

Annexe : modélisation de la modularité partisane

Les tableaux T1 et T2 présentent les régressions linéaires utilisées pour modéliser la modularité partisane des réseaux de cosignatures en fonction des caractéristiques de leurs chambres parlementaires. La variable dépendante de tous les modèles est la modularité partisane des réseaux observés, calculée des deux manières suivantes :

- les modèles M1–M4 du tableau A1 utilisent comme variable dépendante la modularité partisane « brute » des cosignatures non pondérées ; et
- les modèles W1–W4 du tableau A2 utilisent comme variable dépendante la modularité partisane de la propension pondérée à la cosignature (*cf.* texte principal).

La modularité varie théoriquement de -1 à $+1$, mais les seuls réseaux où la modularité partisane est négative sont ceux pour l'Autriche. Pour tous les autres réseaux, la modularité partisane est distribuée de manière approximativement normale.

Les variables indépendantes des modèles sont :

- le nombre de groupes parlementaires ;
- le nombre de propositions de loi cosignées, en milliers¹ ;
- le nombre de parlementaires cosignataires, en centaines² ;
- la densité du réseau ;
- le score idéologique gauche-droite moyen des groupes parlementaires $(0-10)^3$;
- la dispersion (écart-type) des scores idéologiques des groupes parlementaires ;
- le pourcentage de parlementaires femmes parmi les (co)signataires ;

¹ Les résultats ne varient pas significativement si cette variable est remplacée par le nombre total de propositions de loi, qu'elles soient cosignées ou non.

² Les résultats ne varient pas significativement si cette variable est remplacée par le nombre total de parlementaires autorisés à siéger dans le chambre, c'est-à-dire par la taille statutaire des assemblées (par exemple, 349 pour le parlement suédois). Source des tailles statutaires des chambres : Union Inter-Parlementaire, base de données PARLINE : <http://www.ipu.org/parline-e/parlinesearch.asp> (consulté le 5 janvier 2015).

³ Les scores proviennent de la base de données ParlGov : H. DÖRING et P. MANOW, « Parliaments and Governments Database (ParlGov): Information on Parties, Elections and Cabinets in Modern Democracies », version stable 14-12, décembre 2014 : *cf.* <http://www.parlgov.org/> (consulté le 5 janvier 2015) ; pour le détail du calcul de positionnement gauche-droite des partis, *cf.* <http://www.parlgov.org/documentation/party-positions/> (consulté le 5 janvier 2015). Certains scores sont issus de la version beta en cours de développement. Les scores des groupes parlementaires mixtes (en Italie notamment) ont été calculés à partir des moyennes non pondérées des partis représentés.

- le pourcentage de parlementaires nouvellement élus parmi les (co)signataires ;
- le pourcentage de parlementaires sans affiliation partisane parmi les (co)signataires ;
- la durée de la législature, en années ;
- le nombre de commissions parlementaires ; et
- la taille moyenne des commissions parlementaires.

Les hypothèses sous-tendant ce choix de prédicteurs sont les suivantes :

- **H1. Structure des chambres**

Les variables relatives au nombre de propositions de loi, de parlementaires et de commissions, de même que la densité, renvoient à la structure des chambres parlementaires. Cette structure est susceptible d'influer sur le comportement législatif dans la mesure où les parlementaires des chambres plus larges ou plus actives sont moins à même de pouvoir connaître l'ensemble des propositions de loi et/ou l'identité de leurs collègues : dans ces circonstances, l'information des parlementaires est moins complète, l'incertitude plus grande, et leur comportement plus facile à canaliser à partir de l'information offerte par les affiliations partisans⁴.

- **H2. Profils des parlementaires**

Les variables relatives au pourcentage de parlementaires femmes, nouvellement élus ou sans affiliation partisane renvoient aux différences de composition des chambres parlementaires. Ces trois variables sont incluses en référence aux études ayant établi que les parlementaires femmes, récemment élus ou sans affiliation partisane sont susceptibles d'être plus actifs que les autres⁵, et possiblement plus susceptibles de rompre avec la discipline de leur groupe parlementaire sous certaines circonstances (voire, dans le cas des parlementaires sans affiliation partisane, de ne suivre aucune discipline de groupe, bien que les parlementaires n'appartenant à aucun groupe aient parfois la possibilité de se constituer en groupe parlementaire autonome, comme au Sénat français).

⁴ J. H. KIRKLAND, « Chamber Size Effects on the Collaborative Structure of Legislatures », dans *Legislative Studies Quarterly*, 2014, 39, p. 169-198.

