

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

Grégoire Saint-Martin-Audet

Université de Montréal  
gregoire.saint-martin-audet@umontreal.ca

Présenté dans le cadre du Congrès 2018 de l'Association canadienne de science politique

Régina, Saskatchewan, 30 mai au 1er juin 2018

## 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 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

---

\* Merci à André Blais et à Jean-François Godbout pour leur aide dans la réalisation de cette recherche. Une version précédente de cet article a antérieurement été présentée aux séminaires de la Chaire recherche en études électorales et du Centre d'Étude de la Vie Politique, de même qu'au 8<sup>e</sup> colloque du Centre pour l'Étude pour la citoyenneté démocratique. J'exprime aussi ma gratitude envers le Fonds de recherche du Québec – Société et culture et le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada pour leur soutien financier.

## 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 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 il y en a beaucoup en 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

---

*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 la plus grande diversité de pays analysés dans les études plus récentes (Cancela et Geys 2016; Geys 2006). En réalité, il semble que cette relation positive ne se concrétise que dans les pays d'Europe, mais pas dans le reste du monde (Blais 2006; Cancela et Geys 2016; Stockemer 2016). Aucune explication n'a cependant été avancée jusqu'à maintenant pour justifier pourquoi l'effet de la RP sur la participation électorale diffère selon les régions du monde.

Il est stupéfiant que les recherches antérieures n'aient pas envisagé que l'impact des systèmes électoraux sur la propension à voter puisse dépendre de la composition des populations alors qu'il est bien connu que des institutions politiques semblables peuvent entraîner des conséquences différentes dans des contextes sociaux distincts (Ordeshook et Shvetsova 1994, 100). Dans cette étude, nous soutenons que le niveau d'hétérogénéité ethnique des populations affecte la relation entre la RP et la participation électorale.

Notre analyse, qui repose sur une nouvelle base de données portant sur 572 élections législatives tenues dans 87 pays entre 1970 et 2013, démontre que la RP accroît bel et bien la participation électorale dans les sociétés ethniquement homogènes, mais qu'elle n'a aucun impact lorsque les populations sont hétérogènes. La plus grande homogénéité des populations d'Europe comparativement à celles du reste du monde (Fearon 2003) explique donc pourquoi les études précédentes n'ont pu observer de relation entre la RP et la propension à voter en dehors de l'Europe. Il a en outre été déterminé que la raison pour laquelle la RP n'augmente pas le taux de participation dans les populations hétérogènes est que dans ces dernières, la réduction des distorsions électorales engendrée par la RP n'accentue pas l'inclination au vote. Cela est possiblement 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).

Nos résultats montrent de surcroît que la RP occasionne une hausse du nombre de partis politiques sans égard au niveau d'hétérogénéité ethnique des pays, tandis que notre attente théorique était que cela se produirait uniquement dans les sociétés ethniquement divisées, car les clivages sociaux à représenter y sont plus nombreux (Duverger 1954; Lublin 2017; Mozaffar, Scarritt, et Galaich 2003; Neto et Cox 1997; Ordeshook et Shvetsova 1994). Par ailleurs, il est avancé dans la littérature que cette fragmentation du système de partis 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, ce qui amoindrit l'influence directe qu'ont les électeurs sur la composition du gouvernement (Blais et Carty 1990; Blais et Dobrzynska 1998; Brockington 2004; Jackman 1987; Tillman 2015). Nos résultats indiquent en réalité que la fragmentation partisane a un effet réducteur sur la propension à voter dans les sociétés ethniquement homogènes, mais qu'elle n'a aucune influence lorsque les populations sont hétérogènes. Cela reflète bien les résultats mixtes observés dans la littérature relativement au lien entre la fragmentation partisane et la participation aux scrutins (Cancela et Geys 2016; Geys 2006).

Cette étude démontre que l'influence des systèmes électoraux sur la propension à voter dépend fondamentalement de la composition des populations. 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.

## **Revue de la littérature et hypothèses**

Il était autrefois généralement admis que les systèmes de représentation proportionnelle entraînent une hausse de la participation électorale (Geys 2006). Les plus récentes études sur le sujet ont cependant mis en doute l'universalité de cette relation, ce qui pourrait être attribuable à la plus grande variété de pays qui ont été analysés (Cancela et Geys 2016, 268). À cet effet, Blais (2006, 113-14) souligne que s'il a été maintes fois démontré que la RP stimule la propension à voter dans les démocraties établies, aucune association n'a cependant été décelée en Amérique latine (voir Fornos, Power, et Garand 2004 ainsi que Pérez-Liñán 2001). Il poursuit en affirmant ceci :

« 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)

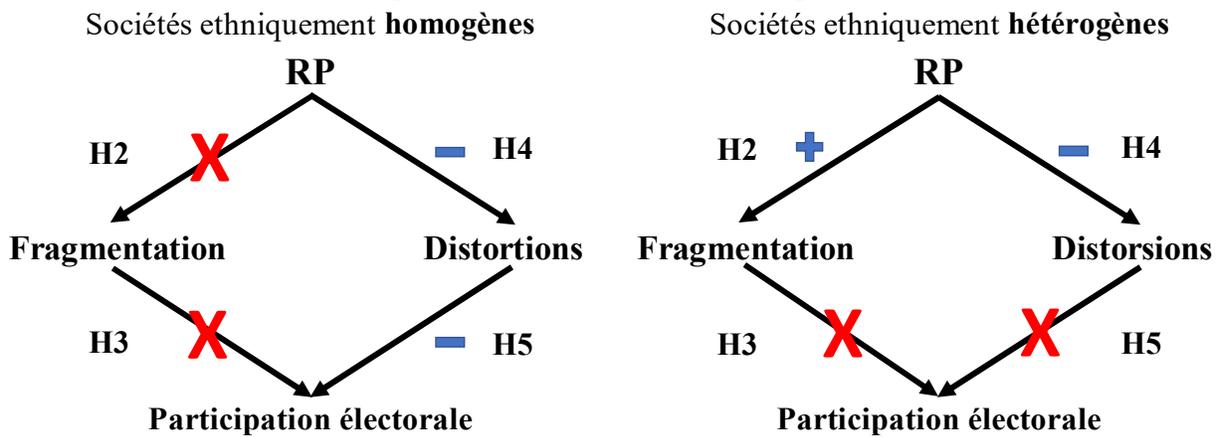
La raison pour laquelle l'effet de la RP sur le vote diffère d'une région à l'autre n'a toutefois pas été identifiée jusqu'à ce jour. Nous soutenons que ce phénomène est dû au fait que la capacité de la RP à accroître la participation électorale diffère selon le niveau d'hétérogénéité ethnique des populations, et ce, même en sachant que l'hétérogénéité ethnique n'a en soi aucune incidence directe sur le taux de participation (Geys 2006, 650). Cette prédiction découle essentiellement du fait que les démocraties établies et les pays d'Europe ont dans l'ensemble des populations bien plus homogènes que celles du reste du monde (Alesina et al. 2003; Fearon 2003),

ce qui expliquerait pourquoi la RP accroît la participation électorale uniquement dans ces pays. 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. Notre raisonnement théorique, schématisé à la Figure 1, se résume de la façon suivante. Tout d'abord, bien que la RP favorise le multipartisme seulement dans les sociétés ethniquement hétérogènes parce que les clivages sociaux à représenter y sont plus nombreux (Birnie et Van Cott 2007; Clark et Golder 2006), cette fragmentation partisane n'affecte toutefois pas la participation électorale (Cancela et Geys 2016), peu importe le degré d'hétérogénéité ethnique des populations. Ensuite, la RP engendre une réduction des distorsions électorales (Blais et Carty 1990; Geys 2006; Ladner et Milner 1999) sans égard à la composition des populations, mais 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)<sup>2</sup>.

