proportionnel permet une représentation plus juste des minorités ethniques sont à la fois peu nombreuses (Moser 2008, 273) et controversées (Norris 2002, 211). En fait, à moins d'avoir un mode de scrutin hautement proportionnel, tel qu'un système de RP avec une seule circonscription nationale comme en Namibie, en Afrique du Sud et en Guyane¹⁰ (Lijphart 1986), une réduction des distorsions électorales peut, dans certaines circonstances, affaiblir la représentation politique des minorités ethniques (Barkan 1998; Lublin 2017; Moser 2008; Norris 2002). Cela est notamment le cas lorsque les petits groupes ethniques sont concentrés géographiquement : en étant en situation de majorité numérique dans certains districts, les minorités peuvent tirer profit d'importantes disparités électorales afin de recueillir un nombre de sièges disproportionné comparativement à ce que leur aurait accordé leur faible poids

¹⁰ Lijphart (1986, 120-21) souligne qu'il est également possible de minimiser les distorsions électorales avec un système de RP ayant une faible magnitude de districts mais qui permet en outre l'attribution de sièges au niveau national, comme c'est le cas en Suède. Cela dit, pour que ces agencements institutionnels puissent réellement minimiser l'ampleur des distorsions électorales, aucun seuil légal ne doit être imposé (Lijphart 1986; 2012).

démographique sous un système qui génère peu de distorsions (Lublin 2017; Moser 2008; Norris 2002; Sartori 1997). L'ajout de dispositions spéciales à des systèmes non proportionnels tels que le SMU peut aussi atténuer l'exclusion politique des groupes minoritaires (Lijphart 1986; Norris 2002). L'instauration en Nouvelle-Zélande de sièges réservés aux Maoris (qui sont territorialement dispersés) ainsi que le redécoupage de la carte électorale aux États-Unis dans le but de créer des districts à majorité noire ou hispanique (*majority-minority districts*) en constituent de bons exemples (Banducci, Donovan, et Karp 2004; Moser 2008; Norris 2002).

Cela peut donc justifier pourquoi Norris (2002, 208) observe que le support des minorités ethniques envers le système politique n'est pas plus fort dans les pays avec la RP, et cela, même en utilisant quatre indicateurs différents, soit la perception que le système électorale est équitable (*fairness*), la satisfaction envers la démocratie, le sentiment d'efficacité politique (*political efficacy*) et la participation électorale¹¹. Dès lors, cela n'est point une certitude que les individus provenant de minorités ethniques ont réellement un niveau d'aliénation plus faible lorsque le système électorale produit peu de distorsions.

Il n'est pas non plus acquis qu'une meilleure représentation politique des minorités ethniques se solde impérativement par une participation électorale accrue, que ce soit au sein des groupes minoritaires eux-mêmes ou au niveau de l'électorat dans son ensemble. Par exemple, non seulement les Afro-Américains ne sont pas plus enclins à voter dans les districts dans lesquels ils forment une majorité et où le représentant au Congrès est aussi un Afro-

¹¹ Norris (2002, 234, 236) note que l'effet des systèmes électoraux sur la représentation ethnique peut aussi dépendre du degré auquel les groupes sont politisés et mobilisés, de même que des types de clivages sociaux au sein des populations. De surcroît, elle souligne qu'il existe d'autres institutions politiques que la RP pouvant favoriser une gouvernance consociationnelle et ainsi affecter la satisfaction des minorités ethniques envers le système, telles que le fédéralisme et le parlementarisme.

Américain, mais la diminution notable de la participation chez la « minorité » blanche qui y vit fait en sorte que le taux de vote dans ces comtés s'avère similaire, voire inférieur à celui des autres districts (Banducci, Donovan, et Karp 2004; Gay 2001). De plus, Kartal (2015) démontre à l'aide d'une expérience en laboratoire que même si la RP permet aux minorités de remporter davantage de sièges, elle engendre une participation électorale malgré tout inférieure au SMU lorsque la minorité est de grande taille : la propension à voter de la minorité demeure statistiquement la même isolément du système électoral utilisé, alors que celle du groupe majoritaire est plus basse avec la RP. Kartal suggère que cela peut témoigner du fait qu'un mode de scrutin uninominal incite le groupe majoritaire à voter massivement afin de ne pas risquer que la minorité remporte l'unique siège du district; avec la RP, les deux groupes hériteront de sièges même en obtenant moins que la moitié des suffrages, ce qui réduit l'incitation à prendre part au scrutin. De surcroît, en présence d'une minorité qui est cette fois de petite taille, Kartal ne constate aucun écart significatif entre le taux de vote obtenu avec la RP et le SMU.

Ainsi, dans les sociétés ethniquement hétérogènes, de fortes distorsions électorales ne s'accompagnent pas forcément d'un plus grand sentiment d'aliénation des électeurs envers le système, ni d'une baisse de la participation électorale. Par conséquent, notre dernière prédiction théorique est la suivante :

Hypothèse 5 : Les distorsions électorales réduisent la participation électorale uniquement dans les sociétés ethniquement homogènes.

Données et variables

Notre analyse empirique repose sur une base de données portant sur 572 élections législatives tenues dans 87 démocraties¹² entre 1970 et 2013¹³. Le Tableau IX à l'Annexe A identifie chacune des élections contenues dans l'échantillon selon le pays où elles ont eu lieu. La variable dépendante dans cette étude est la participation électorale, calculée en proportion du nombre d'électeurs enregistrés. Bien que cette mesure soit imparfaite étant donné que les critères et les procédures d'enregistrement varient d'un pays à l'autre (Geys 2006, 639), elle reste préférable à un calcul de la participation électorale par rapport à la population en âge de voter. Une telle mesure ne permet pas de distinguer les électeurs non éligibles à voter de ceux qui se sont abstenus¹⁴ et repose sur des données de recensements de qualité variable, ce qui est particulièrement problématique considérant le grand nombre de pays analysés dans cette étude (Blais et Dobrzynska 1998, 241; Endersby et Kriekhaus 2008, 602). Le Tableau I présente les statistiques descriptives de l'ensemble des variables utilisées dans notre analyse, alors que le Tableau II indique la provenance des données pour chacune d'entre elles.

La variable *Représentation proportionnelle* (*RP* dans le texte) prend une valeur de 1 si l'élection s'est déroulée sous un mode de scrutin appartenant à la famille des systèmes de représentation proportionnelle¹⁵ et de 0 dans le cas des systèmes majoritaires/pluralitaires ou mixtes.

¹² L'échantillon est composé de pays ayant un régime parlementaire, présidentiel ou semi-présidentiel.

¹³ L'indisponibilité des données pour notre variable d'éducation primaire avant 1970 et pour notre mesure d'hétérogénéité ethnique après 2013 limite la période analysée.

¹⁴ Cela peut entraîner une sous-estimation de la participation électorale. Les écarts entre ces deux mesures de la participation électorale sont dans certains cas énormes, comme l'illustre bien le cas de l'élection équatorienne de 1979 lors de laquelle la participation électorale était de 80.37% lorsque calculée en termes d'électeurs enregistrés, mais de 42.54% si mesurée en proportion de la population en âge de voter.

¹⁵ La catégorie des systèmes de représentation proportionnelle est composée des modes de scrutin proportionnels de liste et de ceux à vote unique transférable (Reynolds, Reilly, et Ellis 2005; « Systèmes électoraux » 2005).

Tableau I : Statistiques descriptives (N=572)

Variables continues et ordinales	Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
Participation électorale	72.74	75.00	13.84	28.40	96.50
Hétérogénéité	0.34	0.32	0.23	0.00 ^a	0.89
Fragmentation	4.24	3.75	1.95	1.63	13.86
Fragmentation (ln)	1.35	1.32	0.42	0.49	2.63
Distorsions	7.02	5.34	5.92	0.26	34.52
Distorsions (ln)	1.61	1.67	0.87	-1.35	3.54
Santé démocratique	2.97	4.00	1.35	0.00	4.00
Éducation primaire	103.29	102.46	8.93	57.78	146.83
PIB par habitant	1.97e+04	1.44e+04	1.75e+04	3.44e+02	8.85e+04
PIB par habitant (ln)	9.34	9.57	1.20	5.84	11.39
Population	3.12e+07	9.52e+06	5.61e+07	4.44e+05	3.14e+08
Population (ln)	16.23	16.07	1.40	13.00	19.56
Année	25.69	27.5	11.64	0	43
Variables dichotomiques		Valeur de 0		Valeur de 1	
Représentation proportionnelle		204 (36%)		368 (64%)	
Vote obligatoire		488 (85%)		84 (15%)	
Importance		173 (30%)		399 (70%)	

^a La valeur minimum d'hétérogénéité ethnique est de 0.003 (élection de 1988 en République de Corée).

Tableau II : Sources des données

Variables	Sources
Participation électorale	International Institute for Democracy and Electoral Assistance (IDEA), <i>Voter Turnout Database</i> (2018c)
Représentation proportionnelle	IDEA, <i>Electoral System Design Database</i> (2018b); Bormann et Golder (2013)
Hétérogénéité	Nardulli et al., <i>Composition of Religious and Ethnic Groups Project</i> (2012)
Fragmentation	Bormann et Golder (2013); Gallagher et Mitchell (2005)
Distorsions	Gallagher et Mitchell (2005); Carey et Hix (2011)
Vote obligatoire	IDEA, <i>Voter Turnout Database</i> (2018c); IDEA, <i>Compulsory Voting</i> (2018a)
Importance	Calculée à partir des données de l'IDEA (2018c), de Bormann et Golder (2013) et de diverses autres sources.
Santé démocratique	Marshall, Jagers, et Gurr, <i>Polity IV Project</i> (2017)
Éducation primaire, PIB par habitant et Population	Banque mondiale, <i>Indicateurs du développement dans le monde</i> (2018)

L'hétérogénéité ethnique désigne le fait qu'une population est composée de divers groupes ethniques (« Heterogeneity » 2018; Merkel et Weiffen 2012). Ceux-ci représentent des ensembles d'individus liés par une race, un langage, une religion ou une culture commune qui les distinguent des autres (« Ethnic group » 2018; Nardulli et al. 2012). La variable d'hétérogénéité ethnique (*Hétérogénéité*) est calculée à partir du *Ethnolinguistic fractionalization index* (ELF) qui mesure la probabilité que deux individus sélectionnés aléatoirement au sein d'une population proviennent de deux groupes ethniques différents (Alesina et al. 2003, 158-59; Bossert, D'ambrosio, et La Ferrara 2011). La mesure de l'ELF, dans laquelle p_{ij} correspond à la proportion du groupe ethnique i ($i= 1 \dots N$) dans le pays j , est présentée ci-dessous :

$$\text{Hétérogénéité}_j = 1 - \sum_{i=1}^N p_{ij}^2$$

Équation 1

Les valeurs de la variable *Hétérogénéité* vont de 0 à 1, où 0 constitue une parfaite homogénéité et 1 une parfaite hétérogénéité. Les données utilisées pour mesurer les niveaux d'hétérogénéité ethnique des populations proviennent du *Composition of Religious and Ethnic Groups Project* (Nardulli et al. 2012), qui contient les valeurs annuelles de la proportion de chaque groupe ethnique à l'intérieur des populations de 165 pays entre 1945 et 2013. La conception de l'hétérogénéité ethnique sur laquelle reposent les données du *Composition of Religious and Ethnic Groups Project* s'accorde bien avec la nôtre, puisqu'elle prend en considération divers types de clivages à l'intérieur des populations des pays analysés et non pas seulement ceux de nature raciale et linguistique. Par exemple, les groupes ethniques en Espagne sont principalement déterminés en fonction d'aspects linguistiques et culturels, car on y retrouve

les Espagnols (*Spaniards*; 47.71% de la population en 2013), les Catalans (29.05%), les Galiciens (8.25%), les Basques (6.02%) et les « autres » (8.97%). De son côté, la population canadienne est séparée à la fois par des clivages linguistiques, culturels, raciaux et religieux, puisque les groupes ethniques y sont les individus d'origine britannique (43.07% de la population en 2013), ceux d'origine française (22.33%), les autres Européens (7.11%), les Chinois (6.27%), les autochtones (2.34%), les arabes (2.45%), les juifs (0.64%) et les autres (15.77%). À titre d'exemples, les calculs du niveau d'hétérogénéité ethnique de 2013 pour l'Espagne et le Canada sont présentés ci-dessous.

$$\begin{aligned}
 \text{Hétérogénéité}_{\text{Espagne}} &= 1 - (p_{\text{Espagnols}}^2 + p_{\text{Catalans}}^2 + p_{\text{Galiciens}}^2 + p_{\text{Basques}}^2 + p_{\text{Autres}}^2) \\
 &= 1 - (0.4771^2 + 0.2905^2 + 0.0825^2 + 0.0602^2 + 0.0897^2) \\
 &= 0.6695 \text{ (0.67)}
 \end{aligned}$$

Équation 2

$$\begin{aligned}
 \text{Hétérogénéité}_{\text{Canada}} &= 1 - (p_{\text{Anglais}}^2 + p_{\text{Français}}^2 + p_{\text{Autres Européens}}^2 + p_{\text{Chinois}}^2 \\
 &\quad + p_{\text{Arabes}}^2 + p_{\text{Autochtones}}^2 + p_{\text{Juifs}}^2 + p_{\text{Autres}}^2) \\
 &= 1 - (0.4307^2 + 0.2233^2 + 0.0711^2 + 0.0627^2 \\
 &\quad + 0.0245^2 + 0.0234^2 + 0.0064^2 + 0.1579^2) \\
 &= 0.7295 \text{ (0.73)}
 \end{aligned}$$

Équation 3

Dans notre échantillon, le pays ayant la population la plus hétérogène¹⁶ est le Libéria (*Hétérogénéité*=0.89), tandis que le pays le plus homogène est le Japon (0.02). Le Tableau IX à l'Annexe A présente le niveau d'hétérogénéité ethnique de chacun des pays de l'échantillon en 2013 et au moment de leur élection la plus ancienne comprise dans notre échantillon. Le

¹⁶ Lorsqu'une référence est faite dans ce texte relativement au niveau d'hétérogénéité ethnique des pays, il s'agit de celui de 2013, soit la dernière année pour laquelle les données nécessaires au calcul de cet indice sont disponibles.

Tableau III montre quant à lui la répartition par continent¹⁷ des 572 élections et des 87 pays où elles ont eu lieu, ainsi que les statistiques descriptives du niveau d'hétérogénéité ethnique des pays de chaque continent. L'Europe est le continent où, dans l'ensemble, les pays sont les plus homogènes : le niveau d'hétérogénéité ethnique médian de l'Europe est de 0.26, ce qui équivaut à la moitié de ceux de l'Amérique du Nord (0.52) et de l'Amérique du Sud (0.53) et au tiers de celui de l'Afrique (0.76).

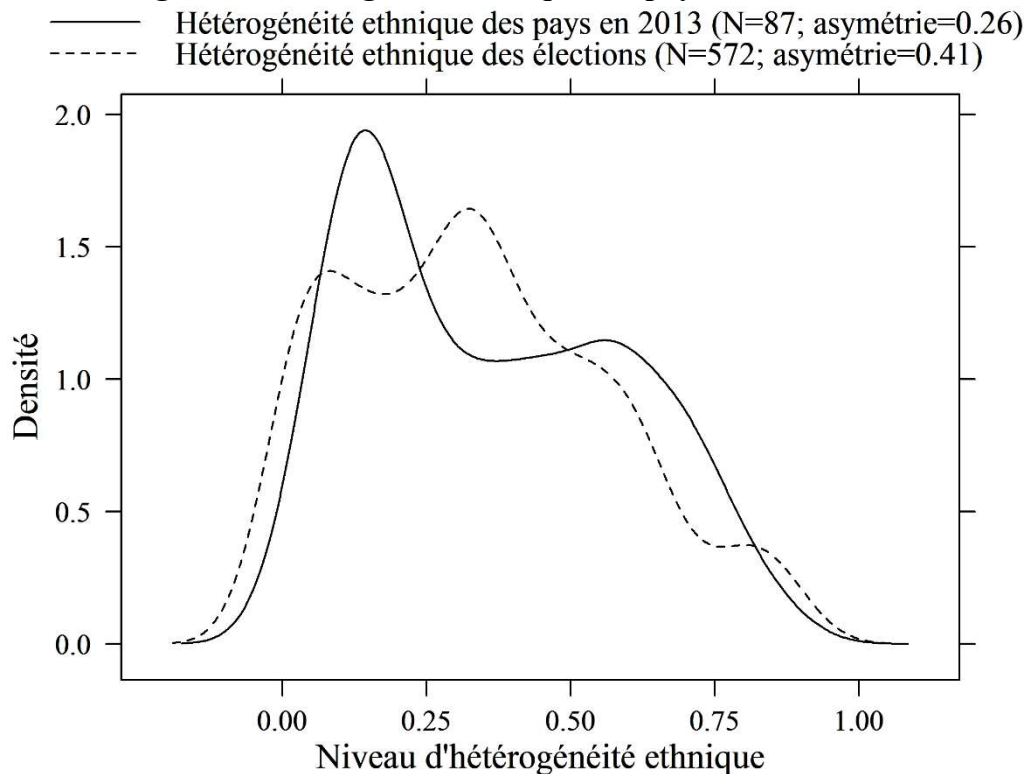
Tableau III : Pays, élections et hétérogénéité ethnique par continent

Continent	Pays	Élections	Hétérogénéité ethnique des pays en 2013				
			Moyenne	Médiane	Écart-type	Minimum	Maximum
Afrique	14	43	0.68	0.76	0.19	0.31	0.89
Amérique du Nord	12	99	0.47	0.52	0.18	0.17	0.73
Amérique du Sud	11	72	0.46	0.53	0.20	0.16	0.69
Asie	15	70	0.44	0.37	0.28	0.02	0.86
Europe	32	258	0.30	0.26	0.15	0.07	0.67
Océanie	3	30	0.43	0.48	0.13	0.28	0.53
Échantillon	87	572	0.43	0.40	0.23	0.02	0.89

La Figure 3 présente les distributions des indices d'hétérogénéité ethnique des 572 observations et des 87 pays analysés. On remarque que les distributions présentent une légère asymétrie (*skewness*) positive, soit de 0.41 pour les élections et 0.26 pour les pays, ce qui signale que notre échantillon contient davantage de pays avec un degré d'hétérogénéité ethnique faible et d'élections qui se sont tenues dans un pays ethniquement homogène. Cela s'explique par la grande proportion de pays d'Europe (37%) et d'élections qui se sont déroulées dans ces mêmes pays (45%) au sein de l'échantillon.

¹⁷ Les continents sont définis selon la classification en sept continents du *CIA World Factbook* (Central Intelligence Agency 2018) : Afrique, Amérique du Nord (comprenant l'ensemble des pays d'Amérique centrale), Amérique du Sud, Antarctique (absent de notre échantillon), Asie, Europe et Océanie.

Figure 3 : Hétérogénéité ethnique des pays et des élections



En continuité avec la plupart des études, le degré de fragmentation partisane (*Fragmentation*) est déterminé par le nombre effectif de partis électoraux, une mesure développée par Laakso et Taagepera (1979). La variable *Distorsions* correspond au *Disproportionality index* de Gallagher (1991), c'est-à-dire qu'une valeur plus élevée de cette variable témoigne de plus grandes distorsions entre le nombre de votes et de sièges obtenus par les partis. Lorsqu'elles ne constituent pas la variable dépendante, *Fragmentation* et *Distorsions* sont transformées par un logarithme naturel pour tenir compte de la diminution de leur effet marginal sur le taux de vote à mesure que leur valeur s'accroît (Clark et Golder 2006, 689).