⁵ Se reporter notamment à K. A. BRATTON et S. M. ROUSE, « Networks in the Legislative Arena: How Group Dynamics Affect Cosponsorship », dans *Legislative Studies Quarterly*, 2011, 36, p. 423-460 ; J. H. CLARK et V. CARO, « Multimember Districts and the Substantive Representation of Women: An Analysis of Legislative Cosponsorship Networks », dans *Politics & Gender*, 2013, 9, p. 1-30.

– **H3. Composition partisane**

Les deux variables se rapportant aux scores idéologiques gauche-droite visent à estimer l'influence des écarts programmatiques entre les partis politiques composant les groupes parlementaires. La moyenne de ces scores sert à estimer si les chambres parlementaires dominées par des partis de droite sont plus ou moins segmentées que celles dominées par des partis de gauche. L'écart-type de ces scores sert à estimer si une augmentation de la dispersion idéologique, causée, par exemple, par l'entrée d'un parti d'extrême-gauche ou d'extrême-droite dans la chambre parlementaire, entraîne une diminution des cosignatures transpartisanes (entre groupes parlementaires). Cette hypothèse est dérivée des études ayant établi que la proximité idéologique entre parlementaires rend plus probable leur propension à cosigner des propositions de loi entre eux⁶.

– **H4. Effet temporel**

La variable relative à la durée de la législature se justifie par la variabilité de cette durée dans l'échantillon étudié : en fonction des durées légales des mandats parlementaires, la durée des législatures varie en effet de quatre à six ans, et cette durée diminue à deux ou trois ans pour les législatures en cours. En référence à l'hypothèse H1, on peut émettre l'hypothèse que les législatures plus longues laissent plus de temps aux parlementaires pour développer leur activité de cosignature, y compris entre groupes parlementaires, ce qui aurait pour effet de faire diminuer, au cours du temps, la segmentation partisane de leur réseau de cosignatures, au fur et à mesure que l'incertitude sur les affinités entre parlementaires diminue elle aussi⁷.

Les modèles « M » (modularité partisane des cosignatures non pondérées) et « W » (modularité partisane de la propension pondérée à la cosignature) numérotés de 1 à 4 diffèrent sur les points suivants :

⁶ Cf. notamment K. A. BRATTON et S. M. ROUSE, « Networks in the Legislative Arena: How Group Dynamics Affect Cosponsorship », *op. cit.* ; Y. ZHANG, A. FRIEND, A. L. TRAUD, M. A. PORTER, J. H. FOWLER et P. J. MUCHA, « Community Structure in Congressional Cosponsorship Networks », dans *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387, 2008, p. 1705-1712.

⁷ J. H. KIRKLAND, « Chamber Size Effects on the Collaborative Structure of Legislatures », *op. cit.*

- les modèles M1 et W1 utilisent la quasi-intégralité des réseaux de cosignature observés ($N = 99$), sans inclure les prédictors relatifs aux commissions parlementaires⁸ ;
- les modèles M2 et W2 reproduisent les modèles M1 et W1 en excluant les réseaux de cosignatures de l'Autriche, dont la modularité est exceptionnellement négative ($N = 93$) ;
- les modèles M3 et W3 intègrent deux prédictors supplémentaires relatifs aux commissions parlementaires, mais excluent les réseaux de cosignatures pour lesquels ces variables n'étaient pas disponibles ($N = 86$) : cette situation concerne les dix législatures de la Belgique, deux législatures de l'Assemblée nationale française et une législature de la chambre basse suisse ;
- les modèles M4 et W4 reproduisent les modèles M3 et W3 en excluant également les réseaux de cosignatures de l'Autriche ($N = 80$) ;

Ces différents modèles permettent de vérifier que les résultats obtenus ne varient pas de manière drastique en fonction des réseaux exclus des modèles finaux M4 et W4, qui sont ceux présentés dans le texte principal, et qui minimisent l'erreur standard résiduelle à une valeur proche de 0,1 point de modularité.

Les Figures F1 et F2 montrent la distribution des résidus des modèles M4 et W4 en fonction des valeurs de modularité prédites. Dans les deux cas, les résidus ne manifestent aucun motif particulier, bien que les erreurs résiduelles varient de $-0,26$ à $+0,16$ pour le modèle M4, et de $-0,33$ à $+0,16$ pour le modèle W4 : les deux modèles ont donc légèrement tendance à sous-prédire la modularité partisane réelle.

Enfin, les Figures F3 et F4 montrent l'effet marginal, dans ces modèles, de la dispersion idéologique sur la modularité du réseau. Dans les deux cas, la modularité partisane prédite par les deux modèles est positivement associée à la dispersion des scores idéologiques gauche-droite des groupes parlementaires : une augmentation d'un point d'écart-type correspond à une augmentation d'environ 0,13 à 0,15 point de modularité.