**Figure 1 : 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 politiques 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

<sup>2</sup> 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). Blais et Lago (2009) ont cependant mis en doute cet argument, car en analysant la compétitivité électorale directement au niveau des districts plutôt qu'à l'échelle nationale comme l'ont fait les études précédentes, ils démontrent que les élections ne s'avèrent pas plus serrées avec la RP que sous un système majoritaire.

permettent d'élire plusieurs députés par districts (Blais et Aarts 2006, 184). 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). Cela nous mène donc à la seconde hypothèse :

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

S'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 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).

Dans les populations ethniquement hétérogènes, le multipartisme et les coalitions gouvernementales pourraient exercer une pression 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 (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 (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 gouvernementales<sup>3</sup>. 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 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 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 les hétérogènes.

---

<sup>3</sup> Katz (1997, 162) note que 70% des élections tenues avec la RP produisent des coalitions gouvernementales.

*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***

En permettant d'élire plusieurs candidats par districts et d'abaisser le niveau minimal de votes qu'un parti doit recueillir pour remporter un siège<sup>4</sup> (Blais et Aarts 2006; Lublin 2017; Norris 2002, 210), les systèmes de représentation proportionnelle génèrent moins de distorsions entre le nombre de votes et de sièges reçus par les partis que les systèmes majoritaires/pluralitaires ou mixtes (Blais et Carty 1990; Geys 2006; Ladner et Milner 1999; Lijphart 2012; Norris 2002). Puisqu'il n'y a pas de raison de croire que cela pourrait différer selon le degré d'hétérogénéité ethnique des populations, notre cinquième 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 distorsions 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 Guyane<sup>5</sup> (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 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-

---

<sup>4</sup> D'autres facteurs que le seuil électoral effectif et la magnitude des districts influencent l'étendue des disparités électorales, dont le régime politique, le nombre de sièges législatifs et l'existence d'un seuil légal (Lijphart 2012; Norris 2002).

<sup>5</sup> 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 et 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).

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 électoral est équitable (*fairness*), la satisfaction envers la démocratie, le sentiment d'efficacité politique (*political efficacy*) et la participation électorale<sup>6</sup>. 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 électoral produit peu de disparités électorales.

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-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 aux scrutins. De surcroît, en présence d'une minorité qui est cette fois de petite taille, il n'y a aucun écart significatif entre le taux de vote obtenu avec la RP ou le SMU.

Ainsi, dans les sociétés ethniquement hétérogènes, une hausse des distorsions électorales ne s'accompagne pas forcément d'un plus grand sentiment d'aliénation des électeurs 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, variables et méthodologie**

Notre analyse empirique repose sur une base de données portant sur 572 élections législatives tenues dans 87 pays démocratiques entre 1970 et 2013<sup>7</sup>. L'Annexe A présente l'ensemble des élections contenues dans l'échantillon (Tableau VI), les statistiques descriptives des variables (Tableau VII), de même que la provenance des données pour ces dernières (Tableau VIII).

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 abstenus<sup>8</sup> et repose sur des données de recensements de qualité variable,

---

<sup>6</sup> 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.

<sup>7</sup> 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.

<sup>8</sup> 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

ce qui est particulièrement problématique considérant le grand nombre de pays analysés dans cette étude (Blais et Dobrzynska 1998, 241; Endersby et Krieckhaus 2008, 602).

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 proportionnelle et de 0 dans le cas des systèmes majoritaires/pluralitaires ou mixtes.

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). L'équation 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 :

$$Hétérogénéité_j = 1 - \sum_{i=1}^N p_{ij}^2$$

Équation 1

Les valeurs de la variable *Hétérogénéité* vont de 0 à 1, où 0 constitue une parfaite homogénéité et 1 une parfaite hétérogénéité. En 2013<sup>9</sup>, le pays ayant la population la plus hétérogène était le Libéria (*Hétérogénéité*=0.89), tandis que le pays le plus homogène était le Japon (0.02). Le Tableau VI 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 Tableau IX (Annexe A) montre quant à lui la répartition par continent 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 du Sud (0.53) et au tiers de celui de l'Afrique (0.76).

La Figure 2 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. 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.

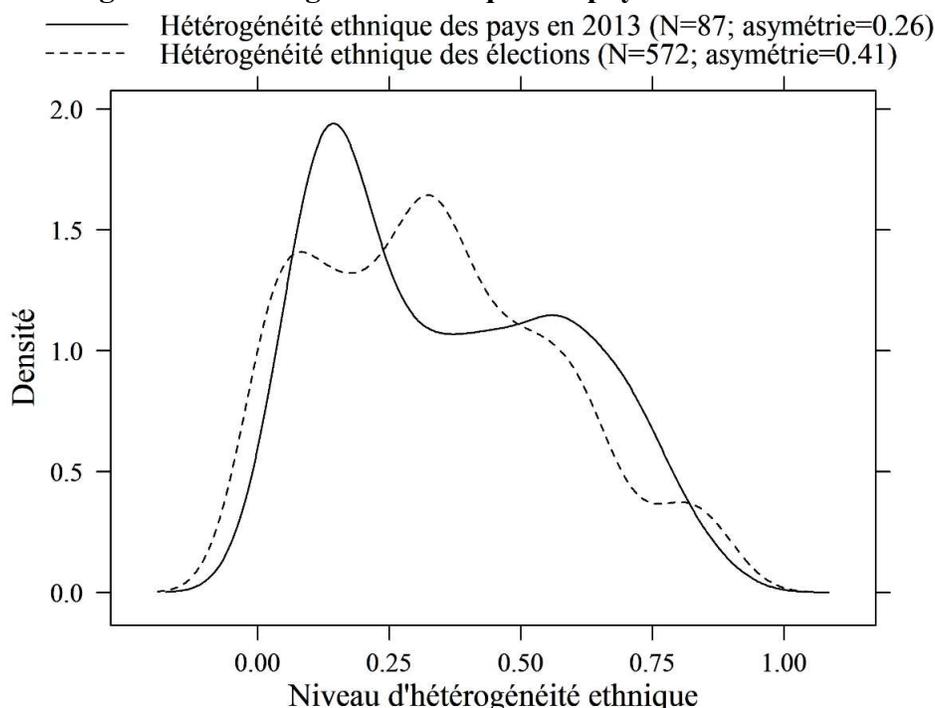
En continuité avec la plupart des études, le degré de fragmentation partisane (*Fragmentation*) est déterminé par le nombre effectif de partis électoraux, une mesure développée par Laakso et Taagepera (1979). La variable *Distorsions* correspond au *Disproportionality index* de Gallagher (1991), c'est-à-dire 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).

---

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.

<sup>9</sup> Lorsqu'une référence est faite dans ce texte relativement au niveau d'hétérogénéité ethnique des pays, il s'agit de celui de 2013, soit à la dernière année pour laquelle les données nécessaires au calcul de cet indice sont disponibles.