Diverses variables de contrôle sont intégrées dans nos modèles afin de tenir compte de certains facteurs pouvant eux aussi influencer la participation électorale. La variable dichotomique *Vote obligatoire* est codée 1 si les électeurs sont légalement obligés de voter et que l'abstention est sanctionnée. Elle vaut 0 dans les autres cas. L'inclination des électeurs à se

rendre aux urnes devrait être nettement plus grande si la participation est obligatoire et le défaut de voter est sanctionné, tel qu'il a été fréquemment démontré (Blais et Carty 1990; Blais et Dobrzynska 1998; Cancela et Geys 2016; Endersby et Krieckhaus 2008). Ensuite, il est communément admis que plus une élection est importante, plus la participation électorale est forte (Stockemer 2016, 895). La variable *Importance* prend une valeur de 1 lorsque les élections législatives se sont déroulées dans un pays où il n'y a pas d'élections présidentielles¹⁸ ou bien si elles ont eu lieu simultanément avec un scrutin présidentiel (Blais et Dobrzynska 1998, 245-46). *Importance* vaut donc zéro si les élections législatives se sont tenues à un moment différent que des élections présidentielles. Dans de tels cas, les bénéfices que retirent les électeurs de leur vote aux élections législatives sont moindres et l'augmentation des coûts associée à la multiplication des élections les décourage à aller voter (Dettrey et Schwindt-Bayer 2009, 1322; Fornos, Power, et Garand 2004). On s'attend conséquemment à ce que *Importance* ait un signe positif.

Le niveau de santé démocratique des pays (*Santé démocratique*) est mesuré à l'aide de l'indice *Polity IV* (Marshall, Jaggers, et Gurr 2017). Bien que cet indice s'échelonne normalement de -10 (régime fortement autocratique) à 10 (démocratie pleinement consolidée), notre analyse porte uniquement sur des élections qui se sont tenues dans des pays considérés comme démocratiques au moment du scrutin, c'est-à-dire qui ont un indice *Polity IV* d'au moins 6 (Marshall, Jaggers, et Gurr 2017). Les valeurs de *Santé démocratique* ont dès lors été rééchelonnées de 0 à 4.

¹⁸ Cela concerne les élections législatives tenues dans un régime parlementaire ou dans un régime présidentiel dans lequel le président n'est pas élu directement par la population, comme c'est le cas au Botswana.

Éducation primaire et *PIB par habitant* mesurent respectivement le pourcentage d'inscription à l'école primaire¹⁹ et le produit intérieur brut (PIB) par habitant en dollars américains constants de 2010. Ces deux paramètres devraient exercer une pression positive sur la variable dépendante puisqu'une société plus riche et plus éduquée est associée à de meilleures aptitudes politiques des électeurs (Fornos, Power, et Garand 2004, 912; Powell 1986, 20). *Population* mesure la taille des populations afin de tenir compte du fait que la participation aux scrutins devrait être plus modeste dans des communautés plus peuplées parce que les relations sociales y sont plus distantes (Blais et Dobrzynska 1998, 242) et que les électeurs perçoivent qu'il est moins probable que leur vote soit décisif (Geys 2006, 646). Un logarithme naturel a été appliqué sur les variables *PIB par habitant* et *Population* étant donné la forte asymétrie positive de leur distribution (respectivement de 1.03 et 3.13) et pour considérer la décroissance de leur effet marginal au fur et à mesure que leur valeur grandit (Stockemer 2016, 900).

Deux autres variables binaires permettent d'identifier les élections tenues en Suisse et aux États-Unis. Ces pays sont généralement considérés comme étant des valeurs aberrantes relativement à leur faible participation électorale (Blais et Dobrzynska 1998; Lijphart 1994), ce qui est notamment dû à l'usage répété des référendums en Suisse²⁰ (Blais 2014; Blais, Anduiza, et Gallego 2011, 300), puis à la fréquence des élections législatives et à la complexité des lois électorales aux États-Unis (Jackman 1987, 406).

¹⁹ Plus précisément le rapport entre le nombre d'étudiants de niveau primaire et le nombre d'enfants en âge d'aller à l'école primaire. Ce taux brut peut dépasser 100% en raison d'étudiants plus ou moins âgés que la normale qui intègrent l'école primaire en raison « d'une scolarisation précoce ou tardive, et de redoublements » (Banque mondiale 2017). En raison de données manquantes, la valeur de *Éducation primaire* a été imputée pour 34 élections à l'aide d'une moyenne mobile utilisant les données des deux années précédant et suivant une valeur manquante. Cette variable a été préférée à un indice d'alphabétisation en raison de la plus grande disponibilité des données.

²⁰ Blais et al. (2011, 300) soulignent que la faible propension des Suisses à se rendre aux urnes peut de surcroît être liée au fait que leur vote a peu d'impact sur la composition du gouvernement, parce que le conseil exécutif intègre traditionnellement des membres de tous les principaux partis.

Enfin, la variable de contrôle *Année* correspond à l'année lors de laquelle chaque élection s'est déroulée. Elle permet de tenir compte de l'évolution de la participation électorale à travers le temps et particulièrement de son déclin dans les démocraties établies au cours des dernières décennies (Blais, Gidengil, et Nevitte 2004, 221; Gray et Caul 2000, 1092). Étant donné que les élections dans notre échantillon ont eu lieu sur une période de 43 ans (1970-2013), les valeurs de *Année* ont été rééchelonnées de 0 à 43.

Méthodologie

Compte tenu du grand nombre de pays où se sont tenues les élections qui composent notre échantillon, nous avons recours à une méthode d'effets fixes afin de tenir compte des facteurs propres à chaque continent qui peuvent influencer la participation électorale, mais pour lesquels les variables de nos modèles ne contrôlent pas (Blais et Dobrzynska 1998, 243). Ainsi, une variable binaire identifie sur quel continent chaque élection s'est produite : l'Afrique, l'Amérique du Nord, l'Amérique du Sud, l'Asie, l'Europe et l'Océanie. L'Europe constitue notre catégorie de référence.

Considérant que plusieurs de nos hypothèses impliquent que des variables ont un impact qui fluctue en fonction du degré d'hétérogénéité ethnique des populations, nous considérons que le seuil à partir duquel une population peut être considérée comme « hétérogène » est lorsque l'indice d'hétérogénéité ethnique du pays est supérieur ou égal à 0.40, c'est-à-dire la valeur médiane des pays de l'échantillon en 2013.

Nous utilisons des erreurs-types robustes (Huber-White) pour tenir compte d'une potentielle hétéroscédasticité. Les erreurs-types ont de surcroît été agrégées (*clustered*) par pays, car analyser plusieurs élections par pays fait en sorte que les observations dans nos modèles ne sont pas complètement indépendantes les unes des autres (Dettrey et Schwindt-Bayer 2009, 1329; Hellwig et Samuels 2007; Tillman 2015).

Notre analyse empirique est effectuée à l'aide de régressions linéaires multivariées. Nos hypothèses sont testées à l'aide d'interactions et non simplement en divisant notre échantillon en fonction du niveau d'hétérogénéité ethnique des pays. Cela se justifie d'une part en raison du nombre inégal d'élections tenues dans les pays ethniquement homogènes et hétérogènes et,

d'autre part, parce que cela nous permet de déterminer si l'effet de nos variables indépendantes varie en fonction du degré d'hétérogénéité ethnique lorsque toutes choses sont égales par ailleurs (Stockemer 2016, 902).

L'Équation 4 présentée ci-dessous nous permettra de déterminer si l'effet de la RP sur la participation électorale est différent dans les sociétés ethniquement homogènes et hétérogènes (hypothèse 1).

$$\begin{aligned} \text{Participation électorale} = & \beta_0 + \beta_1 RP + \beta_2 \text{Hétérogénéité} \\ & + \beta_3 RP \times \text{Hétérogénéité} + \beta_4 \text{Contrôles} \\ & + \beta_5 \text{Effets fixes} + \varepsilon \end{aligned}$$

Équation 4

où β_0 est la constante, β_i la magnitude de l'effet des variables indépendantes sur la participation électorale, *Contrôles* un vecteur représentant les variables de contrôle²¹, *Effets fixes* les variables binaires identifiant le continent où a eu lieu chaque élection et ε le terme d'erreur.

Nous pouvons tester si l'hétérogénéité ethnique modère l'impact qu'a la RP sur le nombre de partis et l'ampleur des distorsions électorales (hypothèses 2 et 4) à l'aide de la cinquième formule (Équation 5) dans laquelle les variables indépendantes sont *RP*, *Hétérogénéité* ainsi que leur interaction, tandis que la variable dépendante est l'une ou l'autre des variables médiatrices *Fragmentation* et *Distorsions*.

$$\begin{aligned} \text{Fragmentation (Distorsions)} = & \beta_0 + \beta_1 RP + \beta_2 \text{Hétérogénéité} \\ & + \beta_3 RP \times \text{Hétérogénéité} + \varepsilon \end{aligned}$$

Équation 5

²¹ Les variables de contrôle sont les suivantes : *Vote obligatoire*, *Importance*, *Santé démocratique*, *Éducation primaire*, *PIB par habitant*, *Population*, *Suisse*, *États-Unis*, *Année*.

Afin de déterminer si l'hétérogénéité ethnique modère l'effet de la fragmentation partisane et des distorsions électorales sur la participation électorale (hypothèses 3 et 5), nous modifions l'Équation 4 en remplaçant *RP* dans le terme interactif par l'une ou l'autre des variables *Fragmentation* et *Distorsions*, en plus de les intégrer toutes deux en tant que variables indépendantes (Équation 6).

$$\begin{aligned}
 \textit{Participation électorale} = & \beta_0 + \beta_1 RP + \beta_2 \textit{Hétérogénéité} \\
 & + \beta_3 \textit{Fragmentation} + \beta_4 \textit{Distorsions} \\
 & + \beta_5 \textit{Fragmentation (Distorsions)} \times \textit{Hétérogénéité} \\
 & + \beta_6 \textit{Contrôles} + \beta_7 \textit{Effets fixes} + \varepsilon
 \end{aligned}$$

Équation 6

Analyse

La première colonne du Tableau IV nous permet de constater l'effet direct de chaque variable sur la participation électorale. Le coefficient de la variable *RP* ($p < 0.05$) indique que les systèmes de représentation proportionnelle augmentent la participation électorale en moyenne de 4.33 points de pourcentage, ce qui est un impact faible, mais similaire avec celui obtenu par Blais et Dobrzynska (1998). L'hétérogénéité ethnique n'entretient pour sa part aucun lien avec la variable dépendante, en accord avec ce qu'avait conclu Geys (2006) de sa méta-analyse.

Sans surprise, la participation électorale est, toutes choses étant égales par ailleurs, plus élevée en moyenne de 12.59 points de pourcentage lorsque le vote est obligatoire et que l'abstention est sanctionnée ($p < 0.001$), ainsi que de 9.41 points de pourcentage quand l'élection est importante ($p < 0.001$). Le taux de vote est nettement inférieur lors des élections en Suisse ($p < 0.001$), soit en moyenne de 32.91 points de pourcentage. La variable *États-Unis* n'est en revanche pas significative, ce qui s'explique d'une part par l'utilisation du nombre d'électeurs enregistrés plutôt que de la population en âge de voter en tant que dénominateur de la participation électorale et, d'autre part, par la capacité du paramètre *Importance* à tenir compte de la participation plus faible aux élections américaines de mi-mandat. Les variables de contrôle *Santé démocratique*, *Population*, *Éducation primaire* et *PIB par habitant* ont le signe attendu, mais ne sont pas significatives.

Les coefficients pour le paramètre *Année* ainsi que pour les variables associées aux continents ne sont pas montrés au Tableau IV par souci d'espace, mais les résultats pour l'ensemble des paramètres sont présentés au Tableau X à l'Annexe B. La variable *Année* a un coefficient négatif ($p < 0.001$), ce qui nous informe que la participation aux élections a globalement reculé au cours des dernières décennies. Même en ayant contrôlé pour diverses

Tableau IV : Représentation proportionnelle et participation électorale

	Modèle 1	Modèle 2
Constante	67.16*** (17.71)	62.88*** (16.92)
Hétérogénéité	0.79 (4.99)	8.81 (5.70)
Représentation proportionnelle	4.33* (2.15)	9.30** (3.50)
Vote obligatoire	12.59*** (3.25)	12.94*** (3.12)
Importance	9.41*** (2.29)	9.62*** (2.22)
Santé démocratique	1.24 (0.76)	1.35 (0.73)
Éducation primaire	0.09 (0.07)	0.09 (0.08)
PIB par habitant (ln)	1.25 (1.01)	1.05 (1.04)
Population (ln)	-1.30 (0.84)	-1.15 (0.83)
Suisse	-32.91*** (1.81)	-32.59*** (1.77)
États-Unis	3.16 (3.75)	3.61 (3.72)
Représentation proportionnelle x Hétérogénéité		-12.74 (7.57)
Observations	572	572
R ² ajusté	0.54	0.55

Note: La variable dépendante est la participation électorale en proportion des électeurs enregistrés. Erreurs-types entre parenthèses. Contrôles absents du tableau : Année, Afrique, Amérique du Nord, Amérique du Sud, Asie, Océanie. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

variables socioéconomiques telles que les niveaux de consolidation démocratique, de richesse et d'éducation ainsi que pour la taille des populations, les taux de participation varient parfois substantiellement d'un continent à l'autre. Ainsi, la propension à voter est en moyenne d'environ

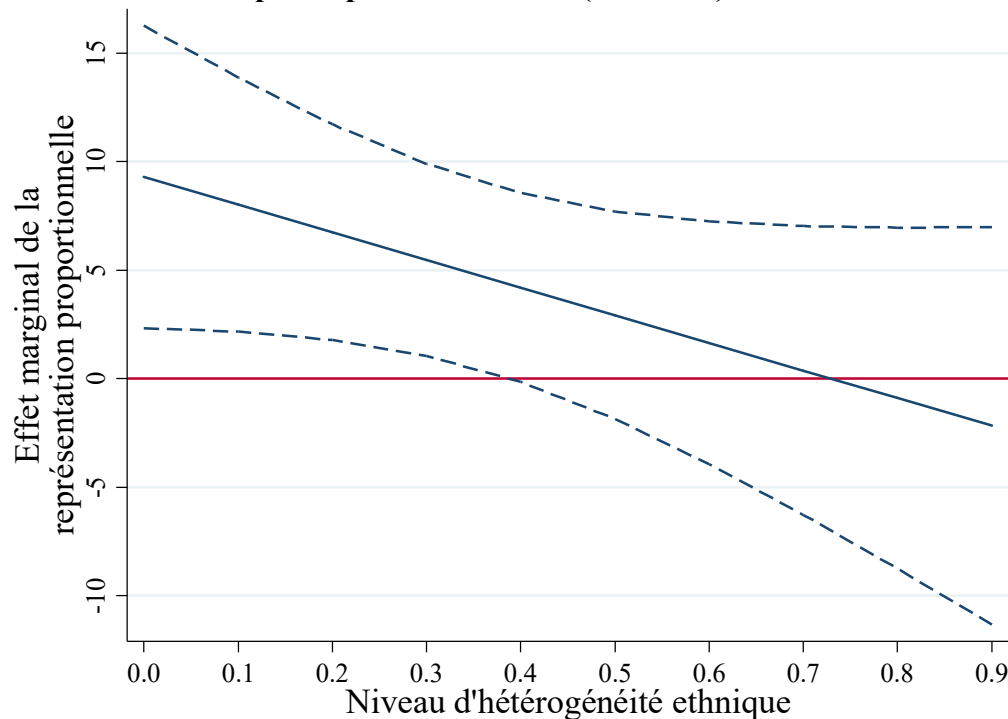
sept points de pourcentage inférieure en Amérique du Nord (comparativement à en Europe, notre catégorie de référence), alors qu'elle est à l'inverse plus élevée d'environ sept points en Océanie. Il n'y a pas de différence significative entre la participation électorale en Europe et celle en Afrique, en Asie ou en Amérique du Sud.

C'est par l'introduction dans le Modèle 2 de l'interaction entre *RP* et *Hétérogénéité* que nous sommes en mesure de tester la première hypothèse, soit que la RP a un effet positif sur la participation électorale dans les sociétés ethniquement homogènes, mais qu'il n'existe pas de telle association dans les populations hétéroclites. Il est cette fois impossible d'interpréter directement l'influence de la variable *RP* sur la participation électorale puisqu'en étant un terme constitutif de l'interaction, elle représente l'effet de la RP sur le vote dans la situation hypothétique où une population serait parfaitement homogène (Brambor, Clark, et Golder 2005)²². On constate que l'interaction *RP x Hétérogénéité* arbore le signe négatif qui découle de l'hypothèse, mais son coefficient n'atteint néanmoins pas le seuil de signification de 95%. Cela n'est pas alarmant, car ce que nous tentons réellement de déterminer est si l'effet marginal de la RP sur le vote s'avère non significatif lorsque le niveau d'hétérogénéité ethnique est grand (Clark et Golder 2006, 700), ce que la Figure 4 nous permet de vérifier. Cette dernière illustre la variation de l'effet marginal de la RP sur la participation électorale en fonction du niveau d'hétérogénéité ethnique des populations. La zone délimitée par les deux courbes pointillées correspond à un intervalle de confiance de 95%.

²² Le coefficient de *Hétérogénéité* dans la seconde colonne représente quant à lui l'effet moyen de l'hétérogénéité ethnique sur la participation électorale en absence de RP. À l'aide du coefficient de *Hétérogénéité* et de l'interaction *RP x Hétérogénéité*, on peut déduire que l'hétérogénéité ethnique n'a jamais d'effet indépendant sur le taux de participation, peu importe le système électoral en place.

Le graphique d'effet marginal appuie empiriquement notre prédiction théorique. Tout d'abord, lorsque le niveau d'hétérogénéité ethnique est inférieur à 0.39, la RP engendre une croissance de la participation électorale d'entre 4 et 9 points de pourcentage. Cela implique par exemple qu'en Norvège (*Hétérogénéité*=0.15), la tendance des électeurs à voter est *ceteris paribus* plus élevée de 7.39 points avec la RP comparativement à s'il y avait plutôt un système majoritaire/pluralitaire ou mixte. Par contre, lorsque le niveau d'hétérogénéité ethnique est supérieur ou égal à 0.39, ce qui est le cas de plus de la moitié (53%) des pays et de 40% des élections de l'échantillon, les systèmes de RP n'ont aucune répercussion sur le taux de vote²³.

Figure 4 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale (Modèle 2)



Note : La ligne continue représente l'effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale, alors que les courbes pointillées représentent l'intervalle de confiance calculé à partir du Modèle 2.

²³ Ce que l'on conclut de la présence de la ligne de zéro (effet marginal nul) à l'intérieur de l'intervalle de confiance (Brambor, Clark, et Golder 2005).

Ayant démontré que la RP amplifie la participation électorale seulement dans les sociétés ethniquement homogènes, il est maintenant question de comprendre pourquoi il en est ainsi. Notre argument théorique est que cela n'est pas lié à la fragmentation partisane, mais découle plutôt de l'absence de relation entre les distorsions électorales et la propension à voter dans les populations ethniquement divisées.

Fragmentation du système de partis

Les régressions présentées au Tableau V permettent de tester l'hypothèse 2, selon laquelle la RP accroît le nombre de partis politiques seulement dans les sociétés ethniquement hétérogènes. La variable dépendante est le nombre effectif de partis électoraux, alors que les variables indépendantes sont *RP* et *Hétérogénéité*. Dans la première colonne, on remarque que l'hétérogénéité ethnique n'a pas d'impact direct sur la quantité de partis, ce qui reflète bien les résultats mixtes observés dans la littérature (Lublin 2017, 374). Le coefficient de *RP* ($p < 0.001$) nous informe qu'en moyenne, la RP engendre une augmentation de 1.28 parti.