Les données et le code de réplcation de ces modèles (en langage R) sont disponibles à l'adresse <http://f.briatte.org/research> ou sur demande auprès de l'auteur.

⁸ Du fait de l'absence d'informations sur la séniorité de ces membres, le réseau de cosignatures du Sénat belge de 1995 à 1999 (49^e législature) est exclu de tous les modèles.

Tableau T1. Régressions linéaires : modularité partisane des cosignatures non pondérées

	Modèle			
	M1	M2	M3	M4
(Ordonnée à l'origine)	-0,42 (0,30)	0,19 (0,17)	-0,14 (0,30)	0,20 (0,16)
Nombre de groupes parlementaires	0,02 (0,01)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)
Nombre de propositions de loi / 1 000	0,01 (0,01)	0,02 (0,01)	0,05 (0,01)	0,02 (0,01)
Nombre de parlementaires / 100	0,03 (0,02)	-0,00 (0,01)	0,07 (0,02)	0,00 (0,01)
Densité	-1,15 (0,78)	-2,00 (0,43)	-0,27 (0,76)	-1,50 (0,41)
Idéologie partisane (moyenne)	-0,02 (0,05)	0,00 (0,03)	-0,03 (0,05)	0,02 (0,02)
Idéologie partisane (écart-type)	0,20 (0,07)	0,13 (0,04)	0,20 (0,06)	0,13 (0,03)
% femmes	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
% nouveaux élus	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
% sans étiquette	-0,01 (0,00)	-0,01 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
Durée de la législature (années)	0,02 (0,02)	-0,00 (0,01)	-0,00 (0,02)	-0,02 (0,01)
Commissions (nombre)			-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Commissions (taille moyenne)			-0,01 (0,00)	0,00 (0,00)
R^2 ajusté	0,26	0,47	0,43	0,55
Erreur standard résiduelle	0,22	0,12	0,19	0,10
N	99	93	86	80

Erreurs standard entre parenthèses. Les coefficients significatifs à $p < 0,01$ sont affichés en gras.

Tableau T2. Régressions linéaires : modularité partisane de la propension pondérée à la cosignature

	Modèle			
	W1	W2	W3	W4
(Ordonnée à l'origine)	-0,56 (0,29)	-0,01 (0,17)	-0,27 (0,28)	0,00 (0,17)
Nombre de groupes parlementaires	0,02 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)
Nombre de propositions de loi / 1 000	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,04 (0,01)	0,02 (0,01)
Nombre de parlementaires / 100	0,03 (0,02)	-0,00 (0,01)	0,06 (0,02)	0,01 (0,01)
Densité	-1,03 (0,75)	-1,82 (0,43)	-0,29 (0,71)	-1,42 (0,42)
Idéologie partisane (moyenne)	-0,00 (0,04)	0,02 (0,03)	-0,02 (0,04)	0,03 (0,03)
Idéologie partisane (écart-type)	0,21 (0,07)	0,15 (0,04)	0,21 (0,06)	0,15 (0,03)
% femmes	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
% nouveaux élus	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
% sans étiquette	-0,01 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Durée de la législature (années)	0,02 (0,02)	0,00 (0,01)	0,00 (0,02)	-0,01 (0,01)
Commissions (nombre)			-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Commissions (taille moyenne)			-0,01 (0,00)	0,00 (0,00)
R^2 ajusté	0,27	0,44	0,45	0,50
Erreur standard résiduelle	0,21	0,12	0,18	0,10
N	99	93	86	80

Erreurs standard entre parenthèses. Les coefficients significatifs à $p < 0,01$ sont affichés en gras.

Figure F1. Résidus et valeurs prédites du modèle M4 (ligne pleine à la moyenne, lignes en pointillés à la moyenne ± 1 écart-type).