**Figure 2 : Hétérogénéité ethnique des pays et des élections**



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. 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 présidentielles<sup>10</sup> 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 voter (Dettrey et Schwindt-Bayer 2009, 1322; Fornos, Power, et Garand 2004). 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 ainsi que lorsqu'une élection est importante (Blais et Carty 1990; Blais et Dobrzynska 1998; Cancela et Geys 2016; Endersby et Kriekhaus 2008).

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 tenues dans des pays considérés comme démocratiques au moment du scrutin, soit avec un indice *Polity IV* d'au moins 6 (Marshall, Jaggers, et Gurr 2017). Les valeurs de *Santé démocratique* ont été rééchelonnées de 0 à 4.

*Éducation primaire* et *PIB par habitant* mesurent respectivement le taux brut d'inscription à l'école primaire 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

<sup>10</sup> 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.

*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).

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 Suisse (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).

Enfin, la variable *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.

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. 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).

## Analyse

La première colonne du Tableau I 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) dans leur analyse agrégée portant sur 91 pays. L'hétérogénéité ethnique n'entretient pour sa part aucun lien avec la variable dépendante, en accord avec ce qu'avait observé Geys (2006).

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.

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). On constate effectivement que l'interaction *RP x Hétérogénéité* arbore le signe négatif qui découle de l'hypothèse,

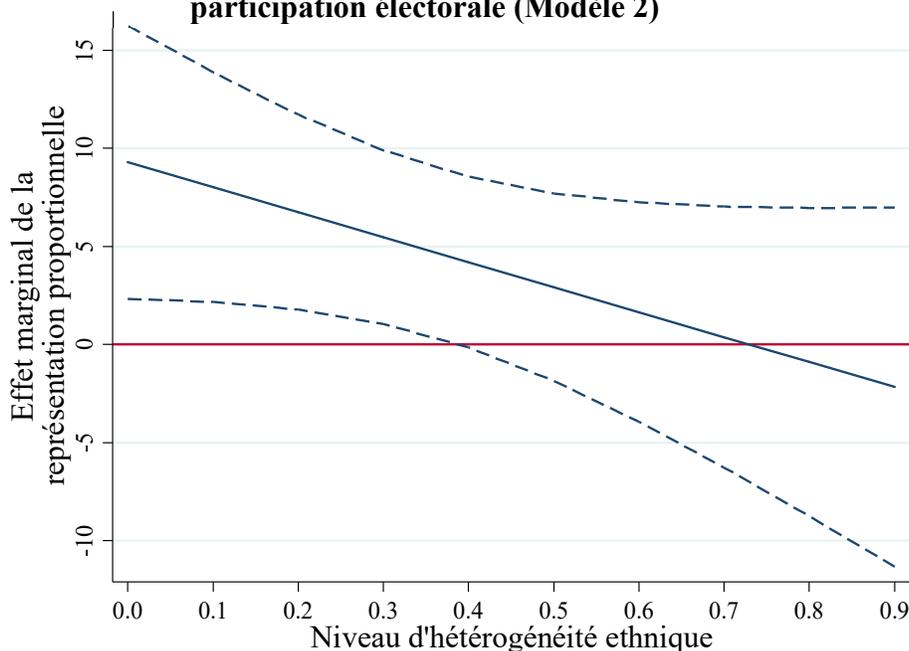
mais son coefficient n'atteint néanmoins pas le seuil de signification de 95%. Cela n'est pas alarmant, car ce que nous tentons réellement de déterminer est si l'effet marginal de la RP sur le vote est non significatif lorsque le niveau d'hétérogénéité ethnique est grand (Clark et Golder 2006, 700), ce que la Figure 3 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 courbes pointillées correspond à un intervalle de confiance de 95%.

**Tableau I : 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 per capita (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 <sup>2</sup> 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. \* $p < 0.05$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \*\*\* $p < 0.001$

**Figure 3 : 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.

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 vote.

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 uniquement 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 II 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.

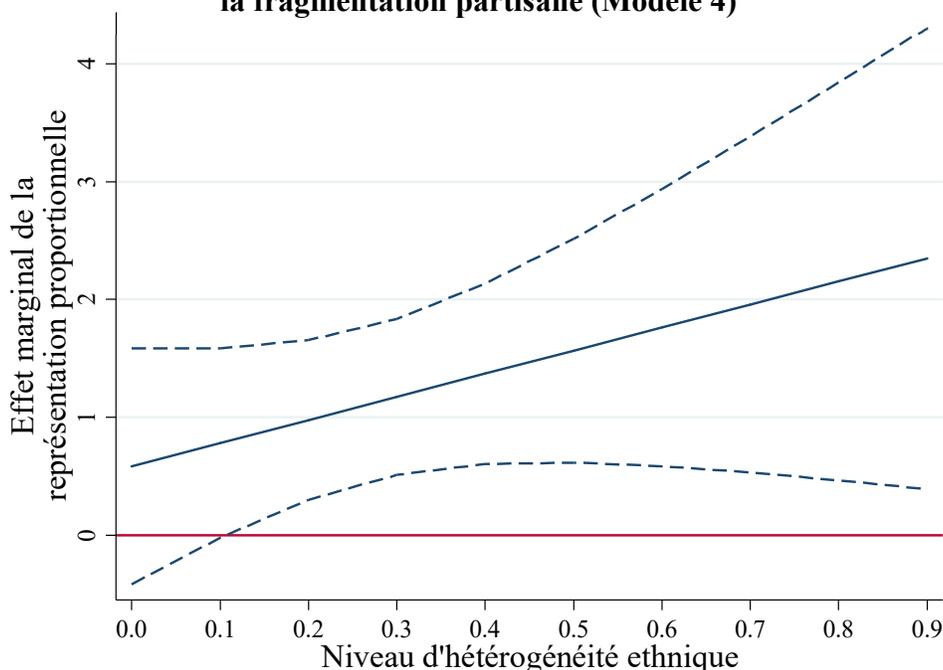
Ce n'est cependant que par l'ajout au Modèle 4 de l'interaction *RP x Hétérogénéité* qu'il est réellement possible de déterminer si la capacité des modes de scrutin proportionnels à élargir le système partisan diffère dans les sociétés ethniquement homogènes et hétérogènes. Malgré que l'interaction *RP 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 4 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 où la RP n'augmenterait pas le nombre 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 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 et les Pays-Bas, qui, au moment du scrutin, avaient un degré d'hétérogénéité plus bas que 0.12.

**Tableau II : 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 <sup>2</sup> ajusté	0.10	0.11

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

**Figure 4 : 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 III. 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%.

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 5 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 et 45% des observations de l'échantillon. 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 2.72<sup>11</sup> 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 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 1, cela se justifie par l'absence de relation entre les distorsions électorales et le taux de participation dans les populations ethniquement divisées.