Tableau V : Représentation proportionnelle et fragmentation partisane

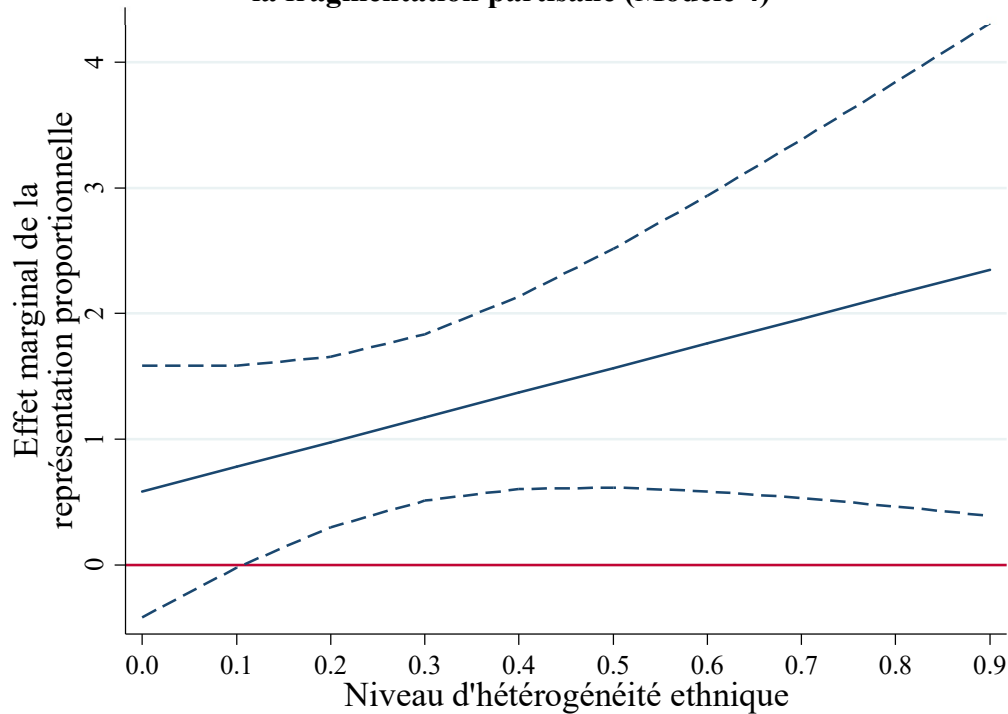
	Modèle 3	Modèle 4
Constante	3.14*** (0.40)	3.60*** (0.36)
Hétérogénéité	0.84 (0.84)	-0.38 (0.70)
Représentation proportionnelle	1.28*** (0.36)	0.59 (0.50)
Représentation proportionnelle x Hétérogénéité		1.96 (1.46)
Observations	572	572
R ² ajusté	0.10	0.11

Note: La variable dépendante est le nombre effectif de partis électoraux (sans transformation). Erreurs-types entre parenthèses. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Ce n'est cependant que par l'ajout au Modèle 4 de l'interaction *RP x Hétérogénéité* qu'il est possible de déterminer si la capacité des systèmes proportionnels à élargir le système partisan diffère dans les sociétés ethniquement homogènes et hétérogènes. Cette fois, le coefficient de la variable *Hétérogénéité* indique qu'en absence d'un mode de scrutin proportionnel, l'hétérogénéité ethnique n'a pas d'effet significatif sur la variable dépendante, alors que le coefficient de *RP* représente l'impact (non significatif) qu'aurait la RP sur le nombre de partis dans un contexte purement théorique où une population serait entièrement homogène. Malgré que l'interaction *RP x Hétérogénéité* arbore le signe positif prédit, son coefficient n'atteint pas le seuil de rejet de l'hypothèse nulle et par conséquent, on ne peut affirmer que la capacité de la RP à hausser le nombre de partis s'accroît à mesure que l'hétérogénéité ethnique augmente.

Contrairement à notre seconde prédiction théorique, la Figure 5 montre que la RP accroît le nombre de partis presque indépendamment du niveau d'hétérogénéité ethnique des populations. C'est exclusivement dans les pays avec un indice d'hétérogénéité inférieur à 0.12 que la RP n'augmenterait pas la quantité de partis, ce qui ne concerne en 2013 que le Japon, la République de Corée, le Bangladesh, l'Italie et la Pologne. Cela s'explique par la grande diversification des populations dans les démocraties industrialisées au cours des dernières décennies, principalement en raison de l'immigration (Belletini, Ceroni, et Monfardini 2016). En considérant l'ensemble de la période étudiée, 106 élections dans l'échantillon (19%) ont eu lieu dans 14 pays, dont la Norvège, le Danemark et les Pays-Bas, qui, au moment du scrutin, avaient un degré d'hétérogénéité plus bas que 0.12. Le Tableau IX (Annexe A) nous permet de constater l'évolution de l'hétérogénéité ethnique de chacun des pays puisqu'il indique leur niveau d'hétérogénéité en 2013 et l'année de leur première élection contenue dans l'échantillon.

Figure 5 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur la fragmentation partisane (Modèle 4)



Note : La ligne continue représente l'effet marginal de la représentation proportionnelle sur le nombre effectif de partis électoraux (sans transformation), alors que les courbes pointillées représentent l'intervalle de confiance calculé à partir du Modèle 4.

En vue de tester les hypothèses 3 et 5, nous intégrons les variables *Distorsions* et *Fragmentation* dans le Modèle 5 du Tableau VI. La variable *RP* est tout de même conservée pour s'assurer que les interactions que pourraient potentiellement avoir *Distorsions* et *Fragmentation* avec l'hétérogénéité ethnique ne sont pas fallacieuses. Bien qu'elles affichent toutes deux le signe négatif attendu, uniquement la variable *Distorsions* atteint le seuil de signification de 95%, ce qui nous informe que *ceteris paribus*, un accroissement des disparités électorales se répercute par une diminution de la participation électorale. L'introduction de ces deux paramètres fait en outre décroître le coefficient de *RP*, qui n'est désormais plus significatif.

Tableau VI : Fragmentation, distorsions et participation électorale

	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7
Constante	77.38*** (17.75)	85.98*** (18.42)	79.27*** (18.17)
Hétérogénéité	1.39 (5.38)	-19.77 (12.37)	-10.34 (8.19)
Représentation proportionnelle	2.91 (2.32)	2.52 (2.26)	3.34 (2.28)
Fragmentation (ln)	-2.51 (2.20)	-9.01* (3.87)	-3.44 (2.15)
Distorsions (ln)	-1.63* (0.81)	-1.95* (0.83)	-4.38** (1.42)
Vote obligatoire	14.07*** (2.98)	13.04*** (2.86)	14.11*** (2.92)
Importance	9.38*** (2.22)	9.41*** (2.13)	9.42*** (2.11)
Santé démocratique	1.23 (0.74)	1.14 (0.75)	1.19 (0.76)
Éducation primaire	0.08 (0.08)	0.07 (0.07)	0.08 (0.08)
PIB par habitant (ln)	0.83 (0.96)	1.14 (0.97)	0.76 (0.95)
Population (ln)	-1.18 (0.82)	-1.21 (0.81)	-0.96 (0.81)
Suisse	-31.83*** (1.66)	-31.87*** (1.76)	-31.15*** (1.59)
États-Unis	0.93 (4.08)	-0.03 (3.99)	1.00 (3.98)
Fragmentation (ln) x Hétérogénéité		15.57 (8.03)	
Distorsions (ln) x Hétérogénéité			7.29* (3.54)
Observations	572	572	572
R ² ajusté	0.55	0.56	0.56

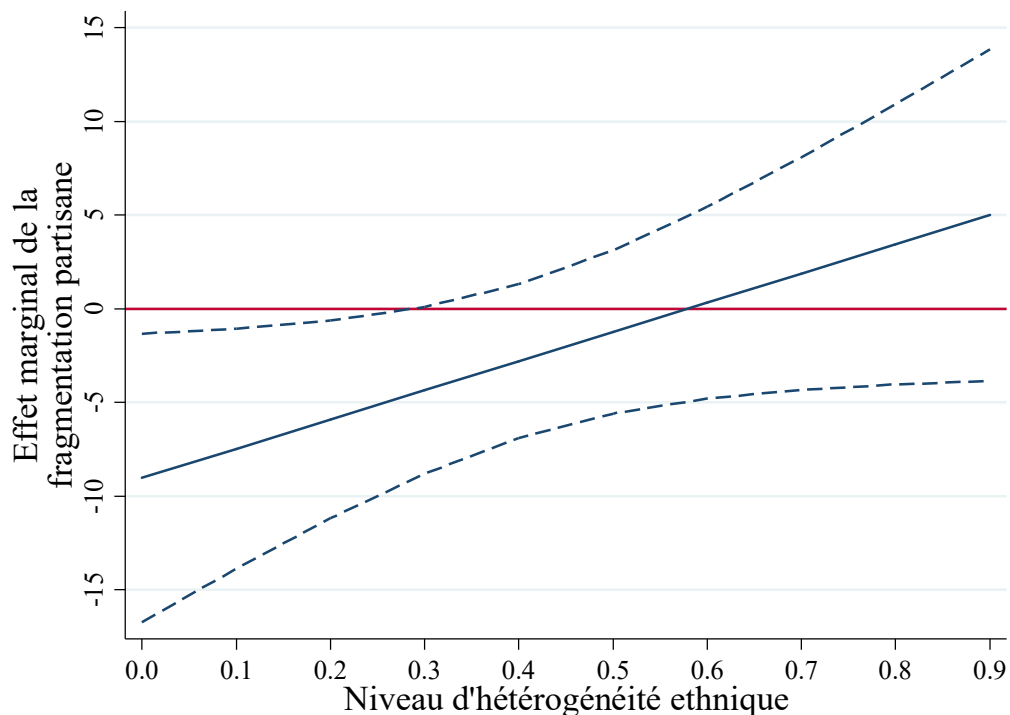
Note: La variable dépendante est la participation électorale en proportion des électeurs enregistrés. Erreurs-types entre parenthèses. Contrôles absents du tableau : Année, Afrique, Amérique du Nord, Amérique du Sud, Asie, Océanie. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Notre troisième hypothèse suggère que la fragmentation partisane n'a pas d'incidence directe sur la participation électorale, peu importe le degré de diversité ethnique des populations. Cela implique que l'interaction *Fragmentation x Hétérogénéité* introduite dans le Modèle 6 en vue de tester cette prédiction devrait avoir un coefficient presque nul. Contre toute attente, le coefficient est de grande amplitude (15.57) et passe bien près d'être significatif ($p=0.06$). Le graphique d'effet marginal de la Figure 6 révèle que la fragmentation partisane a un impact réducteur sur le taux de vote lorsque le niveau d'hétérogénéité ethnique est inférieur à 0.29, ce qui concerne le tiers des pays de l'échantillon et 45% des observations. Néanmoins, cette influence négative de la fragmentation partisane dans les populations homogènes atteint de justesse le seuil de signification de 95% et la magnitude de l'effet est assez modeste : par exemple, une hausse de 2.72²⁴ partis abaisserait la participation électorale en Autriche (*Hétérogénéité*=0.25) de seulement 5.15 points de pourcentage, ce qui est peu considérant que l'écart-type du nombre effectif de partis électoraux dans l'échantillon n'est que de 1.95.

Ce rejet empirique de la troisième hypothèse s'ajoute ainsi à celui de l'hypothèse 2 : la RP favorise la fragmentation partisane sans égard à la diversité ethnique des pays, ce qui se répercute, dans les sociétés ethniquement homogènes, par une baisse de la propension à voter. Cela ne permet toutefois pas d'expliquer pourquoi la RP accroît la participation électorale dans les populations ethniquement homogènes, mais pas dans celles hétérogènes. La prochaine étape est donc de déterminer si, comme le veut notre raisonnement théorique illustré à la Figure 2 (page 14), cela se justifie par l'absence de relation entre les distorsions électorales et le taux de participation dans les populations ethniquement divisées.

²⁴ Puisque *Fragmentation* a été transformée par un logarithme naturel, la courbe représente l'effet marginal sur le taux de vote d'une hausse d'un logarithme naturel du nombre effectif de partis électoraux, soit de 2.72 partis (e^1).

Figure 6 : Effet marginal de la fragmentation partisane sur la participation électorale (Modèle 6)



Note : La ligne continue représente l'effet marginal d'une augmentation d'un logarithme naturel du nombre effectif de partis électoraux sur la participation électorale, alors que les courbes pointillées représentent l'intervalle de confiance calculé à partir du Modèle 6.

Tableau VII : Représentation proportionnelle et distorsions électorales

	Modèle 8	Modèle 9
Constante	10.13*** (1.10)	10.44*** (1.18)
Hétérogénéité	2.29 (1.39)	1.49 (2.05)
Représentation proportionnelle	-6.03*** (1.09)	-6.48*** (1.37)
Représentation proportionnelle x Hétérogénéité		1.29 (2.79)
Observations	572	572
R ² ajusté	0.25	0.25

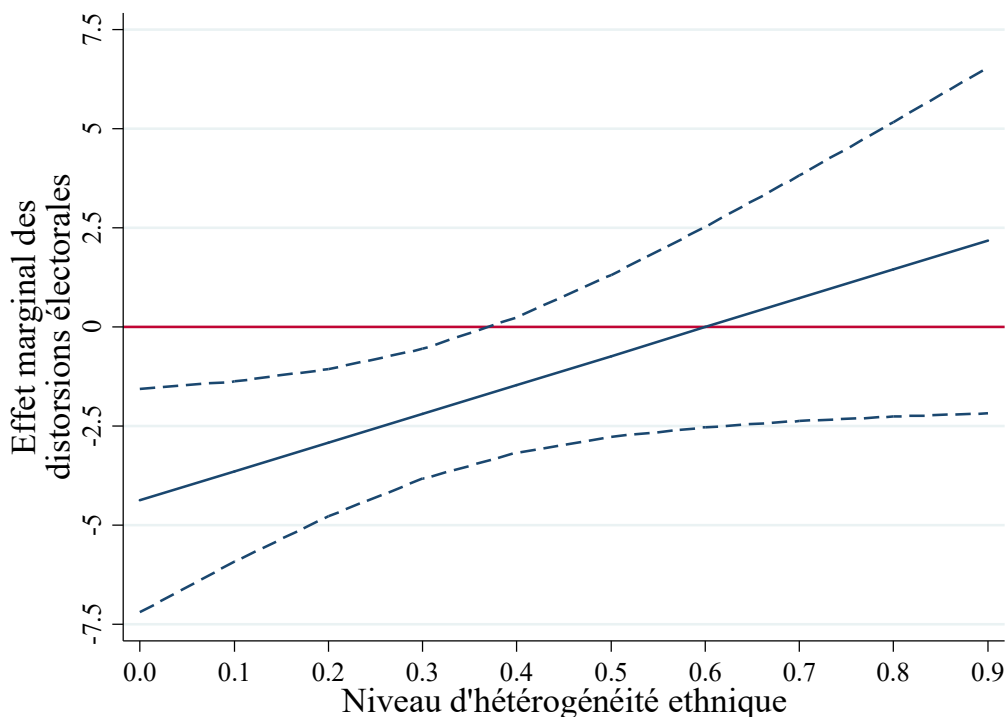
Note: La variable dépendante est l'ampleur des distorsions électorales (sans transformation). Erreurs-types entre parenthèses. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Distorsions électorales

Les deux hypothèses suivantes suggèrent que la RP atténue les distorsions électorales indépendamment du degré d'hétérogénéité ethnique des populations (hypothèse 4) et que ces distorsions réduisent la participation électorale seulement dans les sociétés ethniquement homogènes (hypothèse 5). La quatrième hypothèse est testée grâce aux régressions présentées au Tableau VII, dans lesquelles la variable dépendante est *Distorsions*. Tel qu'attendu, le Modèle 8 indique que toutes choses étant égales par ailleurs, la RP réduit les distorsions électorales ($p < 0.001$), tandis que l'hétérogénéité ethnique n'a pas de lien direct avec la variable dépendante. Le faible coefficient de l'interaction *RP x Hétérogénéité* insérée dans le Modèle 9 confirme nos attentes : la RP amoindrit les disparités électorales, peu importe le degré d'hétérogénéité ethnique des populations (le graphique d'effet marginal pour cette interaction est présenté à la Figure B.1 de l'Annexe B).

L'interaction *Distorsions x Hétérogénéité* au Modèle 7 du Tableau VI (page 42) nous permet de vérifier la validité de la cinquième hypothèse. Son coefficient positif et significatif corrobore notre attente théorique, parce qu'il révèle que l'effet négatif sur le vote d'une augmentation des distorsions électorales s'amenuise à mesure que l'hétérogénéité ethnique s'accroît. En outre, la Figure 7 montre que l'impact de *Distorsions* sur la variable dépendante n'est plus significatif lorsque l'hétérogénéité ethnique des populations est au-delà de 0.36, ce qui implique qu'une hausse des disparités électorales n'aurait aucune influence sur la propension à voter dans 51 des 87 pays (59%) de l'échantillon. La courbe, qui correspond à l'effet marginal d'une augmentation d'un logarithme naturel de distorsions électorales sur le taux de vote, nous permet de déduire qu'une croissance de 2.72 points de *Distorsions* abaisserait la participation électorale en Hongrie (*Hétérogénéité*=0.23) de 2.70 points de pourcentage.

Figure 7 : Effet marginal des distorsions électorales sur la participation électorale (Modèle 7)



Note : La ligne continue représente l'effet marginal d'une augmentation d'un logarithme naturel de distorsions électorales sur la participation électorale, alors que les courbes pointillées représentent l'intervalle de confiance calculé à partir du Modèle 7.

Ces résultats démontrent que la raison pour laquelle la RP n'affecte pas la participation électorale dans les sociétés ethniquement hétérogènes est que dans ces dernières, la diminution des distorsions électorales engendrée par la RP n'influence pas la propension à voter. Il est possible de confirmer cela empiriquement en effectuant des tests de médiation, qui sont présentés au Tableau VIII. Les graphiques d'effets marginaux des interactions des Modèles 10, 11 et 12 sont respectivement montrés aux Figures B.2, B.3 et B.4 de l'Annexe B.

En premier lieu, nous ne faisons qu'ajouter dans la première colonne (Modèle 10) les variables *Fragmentation* et *Distorsions* à l'équation du Modèle 2 (Tableau IV, page 36), ce qui

ne fait pratiquement pas varier la pente de l'interaction entre la RP et l'hétérogénéité ethnique²⁵. L'insertion au Modèle 11 du terme *Fragmentation x Hétérogénéité* n'affecte que de façon minime l'interaction *RP x Hétérogénéité*, ce qui confirme que cette dernière n'est pas liée à la fragmentation partisane. L'interaction entre *Fragmentation* et *Hétérogénéité* demeure quant à elle sensiblement la même qu'au Modèle 6 (Tableau VI, page 42)²⁶.

En revanche, ajouter de surcroît au Modèle 12 l'interaction *Distorsions x Hétérogénéité* fait fortement décroître la magnitude de celle entre *RP* et *Hétérogénéité* (son coefficient est maintenant de -9.19 comparativement à -13.31 au Modèle 11). Ceci, combiné à la diminution du coefficient de la variable *RP*, fait en sorte que les systèmes de représentation proportionnelle n'ont dorénavant plus aucune incidence directe sur la participation électorale, et ce, peu importe le degré d'hétérogénéité ethnique des populations.