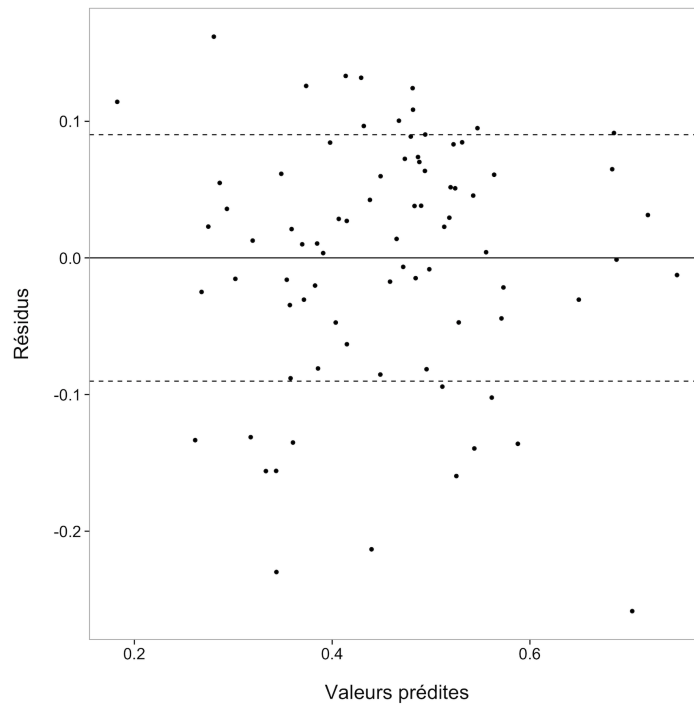


Figure F2. Résidus et valeurs prédites du modèle W4 (ligne pleine à la moyenne, lignes en pointillés à la moyenne ± 1 écart-type).

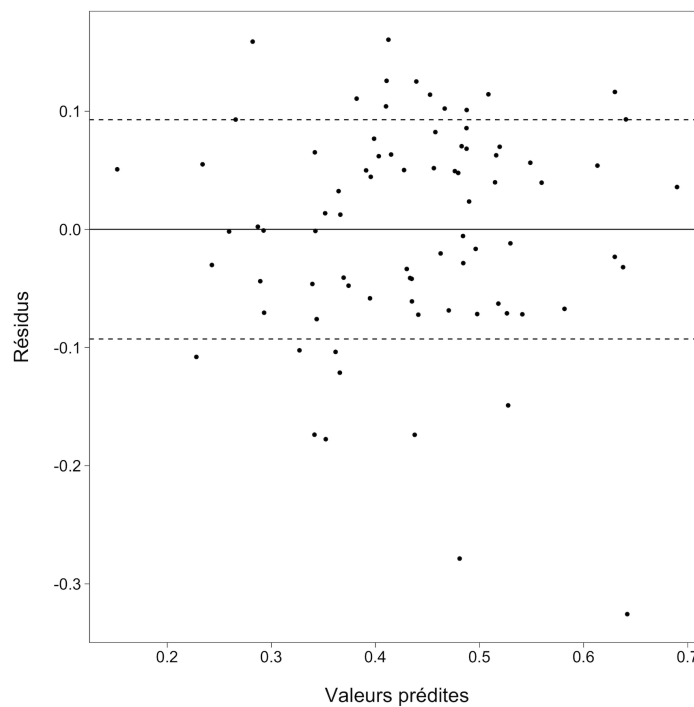


Figure F3. Effet marginal de la dispersion idéologique sur la modularité partisane prédite par le modèle M4 (intervalle de confiance à 95% en lignes pointillées).

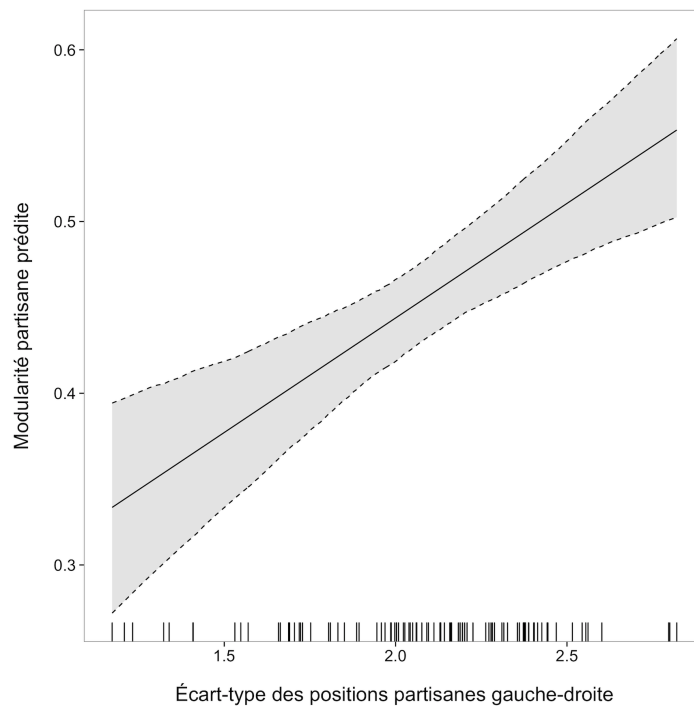


Figure F4. Effet marginal de la dispersion idéologique sur la modularité partisane prédite par le modèle W4 (intervalle de confiance à 95% en lignes pointillées).