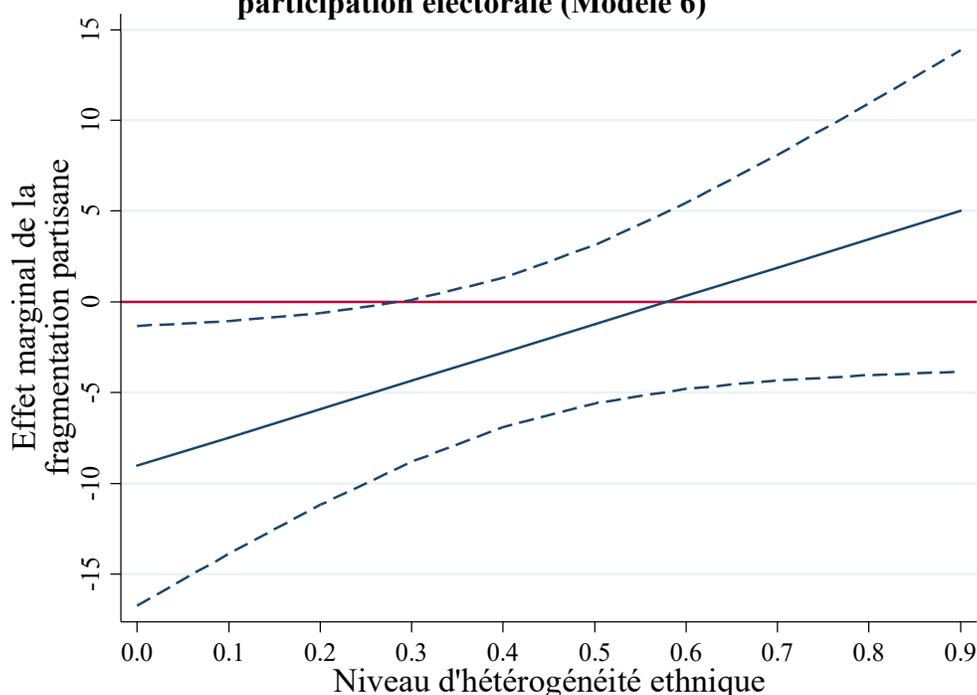
<sup>11</sup> Puisque *Fragmentation* a été transformée par un logarithme naturel, la courbe représente l'effet marginal d'une hausse d'un logarithme naturel du nombre effectif de partis électoraux, soit de 2.72 partis ( $e^1$ ), sur le taux de vote.

**Tableau III : Fragmentation, distorsions et participation électorale**

	Modèle 7	Modèle 8	Modèle 9
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 per capita (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 <sup>2</sup> ajusté	0.55	0.56	0.56

Note: 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. \* $p < 0.05$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \*\*\* $p < 0.001$

**Figure 5 : 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.

## 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 IV, 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).

**Tableau IV : Représentation proportionnelle et distorsions électorale**

	(1)	(2)
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 <sup>2</sup> ajusté	0.25	0.25

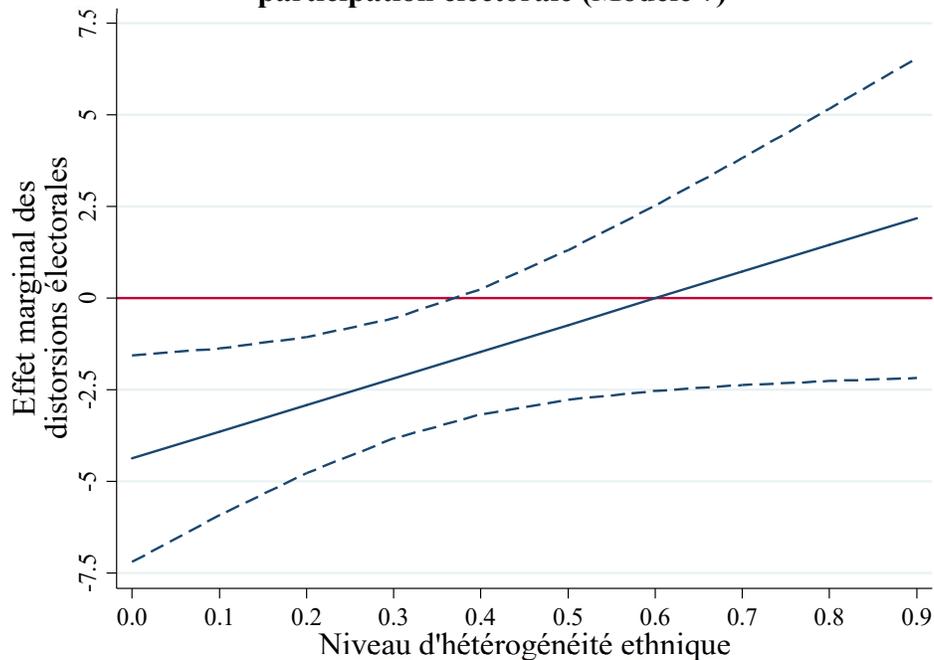
Note: La variable dépendante est l'ampleur des distorsions électorales (sans transformation). Erreurs-types entre parenthèses. \* $p < 0.05$ ; \*\* $p < 0.01$ ; \*\*\* $p < 0.001$

L'interaction *Distorsions x Hétérogénéité* au Modèle 7 du Tableau III 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 6 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 augmentation des disparités électorales n'aurait aucune influence sur la propension à voter dans 51 des 87 pays (59%) de l'échantillon. La courbe d'effet marginal nous informe par exemple qu'une croissance d'un logarithme naturel de *Distorsions* abaisserait la participation électorale en Hongrie (*Hétérogénéité*=0.23) de 2.70 points de pourcentage.

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 V. 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.

Dans un premier temps, nous ne faisons qu'ajouter dans la première colonne (Modèle 10) les variables *Fragmentation* et *Distorsions* à l'équation du Modèle 2 (Tableau I), ce qui ne fait pratiquement pas varier la pente de l'interaction entre la RP et l'hétérogénéité ethnique. L'insertion au Modèle 11 du terme *Fragmentation x Hétérogénéité* n'affecte que de façon minimale l'interaction *RP x Hétérogénéité*, ce qui atteste 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 III).

**Figure 6 : 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.

**Tableau V : 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 per capita (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 <sup>2</sup> 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 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. 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 prouve 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.

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 1, 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. D'une part, 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*<sup>12</sup>. D'autre part, nous avons intégré les modes de scrutin mixtes compensatoires dans la catégorie des systèmes de représentation proportionnelle car ceux-ci, 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). Ceux deux changements produisent des résultats similaires (présentés aux Tableaux X et XI, Annexe B), voire meilleurs que ceux obtenus précédemment.