Quant à elles, les distorsions électorales conservent leur influence négative sur la variable dépendante dans les sociétés ethniquement homogènes, tandis que leur effet demeure non significatif lorsque les populations sont hétérogènes (l'interaction *Distorsions x Hétérogénéité* n'est néanmoins plus significative). Cela atteste que l'existence de l'interaction entre la RP et l'hétérogénéité ethnique découle de l'absence de lien entre les distorsions électorales et le taux de participation dans les populations hétéroclites.

²⁵ La baisse du coefficient de *RP* (ordonnée à l'origine), qui est désormais de 7.79 comparativement à 9.30 au Modèle 2 (Tableau IV, page 36), entraîne toutefois le déplacement à 0.24 du seuil d'hétérogénéité ethnique au-delà duquel la RP n'a plus d'effet significatif sur le vote.

²⁶ Bien que l'interaction *Fragmentation x Hétérogénéité* franchisse le seuil de signification ($p=0.05$) au Modèle 11, cela ne sera plus le cas au Modèle 12.

Tableau VIII : Tests de médiation

	Modèle 10	Modèle 11	Modèle 12
Constante	72.99*** (16.79)	81.80*** (17.39)	83.08*** (17.88)
Hétérogénéité	9.20 (5.81)	-12.70 (11.90)	-18.58 (14.71)
Représentation proportionnelle	7.79* (3.45)	7.73* (3.39)	6.39 (3.63)
Fragmentation (ln)	-2.50 (2.16)	-9.40* (3.87)	-9.01* (3.68)
Distorsions (ln)	-1.59 (0.81)	-1.92* (0.84)	-3.33* (1.53)
Vote obligatoire	14.38*** (2.87)	13.31*** (2.68)	13.37*** (2.70)
Importance	9.58*** (2.16)	9.62*** (2.05)	9.57*** (2.04)
Santé démocratique	1.33 (0.71)	1.24 (0.72)	1.20 (0.74)
Éducation primaire	0.08 (0.08)	0.06 (0.08)	0.06 (0.08)
PIB par habitant (ln)	0.65 (0.98)	0.96 (0.98)	0.95 (0.98)
Population (ln)	-1.03 (0.80)	-1.05 (0.77)	-0.98 (0.79)
Suisse	-31.53*** (1.60)	-31.55*** (1.69)	-31.29*** (1.65)
États-Unis	1.41 (3.98)	0.42 (3.85)	0.43 (3.87)
Représentation proportionnelle x Hétérogénéité	-12.41 (7.36)	-13.31 (7.24)	-9.19 (8.46)
Fragmentation (ln) x Hétérogénéité		16.53* (8.00)	14.42 (7.63)
Distorsions (ln) x Hétérogénéité			3.83 (3.87)
Observations	572	572	572
R ² ajusté	0.56	0.57	0.57

Note: La variable dépendante est la participation électorale en proportion des électeurs enregistrés. Erreurs-types entre parenthèses. Contrôles absents du tableau : Année, Afrique, Amérique du Nord, Amérique du Sud, Asie, Océanie. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

En somme, notre analyse démontre que la RP engendre une augmentation de la participation électorale dans les sociétés ethniquement homogènes, mais qu'elle n'a aucun effet lorsque les populations sont ethniquement divisées. Conformément au raisonnement théorique schématisé à la Figure 2 (page 14), l'absence de relation entre la RP et le taux de vote dans les sociétés ethniquement hétérogènes émane du fait qu'au sein de ces dernières, la diminution des distorsions électorales qu'occasionne la RP ne génère pas de hausse de la propension à voter. À l'encontre de nos attentes, la RP favorise le multipartisme sans égard à l'hétérogénéité ethnique des pays et cela se solde par une diminution de la participation électorale dans les sociétés ethniquement homogènes.

Tests supplémentaires

Divers tests supplémentaires ont été réalisés pour s'assurer de la robustesse de nos résultats. Nous avons tout d'abord substitué certaines de nos variables par des mesures alternatives dans les Modèles 2 et 12. Premièrement, les variables de contrôle *Éducation primaire*, *Population*, *PIB par habitant* et *Santé démocratique* ont respectivement été substituées par des mesures du taux d'alphabétisation, de la densité de population, du PIB et par l'indice *Freedom House*²⁷. Ces changements produisent des résultats similaires (Tableau XI, Annexe B), voire meilleurs que ceux obtenus précédemment. C'est par ailleurs à cette même conclusion à laquelle on parvient lorsque l'on retire de nos modèles les variables dichotomiques

²⁷ Les données pour le taux d'alphabétisation (taux de la population âgée de 15 ans ou plus), la densité de population et le PIB (mesuré en dollars américains constants de 2010) proviennent de la Banque mondiale (2018). Les variables de densité de population et de PIB ont été transformées à l'aide d'un logarithme naturel. Les données pour l'indice *Freedom House* proviennent de l'International Institute for Democracy and Electoral Assistance (2018c). Cet indice, qui évalue annuellement les libertés civiles et politiques des pays, s'échelonne normalement de 1 (pays très libre) à 7 (pays non libre), mais aucune élection dans notre échantillon n'a un indice *Freedom House* inférieur à 5.

États-Unis et *Suisse*, qui nous permettaient de tenir compte de la participation électorale largement inférieure dans ces deux pays (Tableau XII, Annexe B).

Deuxièmement, nous avons intégré les modes de scrutin mixtes compensatoires dans la catégorie des systèmes de représentation proportionnelle. Ces modes de scrutin, notamment implantés au Mexique et en Allemagne, permettent l'attribution de sièges par RP afin de compenser les distorsions électorales produites par l'élection avec un système majoritaire de représentants au niveau des districts (Reynolds, Reilly, et Ellis 2005, 91). Cette modification ne crée pas non plus de différences notables avec nos résultats antérieurs (Tableau XIII, Annexe B).

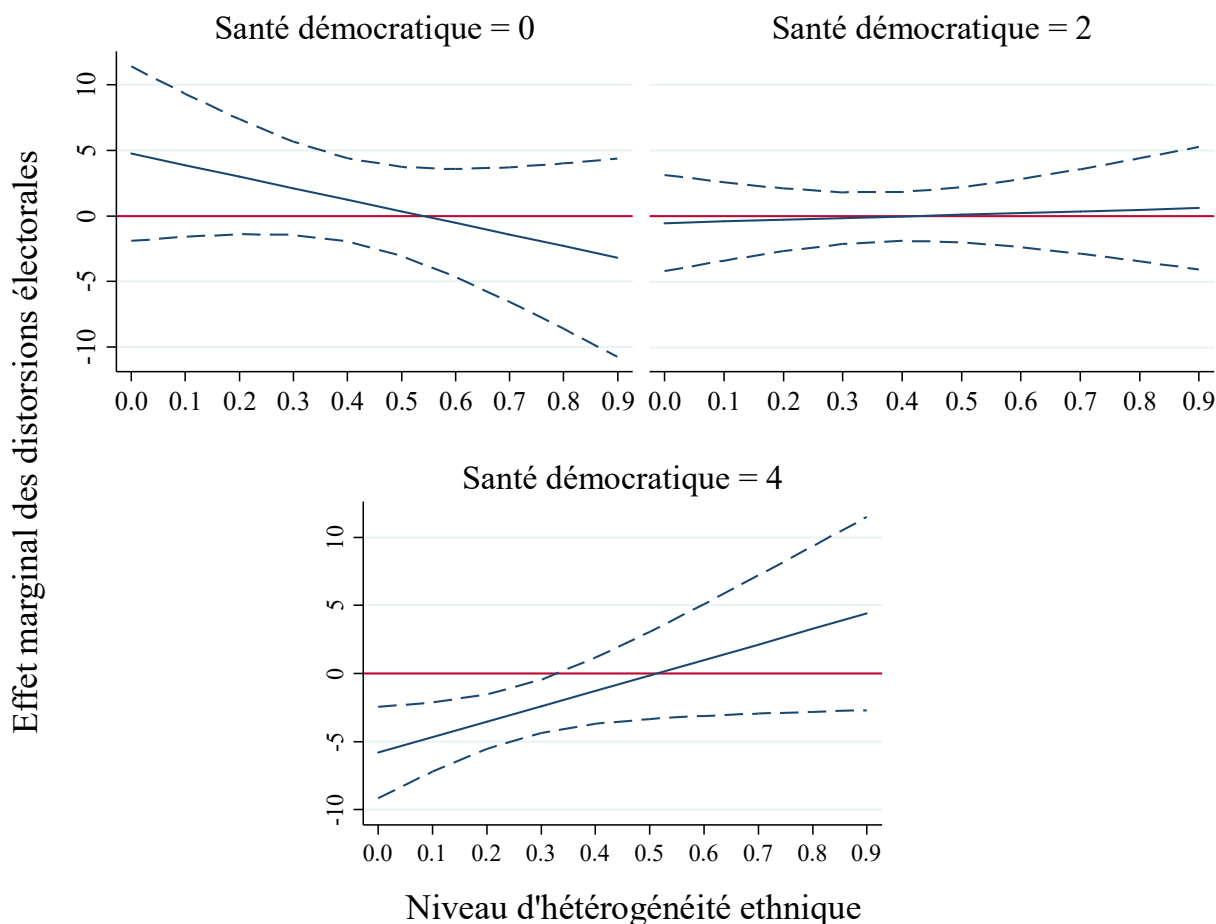
Troisièmement, notre variable dépendante a été modifiée de manière à calculer la participation électorale par rapport à la population en âge de voter plutôt qu'en proportion des électeurs enregistrés (Tableau XIV, Annexe B). Cette fois, l'effet marginal des distorsions électorales ainsi que celui de la fragmentation partisane (Modèle 12) manquent de peu le seuil de signification dans les sociétés ethniquement homogènes. Par contre, l'interaction entre *RP* et *Hétérogénéité* s'accroît considérablement au Modèle 2 et cela fait en sorte que la RP maintient un impact positif sur le vote dans les pays homogènes au Modèle 12. Cette dernière observation concorde avec les résultats de Blais et Carty (1990) qui, en calculant eux aussi la participation électorale de cette façon, notent que la RP conserve un effet positif même en contrôlant pour l'ensemble des facteurs par lesquels elle influence en théorie le taux de vote (fragmentation partisane, distorsions électorales et compétitivité des élections). En ajoutant à cela la moindre fiabilité des mesures de la participation électorale calculées en fonction de la population en âge de voter (tel que souligné à la page 23), la validité de nos résultats n'est donc pas affectée par ce changement de variable dépendante.

Dans un autre ordre d'idées, une critique potentiellement valable de notre analyse pourrait être que les interactions obtenues ne sont pas directement dues à l'hétérogénéité ethnique des populations, mais plutôt au fait que les pays hétérogènes ont en général des niveaux de richesse et de consolidation démocratique inférieurs (Alesina et al. 2003; Merkel et Weiffen 2012). De fait, même en ayant intégré les paramètres *PIB par habitant* et *Santé démocratique* dans nos modèles, il est impératif de prendre en compte que les systèmes électoraux ont peu d'effets sur la participation électorale dans les démocraties moins établies (Endersby et Kriekhaus 2008, 601), possiblement en raison d'une moins bonne compréhension des règles électorales de la part des électeurs, les rendant ainsi moins réactifs aux incitations produites par les systèmes (Mozaffar, Scarritt, et Galaich 2003, 380; Pérez-Liñán 2001, 284). Nous testons donc si la nature des interactions *Distorsions x Hétérogénéité* et *RP x Hétérogénéité* diffère lorsque l'on fait varier les niveaux de *PIB par habitant* et de *Santé démocratique*. Le résultat pour la triple interaction *Distorsions x Hétérogénéité x Santé démocratique* est illustré à la Figure 8²⁸, mais dans tous les cas, le constat est le même : lorsque les niveaux de santé démocratique et de richesse sont plus faibles²⁹, le mode de scrutin ou les distorsions électorales n'ont jamais d'effet significatif sur la participation électorale, ce qui corrobore les conclusions de Endersby et Kriekhaus (2008); en revanche, dans les pays industrialisés ou dans les démocraties établies, les interactions sont soit semblables, soit encore plus prononcées que celles observées dans l'analyse, ce qui indique qu'elles sont bel et bien dues à l'hétérogénéité ethnique des populations et, par conséquent, qu'elles ne sont pas fallacieuses.

²⁸ Le modèle de régression de cette interaction à trois variables est présenté au Tableau XV à l'Annexe B.

²⁹ Un niveau de consolidation démocratique faible correspond à une valeur de 0 de *Santé démocratique*, alors que les niveaux moyen et élevé sont, dans l'ordre, à 2 et à 4. Un niveau de richesse faible représente une valeur de *PIB par habitant* d'un écart-type inférieure à la moyenne, tandis qu'un niveau de richesse moyen correspond à la moyenne des valeurs pour cette variable et un niveau élevé est établi à un écart-type au-delà de la moyenne.

Figure 8 : Effet marginal des distorsions électorales sur la participation électorale selon le niveau de santé démocratique



Note : Les lignes continues représentent l'effet marginal d'une augmentation d'un logarithme naturel de distorsions électorales sur la participation électorale lorsque le niveau de consolidation démocratique est faible (*Santé démocratique=0*), moyen (*Santé démocratique=2*) et élevé (*Santé démocratique=4*). Les courbes pointillées représentent les intervalles de confiance calculés à partir du Modèle 13 au Tableau XV (Annexe B).

Finalement, nous tentons de déterminer si les relations rapportées dans l'analyse peuvent simplement émaner de l'influence disproportionnée de certaines observations. Pour ce faire, nous déterminons à partir du Modèle 12 la valeur DFFITS³⁰ pour chacune des élections au sein de notre échantillon. La mesure DFFITS dévoile l'impact qu'a chaque observation sur la valeur prédite par notre régression (Bourbonnais 2018; Pérez-Liñán 2001). Le seuil absolu de DFFITS

³⁰ Une option alternative aurait été de recourir au test DFBETAS, qui mesure l'influence de chaque observation sur le coefficient d'une seule variable indépendante à la fois. Cependant, la mesure DFFITS est dans notre cas plus adaptée en raison de la présence de plusieurs interactions dans le Modèle 12.

au-delà duquel une observation est considérée comme hautement influente est de 2, mais le seuil ajusté au nombre de paramètres (22) et d'observations (572) du modèle, calculé à l'aide de l'Équation 7 ci-dessous, s'élève à 0.39.

$$|DFITTS| > 2\sqrt{p/n}$$

Équation 7

où n est le nombre d'observations et p le nombre de paramètres dans notre modèle (Belsley, Kuh, et Welsch 2005, 28). Seulement 46 élections (identifiées, avec leur valeur DFFITS, au Tableau XVI à l'Annexe B) ont une valeur de DFFITS qui dépasse 0.39, ce qui représente 8% de notre échantillon. L'observation la plus aberrante est l'élection botswanaise de 1974 (DFFITS=-1.57), dont le taux de participation de 31.22% est dramatiquement inférieur à la moyenne pour les autres élections tenues dans ce pays (72.51%) ainsi qu'à la valeur prédite par le Modèle 12 (77.19%). La plupart des élections influentes ont eu lieu dans des pays avec des populations profondément fragmentées³¹ comme l'Afrique du Sud, la Guyane, la Colombie et le Bénin, ce qui fait qu'elles exercent un puissant effet de levier (*leverage*) sur les diverses relations observées dans l'analyse. Exclure ces 46 observations de notre échantillon rendrait nos résultats moins généralisables non seulement parce qu'on éliminerait du même coup une grande quantité d'élections qui se sont tenues dans des pays hautement hétérogènes, mais aussi puisque ces pays sont en bonne partie situés en Afrique.

Cela dit, le maintien des 46 observations influentes dans l'échantillon apporte en réalité un important biais conservateur dans notre analyse : le Tableau XVII à l'Annexe B indique que

³¹ Le degré d'hétérogénéité ethnique médian de ces 46 élections est de 0.61, comparativement à 0.32 pour l'échantillon complet.

les résultats obtenus à partir des Modèles 2 et 12 sont considérablement renforcés lorsque l'on retranche ces élections de l'échantillon (les graphiques d'effets marginaux des interactions sont présentés aux Figures B.5 et B.6 de l'Annexe B). Tout d'abord, cela occasionne une hausse d'une douzaine de points du coefficient de détermination R^2 des deux régressions³² et accentue l'interaction entre la RP et l'hétérogénéité ethnique du Modèle 2; celle-ci est dorénavant significative, ce qui n'était pas le cas avec l'échantillon complet. Ensuite, réaliser le Modèle 12 à partir du nouvel échantillon (N=526) a comme conséquence d'accroître de plus du double le coefficient du terme interactif *Distorsions x Hétérogénéité* (-9.27 comparativement à -3.82), qui est maintenant hautement significatif. De plus, les pentes des interactions *Fragmentation x Hétérogénéité* et *RP x Hétérogénéité* sont désormais moins prononcées. Pour conclure, ces tests supplémentaires démontrent que nos résultats d'analyse sont robustes et généralisables à l'ensemble des pays du monde.

³² Le coefficient de détermination mesure la proportion de la variance dans la variable dépendante qui est expliquée par le modèle (Nagelkerke 1991). Le coefficient de détermination ajusté du Modèle 2 est désormais de 0.67 comparativement à 0.55 avec l'échantillon complet (Tableau IV, page 36), alors que ces valeurs sont respectivement de 0.70 et 0.57 pour le Modèle 12 (Tableau VIII, page 48).

Discussion

Cette étude est la première à examiner la façon dont la composition des populations peut modérer l'impact des systèmes électoraux sur la participation électorale. À partir d'une nouvelle base de données portant sur 572 élections législatives tenues dans 87 pays, il a été démontré que les systèmes de représentation proportionnelle augmentent la participation électorale dans les sociétés ethniquement homogènes, mais qu'ils n'ont aucun effet dans plus de la moitié des pays analysés en raison de la forte hétérogénéité ethnique de leur population. Le faible niveau d'hétérogénéité ethnique des pays d'Europe comparativement à celui du reste du monde³³ explique donc pourquoi Blais (2006, 114) concluait qu'il ne semble pas y avoir de relation généralisée entre la RP et la participation électorale en dehors de l'Europe.

Conformément à notre raisonnement théorique schématisé à la Figure 2 (page 14), nos résultats révèlent que l'absence de relation entre la RP et la participation électorale dans les sociétés ethniquement hétérogènes est attribuable au fait que dans ces dernières, la réduction des distorsions électorales engendrée par la RP n'a aucune influence sur la propension à voter. Ce résultat va à l'encontre de ce qui était généralement admis dans la littérature, c'est-à-dire que les électeurs sont invariablement plus enclins à se rendre aux urnes lorsque les disparités électorales sont faibles, mais est tout à fait cohérent avec les résultats obtenus par Pérez-Liñán (2001) ainsi que Fornos, Power, et Garand (2004) qui n'observent pas de telle relation en Amérique latine, où les populations sont dans l'ensemble hautement hétérogènes³⁴.

³³ Le niveau médian d'hétérogénéité ethnique des pays d'Europe est de 0.26 comparativement à 0.53 pour les pays du reste du monde.

³⁴ Le niveau médian des pays d'Amérique latine est de 0.52. Dans notre échantillon, l'Amérique latine est composée de tous les pays des Amériques, sauf le Canada et les États-Unis.