Dans un autre ordre d'idées, une critique potentiellement valable de notre analyse pourrait être que les interactions observées 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 plus faibles (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 7<sup>13</sup>, mais dans tous les cas, le constat est le même : lorsque les niveaux de santé démocratique et de richesse sont plus faibles<sup>14</sup>, le mode de scrutin ou les distorsions électorales n'ont jamais d'effet significatif sur la participation

---

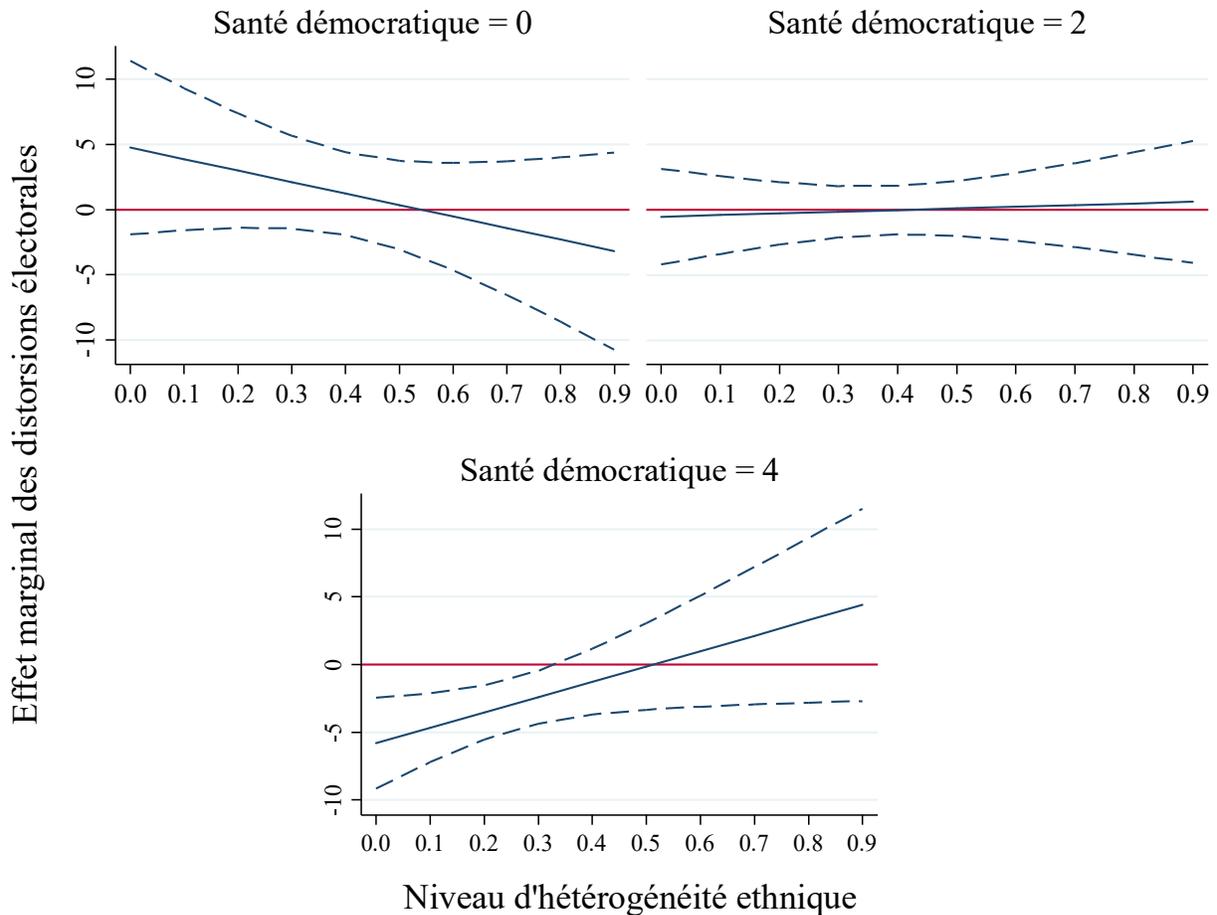
<sup>12</sup> Les données pour le taux d'alphabétisation (population âgée de 15 ans ou plus), la densité de population et le PIB (dollars américains constants de 2010) proviennent de la Banque mondiale (2018). Les variables de densité de population et de PIB ont été transformées à l'aide d'un logarithme naturel. Les données pour l'indice *Freedom House* proviennent de l'International Institute for Democracy and Electoral Assistance (2018c). Aucune élection dans notre échantillon n'a un indice *Freedom House* inférieur à 5.

<sup>13</sup> Le modèle de régression de cette interaction à trois variables est présenté au Tableau XII à l'Annexe B.

<sup>14</sup> Un niveau de consolidation démocratique faible est établi à une valeur de 0 sur notre échelle de *Santé démocratique*, alors que les niveaux moyen et élevé de consolidation démocratique sont, dans l'ordre, à 2 et à 4. Un niveau de richesse faible représente une valeur

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 obtenues dans l'analyse, ce qui démontre qu'elles sont bel et bien dues à l'hétérogénéité ethnique des populations et, par conséquent, qu'elles ne sont pas fallacieuses.

**Figure 7 : 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 XII (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 DFFITS<sup>15</sup> 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 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 5 ci-dessous, s'élève à 0.39.

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 se situe à un écart-type au-dessus de la moyenne.

<sup>15</sup> 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.

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

Équation 2

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 XIII 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 des 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 fragmentées<sup>16</sup> 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 XIV à l'Annexe B indique que 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 à l'Annexe B). Tout d'abord, cela occasionne une hausse d'une douzaine de points du coefficient de détermination  $R^2$  des deux régressions<sup>17</sup> 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.

## 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 uniquement dans les sociétés ethniquement homogènes, mais 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 monde<sup>18</sup> 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.

Nos résultats révèlent ensuite 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. Cela va à l'encontre de ce qui était généralement admis dans la littérature, soit 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

<sup>16</sup> Le degré d'hétérogénéité ethnique médian de ces 46 élections est de 0.61, comparativement à 0.32 pour l'échantillon complet.

<sup>17</sup> Le coefficient de détermination ajusté du Modèle 2 est désormais de 0.67 comparativement à 0.55 avec l'échantillon complet (Tableau I), alors que ces valeurs sont respectivement de 0.70 et 0.57 pour le Modèle 12 (Tableau V).

<sup>18</sup> 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.

Pérez-Liñán (2001) et Fornos et al. (2004) qui n'observent pas de telle relation en Amérique latine, où les populations sont dans l'ensemble hautement hétérogènes<sup>19</sup>.

Certains de nos résultats divergent néanmoins de nos prédictions théoriques. Tout d'abord, la RP entraîne une augmentation du nombre de partis sans égard au niveau d'hétérogénéité ethnique des populations et non pas seulement dans les sociétés ethniquement divisées. Une explication possible à cela est que nos modèles ne tiennent pas compte de plusieurs paramètres pouvant influencer la fragmentation partisane, la proximité des élections présidentielles et législatives ainsi que la quantité de candidats présidentiels (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 n'ayant pu être pris en compte dans cette recherche, comme l'existence de coalitions préélectorales (Tillman 2015) et la fréquence des coalitions gouvernementales (Brockington 2004).

En dépit de cela, nos résultats empiriques ont été mis à l'épreuve par divers tests supplémentaires et se sont avérés robustes. La grande diversité de pays analysés dans cette étude nous assure que les relations qui ont été observées ne découlent pas simplement de facteurs contextuels particuliers, mais sont généralisables à l'ensemble des démocraties du globe.

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 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. 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, notamment lorsqu'elles 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*) 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). 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 à l'inverse renforcé dans des systèmes qui maximisent ce lien (Banducci, Donovan, et Karp 2004, 552).

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

---

<sup>19</sup> 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.

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 en outre 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).

## Bibliographie

- Alesina, Alberto, Arnaud Devleeschauwer, William Easterly, Sergio Kurlat et Romain Wacziarg. 2003. « Fractionalization ». *Journal of Economic Growth* 8 (2): 155-94.
- 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. 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.
- 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.
- Birnie, 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.
- 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.
- 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.
- Dettrey, Bryan J. et Leslie A. Schwindt-Bayer. 2009. « Voter Turnout in Presidential Democracies ». *Comparative Political Studies* 42 (10): 1317-38.
- Duverger, Maurice. 1954. *Political Parties: Their Organisation and Activity in the Modern State*. London: Methuen.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- 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](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](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.
- 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.
- 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.
- Nagelkerke, N.J.D. 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](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? » *NBER Working Paper* (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.
- 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.

- 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.
- 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.
- Tillman, Erik R. 2015. « Pre-electoral coalitions and voter turnout ». *Party Politics* 21 (5): 726-37.

## Annexe A

**Tableau IX : Élections analysées et hétérogénéité ethnique des pays**

Pays	Hétérogénéité ethnique		Élections
	Première élection <sup>a</sup>	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 <sup>b</sup>	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	0.52	0.56	1994, 1998, 2002, 2006, 2011
Moldavie	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 d'un boycottage de l'élection par le principal parti d'opposition et de certains autres partis (Inter-Parliamentary Union 1971, 1983).  
<sup>a</sup> Niveau d'hétérogénéité ethnique des pays l'année où s'est déroulée leur élection la plus ancienne contenue dans notre échantillon.

<sup>b</sup> Le niveau d'hétérogénéité ethnique de la République de Corée à sa première élection (1988) n'était pas nul, mais s'élevait à 0.003.

**Tableau VII : 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 <sup>a</sup>	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%)		

<sup>a</sup> La valeur minimum d'hétérogénéité ethnique est de 0.003 (élection de 1988 en République de Corée).

**Tableau VIII : Sources des données**

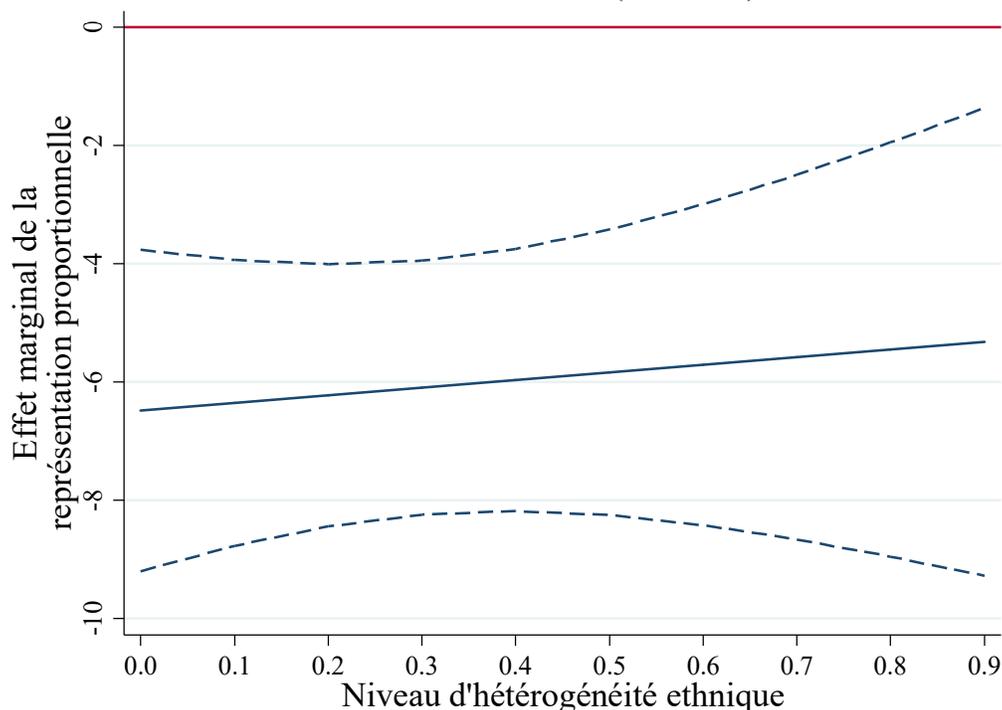
Variables	Sources
Participation électorale	International Institute for Democracy and Electoral Assistance (IDEA), <i>Voter Turnout Database</i> (2018c)
Représentation proportionnelle	IDEA, <i>Electoral System Design Database</i> (2018b); Bormann et Golder (2013)
Hétérogénéité	Nardulli et al., <i>Composition 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, Jaggers, 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)