Certains de nos résultats divergent néanmoins de nos prédictions théoriques. Tout d’abord, la RP entraîne une augmentation du nombre de partis politiques sans égard au niveau d’hétérogénéité ethnique des populations et non pas seulement dans les sociétés ethniquement divisées comme le suggérait notre seconde hypothèse. Une explication possible à cela est que nos modèles ne tiennent pas compte de la grande variation de la magnitude des districts dans les systèmes de RP ni de divers autres paramètres pouvant influencer la taille du système de partis, tels que la proximité des élections présidentielles et législatives ainsi que la quantité de candidats présidentiels³⁵ (Clark et Golder 2006; Lublin 2017; Mozaffar, Scarritt, et Galaich 2003). Ensuite, bien que la fragmentation partisane n’ait effectivement pas d’incidence sur la participation électorale dans les sociétés ethniquement hétérogènes, elle a cependant un impact négatif sur le vote dans les pays homogènes, ce qui est contraire à notre prédiction théorique. De futures études devront tenter de comprendre pourquoi l’effet du nombre de partis sur l’inclination à voter diffère selon la composition des populations, notamment en considérant certains facteurs pouvant affecter cette relation, mais n’ayant pu être pris en compte dans cette recherche, comme l’existence de coalitions préélectorales (Tillman 2015) et de partis multiethniques (Basedau et al. 2011; Erdmann et Basedau 2008; Reilly 2006), de même que la fréquence des coalitions gouvernementales (Brockington 2004).

Dans un autre ordre d’idées, l’influence positive d’une réduction des distorsions électorales sur la participation aux élections est largement perçue dans la littérature comme étant le reflet d’un sentiment d’aliénation plus faible des électeurs envers le système électoral (Blais

³⁵ Selon Lublin (2017, 380), les électeurs, les élites et les médias concentrent leur attention et leurs ressources vers les principaux candidats présidentiels, puis vers leur formation politique respective lors des élections législatives. Le nombre de candidats présidentiels aura cependant moins d’incidence si les scrutins législatifs et présidentiels sont temporellement éloignés.

et Carty 1990; Blais et Dobrzynska 1998; Karp et Banducci 2008). Nous concluons donc que dans les sociétés ethniquement hétérogènes, où il n'y a pas de telle relation, les électeurs ne sont pas davantage satisfaits lorsque le système électoral génère peu de distorsions. Ceci corrobore la conclusion de Norris (2002) selon laquelle le support des minorités ethniques envers le système politique n'est pas plus important en présence d'un système de représentation proportionnelle. La raison derrière cela est possiblement que les minorités ethniques peuvent, dans certaines circonstances, obtenir une meilleure représentation politique avec un système produisant de fortes distorsions électorales. C'est entre autres le cas si ces minorités sont géographiquement concentrées ou quand des dispositions spéciales, telles que les sièges réservés aux Maoris en Nouvelle-Zélande, sont établies pour accroître leur représentation politique (Banducci, Donovan, et Karp 2004; Barkan 1998; Lijphart 1986; Lublin 2017; Moser 2008; Norris 2002).

Une explication alternative pourrait être que la quête d'une meilleure représentation descriptive des groupes ethniques se conjugue parfois à une moins bonne représentation effective (*substantive*)³⁶ des préférences des minorités dans les processus politiques (Banducci, Donovan, et Karp 2004; Barkan 1998; Gay 2001; Preuhs 2006). Par exemple, même si la création de districts à majorité afro-américaine aux États-Unis a favorisé l'élection de candidats provenant de cette communauté ethnique, cela a pu faciliter du même coup la victoire dans les comtés environnants de candidats républicains qui sont potentiellement moins favorables à des politiques publiques bénéfiques aux Afro-Américains (Cameron, Epstein, et O'Halloran 1996).

³⁶ La représentation descriptive correspond à la proportion d'élus provenant des minorités ethniques dans les assemblées législatives, alors que la représentation effective peut par exemple être déterminée par le nombre de lois adoptées ou de votes par appel nominal remportés qui sont favorables aux préférences des minorités (Banducci, Donovan, et Karp 2004, 538).

De surcroît, lorsqu'on choisit un système de RP avec une grande magnitude de districts dans le but de minimiser les distorsions électorales, on rompt par le fait même le lien de représentation qu'ont les élus avec leurs électeurs dans les systèmes uninominaux (Barkan 1998), alors que le pouvoir politique (*empowerment*) des minorités ethniques est justement renforcé par les systèmes qui maximisent ce lien (Banducci, Donovan, et Karp 2004, 552).

Cette étude comporte certaines limites. Parmi celles-ci, nos modèles ne prennent pas en considération plusieurs facteurs pouvant influencer la nature des relations qui ont été observées, tels que le degré d'ethnisation de la politique, l'instabilité gouvernementale ainsi que le niveau de concentration territoriale des groupes ethniques (Basedau et al. 2011; Huber 2012; Kabre et al. 2013; Norris 2002; Vogt 2011). Notre analyse fait également abstraction des conséquences politiques distinctes que peuvent avoir les différents types de clivages au sein d'une population, comme ceux liés à la religion, à la race, à la langue et aux classes sociales (Alesina et al. 2003; Anderson et Paskeviciute 2006; Norris 2002).

En dépit de cela, nos résultats empiriques ont été mis à l'épreuve par divers tests supplémentaires et se sont avérés robustes. Nous nous sommes notamment assuré que les interactions qui ont été obtenues sont véritablement attribuables à un effet de modération de l'hétérogénéité ethnique et qu'elles ne découlent pas simplement du fait que les pays ethniquement hétérogènes ont généralement des niveaux de développement économique et de consolidation démocratique plus faibles (Alesina et al. 2003; Merkel et Weiffen 2012). En outre, la grande diversité de pays analysés dans cette étude atteste que les relations qui ont été observées n'émanent pas simplement de facteurs contextuels particuliers, mais sont généralisables à l'ensemble des démocraties du globe.

En terminant, notre étude démontre qu'il est fondamental de prendre en compte la composition des populations lorsque l'on étudie les déterminants de la participation électorale, mais aussi quand il est question d'instaurer un nouveau mode de scrutin ou de le réformer. Il va de soi qu'un taux de participation élevé ne constitue pas l'unique objectif à considérer lorsque l'on façonne les institutions électorales, mais toujours est-il que l'ampleur de la participation populaire aux élections constitue un baromètre de la satisfaction des citoyens envers la démocratie et le système politique du pays (Jackman 1987; Nagelkerke 1991; Norris 2002; Stockemer 2016). Une forte participation électorale contraint les gouvernants à considérer dans leurs décisions les intérêts de chaque groupe à l'intérieur de la population, de même qu'à protéger leurs droits (Krishna 2002). Cela est d'une importance fondamentale dans les sociétés ethniquement divisées où les conflits internes sont plus fréquents et dans lesquelles les préférences de chaque groupe ethnique sont considérées comme contraires à celles des autres (Annett 2000, 561; Easterly 2001, 687; Reilly 2000, 164). Il importe par ailleurs de souligner qu'il est possible d'opter pour un système électoral qui maximise la propension à voter de l'ensemble de la population, et cela, tout en renforçant le pouvoir politique des minorités ethniques par la mise en place d'autres institutions consociationnelles telles que le fédéralisme ou le parlementarisme (Horowitz 1990; Lijphart 1977; Moser 2008; Norris 2002).

3. Conclusion du mémoire

Est-ce que l'influence des systèmes électoraux sur la participation électorale dépend de la composition des populations dans lesquelles ils sont implantés? Cette question pourtant fondamentale pour l'étude des institutions politiques et du comportement électoral n'avait jusqu'à aujourd'hui jamais été abordée, et ce, même s'il a maintes fois été démontré que des institutions politiques semblables peuvent avoir des conséquences distinctes dans des contextes sociaux différents (Ordeshook et Shvetsova 1994, 100). Une première contribution importante de cette étude est d'avoir démontré que les systèmes de représentation proportionnelle ont un effet positif sur la participation électorale dans les sociétés ethniquement homogènes, tandis qu'ils n'ont aucun impact lorsque les populations sont hétérogènes. Un autre apport significatif à la littérature est qu'il a été déterminé que la disposition des individus à voter au sein des pays ethniquement hétérogènes n'est pas affectée par l'ampleur des distorsions électorales et c'est précisément ce qui fait en sorte que la RP n'influence pas la propension au vote dans ces sociétés. En dernier lieu, nos résultats montrent que la RP accroît le nombre de partis indépendamment de la diversité ethnique des populations, mais surtout que l'effet de cette fragmentation partisane sur le taux de vote dépend lui aussi de la composition des populations : une hausse du nombre de partis nuit à la participation électorale dans les pays ethniquement homogènes, mais ne l'affecte pas quand les populations sont hétéroclites.

Nous suggérons que dans les populations ethniquement divisées, des distorsions électorales plus faibles ne rendent pas les électeurs plus satisfaits envers le système électoral et que c'est ce qui explique pourquoi ils ne sont alors pas plus enclins à voter. De futures études devront tenter de vérifier si cela découle effectivement du fait que des modes de scrutin

proportionnels ne procurent pas nécessairement une meilleure représentation politique des minorités ethniques (Barkan 1998; Lijphart 1986; Lublin 2017; Moser 2008; Norris 2002).

Une façon d'explorer cette possibilité serait de procéder à une expérience en laboratoire de type « *costly voting* »³⁷ (Downs 1957; Faravelli, Kalayci, et Pimienta 2017, 2; Kartal 2015), dans laquelle on s'intéresse aux conséquences de divers modes de scrutin (comme le SMU et un système de RP) sur la représentation politique et la participation électorale de chaque groupe à l'intérieur d'une population. Le devis expérimental devra impérativement contenir un traitement lié à la concentration géographique des groupes. En effet, la nature des systèmes électoraux a bien moins de répercussions sur la représentation politique lorsque les communautés ethniques sont territorialement regroupées³⁸ étant donné que les minorités peuvent alors tirer profit de fortes distorsions électorales pour remporter un plus grand nombre de sièges (Lublin 2017; Moser 2008; Mozaffar, Scarritt, et Galaich 2003; Norris 2002). Par exemple, alors que la Namibie et l'Afrique du Sud ont toutes deux une population profondément hétérogène et un système de RP qui ne produit que d'infimes distorsions électorales, la forte concentration territoriale des groupes ethniques en Namibie (Lublin 2017) fait en sorte que la répartition des sièges entre les partis demeurerait pratiquement identique même en réalisant les élections avec un système majoritaire plutôt que la RP, comme cela a été démontré par Barkan (1998) dans le cas de l'élection namibienne de 1994; en Afrique du Sud, où les groupes

³⁷ Dans ce type d'expérience, les électeurs peuvent choisir de voter pour leur parti favori ou plutôt de s'abstenir, car voter engendre un coût (Faravelli, Kalayci, et Pimienta 2017, 2).

³⁸ L'étude de Kartal (2015) constitue un bon exemple d'expérience de type « *costly voting* », mais son design expérimental ne tient cependant pas compte de la concentration géographique des groupes et impose un seuil électoral dans le système de RP, ce qui fait que les minorités de petite taille ne sont pas réellement plus avantagées avec ce système de RP partiellement proportionnel qu'avec le SMU. Comme le souligne Lijphart (1986), la RP n'accroît essentiellement la représentation des minorités que si le système est hautement proportionnel.

ethniques sont en revanche géographiquement dispersés (Lublin 2017; Mozaffar, Scarritt, et Galaich 2003), le recours à une formule majoritaire pour répartir les sièges lors de l'élection de 1994 aurait eu pour effet d'exclure quatre des sept partis de l'Assemblée nationale et d'accroître la domination du Congrès national africain (ayant obtenu 62.65% des voix) en lui octroyant 70.80% des sièges plutôt que 63.00%³⁹ (African Elections Database 2011; Barkan 1998).

Cela dit, la satisfaction des individus envers le système électoral dépend également de sa capacité à favoriser la prise en considération des préférences minoritaires dans l'élaboration des politiques publiques (Banducci, Donovan, et Karp 2004; Barkan 1998; Cameron, Epstein, et O'Halloran 1996; Gay 2001; Preuhs 2006). Tandis que des systèmes uninominaux favorisent la création d'un puissant lien de représentation entre les élus et leurs électeurs et que cela renforce le pouvoir politique des minorités ethniques (Banducci, Donovan, et Karp 2004, 552; Farrell 2011), des systèmes hautement proportionnels comme ceux de Guyane, de Namibie et d'Afrique du Sud (Bormann et Golder 2013) engendrent une profonde déconnexion entre les élus et les communautés (Banducci, Donovan, et Karp 2004; Barkan 1998). Il est donc impératif de se demander, comme l'exprime si bien Barkan (1998, 68), « whether the benefit of PR's mathematical accuracy is worth the price of a flawed representation ». Barkan (1998, 64) illustre d'ailleurs son propos en prenant l'exemple de l'Afrique du Sud⁴⁰ où, moins de trois ans après l'élection de 1994, environ le quart des 252 élus du Congrès national africain avait démissionné de leur poste au profit d'emplois plus rémunérateurs. Une avenue intéressante pour de futures

³⁹ Calculer la répartition des sièges à travers une formule majoritaire aurait uniquement fait croître le *Disproportionality index* de Gallagher de 1.1 à 2.2 dans le cas de l'élection namibienne de 1994, mais de 0.3 à 6.7 en ce qui a trait à l'élection tenue la même année en Afrique du Sud (Barkan 1998).

⁴⁰ Il n'y a qu'une seule circonscription en Afrique du Sud pour les 400 sièges législatifs du pays. La moitié des sièges est attribuée à partir de listes provinciales, tandis que les 200 autres sont répartis en fonction d'une liste nationale (Bormann et Golder 2013; Carey et Hix 2011; International IDEA 2018c; Lublin 2017).

recherches serait en ce sens de s'intéresser à la capacité des différents modes de scrutin à assurer une représentation effective des minorités ethniques et de déterminer de quelle manière cela affecte leur participation électorale. Une façon d'y parvenir serait de réaliser des enquêtes auprès des membres de chaque groupe ethnique dans plusieurs pays, en leur demandant s'ils perçoivent que leurs intérêts sont pris en compte par leurs gouvernants et s'ils ont exercé leur droit de vote aux dernières élections. La prochaine étape serait alors de combiner ces résultats d'enquêtes à des données agrégées⁴¹ portant notamment sur le type de système électoral utilisé dans chacun de ces pays.

En somme, les résultats obtenus dans cette étude montrent à quel point il est primordial de tenir compte de la composition des populations lorsque l'on examine l'impact des systèmes électoraux sur la participation électorale. Des études ultérieures auront à apporter un éclairage sur certaines questions que cette recherche laisse sans réponses, notamment en ce qui a trait aux raisons pour lesquelles les électeurs au sein des sociétés ethniquement divisées ne sont pas plus enclins à se rendre aux urnes lorsque les distorsions électorales sont faibles.

⁴¹ Brockington (2004) utilise une approche similaire à celle-ci puisqu'il combine des données individuelles et agrégées pour étudier l'impact de la fragmentation partisane et des coalitions gouvernementales sur la participation électorale.

Bibliographie

- African Elections Database. 2011. *Elections in South Africa*. En ligne.
http://africanelections.tripod.com/za.html#1994_National_Assembly_Election
(page consultée le 18 mars 2018).
- Alesina, Alberto, Reza Baqir et William Easterly. 1999. « Public Goods and Ethnic Divisions ». *The Quarterly Journal of Economics* 114 (4): 1243-84.
- Alesina, Alberto, Arnaud Devleeschauwer, William Easterly, Sergio Kurlat et Romain Wacziarg. 2003. « Fractionalization ». *Journal of Economic Growth* 8 (2): 155-94.
- Alesina, Alberto, Edward Glaeser et Bruce Sacerdote. 2001. « Why Doesn't the US Have a European-Style Welfare System? ». *National Bureau of Economic Research* (w8524).
- Alesina, Alberto et Eliana La Ferrara. 2000. « Participation in Heterogeneous Communities ». *The Quarterly Journal of Economics* 115 (3): 847-904.
- Anckar, Carsten. 1997. « Determinants of disproportionality and wasted votes ». *Electoral Studies* 16 (4): 501-15.
- Anderson, Christopher J. et Aida Paskeviciute. 2006. « How Ethnic and Linguistic Heterogeneity Influence the Prospects for Civil Society: A Comparative Study of Citizenship Behavior ». *Journal of Politics* 68 (4): 783-802.
- Annett, Anthony. 2000. « Social Fractionalization, Political Instability, and the Size of Government ». *IMF Working Papers: Social Fractionalization, Political Instability, and the Size of Government* (82).

- Banducci, Susan A., Todd Donovan et Jeffrey A. Karp. 2004. « Minority Representation, Empowerment, and Participation ». *Journal of Politics* 66 (2): 534-56.
- Banque mondiale. 2017. *Inscriptions à l'école, primaire (% brut)*. En ligne. <https://donnees.banquemondiale.org/indicateur/SE.PRM.ENRR> (page consultée le 1er février 2018).
- Banque mondiale. 2018. *Indicateurs du développement dans le monde | DataBank*. En ligne. <http://databank.banquemondiale.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators> (page consultée le 10 avril 2018).
- Barkan, Joel D. 1998. « Rethinking the Applicability of Proportional Representation for Africa ». Dans Timothy D. Sisk et Andrew Reynolds, dir., *Elections and Conflict Management in Africa*. Washington, D.C.: US Institute of Peace Press, 57-70.
- Basedau, Matthias, Gero Erdmann, Jann Lay et Alexander Stroh. 2011. « Ethnicity and party preference in sub-Saharan Africa ». *Democratization* 18 (2): 462-89.
- Bellettini, Giorgio, Carlotta Berti Ceroni et Chiara Monfardini. 2016. « Neighborhood heterogeneity and electoral turnout ». *Electoral Studies* 42: 146-56.
- Belsley, David A., Edwin Kuh et Roy E. Welsch. 2005. *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York: John Wiley & Sons.
- Birnir, Jóhanna Kristín et Donna Lee Van Cott. 2007. « Disunity in Diversity: Party System Fragmentation and the Dynamic Effect of Ethnic Heterogeneity on Latin American Legislatures ». *Latin American Research Review* 42 (1): 99-125.

- Blais, André. 2006. « What Affects Voter Turnout? ». *Annual Review of Political Science* 9 (1): 111-25.
- Blais, André. 2014. « Why is Turnout So Low in Switzerland? Comparing the Attitudes of Swiss and German Citizens Towards Electoral Democracy ». *Swiss Political Science Review* 20 (4): 520-28.
- Blais, André et Kees Aarts. 2006. « Electoral Systems and Turnout ». *Acta Politica* 41 (2): 180-96.
- Blais, André, Eva Anduiza et Aina Gallego. 2011. « Decentralization and Voter Turnout ». *Environment and Planning C: Government and Policy* 29 (2): 297-320.
- Blais, André et R. Kenneth Carty. 1990. « Does proportional representation foster voter turnout? ». *European Journal of Political Research* 18 (2): 167-81.
- Blais, André et Agnieszka Dobrzynska. 1998. « Turnout in Electoral Democracies ». *European Journal of Political Research* 33 (2): 239-61.
- Blais, André, Elisabeth Gidengil et Neil Nevitte. 2004. « Where does turnout decline come from? ». *European Journal of Political Research* 43 (2): 221-36.
- Blais, André et Ignacio Lago. 2009. « A general measure of district competitiveness ». *Electoral Studies* 28 (1): 94-100.
- Bobo, Lawrence et Vincent L. Hutchings. 1996. « Perceptions of Racial Group Competition: Extending Blumer's Theory of Group Position to a Multiracial Social Context ». *American Sociological Review* 61 (6): 951-72.