**Tableau IX : 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

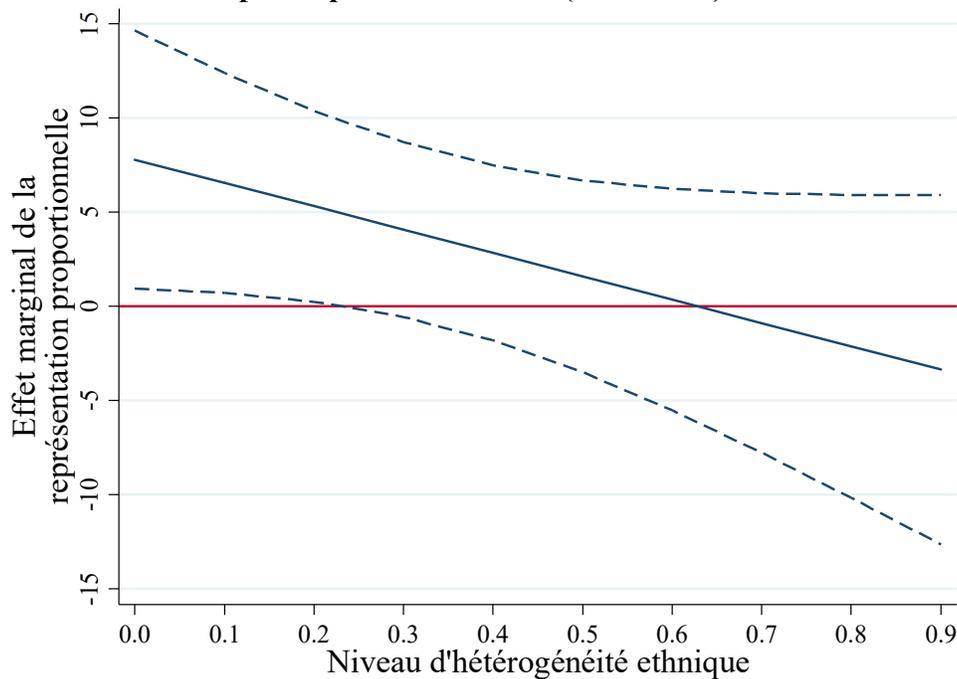
## Annexe B

**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 IV.

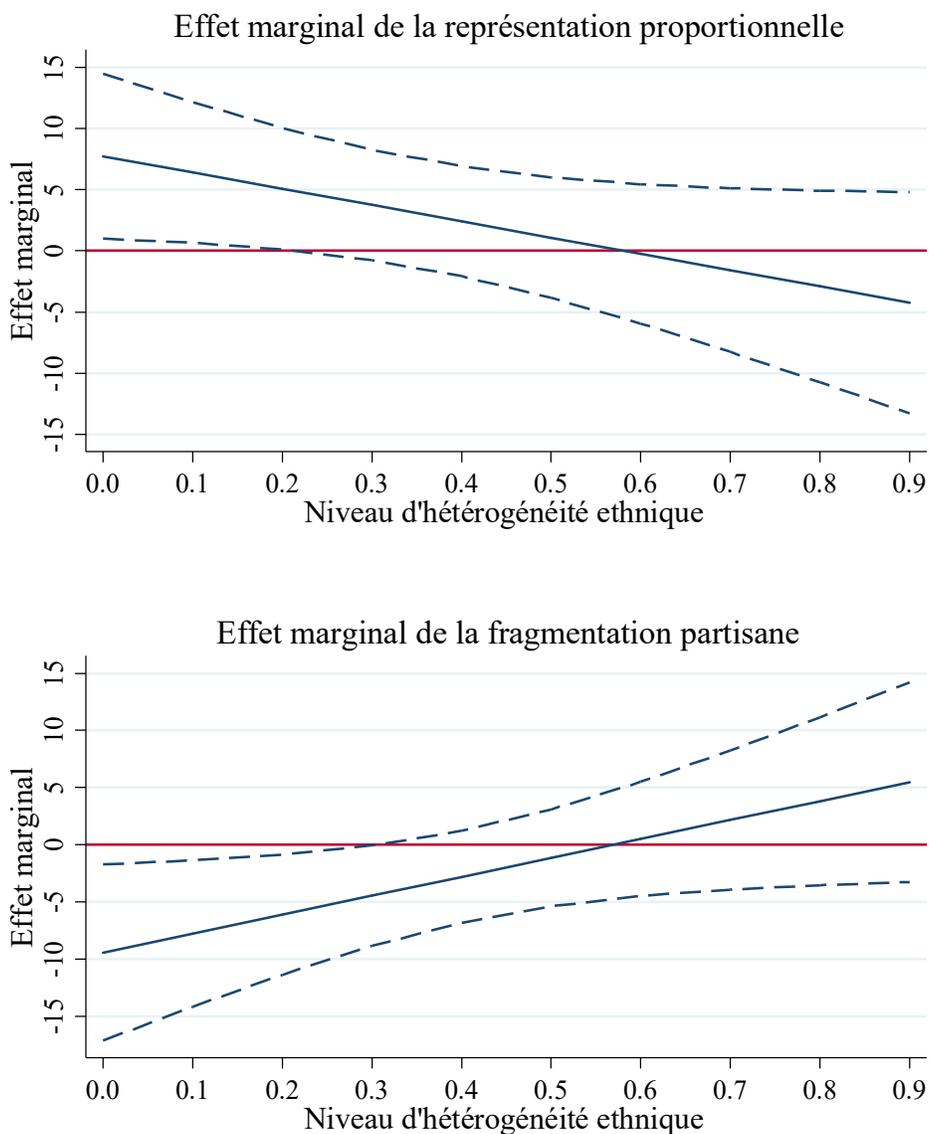
**Figure B.2 : Effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale (Modèle 10)**



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 V.

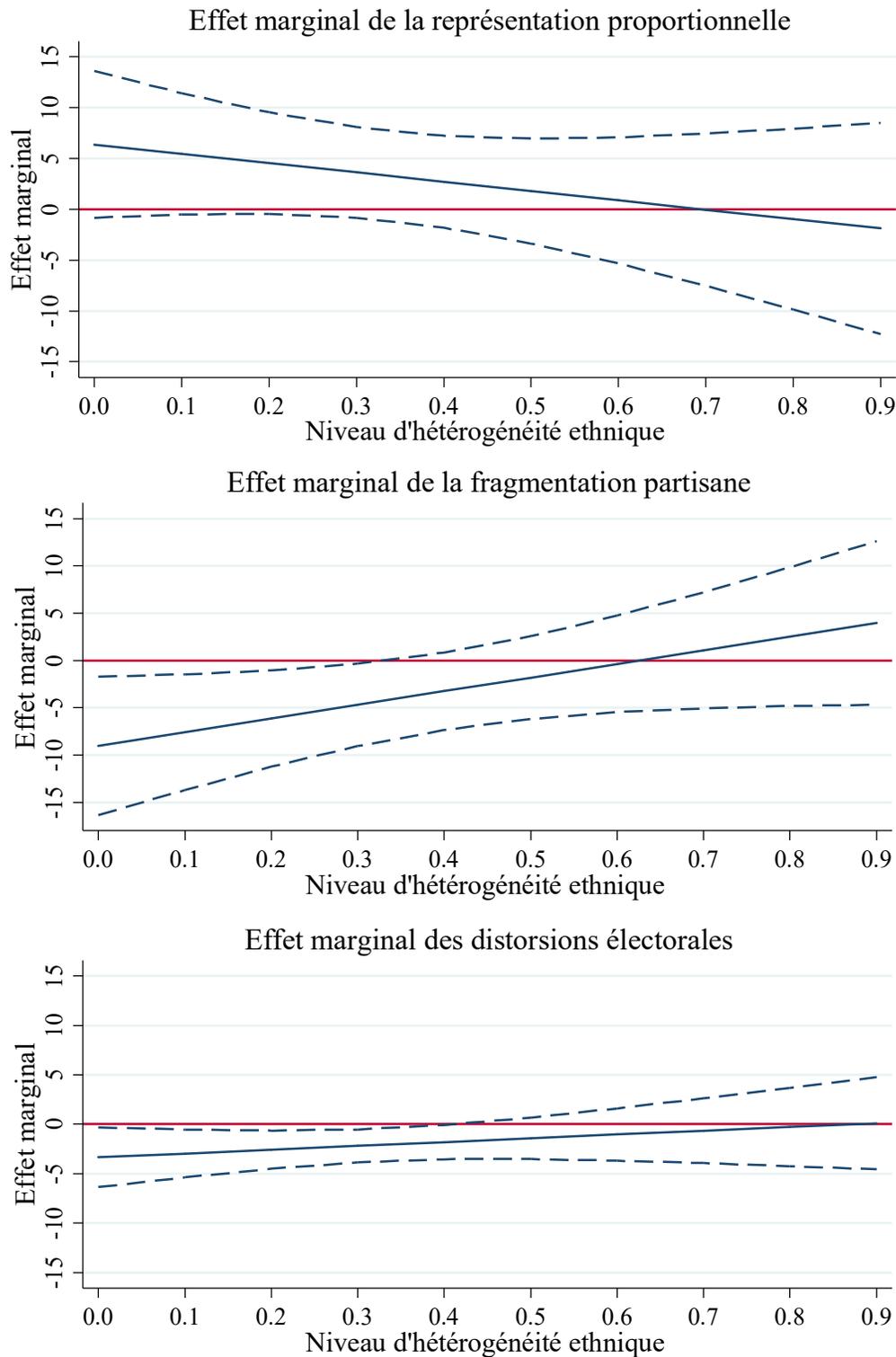
**Figure B.3 : Graphiques d'effets marginaux des interactions du Modèle 11**

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 V.

**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 V.

**Tableau X : 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 <sup>2</sup> 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 XI : 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 <sup>2</sup> 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 XII : 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 <sup>2</sup> 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 XIII : Observations influentes (DFFITS)**

Pays	Année	DFFITS <sup>a</sup>	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

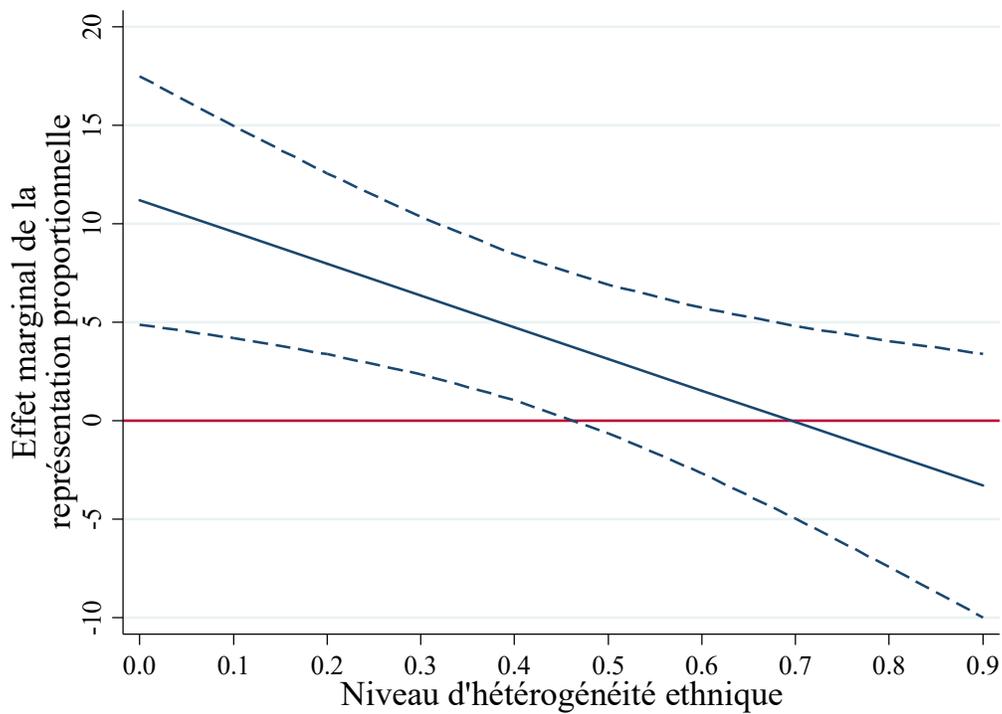
<sup>a</sup> Les élections sont classées en ordre décroissant de DFFITS en valeur absolue.

**Tableau XIV : 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 <sup>2</sup> 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)**

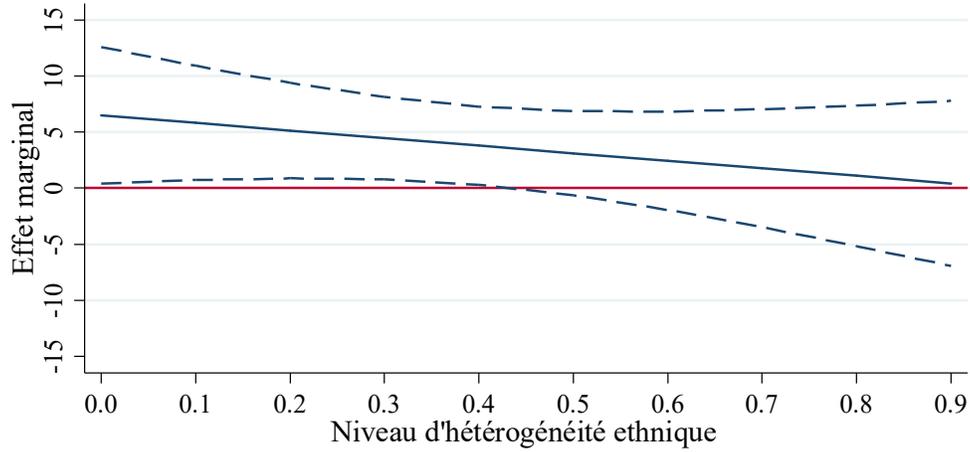


*Note* : La ligne continue représente l'effet marginal de la représentation proportionnelle sur la participation électorale, calculé à partir du Modèle 2 du Tableau XIV, dont l'échantillon (N=526) exclut les 46 élections dont la valeur DFFITS est supérieure à 0.39. Les courbes pointillées représentent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

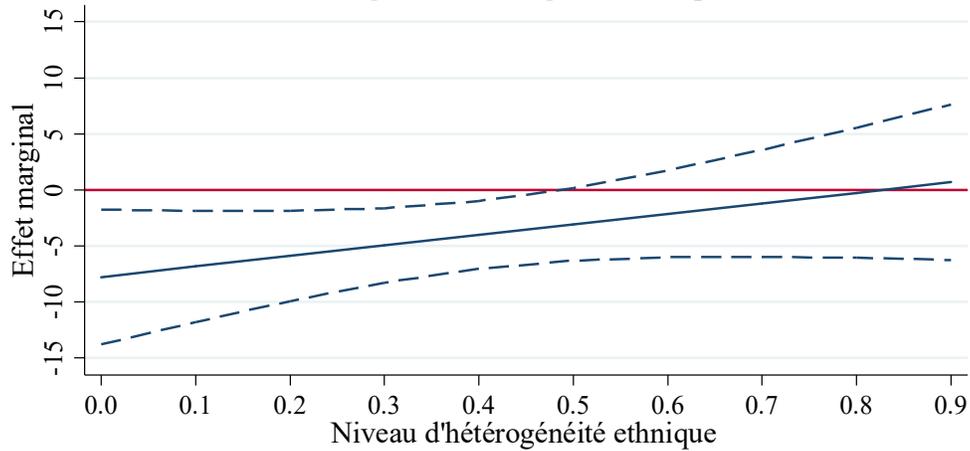
**Figure B.6 : Graphiques d'effets marginaux des interactions du Modèle 12 en excluant les observations influentes (DFFITs)**

Variable dépendante : participation électorale

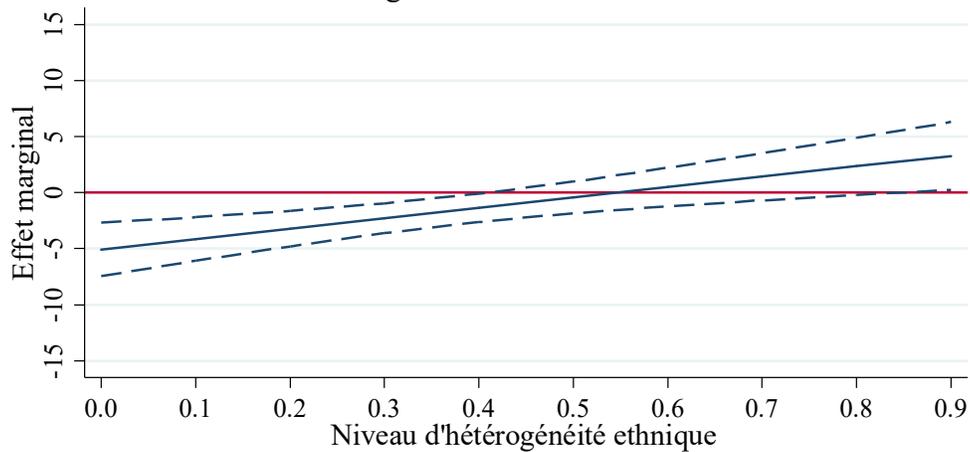
Effet marginal de la représentation proportionnelle



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 XIV, 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.