- Bormann, Nils-Christian et Matt Golder. 2013. « Democratic Electoral Systems around the world, 1946–2011 ». *Electoral Studies* 32 (2): 360-69.
- Bossert, Walter, Conchita D’ambrosio et Eliana La Ferrara. 2011. « A Generalized Index of Fractionalization ». *Economica* 78 (312): 723-50.
- Bourbonnais, Régis. 2018. *Économétrie*. 10e éd. Dunod.
- Brambor, Thomas, William Roberts Clark et Matt Golder. 2005. « Understanding interaction models: Improving empirical analyses ». *Political analysis* 14 (1): 63-82.
- Brambor, Thomas, William Roberts Clark et Matt Golder. 2007. « Are African party systems different? ». *Electoral Studies* 26 (2): 315-23.
- Brockington, David. 2004. « The Paradox of Proportional Representation: The Effect of Party Systems and Coalitions on Individuals’ Electoral Participation ». *Political Studies* 52 (3): 469-90.
- Cameron, Charles, David Epstein et Sharyn O’Halloran. 1996. « Do Majority-Minority Districts Maximize Substantive Black Representation in Congress? ». *American Political Science Review* 90 (4): 794-812.
- Cancela, João et Benny Geys. 2016. « Explaining voter turnout: A meta-analysis of national and subnational elections ». *Electoral Studies* (42): 264-75.
- Carey, John M et Simon Hix. 2011. « The Electoral Sweet Spot: Low-Magnitude Proportional Electoral Systems ». *American Journal of Political Science* 55 (2): 383-97.

- Central Intelligence Agency. 2018. « World ». Dans *The World Factbook*. En ligne. <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/xx.html> (page consultée le 18 mai 2018).
- Clark, William Roberts et Matt Golder. 2006. « Rehabilitating Duverger's Theory: Testing the Mechanical and Strategic Modifying Effects of Electoral Laws ». *Comparative Political Studies* 39 (6): 679-708.
- Costa, Dora L. et Matthew E. Kahn. 2003. « Civic Engagement and Community Heterogeneity: An Economist's Perspective ». *Perspectives on Politics* 1 (1): 103-111.
- Cruz, Cesi, Philip Keefer et Carlos Scartascini. 2016. « Database of political institutions 2015 ». *Inter-American Development Bank*.
- Dettrey, Bryan J. et Leslie A. Schwindt-Bayer. 2009. « Voter Turnout in Presidential Democracies ». *Comparative Political Studies* 42 (10): 1317-38.
- Downs, Anthony. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper.
- Easterly, William. 2001. « Can Institutions Resolve Ethnic Conflict? ». *Economic Development and Cultural Change* 49 (4): 687-706.
- Eifert, Benn, Edward Miguel et Daniel N. Posner. 2010. « Political Competition and Ethnic Identification in Africa ». *American Journal of Political Science* 54 (2): 494-510.
- Endersby, James W. et Jonathan T. Krieckhaus. 2008. « Turnout around the globe: The influence of electoral institutions on national voter participation, 1972–2000 ». *Electoral Studies* 27 (4): 601-10.

- Erdmann, Gero et Matthias Basedau. 2008. « Party systems in Africa: Problems of categorising and explaining party systems ». *Journal of Contemporary African Studies* 26 (3): 241-58.
- « Ethnic group ». 2018. Dans *Encyclopedia Britannica*. En ligne. <https://www.britannica.com/topic/ethnic-group> (page consultée le 25 janvier 2018).
- Faravelli, Marco, Kenan Kalayci et Carlos Pimienta. 2017. « Costly Voting: A Large-Scale Real Effort Experiment ». *UNSW Business School Research Paper* (2017-16).
- Farrell, David M. 2011. *Electoral systems: A comparative introduction*. New York: Palgrave Macmillan.
- Fearon, James D. 2003. « Ethnic and Cultural Diversity by Country ». *Journal of Economic Growth* 8 (2): 195-222.
- Fornos, Carolina A., Timothy J. Power et James C. Garand. 2004. « Explaining Voter Turnout in Latin America, 1980 to 2000 ». *Comparative Political Studies* 37 (8): 909-40.
- Freitag, Markus et Marc Bühlmann. 2009. « Crafting Trust: The Role of Political Institutions in a Comparative Perspective ». *Comparative Political Studies* 42 (12): 1537-66.
- Gallagher, Michael. 1991. « Proportionality, disproportionality and electoral systems ». *Electoral Studies* 10 (1): 33-51.
- Gallagher, Michael et Paul Mitchell. 2005. *The Politics of Electoral Systems*. Oxford: Oxford University Press.

- Gay, Claudine. 2001. « The effect of black congressional representation on political participation ». *American Political Science Review* 95 (3): 589-602.
- Geys, Benny. 2006. « Explaining voter turnout: A review of aggregate-level research ». *Electoral Studies* 25 (4): 637–663.
- Geys, Benny et Bruno Heyndels. 2006. « Disentangling the Effects of Political Fragmentation on Voter Turnout: The Flemish Municipal Elections ». *Economics & Politics* 18 (3): 367-87.
- Glaeser, Edward L. 2001. « The formation of social capital ». *Canadian Journal of Policy Research* 2 (1): 34-40.
- Golder, Matt et Jacek Stramski. 2009. « Ideological Congruence and Electoral Institutions ». *American Journal of Political Science* 54 (1): 90-106.
- Gray, Mark et Miki Caul. 2000. « Declining Voter Turnout in Advanced Industrial Democracies, 1950 to 1997 The Effects of Declining Group Mobilization ». *Comparative Political Studies* 33 (9): 1091-1122.
- Hellwig, Timothy et David Samuels. 2007. « Voting in open economies: The electoral consequences of globalization ». *Comparative Political Studies* 40 (3): 283-306.
- « Heterogeneity ». 2018. Dans *Cambridge English Dictionary*. En ligne. <https://dictionary.cambridge.org/dictionary/english/heterogeneity> (page consultée le 6 octobre 2018).
- Horowitz, Donald L. 1985. *Ethnic Groups in Conflict*. Berkeley: University of California Press.

- Horowitz, Donald L. 1990. « Making Moderation Pay: the Comparative Politics of Ethnic Conflict Management ». Dans Joseph V. Montville, dir., *Conflict and Peacemaking in Multiethnic Societies*. New York: Lexington Books, 451-76.
- Huber, John D. 2012. « Measuring Ethnic Voting: Do Proportional Electoral Laws Politicize Ethnicity? ». *American Journal of Political Science* 56 (4): 986-1001.
- International Institute for Democracy and Electoral Assistance. 2018a. *Compulsory Voting*. En ligne. <https://www.idea.int/data-tools/data/voter-turnout/compulsory-voting> (page consultée le 10 avril 2018).
- International Institute for Democracy and Electoral Assistance. 2018b. *Electoral System Design Database*. En ligne. <http://www.idea.int/data-tools/data/electoral-system-design> (page consultée le 7 décembre 2016).
- International Institute for Democracy and Electoral Assistance. 2018c. *Voter Turnout Database*. En ligne. <https://www.idea.int/data-tools/data/voter-turnout> (page consultée le 24 octobre 2017).
- Inter-Parliamentary Union. 1971. « Trinidad-and-Tobago : May 24, 1971 ». En ligne. http://archive.ipu.org/parline-e/reports/arc/TRINIDAD_AND_TOBAGO_1971_E.PDF (page consultée le 15 avril 2018).
- Inter-Parliamentary Union. 1983. « Jamaica : December 15, 1983 ». En ligne. http://archive.ipu.org/parline-e/reports/arc/JAMAICA_1983_E.PDF (page consultée le 15 avril 2018).

- Jackman, Robert W. 1987. « Political Institutions and Voter Turnout in the Industrial Democracies ». *The American Political Science Review* 81 (2): 405-23.
- Kabre, Patoinnéwendé Alda, Jean-François Laslier, K. Van der Straeten et L. Wantchekon. 2013. *About political polarization in Africa: An experiment on Approval Voting in Benin*. Mimeo.
- Kaniovski, Serguei et Dennis C. Mueller. 2006. « Community Size, Heterogeneity and Voter Turnouts ». *Public Choice* 129 (3/4): 399-415.
- Karp, Jeffrey A. et Susan A. Banducci. 2008. « Political Efficacy and Participation in Twenty-Seven Democracies: How Electoral Systems Shape Political Behaviour ». *British Journal of Political Science* 38 (2): 311-34.
- Karp, Jeffrey A. et Shaun Bowler. 2001. « Coalition government and satisfaction with democracy: An analysis of New Zealand's reaction to proportional representation ». *European Journal of Political Research* 40 (1): 57-79.
- Kartal, Melis. 2015. « Laboratory elections with endogenous turnout: proportional representation versus majoritarian rule ». *Experimental Economics* 18 (3): 366-84.
- Katz, Richard S. 1997. *Democracy and Elections*. New York: Oxford University Press.
- Kostadinova, Tatiana. 2003. « Voter turnout dynamics in post-Communist Europe ». *European Journal of Political Research* 42 (6): 741-59.
- Krishna, Anirudg. 2002. « Enhancing Political Participation in Democracies: What is the Role of Social Capital? ». *Comparative Political Studies* 35 (4): 437-60.

- Laakso, Markku et Rein Taagepera. 1979. « “Effective” number of parties: a measure with application to West Europe ». *Comparative political studies* 12 (1): 3-27.
- Ladner, Andreas et Henry Milner. 1999. « Do voters turn out more under proportional than majoritarian systems? The evidence from Swiss communal elections ». *Electoral Studies* 18 (2): 235-50.
- Lijphart, Arend. 1977. *Democracy in Plural Societies: A Comparative Exploration*. New Haven: Yale University Press.
- Lijphart, Arend. 1984. *Democracies: Patterns of Majoritarian and Consensus Government in Twenty-one Countries*. New Haven: Yale University Press.
- Lijphart, Arend. 1986. « Proportionality by Non-PR methods: Ethnic Representation in Belgium, Cyprus, Lebanon, New Zealand, West Germany, and Zimbabwe ». Dans Bernard Grofman et Arend Lijphart, dir., *Electoral Laws and their Political Consequences*. New York: Agathon Press, 113-23.
- Lijphart, Arend. 1994. « Democracies: Forms, performance, and constitutional engineering ». *European Journal of Political Research* 25 (1): 1-17.
- Lijphart, Arend. 2012. *Patterns of democracy: Government forms and performance in thirty-six countries*. New Haven: Yale University Press.
- Lublin, David. 2017. « Electoral Systems, Ethnic Heterogeneity and Party System Fragmentation ». *British Journal of Political Science* 47 (2): 373-89.

- Marshall, Monty G., Keith Jagers et Ted Robert Gurr. 2017. *Polity IV Project: Dataset Users' Manual*. Arlington: Center for Systemic Peace.
- Merkel, Wolfgang et Brigitte Weiffen. 2012. « Does Heterogeneity Hinder Democracy? ». *Comparative Sociology* 11 (3): 387-421.
- Moser, Robert G. 2008. « Electoral Systems and the Representation of Ethnic Minorities: Evidence from Russia ». *Comparative Politics* 40 (3): 273-92.
- Mozaffar, Shaheen, James R. Scarritt et Glen Galaich. 2003. « Electoral Institutions, Ethnopolitical Cleavages, and Party Systems in Africa's Emerging Democracies ». *American Political Science Review* 97 (3): 379-90.
- Mutz, Diana C. 2002. « The Consequences of Cross-Cutting Networks for Political Participation ». *American Journal of Political Science* 46 (4): 838-55.
- Nagelkerke, NJD. 1991. « A note on a general definition of the coefficient of determination ». *Biometrika* 78 (3): 691–692.
- Nardulli, Peter F., Cara J. Wong, Ajay Singh, Buddy Peyton et Joseph Bajjaliegh. 2012. *The Composition of Religious and Ethnic Groups (CREG) Project*. Cline Center for Democracy, University of Illinois, Urbana-Champaign. En ligne. http://www.clinecenter.illinois.edu/publications/CREG-White_Paper.pdf.
- Neto, Octavio Amorim et Gary W. Cox. 1997. « Electoral Institutions, Cleavage Structures, and the Number of Parties ». *American Journal of Political Science* 41 (1): 149-74.

- Norris, Pippa. 2002. « Ballots not bullets: testing consociational theories of ethnic conflict, electoral systems, and democratization ». Dans Andrew Reynolds, dir., *The Architecture of Democracy: Constitutional Design, Conflict Management, and Democracy*. Oxford: Oxford University Press, 206-47.
- Ordeshook, Peter C. et Olga V. Shvetsova. 1994. « Ethnic Heterogeneity, District Magnitude, and the Number of Parties ». *American Journal of Political Science* 38 (1): 100-123.
- Pérez-Liñán, Aníbal. 2001. « Neoinstitutional accounts of voter turnout: moving beyond industrial democracies ». *Electoral Studies* 20 (2): 281-97.
- Persson, Torsten, Gerard Roland et Guido Tabellini. 2003. « How do electoral rules shape party structures, government coalitions, and economic policies? ». *National Bureau of Economic Research* (10176).
- Powell, G. B. 1986. « American Voter Turnout in Comparative Perspective ». *The American Political Science Review* 80 (1): 17-43.
- Preuhs, Robert R. 2006. « The Conditional Effects of Minority Descriptive Representation: Black Legislators and Policy Influence in the American States ». *Journal of Politics* 68 (3): 585-99.
- Putnam, Robert D. 1995. « Bowling Alone: America's Declining Social Capital ». *Journal of Democracy* 6 (1): 65-78.

- Reilly, Benjamin. 2000. « Democracy, Ethnic Fragmentation, and Internal Conflict: Confused Theories, Faulty Data, and the "Crucial Case" of Papua New Guinea ». *International Security* 25 (3): 162-85.
- Reilly, Benjamin. 2006. « Political Engineering and Party Politics in Conflict-Prone Societies ». *Democratization* 13 (5): 811-27.
- Reynolds, Andrew, Ben Reilly et Andrew Ellis. 2005. *Electoral System Design: The New International IDEA Handbook*. Stockholm: International Institute for Democracy and Electoral Assistance.
- Rokkan, Stein. 1970. *Citizens, elections, parties: approaches to the comparative study of the processes of development*. New York: McKay.
- Rubenson, Daniel. 2005. *Community Heterogeneity and Political Participation in American Cities*. Canadian Political Science Association meeting.
- Sartori, Giovanni. 1997. *Comparative Constitutional Engineering: An Inquiry Into Structures, Incentives, and Outcomes*. 2e éd. New York: New York University Press.
- Stockemer, Daniel. 2016. « Is the Turnout Function in Democracies and Nondemocracies Alike or Different? ». *Politics & Policy* 44 (5): 889-915.
- « Systèmes électoraux ». 2005. Dans *Réseau du savoir électoral ACE*. En ligne. <http://aceproject.org/main/francais/es/esf.htm> (page consultée le 17 mai 2018).

- Taagepera, Rein et Bernard Grofman. 1985. « Rethinking Duverger's Law: Predicting the Effective Number of Parties in Plurality and PR Systems – Parties Minus Issues Equals One* ». *European Journal of Political Research* 13 (4): 341-52.
- Taagepera, Rein et Bernard Grofman. 2003. « Mapping the Indices of Seats–Votes Disproportionality and Inter-Election Volatility ». *Party Politics* 9 (6): 659-77.
- Tillman, Erik R. 2015. « Pre-electoral coalitions and voter turnout ». *Party Politics* 21 (5): 726-37.
- Togeby, Lise. 2004. « It depends... how organisational participation affects political participation and social trust among second-generation immigrants in Denmark ». *Journal of Ethnic and Migration Studies* 30 (3): 509-28.
- Vogt, Manuel. 2011. *A New Dawn?: Ethnic Mobilization and Political Equality in Latin America*. ECPR Joint Sessions workshop on Political Institutions and Political Violence.
- Zimmer, Troy A. 1976. « Urbanization, Social Diversity, Voter Turnout, and Political Competition in U.S. Elections: Analysis of Congressional Districts for 1972 ». *Social Science Quarterly* 56 (4).

Annexe A : Contenu de l'échantillon

Tableau IX : Élections analysées et hétérogénéité ethnique des pays

Pays	Hétérogénéité ethnique		Élections
	Première élection ^a	En 2013	
<i>Afrique</i>			
Afrique du Sud	0.86	0.86	1994, 1999, 2004, 2009
Bénin	0.78	0.76	1991, 1995, 1999
Botswana	0.49	0.39	1974, 1979, 1984, 1989, 1994, 1999, 2004, 2009
Cabo Verde	0.44	0.44	2001, 2006, 2011
Ghana	0.74	0.74	2008, 2012
Guinée Bissau	0.81	0.81	2008
Kenya	0.86	0.86	2007, 2013
Lesotho	0.29	0.31	1993, 2002, 2012
Libéria	0.89	0.89	2011
Maurice	0.47	0.47	1982, 1983, 1987, 1991, 1995, 2000, 2010
Namibie	0.73	0.76	1994, 1999, 2004
Sénégal	0.76	0.75	2001, 2007, 2012
Sierra Leone	0.80	0.80	2012
Zambie	0.78	0.71	1991, 2011
<i>Amérique du Nord</i>			
Canada	0.69	0.73	1972, 1974, 1979, 1980, 1984, 1988, 1993, 1997, 2000, 2004, 2006, 2008, 2011
Costa Rica	0.28	0.40	1970, 1974, 1978, 1982, 1986, 1990, 1994, 1998, 2002, 2006, 2010
El Salvador	0.18	0.17	1988, 1991, 1994, 2000, 2003, 2006, 2009
États-Unis	0.29	0.53	1970, 1972, 1974, 1976, 1978, 1980, 1982, 1984, 1986, 1988, 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2002, 2004, 2006, 2008, 2010, 2012
Guatemala	0.54	0.51	1999, 2003, 2011
Honduras	0.19	0.23	1989, 1993, 1997, 2001, 2005, 2009, 2013
Jamaïque	0.33	0.21	1972, 1976, 1980, 1989, 1993, 1997, 2002
Mexique	0.57	0.59	1997, 2000, 2003, 2006, 2012
Nicaragua	0.51	0.54	1990, 1996, 2001, 2011
Panama	0.57	0.61	1994, 1999, 2004, 2009

République dominicaine	0.43	0.45	1986, 1990, 1998, 2002, 2006, 2010
Trinité-et-Tobago	0.63	0.65	1976, 1981, 1986, 1991, 1995, 2000, 2001, 2002, 2007, 2010
<i>Amérique du Sud</i>			
Argentine	0.10	0.16	1983, 1985, 1987, 1989, 1991, 1993, 1995, 1997, 1999, 2001, 2005, 2011, 2013
Bolivie	0.60	0.57	1985, 1989, 1993, 1997, 2002, 2005, 2009
Brésil	0.56	0.56	2002, 2006, 2010
Chili	0.47	0.44	1993, 1997, 2001, 2005, 2009, 2013
Colombie	0.65	0.64	1974, 1978, 1982, 1986, 1990, 1991, 1994, 1998, 2002
Équateur	0.66	0.53	1979, 1984, 1986, 1988, 1990, 1994, 1996, 1998
Guyana	0.67	0.69	1997, 2001, 2006, 2011
Paraguay	0.15	0.18	1993, 1998, 2003, 2008, 2013
Pérou	0.63	0.62	1980, 1985, 1990, 2001, 2006, 2011
Uruguay	0.19	0.18	1989, 1999, 2004, 2009
Venezuela	0.47	0.52	1973, 1978, 1983, 1988, 1993, 1998, 2000
<i>Asie</i>			
Bangladesh	0.03	0.03	1991
Chypre	0.34	0.35	1985, 1991, 1996, 2001, 2006, 2011
Corée, République de	0.00 ^b	0.10	1988, 1992, 1996, 2000, 2004, 2012
Géorgie	0.40	0.37	2008, 2012
Indonésie	0.79	0.80	1999, 2004, 2009
Israël	0.25	0.38	1973, 1977, 1981, 1984, 1988, 1992, 1996, 1999, 2003, 2006, 2009, 2013
Japon	0.01	0.02	1972, 1976, 1979, 1980, 1983, 1986, 1990, 1993, 1996, 2000, 2003, 2005, 2009, 2012
Malaisie	0.58	0.57	2008, 2013
Mongolie	0.33	0.31	1992, 1996, 2000
Népal	0.84	0.86	1999, 2008
Philippines	0.83	0.81	1992, 1995, 1998
Sri Lanka	0.43	0.32	1970, 1977, 2001
Thaïlande	0.36	0.35	1995, 1996, 2001, 2011
Timor-Leste	0.85	0.80	2007

Turquie	0.26	0.52	1983, 1987, 1991, 1995, 1999, 2002, 2007, 2011
<i>Europe</i>			
Albanie	0.12	0.14	2005, 2009, 2013
Allemagne	0.14	0.19	1990, 1994, 1998, 2002, 2005, 2009, 2013
Autriche	0.08	0.25	1970, 1971, 1975, 1979, 1983, 1986, 1990, 1994, 1995, 1999, 2002, 2006, 2008, 2013
Belgique	0.53	0.59	1971, 1974, 1977, 1978, 1981, 1985, 1987, 1991, 1995, 1999, 2003, 2007, 2010
Bulgarie	0.27	0.29	1991, 1994, 1997, 2001, 2005, 2009, 2013
Croatie	0.25	0.17	2000, 2003, 2007, 2011
Danemark	0.02	0.18	1971, 1973, 1975, 1977, 1979, 1981, 1984, 1987, 1988, 1990, 1994, 1998, 2001, 2005, 2007, 2011
Espagne	0.54	0.67	1979, 1982, 1986, 1989, 1993, 1996, 2000, 2004, 2008, 2011
Estonie	0.51	0.46	1995, 1999, 2003, 2007, 2011
Finlande	0.12	0.14	1970, 1972, 1975, 1979, 1983, 1987, 1991, 1995, 1999, 2003, 2007, 2011
Grèce	0.06	0.17	1977, 1981, 1985, 1989, 1993, 1996, 2000, 2004, 2007, 2009, 2012
Hongrie	0.12	0.23	1994, 1998, 2002, 2006, 2010
Irlande	0.09	0.17	1973, 1977, 1981, 1982, 1987, 1989, 1992, 1997, 2002, 2007, 2011
Italie	0.05	0.11	1972, 1976, 1979, 1983, 1987, 1992, 1994, 1996, 2001, 2006, 2008, 2013
Lettonie	0.60	0.55	1995, 1998, 2002, 2006, 2010, 2011
Lituanie	0.33	0.28	1996, 2000, 2004, 2008, 2012
Macédoine, République de	0.52	0.56	1994, 1998, 2002, 2006, 2011
Moldavie, République de	0.53	0.43	1998, 2001, 2005, 2009, 2010
Norvège	0.03	0.15	1973, 1977, 1981, 1985, 1989, 1993, 1997, 2001, 2005, 2009, 2013
Pays-Bas	0.02	0.35	1971, 1972, 1977, 1981, 1982, 1986, 1989, 1994, 1998, 2002, 2003, 2006, 2010, 2012
Pologne	0.03	0.07	1991, 1993, 1997, 2001, 2005, 2007, 2011
Portugal	0.01	0.22	1976, 1979, 1980, 1983, 1985, 1987, 1991, 1995, 1999, 2002, 2005, 2009, 2011
République tchèque	0.35	0.26	1996, 1998, 2002, 2006, 2010, 2013

Roumanie	0.20	0.21	1996, 2000, 2004, 2008, 2012
Royaume-Uni	0.31	0.40	1970, 1974, 1979, 1983, 1987, 1992, 1997, 2001, 2005, 2010
Russie	0.33	0.38	2003
Serbie	0.41	0.40	2007, 2008, 2012
Slovaquie	0.25	0.24	1994, 1998, 2002, 2006, 2010, 2012
Slovénie	0.21	0.26	1996, 2000, 2004, 2008, 2011
Suède	0.13	0.22	1970, 1973, 1976, 1979, 1982, 1985, 1988, 1991, 1994, 1998, 2002, 2006, 2010
Suisse	0.28	0.37	1983, 1987, 1991, 1995, 1999, 2003, 2007, 2011
Ukraine	0.42	0.37	1994, 1998, 2002, 2006, 2007
<i>Océanie</i>			
Australie	0.04	0.28	1972, 1974, 1975, 1977, 1980, 1983, 1984, 1987, 1990, 1993, 1996, 1998, 2001, 2004, 2007, 2010, 2013
Fidji	0.55	0.53	1999
Nouvelle-Zélande	0.25	0.48	1978, 1981, 1984, 1987, 1990, 1993, 1996, 1999, 2002, 2005, 2008, 2011

Note: L'élection jamaïcaine de 1983 (2.73%) et celle de 1971 à Trinité-et-Tobago (33.17%) ont été exclues de l'échantillon en raison de leur participation électorale anormalement basse qui découle dans les deux cas d'un boycottage de l'élection par le principal parti d'opposition et de certains autres partis (Inter-Parliamentary Union 1971, 1983).

^a Niveau d'hétérogénéité ethnique des pays l'année où s'est déroulée leur élection la plus ancienne contenue dans notre échantillon.

^b Le niveau d'hétérogénéité ethnique de la République de Corée à sa première élection (1988) n'est pas nul, mais s'élève à 0.003.

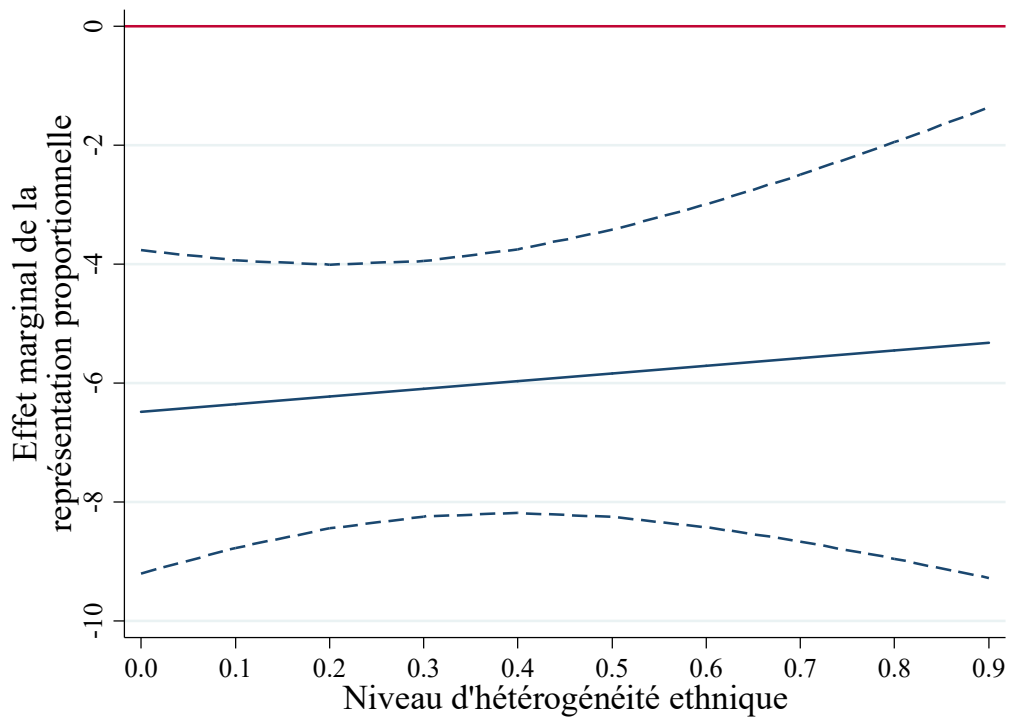
Annexe B : Tableaux et figures liés à l'analyse

Tableau X : Représentation proportionnelle et participation électorale (résultats pour l'ensemble des paramètres)

	Modèle 1	Modèle 2
Constante	67.16*** (17.71)	62.88*** (16.92)
Hétérogénéité	0.79 (4.99)	8.81 (5.70)
Représentation proportionnelle	4.33* (2.15)	9.30** (3.50)
Vote obligatoire	12.59*** (3.25)	12.94*** (3.12)
Importance	9.41*** (2.29)	9.62*** (2.22)
Santé démocratique	1.24 (0.76)	1.35 (0.73)
Éducation primaire	0.09 (0.07)	0.09 (0.08)
PIB par habitant (ln)	1.25 (1.01)	1.05 (1.04)
Population (ln)	-1.30 (0.84)	-1.15 (0.83)
Suisse	-32.91*** (1.81)	-32.59*** (1.77)
États-Unis	3.16 (3.75)	3.61 (3.72)
Année	-0.34*** (0.07)	-0.34*** (0.06)
Afrique	2.37 (3.83)	2.29 (3.77)
Amérique du Nord	-6.90** (2.36)	-7.29** (2.36)
Amérique du Sud	-4.45 (4.38)	-4.19 (4.05)
Asie	4.16 (3.55)	5.14 (3.15)
Océanie	7.16* (3.37)	8.79** (3.16)
Représentation proportionnelle x Hétérogénéité		-12.74 (7.57)
Observations	572	572
R ² ajusté	0.54	0.55

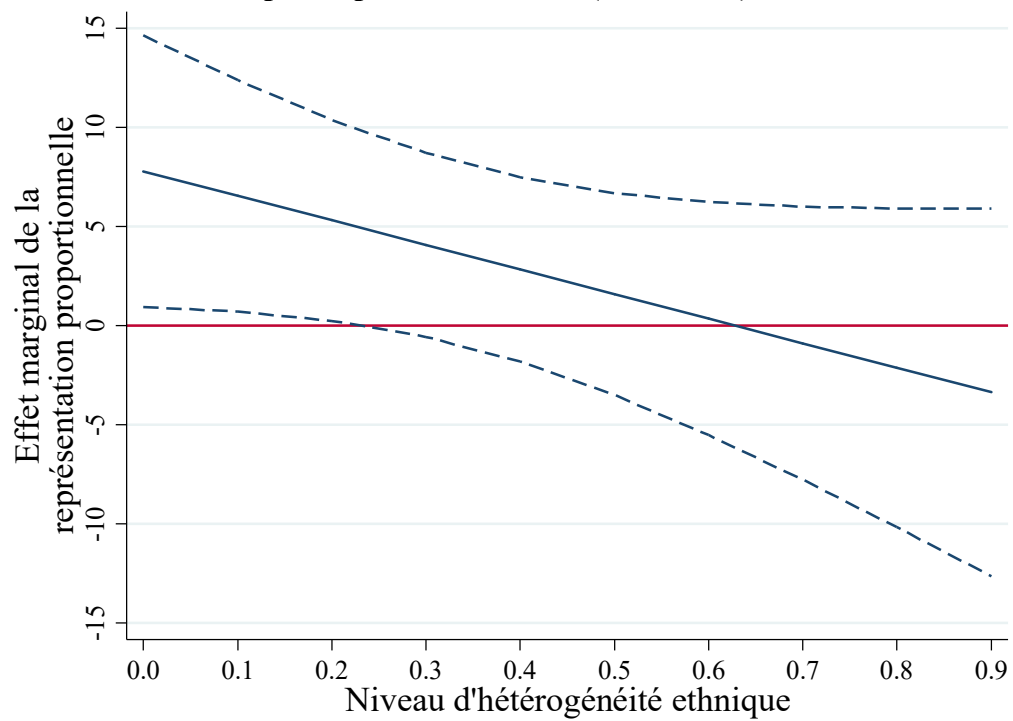
Note: Ce tableau réplique les résultats du Tableau IV, mais en présentant cette fois les coefficients pour l'ensemble des variables des modèles. La variable dépendante est la participation électorale en proportion des électeurs enregistrés. Erreurs-types entre parenthèses. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Figure B.1 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur les distorsions électorales (Modèle 9)



Note : La ligne continue représente l'effet marginal de la représentation proportionnelle sur les distorsions électorales (sans transformation), alors que les courbes pointillées représentent l'intervalle de confiance calculé à partir du Modèle 9 au Tableau VII.

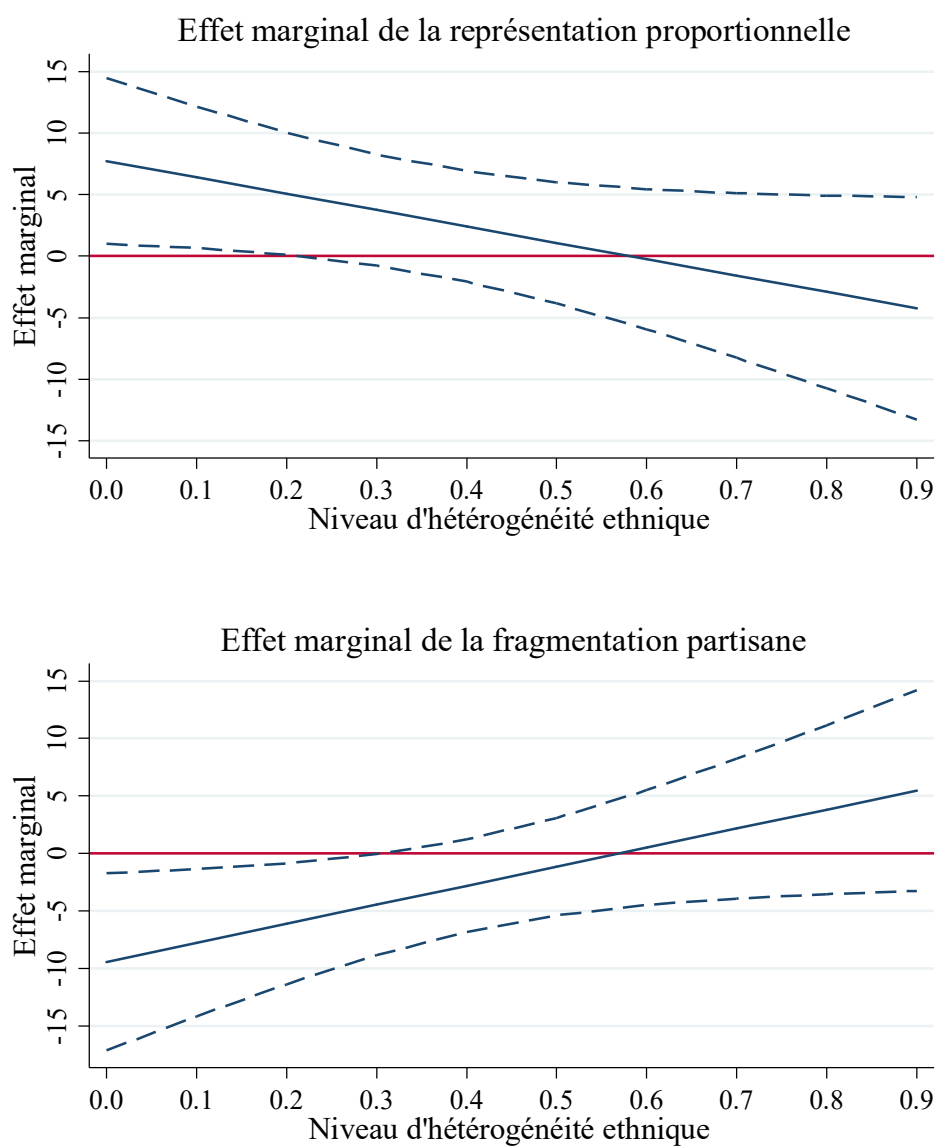
Figure B.2 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale (Modèle 10)



Note : La ligne continue représente l'effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale, alors que les courbes pointillées représentent l'intervalle de confiance calculé à partir du Modèle 10 du Tableau VIII.

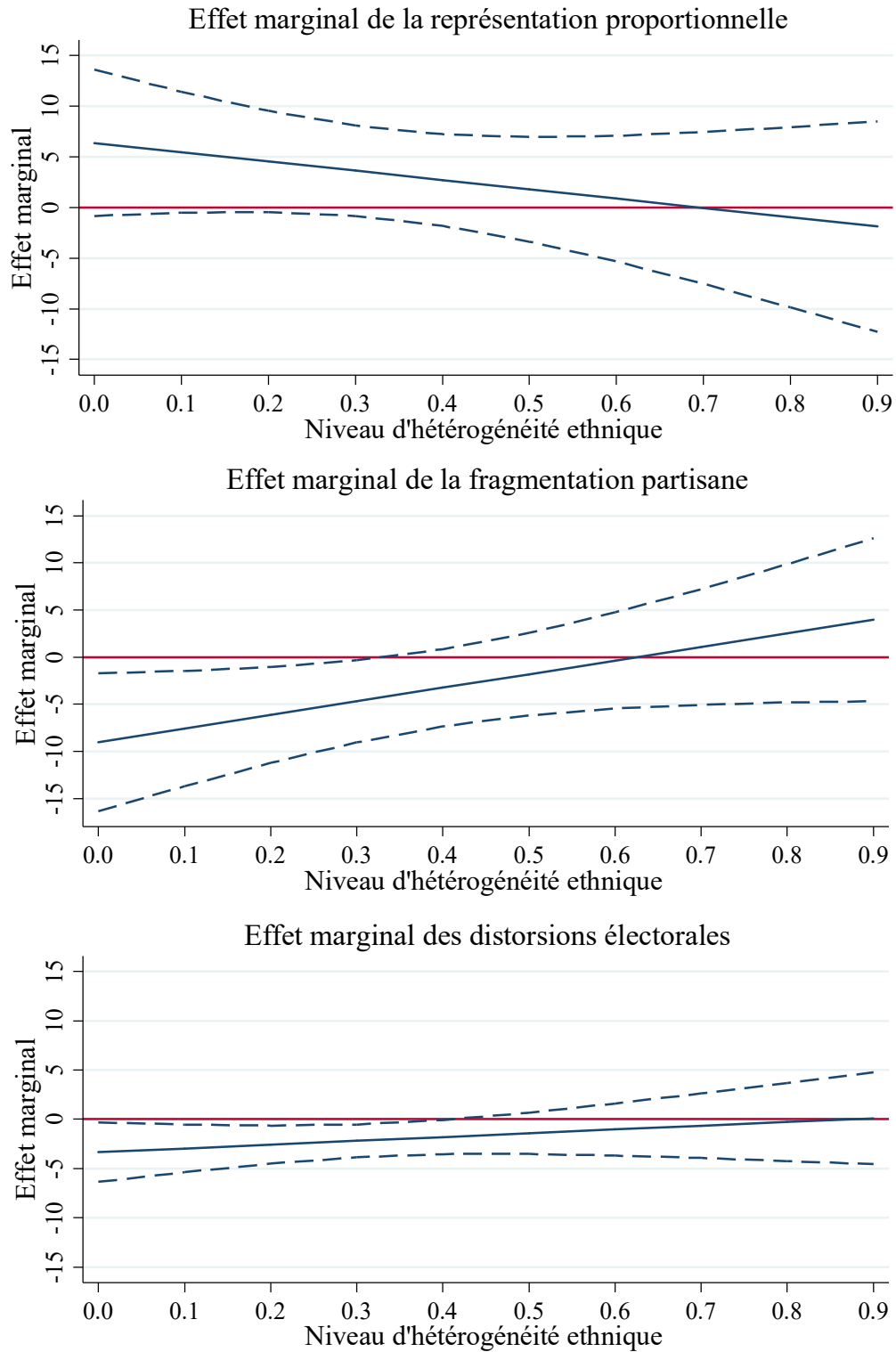
Figure B.3 : Graphiques d'effets marginaux des interactions du Modèle 11

Variable dépendante : participation électorale



Note : Les lignes continues représentent respectivement les effets marginaux de la représentation proportionnelle (en haut) et de la fragmentation partisane (en bas) sur la participation électorale, alors que les courbes pointillées représentent les intervalles de confiance calculés à partir du Modèle 11 du Tableau VIII.

Figure B.4 : Graphiques d'effets marginaux des interactions du Modèle 12
 Variable dépendante : participation électorale



Note : Les lignes continues représentent respectivement les effets marginaux de la représentation proportionnelle (en haut), de la fragmentation partisane (au milieu) et des distorsions électorales (en bas) sur la participation électorale, alors que les courbes pointillées représentent les intervalles de confiance calculés à partir du Modèle 12 du Tableau VIII.

Tableau XI : Remplacement de variables de contrôle

	Modèle 2	Modèle 12
Constante	78.45*** (19.94)	96.74*** (20.68)
Hétérogénéité	7.53 (5.76)	-23.17 (15.58)
Représentation proportionnelle	9.47** (3.60)	5.49 (3.69)
Fragmentation (ln)		-9.25* (3.78)
Distorsions (ln)		-4.12* (1.64)
Vote obligatoire	13.83*** (2.91)	14.23*** (2.54)
Importance	10.25*** (2.23)	10.07*** (2.02)
Freedom House	-2.15* (0.98)	-1.74 (0.94)
Taux d'alphabétisation	0.04 (0.09)	0.05 (0.10)
PIB (ln)	-0.38 (0.61)	-0.31 (0.60)
Densité de population (ln)	-0.42 (0.74)	-0.60 (0.76)
Suisse	-31.29*** (1.71)	-29.74*** (1.79)
États-Unis	1.56 (3.37)	-1.76 (3.59)
Représentation proportionnelle x Hétérogénéité	-13.37 (7.51)	-7.50 (8.19)
Fragmentation (ln) x Hétérogénéité		14.28 (8.04)
Distorsions (ln) x Hétérogénéité		5.21 (4.05)
Observations	560	560
R ² ajusté	0.53	0.55

Note: Les variables *Freedom House*, *Taux d'alphabétisation*, *PIB* et *Densité de population* remplacent *Santé démocratique*, *Éducation primaire*, *PIB par habitant* et *Population*. Variable dépendante : participation électorale en proportion des électeurs enregistrés. Erreurs-types entre parenthèses. Contrôles absents du tableau : Année, Afrique, Amérique du Nord, Amérique du Sud, Asie, Océanie. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Tableau XII : Retrait des variables de contrôle
Suisse et États-Unis

	Modèle 2	Modèle 12
Constante	61.55*** (8.51)	86.93*** (9.37)
Hétérogénéité	7.71* (3.58)	-20.71* (8.08)
Représentation proportionnelle	8.89*** (2.03)	5.76* (2.24)
Fragmentation (ln)		-9.82*** (2.33)
Distorsions (ln)		-3.87*** (1.07)
Vote obligatoire	13.53*** (1.51)	14.35*** (1.56)
Importance	8.75*** (0.97)	9.01*** (0.94)
Santé démocratique	1.46** (0.45)	1.27** (0.44)
Éducation primaire	0.11* (0.05)	0.09 (0.05)
PIB par habitant (ln)	0.42 (0.57)	0.17 (0.59)
Population (ln)	-0.81* (0.36)	-0.79* (0.35)
Représentation proportionnelle x Hétérogénéité	-13.54** (4.23)	-9.13 (4.87)
Fragmentation (ln) x Hétérogénéité		13.89** (4.91)
Distorsions (ln) x Hétérogénéité		4.76* (2.40)
Observations	572	572
R ² ajusté	0.47	0.50

Note: Les variables *Suisse* et *États-Unis* ont été retirées des Modèles 2 et 12. Variable dépendante : participation électorale en proportion des électeurs enregistrés. Erreurs-types entre parenthèses. Contrôles absents : Année, Afrique, Amérique du Nord, Amérique du Sud, Asie, Océanie. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Tableau XIII : Représentation proportionnelle et modes de scrutin mixtes compensatoires

	Modèle 2	Modèle 12
Constante	63.76*** (16.63)	83.80*** (17.51)
Hétérogénéité	9.26 (5.98)	-19.07 (15.13)
RP et mixtes compensatoires	9.37* (3.87)	6.64 (4.14)
Fragmentation (ln)		-9.46** (3.41)
Distorsions (ln)		-3.39* (1.53)
Vote obligatoire	13.47*** (2.93)	13.74*** (2.49)
Importance	9.20*** (2.27)	9.29*** (2.06)
Santé démocratique	1.27 (0.75)	1.13 (0.75)
Éducation primaire	0.10 (0.08)	0.07 (0.08)
PIB par habitant (ln)	1.19 (1.06)	1.08 (0.96)
Population (ln)	-1.34 (0.77)	-1.10 (0.76)
Suisse	-32.10*** (1.71)	-30.87*** (1.61)
États-Unis	4.34 (3.60)	0.86 (3.91)
RP et mixtes compensatoires x Hétérogénéité	-12.11 (7.51)	-9.04 (8.39)
Fragmentation (ln) x Hétérogénéité		14.86* (7.18)
Distorsions (ln) x Hétérogénéité		4.14 (3.96)
Observations	572	572
R ² ajusté	0.54	0.57

Note: Les modes de scrutin mixtes compensatoires sont catégorisés comme des systèmes de représentation proportionnelle. Variable dépendante : participation électorale en proportion des électeurs enregistrés. Erreurs-types entre parenthèses. Contrôles absents du tableau : Année, Afrique, Amérique du Nord, Amérique du Sud, Asie, Océanie. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Tableau XIV : Participation électorale en proportion de la population en âge de voter

	Modèle 2	Modèle 12
Constante	42.75* (18.11)	59.07** (19.76)
Hétérogénéité	6.69 (5.79)	-10.77 (15.68)
Représentation proportionnelle	13.43*** (3.73)	11.14** (4.09)
Fragmentation (ln)		-6.76 (4.13)
Distorsions (ln)		-2.61 (1.52)
Vote obligatoire	9.07** (3.44)	9.83** (3.49)
Importance	8.01*** (2.20)	7.98*** (2.18)
Santé démocratique	1.70 (0.94)	1.60 (0.96)
Éducation primaire	0.19* (0.09)	0.17* (0.08)
PIB par habitant (ln)	0.75 (1.07)	0.56 (1.10)
Population (ln)	-0.59 (1.04)	-0.44 (1.02)
Suisse	-38.18*** (1.89)	-36.99*** (2.00)
États-Unis	-12.22** (4.24)	-15.01*** (4.04)
Représentation proportionnelle x Hétérogénéité	-19.34* (8.32)	-17.06 (9.53)
Fragmentation (ln) x Hétérogénéité		9.46 (9.37)
Distorsions (ln) x Hétérogénéité		2.36 (3.43)
Observations	572	572
R ² ajusté	0.53	0.54

Note: La variable dépendante est la participation électorale en proportion de la population en âge de voter. Erreurs-types entre parenthèses. Contrôles absents du tableau : Année, Afrique, Amérique du Nord, Amérique du Sud, Asie, Océanie. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

**Tableau XV : Distorsions électorales,
hétérogénéité ethnique et santé démocratique**

	Modèle 13
Constante	59.15** (19.71)
Hétérogénéité	21.47 (14.75)
Représentation proportionnelle	3.75 (2.23)
Fragmentation (ln)	-3.16 (2.09)
Distorsions (ln)	4.75 (3.35)
Vote obligatoire	14.08*** (3.00)
Importance	9.39*** (2.03)
Santé démocratique	6.24*** (1.83)
Éducation primaire	0.09 (0.08)
PIB par habitant (ln)	0.71 (1.00)
Population (ln)	-0.93 (0.76)
Suisse	-30.74*** (1.63)
États-Unis	1.25 (4.12)
Distorsions (ln) x Hétérogénéité	-8.81 (7.11)
Santé démocratique x Hétérogénéité	-9.99* (4.49)
Distorsions (ln) x Santé démocratique	-2.64** (0.95)
Distorsions (ln) x Hétérogénéité x Santé démocratique	5.04* (2.36)
Observations	572
R ² ajusté	0.57

Note: La variable dépendante est la participation électorale en proportion des électeurs enregistrés. Erreurs-types entre parenthèses. Contrôles absents du tableau : Année, Afrique, Amérique du Nord, Amérique du Sud, Asie, Océanie. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Tableau XVI : Observations influentes (DFFITS)

Pays	Année	DFFITS ^a	Pays	Année	DFFITS
Botswana	1974	-1.57	Mongolie	1992	0.51
Guinée Bissau	2008	0.90	Mongolie	2000	0.50
Colombie	1978	-0.82	Italie	1994	0.49
Afrique du Sud	1999	0.81	Pologne	1991	-0.48
Zambie	1991	-0.80	Chili	1997	0.48
Bolivie	2009	0.80	Venezuela	1973	0.47
Bénin	1995	0.76	Bénin	1999	0.47
Guyana	2001	0.70	Timor-Leste	2007	0.46
Sénégal	2007	-0.69	Bolivie	2005	0.46
Lesotho	2012	-0.68	Cabo Verde	2001	-0.45
Colombie	1991	-0.62	Trinité-et-Tobago	1976	-0.44
Colombie	1982	-0.58	Guatemala	1999	-0.44
Afrique du Sud	1994	0.57	Namibie	2004	0.43
Sénégal	2012	-0.57	Colombie	1974	-0.43
Guyana	1997	0.57	Afrique du Sud	2009	0.43
Indonésie	1999	0.57	Albanie	2009	-0.42
Botswana	1979	-0.56	Chili	2013	-0.42
Mongolie	1996	0.56	Ukraine	1994	0.41
Colombie	1994	-0.56	Cabo Verde	2006	-0.41
Kenya	2013	0.55	Roumanie	2008	-0.40
El Salvador	2003	-0.54	Colombie	1986	-0.40
Bénin	1991	-0.52	Corée, République de	1988	0.40
Sri Lanka	1977	0.52	Nicaragua	2011	0.40

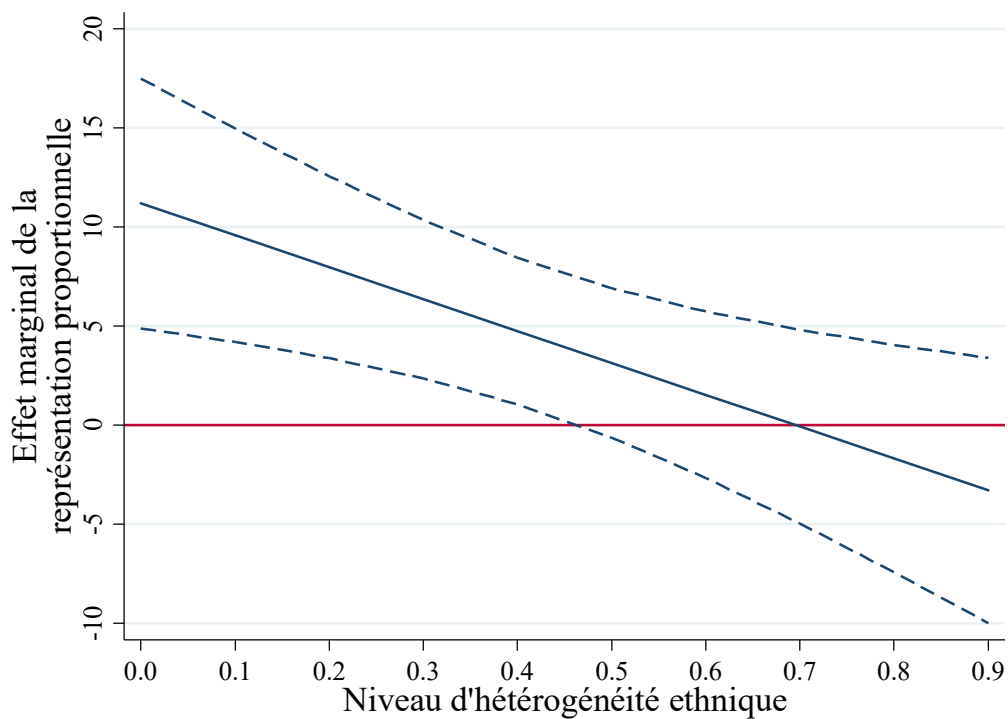
^a Les élections sont classées en ordre décroissant de DFFITS en valeur absolue.

Tableau XVII : Résultats obtenus en excluant les observations influentes (DFFITS)

	Modèle 2	Modèle 12
Constante	61.55*** (11.21)	84.71*** (11.37)
Hétérogénéité	9.43 (4.83)	-23.52* (11.53)
Représentation proportionnelle	11.19*** (3.17)	6.49* (3.06)
Fragmentation (ln)		-7.77* (3.02)
Distorsions (ln)		-5.07*** (1.19)
Vote obligatoire	13.01*** (1.54)	13.69*** (1.60)
Importance	8.42*** (1.85)	8.18*** (1.51)
Santé démocratique	0.98 (0.57)	0.70 (0.58)
Éducation primaire	-0.01 (0.06)	-0.05 (0.05)
PIB par habitant (ln)	1.57 (0.85)	1.42 (0.76)
Population (ln)	-0.61 (0.70)	-0.39 (0.63)
Suisse	-33.03*** (1.50)	-31.26*** (1.30)
États-Unis	-0.33 (3.22)	-3.08 (3.02)
Représentation proportionnelle x Hétérogénéité	-16.10** (5.99)	-6.74 (6.41)
Fragmentation (ln) x Hétérogénéité		9.40 (6.39)
Distorsions (ln) x Hétérogénéité		9.27*** (2.66)
Observations	526	526
R ² ajusté	0.67	0.70

Note: L'échantillon (N=526) exclut les 46 élections dont la valeur DFFITS est supérieure à 0.39. La variable dépendante est la participation électorale en proportion des électeurs enregistrés. Erreurs-types entre parenthèses. Contrôles absents du tableau : Année, Afrique, Amérique du Nord, Amérique du Sud, Asie, Océanie. * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Figure B.5 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale (Modèle 2) en excluant les observations influentes (DFFITS)

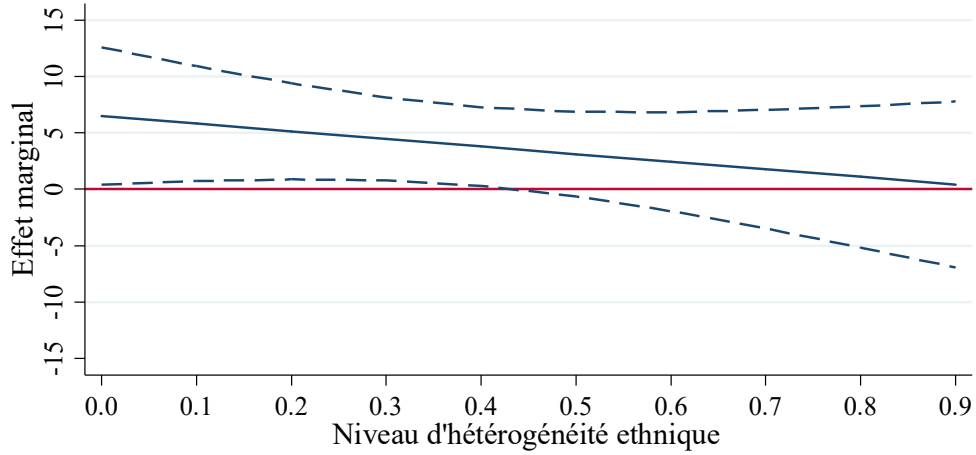


Note : La ligne continue représente l'effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale, calculé à partir du Modèle 2 du Tableau XVII, dont l'échantillon (N=526) exclut les 46 élections dont la valeur DFFITS est supérieure à 0.39. Les courbes pointillées représentent l'intervalle de confiance.

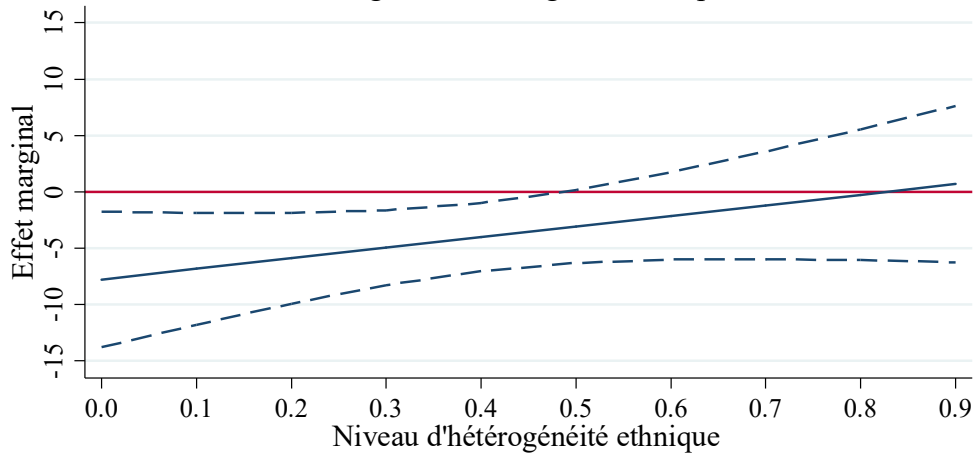
Figure B.6 : Graphiques d'effets marginaux des interactions du Modèle 12 en excluant les observations influentes (DFFITS)

Variable dépendante : participation électorale

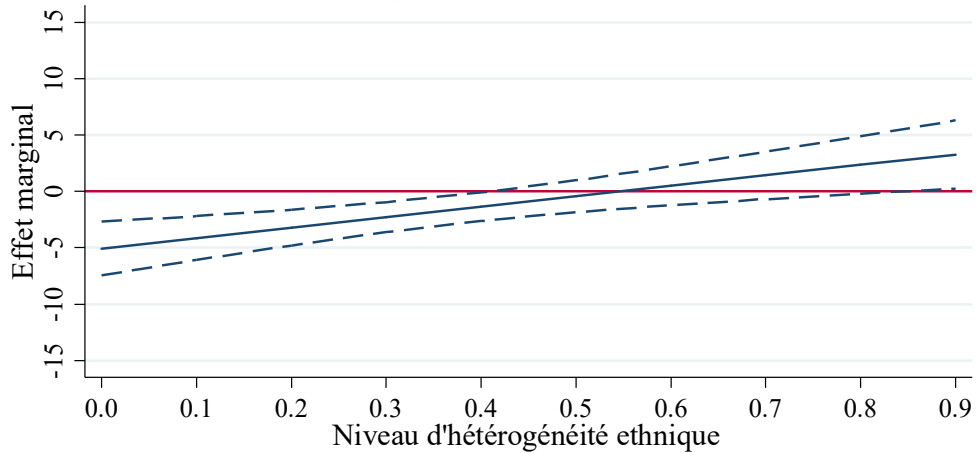
Effet marginal de la représentation proportionnelle



Effet marginal de la fragmentation partisane



Effet marginal des distorsions électorales



Note : Les lignes continues représentent respectivement les effets marginaux de la représentation proportionnelle (en haut), de la fragmentation partisane (au milieu) et des distorsions électorales (en bas) sur la participation électorale, calculés à partir du Modèle 12 du Tableau XVII, dont l'échantillon (N=526) exclut les 46 élections dont la valeur DFFITS est supérieure à 0.39. Les courbes pointillées représentent les intervalles de confiance.

